

**Three essays on the impacts of major tax or subsidy reforms on  
investors, capital markets and society**

INAUGURALDISSERTATION

Zur Erlangung des akademischen Grades  
einer Doktorin der Wirtschaftswissenschaft  
des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft  
der Freien Universität Berlin

Vorgelegt von  
Mona Lau, M.Sc.  
aus Berlin  
Berlin, 2017

Tag der Disputation: 07.06.2017

Erstgutachter: Prof. Dr. Jochen Hundsdoerfer

Zweitgutachter: Prof. Dr. Frank Hechtner



## Koautoren und Publikationen

Die vorliegende kumulative Dissertation besteht aus insgesamt drei Beiträgen:

### **Capitalization of Capital Gains Taxes: Attention, Deadlines, and Media Coverage**

- Dieser Beitrag wurde gemeinsam mit Herrn Prof. Sebastian Eichfelder (Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg) verfasst. Der Anteil der Autoren beträgt jeweils die Hälfte.
- Der Beitrag wurde im Rahmen der folgenden Veranstaltungen von Prof. Eichfelder vorgestellt:
  - o Arqus Jahrestagung, Bayreuth (2014)
  - o 2nd Annual MaTax Conference, Mannheim (2015)
  - o 109th Conference on Taxation of the National Association, Baltimore (2016)
  - o 6th Conference on Current Research in Taxation, Bonn (2016)
- Vorversionen des Papiers wurden während seines Entstehungsprozesses als Diskussionspapier in folgenden Reihen veröffentlicht:
  - o arqus Discussion Paper No. 170 (2014) des Arbeitskreises Quantitative Steuerlehre unter dem Titel: Capital Gains Taxes and Asset Prices: The Impact of Tax Awareness and Procrastination
  - o FACTS Discussion Paper 2014/17 (2014) des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin unter dem Titel: Capital Gains Taxes and Asset Prices: The Impact of Tax Awareness and Procrastination
  - o arqus Discussion Paper No. 195 (2015) des Arbeitskreises Quantitative Steuerlehre unter dem Titel: Capitalization of capital gains taxes: (In)attention and turn-of-the-year returns
  - o FACTS Discussion Paper 2015/33 (2015) des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin unter dem Titel: Capitalization of capital gains taxes: (In)attention and turn-of-the-year returns
  - o Working Paper No. 19/2015 (2015) der Working Paper Series der Faculty of Economics and Management der Otto von Guericke Universität Magdeburg unter dem Titel: Capitalization of capital gains taxes: (In)attention and turn-of-the-year returns
- Folgende deutschsprachige Veröffentlichungen stellen Ergebnisse der Studie vor:
  - o Eichfelder/Lau: Hat die Einführung der Abgeltungsteuer Aktienkurse beeinflusst? Empirische Ergebnisse und Implikationen für die Kapitalmarkttheorie, in: *Zeitschrift des Studentischen Börsenvereins Magdeburg e.V.*, Jubiläumsausgabe zum 20-jährigen Bestehen, S. 43-46
  - o Eichfelder/Lau: Hat die Einführung der Abgeltungsteuer Aktienkurse beeinflusst? in: *Finanzen, Steuern, Recht - Magdeburg* 6 (2015), S. 24-25
  - o Eichfelder/Lau: Hat die Einführung der Abgeltungsteuer Aktienkurse beeinflusst? Empirische Ergebnisse und Implikationen für die Kapitalmarkttheorie wurde unter dem Titel, in: *Wirtschaftsdienst*, 96. Jg. (2016), H. 2, S. 101-105

- Eichfelder/Lau: Einführung der Abgeltungssteuer beeinflusste Aktienkurse, in: *Bankmagazin*: für Führungskräfte der Finanzwirtschaft – Wiesbaden (2016), Bd. 65.2016, 5, S. 30-33

### **Financial Transaction Taxes: Announcement effects, short-run effects, and long run effects**

- Dieser Beitrag wurde gemeinsam mit Herrn Prof. Sebastian Eichfelder (Otto-von-Guericke-Universität Magdeburg) verfasst. Der Anteil der Autoren beträgt jeweils die Hälfte.
- Der Beitrag wurde im Rahmen der folgenden Veranstaltungen vorgestellt:
  - Doktorandenworkshop mit dem Lehrstuhl für Betriebswirtschaftliche Steuerlehre der Otto Beisheim School of Management, Berlin (2014)
  - Doktorandenworkshop der arqus Jahrestagung, Bayreuth (2014)
  - Doktorandenworkshop mit dem Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre und Unternehmensbesteuerung der Universität zu Köln, Berlin (2015)
  - FACTS Forschungskolloquium, Berlin (2015 – vorgetragen von Prof. Eichfelder)
  - Graduate School of Law and Economics Colloquium, Würzburg (2015 - vorgetragen von Prof. Eichfelder)
  - 3rd Annual MaTax Conference, Mannheim (2016 – vorgetragen von Prof. Eichfelder)
  - IWH Research Colloquium, Halle (2016 – vorgetragen von Prof. Eichfelder)
  - Fortbildungsveranstaltung der Mitarbeiter des Bundesministeriums der Finanzen, Berlin (2016 – vorgetragen von Prof. Eichfelder)
- Eine Vorversion des Papiers wurden während seines Entstehungsprozesses als arqus Discussion Paper No. 211 (2016) des Arbeitskreises Quantitative Steuerlehre unter dem Titel: Financial Transaction Taxes: Announcement effects, short-run effects, and long-run effects veröffentlicht.
- Folgende deutschsprachige Veröffentlichung stellt Ergebnisse der Studie vor: Eichfelder/Lau/Mattick: Senkt die Transaktionssteuer Handelsvolumina? in: *Finanzen, Steuern, Recht* - Magdeburg 7 (2017), S. 18-19.

### **Das Erneuerbare-Energien-Gesetz: Bewertung der Effekte für Investoren und die Gesellschaft**

- Dieser Beitrag wurde ohne Koautoren erstellt.
- Der Beitrag wurde im Rahmen des Doktorandenworkshops 2016 mit dem Lehrstuhl für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre und Unternehmensbesteuerung sowie des Professorship for Behavioral Accounting/Taxation/Finance der Universität zu Köln im Jahr 2016 in Köln vorgestellt.

# Contents

<b>Contents .....</b>	<b>6</b>
<b>List of Tables .....</b>	<b>10</b>
<b>List of Figures.....</b>	<b>10</b>
<b>1 Introduction.....</b>	<b>13</b>
<b>2 Capitalization of Capital Gains Taxes: Attention, Deadlines, and Media Coverage.....</b>	<b>20</b>
2.1 Introduction .....	21
2.2 CGTR 2009.....	25
2.3 Theory and Hypotheses .....	30
2.4 Identification Strategy and Data .....	35
2.4.1 Identification Strategy .....	35
2.4.2 Data .....	36
2.5 Empirical Analysis.....	38
2.5.1 Graphical evidence.....	38
2.5.2 Stock market effects at TY 2008/2009.....	43
2.5.3 Deadline effect and media effect.....	48
2.5.4 Tests on average trading volume per transaction .....	51
2.5.5 Heterogeneity of stock market effects at TY 2008/2009 .....	54
2.6 Conclusion.....	57
Appendices.....	61
Appendix 2.A: Definitions of Variables .....	61
Appendix 2.B: Additional Figures and Regression Cross-Checks .....	62
References.....	68
<b>3 Financial transaction taxes: Announcement effects, short-run effects, and long-run effects....</b>	<b>71</b>
3.1 Introduction .....	72
3.2 The French FTT 2012.....	75
3.3 Theory, Evidence and Hypotheses.....	78
3.4 Identification Strategy and Data .....	85
3.4.1 Identification Strategy .....	85
3.4.2 Data .....	88
3.5 Results.....	91
3.5.1 Graphical evidence.....	91
3.5.2 Effects on trading volume .....	97
3.5.3 Effects on stock prices .....	101

3.5.4 Effects on liquidity and volatility.....	104
3.5.5 Accounting for seasonality.....	108
3.5.6 Matched control groups.....	113
3.6 Conclusion.....	116
References.....	119

#### **4 Das Erneuerbare-Energien-Gesetz: Bewertung der Effekte für Investoren und die Gesellschaft**

.....	<b>122</b>
4.1 Einleitung .....	124
4.2 Überblick über vorliegende Studien.....	130
4.3 Ermittlung individueller und kollektiver Vorteilhaftigkeiten .....	135
4.3.1 Forschungsfrage und Hypothesen.....	135
4.3.2 Individuelle Vorteilhaftigkeit aus Sicht von Investoren .....	137
4.3.2.1 Untersuchungsdesign zur individuellen Vorteilhaftigkeit.....	137
4.3.2.2 Investitionen in Photovoltaik.....	139
4.3.2.2.1 Photovoltaik: Kapitalwerte unter EEG im Standardfall .....	139
4.3.2.2.2 Photovoltaik: Sensitivitätsanalyse der Kapitalwerte unter EEG .....	148
4.3.2.2.3 Photovoltaik: Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb im Vergleich .....	149
4.3.2.3 Investitionen in Onshore-Windkraft.....	153
4.3.2.3.1 Onshore-Windkraft: Kapitalwerte unter EEG im Standardfall .....	153
4.3.2.3.2 Windkraft-Onshore: Sensitivitätsanalyse der Kapitalwerte unter EEG .....	160
4.3.2.3.3 Windkraft-Onshore: Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb im Vergleich .....	161
4.3.2.4 Zusammenfassung und Diskussion individueller Vorteilhaftigkeit .....	163
4.3.3 Kollektive Vorteilhaftigkeit – Gesamtwirtschaftliche Effekte .....	164
4.3.3.1 Untersuchungsdesign zur kollektiven Vorteilhaftigkeit.....	164
4.3.3.2 Gesamtwirtschaftliche Effekte der Förderung von Photovoltaik und Windkraft an Land.....	168
4.3.3.2.1 Gesamtwirtschaftliche Effekte in Deutschland durch das EEG .....	168
4.3.3.2.1.1 Nutzen.....	172
4.3.3.2.1.2 Kosten.....	176
4.3.3.2.1.3 Weitere Effekte, die nicht in der Berechnung zu berücksichtigen sind .....	180
4.3.3.2.2 Gesamtwirtschaftliche Effekte bei Anpassung der Zertifikat-Regelungen zugunsten des Klimawandels.....	182
4.3.4 Zusammenfassung und Diskussion kollektiver Vorteilhaftigkeit.....	183
4.4 Ausblick EEG 2017: Beschreibung neuer Regelungen und Einschätzung der Effekte .....	185
4.4.1 Die neuen Regelungen des EEG 2017 .....	185
4.4.2 Auswirkungen und Beurteilung des EEG 2017 .....	186
4.5 Zusammenfassung.....	188
Anhang.....	192
Literaturverzeichnis.....	196

<i>Rechtsquellen</i> .....	208
<b>5 Summary and Conclusion</b> .....	<b>210</b>
<b>6 Zusammenfassung auf Deutsch</b> .....	<b>212</b>
<b>General References</b> .....	<b>214</b>
<b>Affidavit</b> .....	<b>217</b>





## List of Tables

Table 1: Capital Gains Tax Reform of 2009.....	27
Table 2: Newspaper articles published in Germany in 2008 describing the new German capital gains tax of 2009 .....	29
Table 3: Descriptive statistics .....	38
Table 4: Market effects at TY 2008/2009: Two trading days.....	45
Table 5: Market effects at TY 2008/2009: Two trading days and five trading days (5D) .....	46
Table 6: Deadline effects and media effects .....	50
Table 7: Analysis of trading volume: Tax effects at TY 2008/2009 .....	52
Table 8: Analysis of trading volume: Media effects.....	54
Table 9: Heterogeneity tests.....	56
Table 10 Appendix 2.A: Definitions of the variables in our regression models.....	61
Table 11 Appendix 2.B: Cross-checks: Extended number of control periods (2006–2007 to 2010–2011) .....	65
Table 12 Appendix 2.B: Cross-checks: Extended control group (United Kingdom, France, Spain) ....	66
Table 13 Appendix 2.B: Cross-checks: Difference-in-differences approach .....	67
Table 14: Empirical evidence on FTT .....	79
Table 15: Descriptive statistics .....	91
Table 16: Trading volume: Preliminary specification .....	98
Table 17: Trading volume: Baseline specification .....	100
Table 18: Daily return: Baseline specification.....	102
Table 19: Daily return: Monthly estimates in the announcement period.....	103
Table 20: Bid-ask spread: Baseline specification .....	105
Table 21: Intraday volatility: Baseline specification .....	106
Table 22: Weekly volatility: Baseline specification .....	107
Table 23: Monthly volatility: Baseline specification.....	107
Table 24: Trading volume and daily return: Triple difference specification.....	111
Table 25: Bid-ask spread and intraday volatility: Triple difference specification.....	112
Table 26: Weekly and monthly volatility: Triple difference specification.....	113
Table 27: Correlation coefficients for a pre-announcement period of four months .....	114
Table 28: Trading volume and daily return: Matched control groups .....	115
Table 29: Bid-ask spread and intraday volatility: Matched control groups.....	115
Table 30: Weekly and monthly volatility: Matched control groups .....	116
Table 31: Annahmen Kapitalwertberechnungen Photovoltaik .....	143
Table 32: Kapitalwertberechnung Photovoltaik 2015 im Standardfall bei einer Fremdfinanzierung von 70% und 100% Eigenverbrauch.....	145

Table 33: Annahmen Kapitalwertberechnungen Windkraft-Onshore .....	156
Table 34: Kapitalwertberechnung Windkraft-Onshore 2015 im Standardfall bei Fremdfinanzierung von 70% .....	158
Table 35: Gesamtwirtschaftliche Effekte: Nutzen und Kosten aus Photovoltaik und Windkraftanlagen im Jahr 2013 .....	169
Table 36 Anhang 4: Berechnung der erzielbaren Absatzpreise durch Windkraftanlagen unter Wettbewerb .....	192
Table 37 Anhang 4: Wert der vermiedenen* und verursachten Emissionen durch Photovoltaik im Jahr 2013 .....	193
Table 38 Anhang 4: Externe Nutzen und Kosten der Stromerzeugung aus Photovoltaik im Jahr 2013 in Deutschland .....	194
Table 39 Anhang 4: Vermiedene jährliche Kosten für Importe fossiler Brennstoffe für das Jahr 2013 .....	195

## List of Figures

Figure 1: Timing of the 2008/2009 Business Tax Reform .....	26
Figure 2: Google Trends analyses 2008.....	39
Figure 3: Abnormal trading volumes, TY 2008/2009 .....	41
Figure 4: Abnormal daily returns, TY 2008/2009 .....	42
Figure 5: Abnormal share prices, TY 2008/2009 .....	42
Figure 6 Appendix 2.B: Abnormal trading volumes, daily returns, and share prices, TY 2007/2008, TY 2009/2010 .....	62
Figure 7 Appendix 2.B: Demeaned trading volumes, daily returns, and share prices, TY 2008/2009 .....	63
Figure 8: FTT introduction process in France and EU-wide developments.....	77
Figure 9: Trading volume – Large German and UK stocks.....	93
Figure 10: Trading volume – Small French stocks.....	93
Figure 11: Daily returns – Large German and UK stocks .....	94
Figure 12: Daily returns – Small French stocks.....	95
Figure 13: De-meaned bid-ask spread and volatility – Large stocks.....	96
Figure 14: De-meaned trading volume in 2011 .....	109
Figure 15: De-meaned trading volume in 2013 .....	109
Figure 16: Photovoltaik Standardfall, Fremdfinanzierung 70%.....	146
Figure 17: Photovoltaik Standardfall nach Fremdfinanzierungsquoten .....	147
Figure 18: Photovoltaik Sensitivitätsanalyse für Fremdfinanzierung 70% .....	149
Figure 19: Photovoltaik für die Jahre 2005, 2011 und 2015 – Kapitalwertberechnung EEG vs. Wettbewerb mit und ohne Ertragsteuern .....	152
Figure 20: Windkraft, Standardfall für die Jahre 2005, 2011 und 2015 .....	159
Figure 21: Windkraft, Sensitivitätsanalyse im Jahr 2015 .....	160
Figure 22: Windkraft, Kapitalwertberechnung EEG vs. Wettbewerb mit und ohne Ertragsteuern bei Fremdfinanzierung 70%.....	163

# 1 Introduction

Research on taxation claims to be able to identify and analyze tax-induced effects on economic decisions (König 2012) based on theoretical models. Tax research usually relies on the classical assumption of immediate information efficiency of capital markets (Fama 1970). For example, it is assumed that new information about taxes (e.g., announcement of tax reform) is immediately considered by market participants and thus stock prices incorporate the new tax information shortly after its publication.

Empirical tax and finance research provides evidence in this regard (Lang and Shackelford 2000; Dai et al. 2008; Blouin et al. 2009 etc.): Tax reforms lead to adjustments of trading decisions of market participants which (as expected from existing theory) in turn leads to a reflection of taxes in share prices.

However, recent behavioral finance and psychological research shows that trading can also be influenced by the level of attention of an investor (Lou 2014; Pantzalis and Ucar 2014; Andrei and Hasler 2015 etc.). Results indicate that the time of the reaction on the capital markets depends on various factors and that market participants will not always react immediately. Such factors may be the tendency of individuals to procrastinate their actions (Bernatzi and Thaler 2004), to react upon advertising and media (Lou 2014), to show conspicuous trading patterns on Fridays (DellaVigna and Pollett 2009) and around religious holidays (Pantzalis and Ucar 2014) and much more. Hence, it might be concluded that previous studies, which have investigated impacts of tax reforms, have not sufficiently included the complex interaction between tax changes and those other influences and patterns on trading behavior.

This dissertation contributes to this strand of literature by investigating tax and subsidy reforms. The three empirical studies of this dissertation focus on different law reforms that have an impact on market participants, such as investors and other stakeholders (e.g., society); the capital gains tax reform 2009 (CGTR 2009) in Germany, the financial transaction tax (FTT) in France as well as the German renewable energy act (EEG). In general, the thesis investigates possible impacts of (tax) law on returns of private investors, how market participants react on new tax reforms, other effects that may have an impact on the intensity and time of investors' reaction, and also which consequences result for other stakeholder groups like the society or other types of investors (institutional investors etc.).

The first two studies are closer connected to each other than the last one in terms of investigation topic and method applied. Both essays, the first on CGTR 2009 and the second on FTT,

empirically examine effects on capital markets. More precisely, the study on the CGTR 2009 investigates whether and how the capitalization of taxes in asset prices is affected by the level of attention of market participants, while the second study on FTT analyzes whether market participants have anticipated the announcement of the FTT before its introduction date. Furthermore, this second study examines if an early anticipation of the FTT announcement by investors lead to new evidence regarding FTT effects on short- and long-run trading volumes, stock prices, liquidity and volatility.

Both studies contribute to existing literature in several ways. First, research results show that decisions on investments due to a tax change can be also heavily impacted by many factors like tax awareness, deadlines and media coverage. Second, future research should consider that the intensity and time of a reaction due to a tax reform can distort research results if the issue is not properly addressed. Third, the two essays address the research gap described by Hundsdorfer et al. (2008), where tax impacts on decision behavior are examined by the means of empirical analysis.

The third study investigates the German EEG, which was introduced in the year 2000 to promote investments in renewable energy. Regarding the support of renewable energy, Germany was often described as a pioneer (e.g., Brinker 2010; Wagner und Weitzman 2015), and the consequences, advantages and disadvantages of the EEG are continually observed from German researchers, investors, society and policy makers as well as from abroad.

The research objective is to investigate which interest groups benefit from the EEG. Particularly, the essay focuses on two groups: investors and society. Assuming profit-oriented rational investors, the main interests of the investors is to obtain (high) positive profits, whereas the society is supposed to be interested in cost-efficient and inexpensive climate protection.

This third study therefore contributes to several strands of literature of finance, macroeconomics and climate policies, as those have not been jointly examined so far. To the best of my knowledge, there is no other study that investigates both the interests of investors and those of the society.

Tax law is explicitly considered in the return calculations for investors, however, taxes play a minor role in this study. Nevertheless, as governments often introduce direct and indirect tax incentives (like granting special write-offs etc.) as subsidies to promote investments (Nowotny and Zagler 2009), results of this last study can contribute and be related to existing knowledge about tax effects on investments. The consequences of the EEG on investors and

society assessed provide an example in terms of how different interest groups may be affected from governmental regulations to promote investments.

Overall, the empirical evidence of this dissertation has also practical relevance since the results are of high relevance for investors, policy makers and the society alike.

The knowledge on how individuals react upon tax changes is important for obtaining estimates on economic consequences resulting from a tax law change. Based on these findings, recommendations on the design of a tax can be given (Hundsdoerfer et al. 2008).

Also, the three studies are not only of interest for stakeholders of each jurisdiction (either Germany or France) as they provide international advice for legislators as general behavioral patterns and consequences are highlighted.

In the following, the three studies are shortly presented.

*Capitalization of Capital Gains Taxes: Attention, Deadlines, and Media Coverage* (with Prof. Dr. Sebastian Eichfelder)

Capital gains taxes have always been a prominent research topic (e.g., Feldstein 1980; Lang and Shackelford 2000; Shackelford and Verrecchia 2002; Dai et al. 2008 etc.) in tax law and finance literature. Extending existing literature, we argue that the capitalization of taxes in share prices is driven not only by the “true” tax burden, but also by the level of attention of market participants. Therefore, share prices should not only be affected by announcements of upcoming tax reforms, but also by the introduction date of the tax reform (introduction deadline) and the dissemination of information of the tax reform itself and its consequences like new realizable after-tax capital gains.

We expect that the awareness and level of information of market participants increases with the level of media coverage regarding the tax reform. The German capital gains reform of 2009 provides us with an ideal opportunity to study the relation between capitalization effects, deadlines and media coverage, as it could be regarded as a natural experiment.

Before the CGTR 2009 became effective, capital gains on the shareholdings of individual investors were fully tax-exempt if the holding period exceeded one year (otherwise partially tax-exempt). Along with the CGTR 2009, a flat tax rate of 26.38% on short-term and long-term capital gains on the shareholdings of individual investors for shareholdings acquired after December 31, 2008, was introduced. However, the previous tax rules are still applied on

existing shareholdings of individual investors that have been acquired before the CGTR 2009 and for institutional investors, non-corporate business investors, and substantial shareholdings of at least 1% of shares. Thus, the CGTR 2009 provides a strong incentive for individual investors to acquire “tax-free” stocks before the reform deadline at January 1, 2009. Using a difference-in-difference approach, we examine whether the announcement of the tax reform in 2007 have an impact on investment strategies – particularly, for investors who were aware of tax changes and arising consequences.

The difference-in-difference-in-differences approach allows us to control for market-year fixed effects, seasonality effects and possible effects resulting from the financial crisis overlapping the investigation period. Besides, we also analyze the correlation between the number of daily news articles on CGTR 2009 and stock market reactions to separate deadline effects and media effects.

We provide evidence of a strong and temporary increase in abnormal trading volumes, daily returns and share prices shortly before the introduction date at turn-of-the-year 2008-2009 and a subsequent reversal of returns and trading volumes. For example, we find aggregated abnormal returns within the last five trading days of 2008 of 11.5%. Moreover, we provide evidence for an event-specific deadline effect, since media reports before the deadline were associated with the higher returns and trading volumes.

This indicates that late, inattentive investors paid a high mark-up to acquire “tax-free” shares in the last trading days of 2008 to avoid future capital gains tax payments. Market reactions were stronger for small-cap and loser stocks. Thus, there is reason to assume that highly informed investors have a chance to gain arbitrage effects when anticipating these market reactions.

*Financial Transaction taxes: Announcement effects, short-run effects, and long-run effects*  
(with Prof. Dr. Sebastian Eichfelder)

The taxation of financial transactions has become a major topic in international economic policy resulting from the financial crisis 2008–2009 and the following sovereign debt crisis in European countries (e.g., Hemmelgarn and Nicodème 2010; Shackelford et al. 2010). Due to the popularity of the topic, many studies on the effects of FTT have been published in recent years (e.g., Becchetti et al. 2014; Di Wiesenhoff and Egori 2013; Rühl and Stein 2014; Cappelletti-Blancard 2016 etc.).



So far, there is no theoretical consensus on how a FTT will affect stock markets (e.g., in terms of effects on prices, liquidity and volatility). Apparently, the effect of the French FTT is an empirical question.

Because of latest efforts of eleven member States of the European Union to introduce a financial transaction tax on transactions on domestic capital markets, the French FTT is current topic of research. France introduced the FTT on August 1, 2012, imposing a tax rate on transactions on financial assets of 0.2%. The French FTT is limited to stocks with a minimum market capitalization of € 1 billion. Existing literature (e.g., Becchetti et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2016; Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013) has examined FTT by comparing observations on taxed and untaxed stocks before and after the introduction of the FTT. These studies mainly find a significant negative effect on trading volume and stock prices, whether evidence of effects on stock prices, liquidity and volatility is not consistent (e.g., Baltagi et al. 2006 (Becchetti et al. 2014) find a positive (negative) effect on volatility; Pomeranets and Weaver 2013 (Chou and Wang 2006) find a positive (negative) effect on liquidity).

Our study reexamines the impact of the French FTT on trading volumes, stock prices, liquidity and volatility, while adding to existing literature in three ways. First, we extend research as we account for short-run and long-run effects. Second, we investigate not only intraday volatility but also long-term volatility measures (weekly and monthly volatility). Third, we account for the announcement period. The announcement period is of special relevance, as capital market participants might have anticipated the FTT before its introduction date and shifted share trades from the post-reform period to the announcement period. We define the announcement period as the time between the date the FTT legislation passed the French National Assembly on March 14, 2012 until July 31, 2012. The period following the introduction date on August 1, 2012, is divided in the short-run treatment period of one month (until August 31, 2012) and the long-run treatment period.

Using capital market data, we rely on difference-in-differences comparisons of the treatment group (French large-capitalization stocks) and a control group of large-capitalization stocks of the control markets of Germany and United Kingdom.

We can replicate results of prior literature (Meyer et al. 2015; Capelle-Blancard 2016; Colliard and Hoffmann 2016 etc.) in terms of negative effects on trading volume, when not accounting for announcement and short-run effects. However, the negative effect on trading

volume becomes insignificant and disappears by accounting for announcement and short-run treatment effects.

Overall, we provide evidence for a tax-induced bring-forward effect. We also provide evidence that results from simple difference-in-differences estimation, as undertaken by former studies, might have led to an overestimation of the FTT effect on trading volumes as announcement period and short-run treatment effects have not been considered.

Additionally, we show an increase of intraday volatilities (short-run effect) and a decrease in weekly and monthly volatilities (long-run effect). The decreasing long-run effect on volatility suggests a reduction in speculative trading, which is usually associated with enhanced financial stability (Summers and Summers 1989).

*The renewable energy act: Evaluation of the impact on investors and society* (translation from the German language)

Climate change and climate policy in general are “hot topics” in political and public debate. In 2000, the German government introduced the EEG, which aims to increase the use of renewable energy. The EEG legally guarantees a statutory remuneration for any electricity, which is produced using renewable energy sources. The produced green power can be fed into the public electricity network or used for self-consumption.

The first part of the paper investigates the effect of the EEG on returns of investors using net present value calculations. The second part evaluates the EEG from the perspective of the German publicity using a cross-sectional analysis, weighing benefits against costs.

The calculations show that investors can for example achieve positive returns when investing in photovoltaic systems, whereas the same investment would not be profitable without the EEG. The detailed and project-based calculations regarding the investors individual advantageousness cover each amendment of the EEG of greater importance (in 2005, 2011 and 2015), which has not been done before.

To reflect the impacts of the EEG on society, I use a cross-sectional analysis of the year 2013 which concentrates on benefits (like lower health risks and less material damage due to displacement of fossil energy) and costs (like costs for conventional reserve power stations to compensate fluctuations of wind and solar energy) resulting from the governmental support of photovoltaic plants and wind power stations. Benefits and costs are discussed and, where possible, assessed with regards to their monetary value. The macroeconomic effect (benefits mi-

nus costs) of the EEG in 2013 is estimated with € -5 to -1.7 billion, which means that the EEG has an overall negative impact for the society. However, no exact number can be calculated as the overall macroeconomic effect depends on the one hand on the line of argumentation and assumptions on nearly every aspect that is incorporated in the calculation (e.g., value of employment effects, supply reliability, distribution of air pollution), and on the other hand, on the importance of effects which cannot be monetarized (like radioactive accidents etc.).

Scientific literature and results of this study suggest that the EEG has no effect on climate protection goals and causes high costs, which are presumably not offset by the benefits resulting from the EEG. Nevertheless, there is a chance that the non-monetary contributions of the EEG are of such a positive value, that the overall effect might be positive in the end.

## 2 Capitalization of Capital Gains Taxes: Attention, Deadlines, and Media Coverage

Sebastian Eichfelder, Mona Lau<sup>♦</sup>

### Abstract

Using a recent German tax reform as natural experiment, we argue that tax capitalization effects are driven by factors affecting the dissemination of information, such as the reform deadline and associated media coverage. We show that: 1) in the two days before the deadline, returns of German stocks increased by 11.5% and trading volumes by 150.3%; 2) media reports before the deadline were associated with higher returns and trading volumes; 3) market reactions were stronger for small-cap and loser stocks. We find evidence for an event-specific deadline effect, which might be a more general representation for end-of-the-month/turn-of-the-year effects.

*JEL classification:* G02; G12; H24; M41

*Keywords:* deadline effect, media coverage, capital gains tax, tax capitalization, stock pricing, investor attention, tax awareness

---

<sup>♦</sup> We thank André Betzer, Kay Blaufus, Timm Bönke, Jochen Hundsdoerfer, Jeffrey Hoopes, Martin Jacob, Werner Kolb, Norbert Kuhn, Franz W. Wagner, an anonymous referee of the AAA and the participants of the arqus Annual Meeting 2014, Annual MaTax Conference 2015, Conference on Taxation of the National Association 2016 and the 6<sup>th</sup> Conference on Current Research in Taxation 2016 for helpful comments and advice. Mona Lau gratefully acknowledges financial support from Ernst & Young.

## 2.1 Introduction

The question of how taxes affect stock prices is a central issue for asset management, firm valuation, and trading behavior. For instance, tax-loss selling is considered an important driver of the well-known turn-of-the-year effect (Starks et al. 2006; Sikes 2014). It is therefore no surprise that theoretical considerations as well as empirical research suggest the anticipation of future capital gains taxes in current share prices (Amoako-Adu et al. 1992; Lang and Shackelford 2000; Dai et al. 2008; Blouin et al. 2009). Existing empirical research is based on the assumption that market participants react immediately on the announcement of new, relevant tax information. Hence, the focus of the literature is on the announcement of capital tax gains tax reforms.

Behavioral finance research shows that trading can be affected by the level of investor attention and information may not be incorporated in current share prices if investors are (temporarily) inattentive (DellaVigna and Pollet 2009; Hirshleifer et al. 2011; Lou 2014; Pantzalis and Ucar 2014; Andrei and Hasler 2015; Itzkowitz et al. 2016). For example, Hirshleifer et al. (2009) provide evidence for a delayed market reaction to earnings news if attention has been distracted by other events. Empirical tax research finds stronger tax effects if taxes are salient and decision makers are tax aware (Chetty et al. 2009; Alstadsaeter and Jacob 2013). Evidence in Hoopes et al. (2015) on taxpayer information search suggests further that taxpayers employ their attention rationally to react to tax deadlines and tax policy changes.

Combining these strands of literature, we argue that the capitalization of taxes in share prices is driven not only by the “true” tax burden, but also by the attention level of market participants. Therefore, share prices should be affected not only by announcement of upcoming tax reforms, but also by the dissemination of this information in the capital market. We focus on two channels of information dissemination. First, given costly information, agents will update their knowledge only if the marginal information benefit exceeds the corresponding cost (Sims 2003; Reis 2006). Regarding the deadline of an upcoming event, such as a tax reform deadline, we expect the marginal value of event-specific information to increase close to the deadline and to become zero thereafter. Hence, we assume that deadlines attract the attention of investors (deadline effect). Second, corresponding to empirical findings, media coverage plays an important role in the dissemination of information in capital markets (Tetlock 2007; Barber and Odean 2008). While existing research concentrates on firm-specific news in the media (e.g., Barber and Odean 2008; Engelberg and Parsons 2011; Tetlock 2011; Dong and

Ni 2014; Liu et al. 2014), we extend the analysis to tax-related news affecting the German stock market as a whole.

We interpret a major German tax reform as a natural experiment to address empirically the connection between tax capitalization effects, deadlines, and media coverage. Before the German capital gains tax reform 2009 (CGTR 2009), capital gains on the shareholdings of individual investors were fully tax-exempt if the holding period exceeded one year (otherwise partially tax-exempt). In 2007, the German parliament decided a capital gains tax reform with an introduction date on January 1, 2009 (CGTR 2009) comprising a flat tax rate of 26.38% on short-term and long-term capital gains on the shareholdings of individual investors for shareholdings acquired after December 31, 2008. The tax rules remained unchanged for institutional investors, non-corporate business investors, and substantial shareholdings ( $\geq 1\%$  of the shares outstanding of a firm) of individual investors. The same holds for existing shareholdings of individual investors that had been acquired before the CGTR 2009 deadline. This is a benefit for our analysis, since CGTR 2009 did not increase the tax burden of individual or institutional stock sellers, creating a lock-in effect (Dai et al. 2008). By contrast, CGTR 2009 provided a strong incentive for individual stock buyers to acquire “tax-free” stocks before the reform deadline at January 1, 2009.

While CGTR 2009 had already been announced in 2007, market research by Deutsche Bank (2008) and other institutions (e.g., GfK 2008) suggests that the majority of affected German investors were not well informed about the reform by the second half of 2008. Nevertheless, a majority of investors planned to obtain better information and/or to adjust portfolios before the reform deadline (Deutsche Bank 2008; GfK 2008). By the end of 2008, the subject had become a major issue in the media (with the following statements translated from German): *Handelsblatt*'s headline on December 11, 2008, was “Saving taxes at the last minute” and, on December 20, 2008, the *Frankfurter Allgemeine Zeitung* called for a “Final spurt for tax savers.” Therefore, we expect a strong increase in investor attention on CGTR 2009 by the end of 2008, resulting from the deadline effect and the media effect.

Our main target is identification of market reaction close to the CGTR 2009 introduction date at the turn of the year 2008/2009 (TY 2008/2009) using a difference-in-difference-in-differences (triple difference) strategy.<sup>1</sup> The first difference compares trading volumes, daily

---

<sup>1</sup> We do not consider the announcement effects of the tax reform, which are hard to isolate and are addressed by Voeller and Müller (2011). Since investors had sufficient time to react to that announcement, it might well be the case that prices and trading volumes adjusted smoothly over the announcement period of more than one year. In

returns, and share prices of trading days surrounding TY 2008/2009 with other trading days of the observation period (before and after the turn of the year). The second difference refers to unaffected financial markets as a control group (NYSE Euronext Paris and the London Stock Exchange). The third difference uses untreated pseudo-reform deadlines from control periods (TY 2007/2008 and TY 2009/2010). This identification strategy allows us to control for market-year fixed effects and seasonality effects (e.g., turn-of-the-year effects), which might otherwise result in biased or inconsistent regression results. To separate deadline effects and media effects, we also analyze the correlation between the number of daily news articles on CGTR 2009 and stock market reactions (trading volumes and daily returns).

According to our estimates, German trading volume in the last two (five) trading days of 2008 exceeded “normal” volume by 150.3% (102.8%). The aggregate abnormal return within the last five trading days of 2008 is estimated at 11.5%. We observe negative abnormal trading volumes and daily returns in the five trading days following TY 2008/2009, which implies a shifting of share trades from 2009 to 2008 to avoid the taxability of future capital gains. We find further evidence that media reports on CGTR 2009 significantly increased trading volumes and daily returns of the German stock market during 2008. Nevertheless, the deadline effect seems to have been the main driver of the volatile stock market reactions at TY 2008/2009.

Addressing the heterogeneity of stock market reactions, we find a stronger CGTR 2009 impact for small capitalization stocks and “loser” stocks, with a reduction of stock price in the previous year. In line with existing research, this fits well with the observation that small capitalization stocks with high price elasticity are more strongly affected by herding behavior (Barber et al. 2009; Hsieh 2013) and market anomalies like the turn-of-the-year effect (Starks et al. 2006; Sikes 2014).

Our paper contributes to the literature in several ways. First, extending the literature on tax capitalization effects, we are the first to argue and to provide empirical evidence that the capitalization of taxes in stock prices can be affected by the attention of market participants. An important implication of this outcome is that focusing exclusively on the announcement date of an event might not be sufficient to capture all relevant market reactions resulting from that event. This holds for the announcement dates of tax reforms, which have been widely used for

---

addition, CGTR 2009 was announced as part of a broader reform package, which makes it challenging to separate the impact of the different reform measures from each other. As the other reform measures had already been introduced in 2008, this should be no problem for our analysis of the CGTR 2009 introduction deadline.

identification of tax effects on asset pricing (Amoako-Adu et al. 1992; Dai et al. 2008). In line with our empirical setting, the attention of investors should be especially relevant if investors have limited information processing capacities (e.g., uninformed individual investors), if issues are complicated (e.g., tax policy), and if attention is focused on a limited number of trading days.

Second, we contribute to the literature on media coverage. While existing research analyzes firm-specific media reports, we extend the analysis to tax-related media reports affecting the overall German stock market. Even more relevant, we provide evidence for a causal impact of media reports, distinct from the provision of information. Regarding firm-specific media reports (e.g., earnings announcements), it is challenging to separate the “being in the media effect,” as such, from the additional information provided (Engelberg and Parsons 2011; Liu et al. 2014). In our case, this should not cause a problem, as CGTR 2009 had already been announced in 2007. Hence, media reports on CGTR 2009 during 2008 did not provide new information to the market. Our findings are consistent with market overreaction to stale information, as suggested by Tetlock (2011).

A third important contribution is that deadlines may attract the attention of investors and can play an important role in the dissemination of information. While there exists research on turn-of-the-year effects and end-of-the-month effects (e.g., McGuinness and Harris 2011; Porterba and Weisbenner 2001; Sikes 2014), the financial economics literature has – at least to our knowledge – not yet discussed deadline effects in general terms. If an event attracts the attention of a significant number of investors (in our case, a legal tax event), the consequences of deadline effects might be herding behavior, mispricing, and volatile market reactions. As suggested by our heterogeneity tests, such abnormal stock market reactions should be most relevant for small capitalization stocks and stocks with a tax loss in the previous year. Therefore, our findings should also be relevant for the literature on herding behavior (Barber et al. 2009; Hsieh 2013) and stock market efficiency (Fama 1970; Brooks et al., 2003, for a review see Lim and Brooks 2011). If delayed market reactions can be anticipated, they provide opportunities for better-informed investors to generate arbitrage profits. Since our regressions imply a steep but temporary increase in share prices of 11.5% by the end of 2008, an optimal strategy for institutional investors would have been to sell German shares exactly before the CGTR 2009 introduction date and to rebuy those shares about one week later. Regarding long-term investments of individual investors, an optimal strategy would have been to buy new shares about one week before the introduction deadline.



Our paper proceeds as follows. Section 2.2 briefly overviews CGTR 2009. Section 2.3 develops the theory and derives hypotheses for our empirical analysis. Section 2.4 documents our identification strategy and data. Section 2.5 describes our empirical investigation and results. Section 2.6 concludes. Appendix 2.A is a list of definitions of the variables. Appendix 2.B contains additional figures and regression cross-checks.

## **2.2 CGTR 2009**

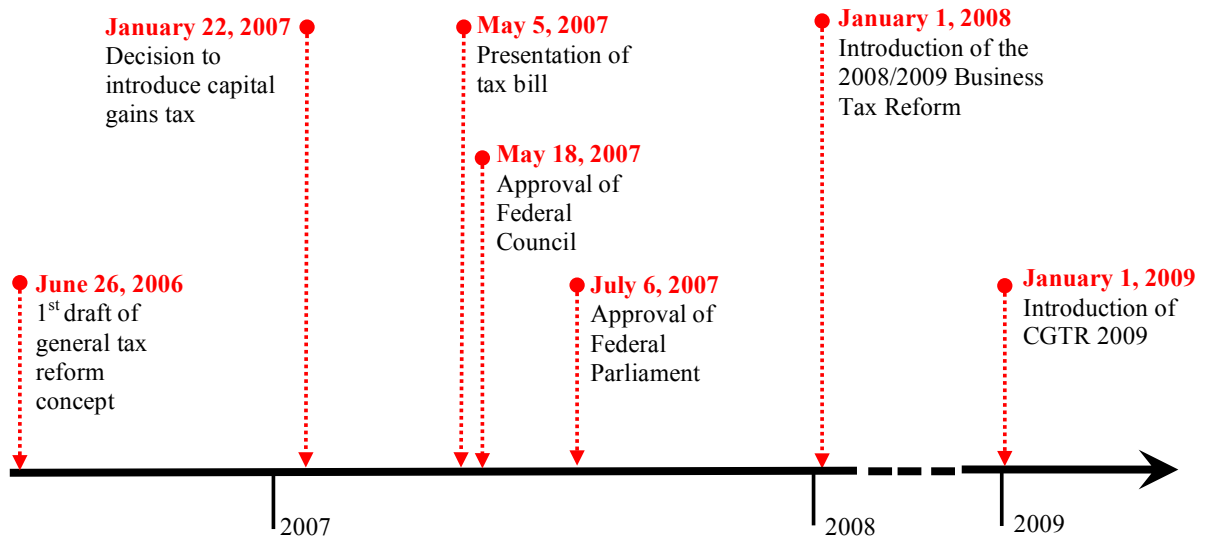
While CGTR 2009 was embedded in the more general 2008/2009 Business Tax Reform,<sup>2</sup> we focus on the reform of taxation of capital earnings and capital gains. The introduction date of this reform (January 2009) differed significantly from the introduction date of the other reform measures of the 2008/2009 Business Tax Reform (January 2008).

The first media reports on a major German reform of business taxation date back to April 10, 2006. In June 2006, a draft paper published by the German Ministry of Finance suggested imposing a general withholding tax with a flat rate on the capital earnings (including interest and dividends) and capital gains of individual taxpayers. The government task force presented the concept in November 2006. In January 2007, the decision was taken to introduce a flat tax on the capital earnings and capital gains of individual taxpayers beginning January 1, 2009. In addition, it was decided to maintain the “old” capital gains tax rules for shares acquired before that introduction date. The final bill was presented in May 2007 and was approved shortly thereafter (May and July 2007). Figure 1 illustrates the development process described above (for more information, see Voeller and Müller 2011).

---

<sup>2</sup> This reform introduced major changes in German taxation of companies, including reducing the corporate income tax rate from 26.38% to 15.83% (both including solidarity tax surcharge), broadening the income tax base for businesses (e.g., by a revision of thin capitalization tax rules), and coordinated tax reforms for partnerships, single businesses, and individuals. The main objective of the 2008/2009 Business Tax Reform was to enhance Germany’s attractiveness for business investment.

**Figure 1: Timing of the 2008/2009 Business Tax Reform**



The timeline documents the most important events regarding CGTR 2009 as part of the German Business Tax Reform 2008/2009.

For shares acquired before January 2009, taxation of capital gains of German individual non-business investors with no substantial shareholding of at least 1% of a firm's shares outstanding ("individual investors") depends on the holding period. If the holding period exceeds one year, investors may sell shares tax-free. Otherwise (i.e., the holding period is less than 1 year), 50% of the capital gains are taxed at the regular progressive personal income tax rate ranging from 0% to 47.48% (including the solidarity tax surcharge). Hence, the maximum effective capital gains tax rate on shares bought before January 2009 is 23.74%.

By contrast, capital gains of individual investors realized from shares bought after December 2008 are fully taxable at the lesser of the regular progressive income tax rate or a flat rate of 26.38% (including the solidarity tax surcharge) on interest, dividends, and capital gains. After 2008, there is no longer any tax treatment that depends on the length of the holding period. Table 1 illustrates taxation for shares acquired before and after CGTR 2009.

**Table 1: Capital Gains Tax Reform of 2009**

	Acquisition before 1 January 2009	Acquisition after 1 January 2009	
Holding period	$\leq 1$ year	$> 1$ year	
Fraction of taxable capital gains	50%	100%	
Effective tax rate	$0.5 \cdot \tau^i \cdot (1 + \tau^s)$	tax-exempt	
		$\tau^c \cdot (1 + \tau^s)$	
Effective tax rate on capital gains for different income tax rates (25%, 35%, 45%)			
25%	13.19%	0%	26.38%
35%	18.46%	0%	26.38%
45%	23.74%	0%	26.38%

$\tau^i$  is the progressive personal income tax rate, varying from 0% to 45%;  $\tau^c$  is the general capital gains tax rate, 25%; and  $\tau^s$  is the solidarity tax surcharge rate, 5.5%. We assume that the taxpayer is a resident of Germany. Shares are qualified as personal property, the participation quota never exceeded 1% over the last five years, and we do not consider personal exemptions or lump-sum deductions, which are of minor relevance.

Individual investors face a considerably higher tax burden on capital gains for shares purchased after January 1, 2009.<sup>3</sup> For a holding period longer than 1 year, the tax burden (including the solidarity tax surcharge) increases by 26.38% for taxpayers with a personal income tax rate of at least 25% (excluding the solidarity tax surcharge). For a holding period shorter than one year, the additional tax burden increases inversely to the regular personal income tax rate. For example, at a regular tax rate of 26.38% (including the solidarity tax surcharge), the tax burden doubles from 13.19% for shares purchased before 2009 to 26.38% for shares purchased in 2009 and thereafter (both including the solidarity tax surcharge).

In spite of these tax incentives for individual shareholders and the early announcement date of the reform, a substantial proportion of the German population was not fully attentive to the upcoming tax law changes. According to GfK (2008), only 30% of respondents felt well informed about CGTR 2009 in July 2008, while 30% had limited information and 40% were uninformed. About two-thirds (even more for wealthy taxpayers) were planning to obtain bet-

<sup>3</sup> This holds also for taxpayers with a regular personal income tax rate below 25%. In these cases, the capital gains are not taxed at 26.38%, but at the regular income tax rate plus solidarity tax surcharge in the new system, while in the old system either 0% (holding period  $>$  one year) or 50% (holding period  $\leq$  one year) of capital gains are taxed at the regular personal income tax rate (including the solidarity tax surcharge).

ter information about CGTR 2009 in 2008 and about 40% were planning to restructure their portfolios before TY 2008/2009. According to a survey by Deutsche Bank (2008) 100 days before the introduction date, only 11% considered the tax rate change in their trading decisions at that time, while 22% of survey participants were planning to restructure their portfolios before year-end 2008.

CGTR 2009 was extensively discussed in the German media in December 2008 (all statements translated from German): *Die Welt* headlined “The stock market crisis as a benefit: Investors may use low share prices and save the new capital gains tax” on December 9 and *Börse Online* “The countdown for the capital gains tax is running” on December 18. Herrmann from *TAZ Online* pointed out on the morning of December 29, “Exactly two days are left for investors to stock up on shares on the capital markets, for which tax-free selling is possible after one year of holding.” Even *Tagesschau*, the most important daily news show on German television, reported on CGTR 2009, on December 30.

Table 2 provides a monthly overview of the 2008 reports from the largest German daily newspapers on CGTR 2009. We find the maximum number of articles in December, but also high numbers in March/April and October/November. The high number in March/April stemmed from rumors about plans for new capital gains taxation rules for certificates and funds. Nevertheless, the tax bill ultimately remained unchanged. Articles published in October/November typically described the new tax rules, while articles in December mostly recommended buying shares or undertaking a complete restructuring of portfolios before year-end 2008. Table 2 documents the constant stream of information as well as the increasing number of articles close to year-end 2008.

**Table 2: Newspaper articles published in Germany in 2008 describing the new German capital gains tax of 2009**

Daily Newspapers		Total number of													
		Print run	articles	Jan	Feb	Mar	Apr	May	Jun	Jul	Aug	Sep	Oct	Nov	Dec
Bild	*, ***	4,114,651	15	0	1	2	0	0	0	6	0	1	2	0	3
Süddeutsche Zeitung	*	537,857	128	9	8	9	16	7	8	9	5	12	17	8	20
Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ)	*	467,405	218	9	10	28	20	18	15	16	13	14	31	19	25
Kölner Stadtanzeiger/Kölnische Rundschau	**	386,751	65	2	6	4	2	2	11	1	2	7	4	18	6
Ostthüringer Zeitung/Thüringer Allgemeine/Thüringer Landeszeitung	**	361,204	39	0	5	9	2	4	4	5	2	1	2	1	4
Die Welt/Die Welt Kompakt	**	358,298	184	11	11	31	15	10	24	11	9	13	11	15	23
Stuttgarter Zeitung	*	246,955	9	2	2	0	1	0	0	0	0	2	1	1	0
Frankfurter Rundschau	*	194,525	37	3	5	3	3	0	2	3	2	1	3	11	1
Handelsblatt		183,170	188	5	12	21	34	16	10	6	4	13	38	7	22
Der Tagesspiegel		169,025	18	1	0	1	1	2	0	1	0	4	0	3	5
Berliner Kurier		161,833	4	0	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	1
Berliner Morgenpost		157,332	22	2	0	2	1	1	4	1	1	1	2	0	7
Westdeutsche Zeitung		143,952	5	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3	2
Tageszeitung (TAZ)		76,400	7	1	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	3
<b>Total</b>		<b>7,559,358</b>	<b>939</b>	<b>45</b>	<b>62</b>	<b>112</b>	<b>95</b>	<b>60</b>	<b>79</b>	<b>59</b>	<b>39</b>	<b>69</b>	<b>111</b>	<b>86</b>	<b>122</b>

This table reports Germany's largest daily newspapers in terms of average print runs in 2008. Information regarding the print runs of German newspapers was provided by the German Association for the Determination of the Dissemination of Advertising Media (*Informationsgemeinschaft zur Feststellung der Verbreitung von Werbeträgern e.V. (IVW)*). The table shows the monthly number of newspaper articles published in Germany in 2008 that describe the new German capital gains tax of 2009. The sample was mainly obtained by research in the database WISO-net.de, which contains articles of most German transregional and regional newspapers. In addition, we analyzed the online archives of important newspapers that are not included in WISO (e.g., *Süddeutsche Zeitung*). We generally used the following search term: (*abgeltungsteuer\** OR *abgeltungssteuer\**) AND (*aktie\** OR *finanzinstrument\**). Hence, we searched for articles connecting information on the new flat capital gains tax, shares (*Aktie*) or financial instruments (*Finanzinstrument*). Note that *Abgeltungsteuer/Abgeltungssteuer* is the generally accepted term for the new German flat tax on capital gains, dividends, and interest.

\* The articles of these newspapers were collected manually from the respective online archives and selected by the term *Abgeltungsteuer* or *Abgeltungssteuer* (new capital gains tax) in combination with *Aktie* (share) or *Finanzinstrument* (financial instrument).

\*\* Some newspapers that cooperate closely and have the same regional catchment areas (e.g., *Kölner Stadtanzeiger* and *Kölnische Rundschau*) are displayed jointly.

\*\*\* The readership of the daily newspaper *Bild* is less well educated and, on average, among the low income earners in Germany. This explains the quite low number of articles on the CGTR 2009.

## 2.3 Theory and Hypotheses

According to Lang and Shackelford (2000), the fair share price ( $P_t$ ) can be modeled as a function of constant free cash flows  $F$ , the cash dividend of the following period (with a constant growth rate in future periods)  $D_{t+1}$ , the constant dividend tax rate  $\tau_t^d$ , the constant capital gains tax rate  $\tau_t^c$ , and the constant discount rate  $r_t$ :

$$P_0 = \frac{D_1 \cdot (1 - \tau^d)}{r \cdot \left[ \tau^c + \frac{D_1}{F} \cdot (1 - \tau^c) \right]}. \quad (1)$$

This model does not account for the attention of market participants. Amending the model via tax awareness parameters  $\theta^c$  and  $\theta^d$  for capital gains taxes and dividend taxes results in

$$P_0 = \frac{D_1 \cdot (1 - \tau^d \cdot \theta^d)}{r \cdot \left[ \tau^c \cdot \theta^c + \frac{D_1}{F} \cdot (1 - \tau^c \cdot \theta^c) \right]}. \quad (2)$$

$\theta^c$  and  $\theta^d$  can take values between zero (investor is tax-unaware) and 1 (investor is fully tax aware). The marginal effect of capital gains taxes on share prices can then be described by

$$\frac{\partial P_0}{\partial \tau^c} = -P_0 \cdot \theta^c \cdot \frac{F - D_1}{\tau^c \cdot \theta^c \cdot (F - D_1) + D_1}. \quad (3)$$

As described by Lang and Shackelford (2000), Derivative (3) is generally negative and higher expected capital gains taxes reduce the share price. However, this relation holds only for tax-aware investors. If  $\theta_t^c$  approaches zero, we obtain  $\lim_{\theta^c \rightarrow 0} \frac{\partial P_0}{\partial \tau^c} = 0$ . Hence, tax-unaware investors

will not react to capital gains taxation.

Abstracting from lock-in effects<sup>4</sup> and interpreting Equation (2) as a representation of the equilibrium price from a buyer perspective, higher capital gains taxes will shift the demand curve and reduce average demand. Our model reflects this well-known tax capitalization effect by accounting for the attention of market participants. If the number of tax-aware investors is high, capital gains taxes will be capitalized in the equilibrium price (Dai et al. 2008). However, if a significant proportion of market participants is tax-unaware, the capital gains tax will

---

<sup>4</sup> The lock-in effect is valid if the seller demands a higher selling price to be compensated for unexpectedly high capital gains taxes. In our setting, capital gains taxes were increased only for shares purchased by individual investors after January 1, 2009. Thus, institutional and individual sellers of shares in the relevant period (December 2008 to January 2009) were not affected by unexpectedly high capital gains taxes. Hence, we take the reservation price of the sellers as fixed and assume that the supply curve will not be affected by CGTR 2009.

not be fully considered. In the following, we discuss the impact of deadlines and media coverage on the attention of market participants.

Sims (2003) and Reis (2006) provide a theoretical framework in which rational agents may be temporarily inattentive. Due to limited information capacity (Sims 2003) and information costs (Reis 2006), infrequently updating information can be a utility-maximizing strategy. In the case of a deadline, decision-making becomes more urgent. Thus, compared to the cost of being uninformed (resulting in an uninformed decision), the marginal value of information increases. An inattentive decision maker then has an incentive to update information shortly before the latest date on which a final decision or action is required. Analyzing data on taxpayer search for information, Hoopes et al. (2015) find that information search activities are focused on tax-relevant deadlines. Corresponding to psychological research (e.g., Ariely and Wertenbroch 2002), deadlines affect decision-making and may concentrate the attention of decision makers on a particular time window.

Evidence from the financial economics literature further suggests a positive impact from media coverage on investor attention and current stock prices. Tetlock (2007) finds that high media pessimism predicts downward pressure on market prices, followed by a reversion to fundamentals, while unusually high or low pessimism predicts high trading volumes. Corresponding to Tetlock (2011), investors overreact to stale media information, leading to return reversals. Engelberg and Parsons (2011) as well as Liu et al. (2014) provide evidence for a causal impact of media reporting in addition to the impact of information content.

The CGTR 2009 introduction date provided a strong tax incentive for individual investors to buy shares before January 1, 2009. Shares acquired before that date were regarded as tax-exempt after a minimum holding period of one year, while shares acquired after that date were taxable at a flat tax of 26.38%. If all investors anticipated this early-announced event, market efficiency arguments (Fama 1970) suggest no volatile pricing reactions at TY 2008/2009.<sup>5</sup> As suggested by proponents of market efficiency, it “(...) is only new – and especially new and unpredictable – information that moves prices (...)” (Brooks et al 2003).

However, market research in 2008 by Deutsche Bank, Dresdner Bank, and other institutions (e.g., Deutsche Bank 2008; GfK 2008) shows that a significant proportion of individual tax-

---

<sup>5</sup> This holds at least for rational forward-looking investors focused on fundamentals. It seems hard to justify that fundamental information of investors in the German stock market changed dramatically during the last trading days of December 2008, while other European stock markets remained unaffected by this new fundamental information.

payers was not fully informed about CGTR 2009, and had plans to obtain better information and adjust portfolios by the end of the year 2008 (= partial tax awareness). Such behavior suggests an investor focus on the tax-relevant deadline (deadline effect) and fits well with the rational inattention framework of Sims (2003) and Rice (2006). In addition, CGTR 2009 was widely discussed in the German media in December 2008 (see Section 2.2), typically recommending acquisition of shares before TY 2008/2009. Corresponding to existing research (Engelberg and Parsons 2011; Tetlock 2011; Liu et al. 2014), this implies an increase in the attention of individual investors close to the CGTR 2009 deadline (media effect).

Trading activities of individual investors in the German market are an important aspect regarding the impact of CGTR 2009. As stock market data is anonymized, we are not able to trace trading volumes to a specific investor type. According to statistics from the Deutsche Aktieninstitut (*German Institute for Shares*; see DAI 2014), 11.2% of the shares on the German stock market in 2008 were directly held by German private households, while 4.4% were held by mutual funds. The aggregate proportion of stocks directly or indirectly held by individual investors was therefore 15.6%.<sup>6</sup> Note that German tax law generally regards mutual funds as “transparent.” As a result, the CGTR 2009 tax incentives for individual investors were virtually the same for retail share trades and investments in mutual funds. Regarding other stockholdings, 46.7% were held by institutional business investors, 10.2% by insurance firms, 7.2% by funds (excluding mutual funds), 5.4% by banks, 2.7% by the German government, and 12.2% by international investors and other investors.

While individual investors were not the largest investor group in the German stock market, their direct and indirect stockholdings were approximately of the same size as the sum of stock holdings of German banks and insurance firms. In addition, the following factors should be considered: 1) about 50% of German stocks were held either by the government or by strategic business investors. As such stocks are usually not traded, their impact on trading volume and price discovery should be small; 2) the trading of one group of investors will typically result in secondary trading by other investor groups; 3) even a relatively small group of investors can have a strong impact on the market if trading activities are concentrated in a short

---

<sup>6</sup> When individual investors invest in mutual funds, they exert an indirect influence on the resources and the investment behavior of these funds. After receiving additional financial resources from the individual shareholder, the fund will invest corresponding to its policy. In the case of exchange-traded funds, the individual’s investment in the mutual fund is, in fact, equivalent to an investment in the underlying assets of that fund (e.g., the stocks of the German DAX 30 index).



time window. The literature on herding behavior shows that transactions of retail traders may significantly affect financial markets (Barber et al. 2009; Hsieh 2013).

We hypothesize that the deadline as well as the media reports in December 2008 attracted the attention of (relatively uninformed) individual investors to TY 2008/2009. As a consequence, we expect a form of herding behavior resulting in higher demand for shares and greater willingness to pay for “tax-free” shares soon before the CGTR 2009 deadline. This suggests a temporary increase in stock prices, daily returns, and trading volumes soon before TY 2008/2009. Hence, we test the following hypotheses.

HYPOTHESIS 1A: Trading volumes were abnormally high shortly before the CGTR 2009 deadline.

HYPOTHESIS 1B: Daily returns were abnormally high shortly before the CGTR 2009 deadline.

HYPOTHESIS 1C: Share prices were abnormally high shortly before the CGTR 2009 deadline.

While CGTR 2009 should have resulted in a short-run increase in share demand by the end of 2008, we expect a reversal at the beginning of 2009. The argument for this hypothesis is a demand-side bring-forward effect. Since the tax reform increased the relative attractiveness of shares bought in 2008, we expect a shifting of trades from 2009 to 2008. In addition, higher capital gains taxes reduced the attractiveness of share trades in 2009. After CGTR 2009, theory therefore implies a decreasing demand for shares and a decreasing willingness of individual investors to pay for shares. We expect abnormally low returns up to the point that stock prices reach their normal level. This suggests abnormally high share prices but negative abnormal returns in the period shortly after the introduction date.

HYPOTHESIS 2A: Trading volumes were abnormally low shortly after the CGTR 2009 deadline.

HYPOTHESIS 2B: Daily returns were abnormally low shortly after the CGTR 2009 deadline.

HYPOTHESIS 2C: Share prices remained abnormally high shortly after the CGTR 2009 deadline.

While HYPOTHESIS 1A through HYPOTHESIS 2C test stock market reactions close to the CGTR 2009 deadline, they do not identify media effects directly. Therefore, we analyze

CGTR 2009 media reports before the deadline. Following the literature, media coverage increases investor attention (Tetlock 2011; Dong and Ni 2014). In line with Equation (3), this increases the willingness to pay for “tax-free” shares and results in higher demand for shares before TY 2008/2009. Since stock prices are non-stationary, it does not seem appropriate to analyze the correlation between the number of CGTR 2009 articles and current stock prices. Therefore, we focus on trading volumes and daily returns.

**HYPOTHESIS 3A:** The number of articles on CGTR 2009 is positively correlated with trading volume in 2008.

**HYPOTHESIS 3B:** The number of articles on CGTR 2009 is positively correlated with daily returns in 2008.

We also rely on HYPOTHESIS 3A and HYPOTHESIS 3B to disentangle the deadline effect from the media effect. If the impact of CGTR 2009 on the German stock market is not driven only by discussions in the media, HYPOTHESIS 1A and HYPOTHESIS 1B should still hold if we control for media coverage.

Our theoretical considerations suggest that stock market reactions resulting from CGTR 2009 are driven by individual retail investors. However, since data on share ownership are not available on a daily or even monthly basis, we are not able to directly observe trading activities of individuals. Therefore, we follow the literature on herding behavior (Bhattacharya 2001; Barber et al. 2009; Hsieh 2013) and interpret small trades as an indicator for the trading activity of retail investors. Theory suggests that individual investors with relatively small stock holdings compared to institutional investors have smaller average trading volumes per transaction as well as less attention devoted to capital markets. If market information is costly (Reis 2006) and information cost does not depend on the number of purchased stocks in a given transaction, there is a stronger incentive for investors with large stock holdings and transaction volumes to invest in stock market information.

Under these conditions, institutional investors and wealthy individual investors with high trading volumes per transaction should be better informed about capital markets and market-related tax issues. Therefore, market activities of individual investors with a relatively low level of tax awareness should be negatively correlated with the daily average trading volume per transaction (= aggregate transaction volume in local currency<sup>7</sup> of a stock divided by num-

---

<sup>7</sup> Different from *Trading volume*, *Trading volume per transaction* is based on the value and not on the number of traded shares. This is to identify “small” retail transactions in an economic sense.

ber of executed transactions of that stock; *Trading volume per transaction*) in the market. We expect higher trading activity by individual investors soon before the CGTR 2009 introduction deadline (deadline effect) as well as in weeks with a high number of media reports on CGTR 2009 (media effect). Hence, we hypothesize as follows:

HYPOTHESIS 4A: *Trading volume per transaction* was smaller shortly before the CGTR 2009 deadline.

HYPOTHESIS 4B: The number of articles on CGTR 2009 is negatively correlated with *Trading volume per transaction* in 2008.

## 2.4 Identification Strategy and Data

### 2.4.1 Identification Strategy

One common strategy to identify the pricing effects of capital gains taxes relies on a hypothesized differential impact of capital gains taxes on dividend-paying stocks and non-dividend-paying stocks (Amoako-Adu et al. 1992; Lang and Shackelford 2000). This approach is based on the fact that returns from non-dividend-paying stocks result only from capital gains, while returns from dividend-paying stocks result from both capital gains and dividends. If investors capitalize taxes rationally, capital gains taxes will have a stronger impact on non-dividend-paying stocks. A major assumption of this approach is that assets are priced rationally by investors who are well informed about tax issues. For this reason, this identification strategy does not seem feasible for our analysis of partially or temporarily tax-unaware individual investors.<sup>8</sup> In heterogeneity tests (see Table 9, Models 3 and 6), we do not find evidence for a stronger impact of CGTR 2009 on non-dividend-paying stocks.

We use an alternative identification strategy that relies on comparisons between treated and non-treated stocks. In our baseline model, we interpret the introduction of CGTR 2009 as a natural experiment that can be analyzed via a comparison between the treatment group and the control group. Considering the home bias of individual investors (Van Nieuwerburgh and Veldkamp 2009; Jacobs and Weber 2012), we expect that tax law changes in Germany will have a stronger impact on shares of the German market. Jochem and Volz (2011) show that German investors hold slightly more than 50% of their shares on the German stock market. In

---

<sup>8</sup> Taking into account the complexity of the correlation between share prices, capital gains taxes, and dividends, this argument holds even in the case of a temporary increase in tax awareness by the end of 2008. A careful analysis of the German investor news of that period reveals no evidence that individual investors were advised to buy non-dividend-paying stocks in response to CGTR 2009.

the case of individual investors, this proportion should be even higher. Therefore, shares of other European stock markets should be an appropriate control group for our analysis.

A potential problem for our analysis is that the turn-of-the-year effect (e.g., Poterba and Weisbenner 2001) of the German stock market might be structurally different from that of other stock markets. To control for corresponding differences in turn-of-the-year effects between the German market (treatment group) and other markets (control group), we consider not only observations from the period 2008–2009, but also observations of the preceding and following turn-of-the-year periods. Hence, we account for the last 30 trading days of the German stock market before and after TY 2008/2009 (treatment period), as well as for corresponding trading data for TY 2007/2008 and TY 2009/2010 (control periods).

Using a control group as well as control periods, our estimation strategy may be denoted as triple difference estimation. This approach has a number of advantages. By considering a control group, we account for general market developments close to TY 2008/2009. By including control periods, we consider Germany-specific effects that do not vary significantly between turn-of-the-year periods but might bias more simple difference-in-differences regressions, which are tested as cross-checks. We further include a comprehensive set of control variables, for example, stock fixed effects, industry–year fixed effects, and structural variables, such as market value, and book value.

#### **2.4.2 Data**

Taking into account that the German stock market (including Xetra trading, the Frankfurt Stock Exchange and other important stock exchanges such as Munich, Berlin, and Stuttgart) is one of the biggest in Europe, we select the major Western European stock markets as the control group, namely, those of the United Kingdom (the London Stock Exchange) and France (the Paris Stock Exchange, part of NYSE Euronext). This is justified as follows: 1) London and Paris are geographically close to the German trade center Frankfurt and are – apart from Frankfurt – the most important European trading centers; 2) the United Kingdom, France, and Germany are similar in terms of political system, socio-economic structure, population size, land area, and economic development; 3) the London Stock Exchange is a leading trading center affecting other European stock markets; and 4) there were no major tax reforms implemented in the United Kingdom or France during the treatment period or the control periods.

We rely on stock market and financial statement information using the Datastream database from Thomson Reuters. While information on share prices and trading volumes for each stock is available for each trading day, financial statement data are based on annual business reports. For our primary analysis, we use information on all officially listed stocks in Germany, France, and the United Kingdom for 30 trading days before the turn of the year and after the turn of the year for each period, plus observations for Christmas and New Year's Eve, which are relevant only for France and the United Kingdom.<sup>9</sup> This leaves 267,582 stock-day observations.

These raw data are adjusted in two ways. First, we exclude all observations with missing information on share prices, trading volumes, or control variables. Second, we do not consider observations with negative book value, since securities of such firms might be subject to particular market reactions. Our final data are an unbalanced panel with 208,785 stock-day observations for the treatment period and two control periods: 60,871 observations from the German market (including XETRA, Frankfurt Stock Exchange, and other stock exchanges), 80,400 observations from the French market (NYSE Euronext Paris), and 67,514 observations from the UK market (London Stock Exchange).

Descriptive statistics for our main variables of interest (share price, daily return, trading volume) and our most relevant control variables (market value, book value, EBITDA) are documented in Table 3. Share price is the daily closing price as provided by Datastream. Daily return is the relative change of the actual share price compared to the share price of the last trading day, in percentage points. Trading volume shows the number of shares traded per day (in 1,000's). Book value is calculated as share price divided by price-to-book ratio and multiplied by the number of shares. EBITDA is yearly earnings before interest, taxes, depreciation, and amortization. We use the realized EBITDA of the coming period (e.g., EBITDA 2009 for the period 2008–2009) as a proxy for expected profit. Share prices, market values, book values, and EBITDA are reported in local currency (in euros for Germany and France and in British pounds for the United Kingdom).

---

<sup>9</sup> While stock markets in Germany are closed on Christmas and New Year's Eve, trading on these days is common in France and the United Kingdom. Therefore, we consider 62 trading days in our control group and 60 trading days in our treatment group. Note that this effect is not only relevant for the period 2008–2009, but also for the preceding and following control periods; thus, it should not bias our regression results. As a cross-check (unreported, available upon request), we test alternative regressions excluding observations from these additional trading days, with almost identical results.

**Table 3: Descriptive statistics**

	German stock exchange			French stock exchange			UK stock exchange		
Observations	60,871			80,400			67,514		
Variable	Mean	Median	Standard deviation	Mean	Median	Standard deviation	Mean	Median	Standard deviation
Share price	28.62	10.40	82.42	54.14	18.35	276.30	446.80	265.92	624.96
Daily return (%)	0.01	0.00	4.16	-0.14	0.00	4.20	-0.03	0.00	3.68
Trading volume (1,000s)	654.96	20.90	3,567.96	473.86	5.80	2,051.03	3,973.42	704.75	15,483.75
Market value (millions)	2,640.05	150.55	9,014.87	3,084.72	170.66	10,784.47	3,737.34	567.72	11,387.86
Book value (millions)	1,666.70	105.79	5,571.93	2,146.86	158.13	7,103.48	2,178.12	298.39	7,857.89
EBITDA (millions)	695.53	25.47	2,311.37	614.06	31.11	2,320.77	666.95	79.60	2,770.61

Daily share prices, market values, book values, and EBITDA are reported in local currency (euros or British pounds). Trading volume is reported in thousands of shares traded per day. Daily return is the relative change in share price compared to the share price of the preceding trading day.

Table 3 documents that stock prices are lower in the German stock market, which should be largely driven by differences in the number of shares issued. Mean daily returns in all three stock markets are very small and statistically not different from zero. Trading volume is higher in the United Kingdom and somewhat lower in France, while average EBITDA, market volume, and book value are similar in the three markets. In conclusion, the market indicators of Table 3 reveal substantial similarities between the stock markets analyzed. This holds especially for the German and the French markets. More importantly, the graphical evidence described in Section 2.5.1 clearly shows that the stock markets in London and Paris are well qualified as a control group for share prices, daily returns, and trading volumes in the German stock market. For all three dependent variables, we observe strong co-movement between the treatment group and the control group before the CGTR 2009 introduction date. Thus, the common trends assumption between treatment group and control group seems to be satisfied. We consider stock fixed effects and stock market–year fixed effects to account for differences between the three stock markets, which do not vary over the 60 trading days of the observation period (e.g., differences in trading volumes as documented in Table 3).

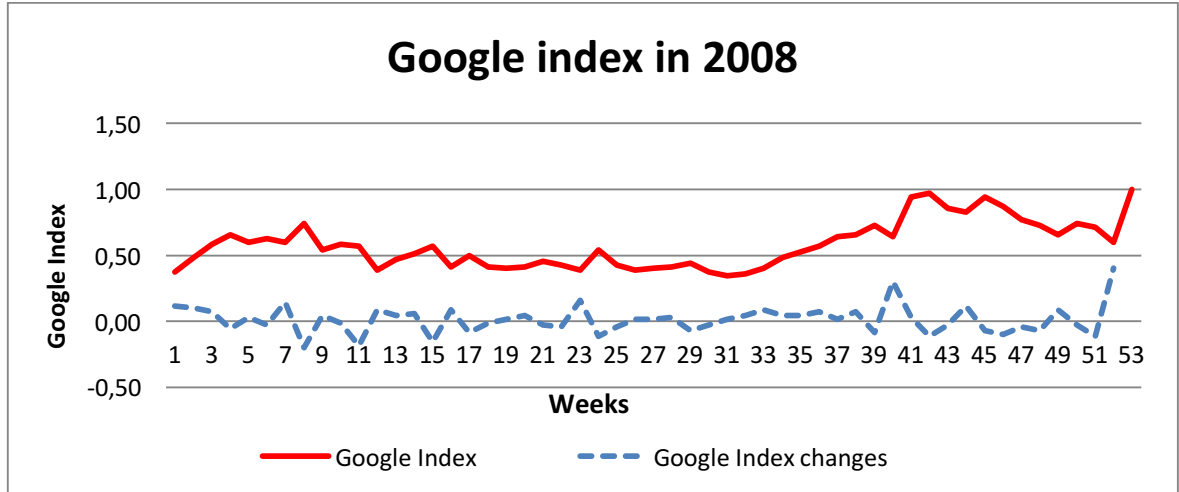
## 2.5 Empirical Analysis

### 2.5.1 Graphical evidence

Hoopes et al. (2015) show that the Google search behavior of taxpayers with regard to capital gains taxes is closely related to tax-specific events, while Da et al. (2011) use Google searches as a measure of investor attention. Therefore, we first report the frequency of Google searches for *Abgeltungsteuer* or *Abgeltungssteuer* (German words for the new flat tax on capital gains) in 2008. We rely on a normalized index from Google trends with a minimum value

of 0 and a maximum value of 100. Figure 2 documents average weekly index values as well as changes in weekly averages between two consecutive weeks throughout 2008.<sup>10</sup>

**Figure 2: Google Trends analyses 2008**



The figure describes development of the Google trends index per week for the search items *Abgeltungsteuer* or *Abgeltungssteuer* in 2008; Data Source: Google Trends ([www.google.com/trends](http://www.google.com/trends)).

We find a considerable increase in the Google search index in the second half of 2008, which fits well with our hypothesis of higher tax awareness shortly before the reform deadline. The maximum average of the index is reached at the end of 2008. This can be taken as a first indicator that the CGTR introduction date as well as media reports in December 2008 attracted the attention of individual investors. For a graphical analysis of stock market reactions close to TY 2008/2009, we use the following regression to derive estimates for abnormal trading volumes, abnormal share prices, and abnormal daily returns:

$$Y_{it} = \alpha + \delta \cdot C_{it} + \mathcal{G}_{it} + \psi_{it} + \nu_i + u_{it} \quad (4)$$

For the dependent variable  $Y_{it}$ , we use the logarithm of trading volume (measured in thousands of traded shares per day), the relative change in share prices for each trading day (daily return), and the logarithm of share price in local currency (euros or British pounds). Regarding trading volume and share price, we choose a logarithmic specification to obtain estimates for relative changes (in percent) and to ensure linearity in variables.

<sup>10</sup> Since research activities on weekends may affect trading of the following week but not of the previous trading days, we treat Saturdays and Sundays as the first and the second days of a trading week. We do not further consider search activities on New Year's Eve, as information gathered on that day could not be used for stock trading in 2008 (German stock market is closed on New Year's Eve).

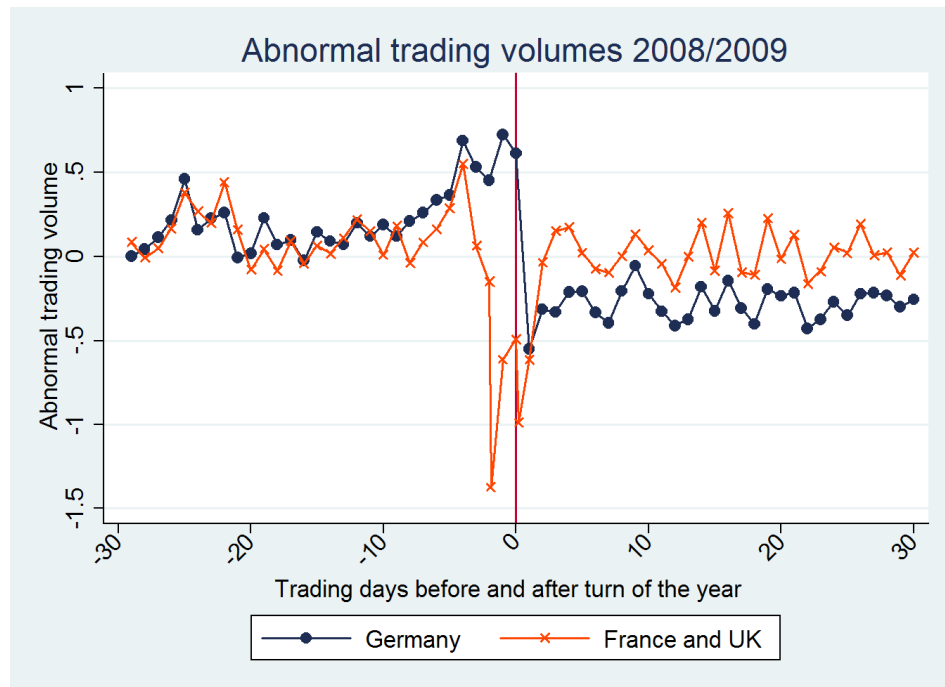
Our vector of controls  $C_{it}$  accounts for the logarithm of market value, the logarithm of book value (all measured in millions of the local currency), and EBITDA per share. Regarding market value, we do not account for changes just before and after TY 2008/2009. Thus, we rely on average market value over the first 10 trading days of each turn-of-the-year cycle for each stock. This is to avoid endogeneity, since market value could be driven by share price, and not vice versa.

We consider the panel nature of our data by stock fixed effects  $\nu_i$ . We also include stock market–year fixed effects  $\mathcal{Q}_{it}$  (a set of dummy variables for each stock market–year combination) and industry–year fixed effects  $\psi_{it}$  (a set of dummy variables for each industry–year combination) to account for trends and exogenous shocks. Abnormal daily returns, share prices, and trading volumes for each stock–day observation are measured by the regression residual  $u_{it}$ . A graphical analysis for pseudo-reform years as well as an analysis of unconditional demeaned values instead of regression residuals is provided in Appendix 2.B. Corresponding results support our baseline analysis.

In Figures 3 to 5, we report average residuals for the treatment period (30 trading days before and after TY 2008/2009 plus Christmas and New Year’s Eve) regarding the treatment group (Germany) and the control group (France and the United Kingdom). The figures reveal that the regression residuals of the treatment group and the control group are closely correlated over the observation period. This holds especially for share prices and daily returns and confirms the common trends assumption, which is a necessary requirement for difference-in-differences estimation. Therefore, our control group provides an appropriate reference point for identifying the impact of CGTR 2009.



**Figure 3: Abnormal trading volumes, TY 2008/2009**

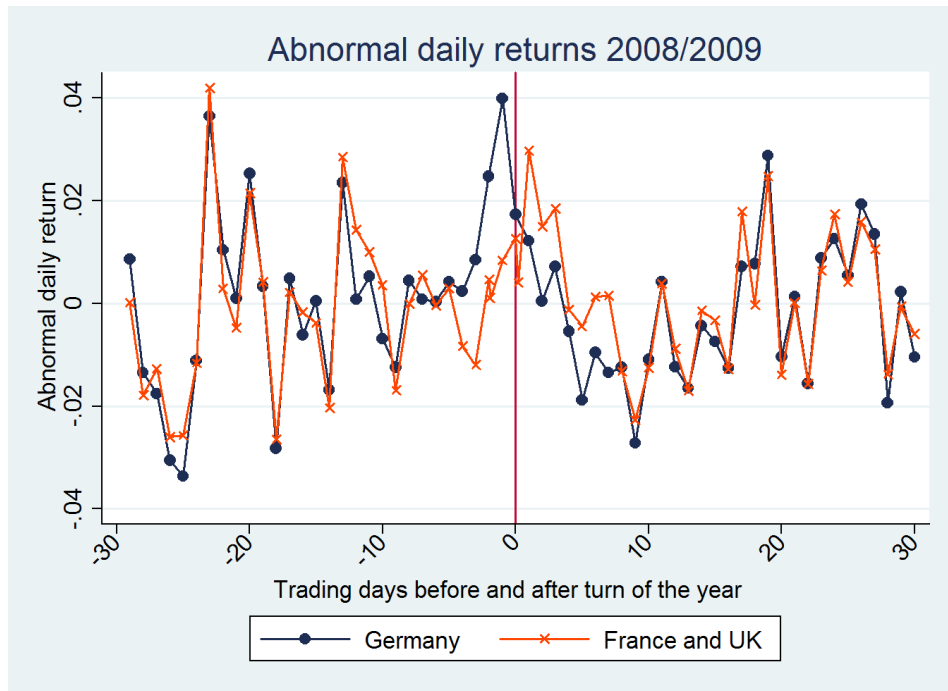


The residual plot documents average residuals for the treatment group and control group for Equation (4) with the logarithm of trading volume (in 1,000s) as the dependent variable.

At the beginning of the observation period, abnormal trading volumes, as shown in Figure 3, are almost identical in the treatment group and the control group. However, beginning about five trading days before TY 2008/2009, there is a strong deviation in abnormal trading volumes, with a maximum difference compared to those of France and the United Kingdom by the last trading day in 2008. Thereafter, we find a strong decline in German abnormal trading volumes, while the abnormal trading volumes of the control group are consistently higher. Considering estimates for our control group, our graphical evidence fits well with the interpretation that German investors abnormally increased their trades by the end of 2008 and shifted trades from 2009 to 2008 to avoid the flat tax on capital gains for shares bought after January 1, 2009.

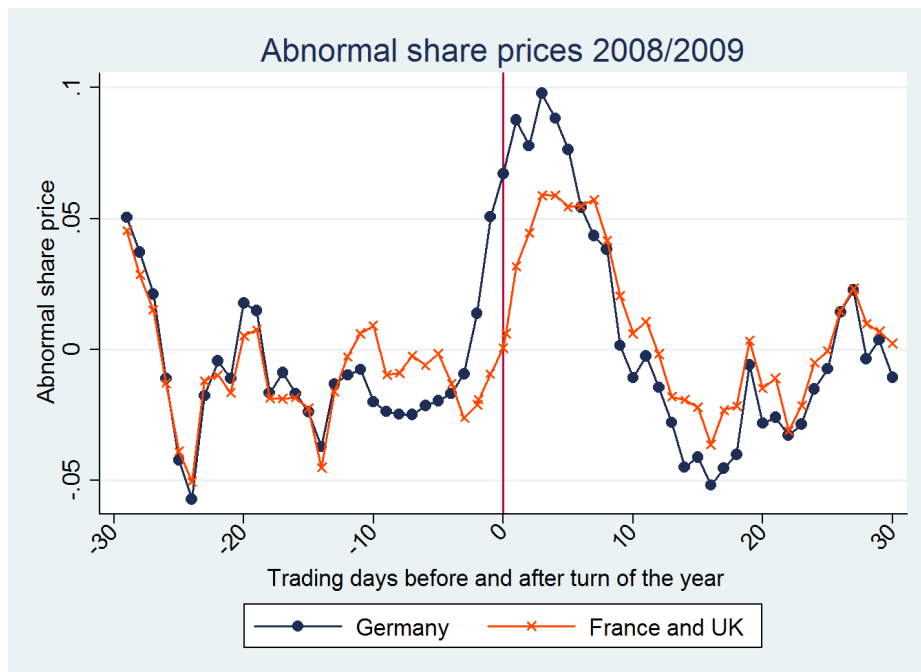
In line with our expectations, the abnormal daily returns (Figure 4) of the treatment group are higher before and lower after the introduction date. We also observe a temporary increase in share prices shortly before and after TY 2008/2009 (Figure 5). Both observations can be taken as evidence that the CGTR 2009 introduction date resulted in a temporary increase in share prices until prices returned to their normal levels in the second trading week of 2009.

**Figure 4: Abnormal daily returns, TY 2008/2009**



The residual plot documents average residuals for the treatment group and the control group for Equation (4) with daily return as the dependent variable.

**Figure 5: Abnormal share prices, TY 2008/2009**



The residual plot documents average residuals for the treatment group and control group for Equation (4) with the logarithm of share price in local currency as the dependent variable.

## 2.5.2 Stock market effects at TY 2008/2009

As described in Section 2.4.1, we interpret stock–day observations of the German stock market as the treatment group and corresponding observations in France and the United Kingdom as the control group. In addition, we use observations of the control periods 2007/2008 and 2009/2010 to control for structural differences in stock markets and turn-of-the-year effects. Hence, we use the regression model of Equation (5) with the logarithm of trading volume (measured in thousands of trades per day), the daily return in percentage points, and the logarithm of daily closing price in local currency<sup>11</sup> as dependent variables  $Y_{it}$

$$\begin{aligned}
 Y_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot SBefore_{it} + \beta_2 \cdot SBefore\ Germany_{it} + \beta_3 \cdot SBefore\ 0809_{it} + \beta_4 \cdot SBefore\ DDD_{it} \\
 & + \gamma_1 \cdot SAfter_{it} + \gamma_2 \cdot SAfter\ Germany_{it} + \gamma_3 \cdot SAfter\ 0809_{it} + \gamma_4 \cdot SAfter\ DDD_{it} \\
 & + \delta \cdot C_{it} + \vartheta_{it} + \psi_{it} + \nu_i + u_{it}.
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

$SBefore$  is a dummy variable with a value of 1 in a reference period shortly before the turn of the year. Taking into account the graphical evidence in Subsection 2.5.1, we choose two trading days before the turn of a given year (e.g., TY 2008/2009) as our standard reference period.  $SBefore$  is zero for all other trading days. This holds for observations of earlier trading days and for observations after the turn of the year. As an alternative reference period, we use five trading days ( $SBefore\ (5D)$ ). In this case,  $SBefore\ (5D)$  is 1 for observations from the last five trading days before the turn of the year, and zero for all other observations.

The variables  $SBefore\ Germany$  and  $SBefore\ 0809$  are dummies controlling for structural differences of turn-of-the-year effects in the German stock exchange and in the 2008–2009 period. They are calculated as an interaction term of  $SBefore$  and a dummy variable for Germany or for the period 2008–2009. The effect of CGTR 2009 is captured by the triple difference parameter  $SBefore\ DDD$ , which is an interaction term of  $SBefore$ , a dummy variable for Germany, and the dummy for 2008–2009. We expect that  $SBefore\ DDD$  is positively correlated with share prices, daily returns, and trading volumes.

Similar to  $SBefore$ ,  $SAfter$  is a dummy variable with a value of 1 in a short reference period after the turn of a given year. We generally use the same time window for  $SAfter$  and  $SBefore$  (two trading days in the baseline case). The terms  $SAfter\ Germany$ ,  $SAfter\ 0809$ , and  $SAfter\ DDD$  are calculated in the same way as the corresponding interaction terms of our  $SBefore$

---

<sup>11</sup>In cross-checks (unreported, available upon request), we test the effect from stock prices, daily returns, and control variables calculated on a euro basis. Corresponding tests do not lead to substantially different results.

dummy. We expect a positive correlation of *SAfter DDD* with the share price and a negative correlation of *SAfter DDD* with daily returns and trading volumes. The control variables conform to the regression model for our graphical analysis in Equation (4). We estimate a simplified model including a limited set of controls (stock market–year fixed effects and stock fixed effects) and an extended model further including industry–year fixed effects as well as *Market value*, *Book value*, and *EBITDA*. An overview of the definition of regression variables is provided in Table 10 in Appendix 2.A.

The estimation is executed by ordinary least squares (OLS). We use robust standard errors clustered for each stock to account for heteroscedasticity and autocorrelation of standard errors. As documented by Petersen (2009), these clustered (Rogers) standard errors produce correct estimates and correctly sized confidence intervals in the presence of cross-sectional (firm effects) and time-series (time effects) correlations of standard errors and are more accurate than Fama–MacBeth estimates in the presence of firm effects. We report two measures for *R*-squared. While adjusted *R*-squared describes the proportion of the overall variation explained by the whole model (including stock fixed effects) and adjusted by the number of variables, within *R*-squared focuses on the variation over time, excluding the explanatory power of stock fixed effects. Thus, within *R*-squared describes which part of the within variation is explained by the variables changing over time. The regression results for our baseline model with a reference period of two trading days are displayed in Table 9. Apart from the regressions on *Daily return*, we obtain relatively high values for the adjusted *R*-squared. The low *R*-squared values for *Daily return* should be due to the small explanatory power of the stock fixed effects in these models, as the average *Daily return* is close to zero (see Table 3).

In the models for daily returns, the regression coefficients of the dummy can be interpreted as a change in the daily return in percentage points. In the logarithmic models for share prices or trading volumes, our results can be interpreted as semi-elasticities. In this case, the estimated dummy variable coefficients must be recalculated to determine the relative effect on the dependent variable. As shown by Kennedy (1981), the relative change can be approximated by  $\exp\left(\hat{\beta}_i - \frac{1}{2} \cdot \text{Var}\left(\hat{\beta}_i\right)\right) - 1$  with the estimated regression coefficient  $\hat{\beta}_i$  and variance  $\text{Var}\left(\hat{\beta}_i\right)$ , which is defined as the squared estimated standard error of  $\hat{\beta}_i$ .

**Table 4: Market effects at TY 2008/2009: Two trading days**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Share price	Share price
SBefore	-0.885*** (0.0223)	-0.885*** (0.0223)	0.00676*** (0.000339)	0.00677*** (0.000338)	0.0221*** (0.00154)	0.0207*** (0.00158)
SBefore Germany	0.589*** (0.0397)	0.589*** (0.0397)	-0.00289*** (0.000856)	-0.00290*** (0.000856)	0.00736* (0.00403)	0.00886*** (0.00310)
SBefore 0809	0.159*** (0.0307)	0.160*** (0.0306)	0.00204** (0.000953)	0.00204** (0.000953)	-0.0215*** (0.00408)	-0.0203*** (0.00404)
<b>SBefore DDD</b>	<b>0.883***</b> <b>(0.0525)</b>	<b>0.885***</b> <b>(0.0525)</b>	<b>0.0265***</b> <b>(0.00250)</b>	<b>0.0266***</b> <b>(0.00250)</b>	<b>0.0701***</b> <b>(0.00850)</b>	<b>0.0548***</b> <b>(0.00739)</b>
SAfter	-0.204*** (0.0175)	-0.204*** (0.0175)	0.00489*** (0.000579)	0.00489*** (0.000579)	0.0313*** (0.00151)	0.0307*** (0.00149)
SAfter Germany	-0.0112 (0.0289)	-0.0109 (0.0289)	0.00248** (0.00110)	0.00248** (0.00110)	0.00487 (0.00390)	0.00600* (0.00307)
SAfter 0809	-0.157*** (0.0318)	-0.156*** (0.0318)	0.0199*** (0.00127)	0.0199*** (0.00127)	0.00536 (0.00390)	0.0103*** (0.00386)
<b>SAfter DDD</b>	<b>-0.0167</b> <b>(0.0547)</b>	<b>-0.0196</b> <b>(0.0548)</b>	<b>-0.0193***</b> <b>(0.00257)</b>	<b>-0.0192***</b> <b>(0.00257)</b>	<b>0.0550***</b> <b>(0.00816)</b>	<b>0.0470***</b> <b>(0.00776)</b>
EBITDA		0.000238*** (6.99e-05)		2.18e-06 (1.47e-06)		-0.000136 (0.000109)
Market value		0.0565 (0.0418)		-0.00303*** (0.000438)		0.862*** (0.0183)
Book value		0.0769** (0.0385)		0.000903 (0.000652)		-0.0684*** (0.0241)
Constant	4.118*** (0.0118)	3.364*** (0.292)	-0.00278*** (0.000105)	0.0119*** (0.00275)	3.859*** (0.00913)	-1.029*** (0.186)
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry-year fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	208,785	208,785	208,785	208,785	208,785	208,785
Stocks	1,315	1,315	1,315	1,315	1,315	1,315
Adjusted <i>R</i> -squared	0.907	0.907	0.00845	0.00888	0.977	0.992
Within <i>R</i> -squared	0.0645	0.0687	0.00779	0.00831	0.473	0.829

The dependent variables are the logarithm of trading volume (in thousands), daily return (in percentage points), and the logarithm of share price. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Variable definitions are provided in Appendix A.

**Table 5: Market effects at TY 2008/2009: Two trading days and five trading days (5D)**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Share price	Share price
SBefore	-0.495*** (0.0200)	-0.495*** (0.0200)	0.00222*** (0.000511)	0.00222*** (0.000511)	0.0123*** (0.00108)	0.0114*** (0.00111)
SBefore Germany	0.421*** (0.0376)	0.421*** (0.0377)	-0.00230** (0.00114)	-0.00229** (0.00114)	-0.00288 (0.00420)	-0.00486** (0.00235)
SBefore 0809	0.00190 (0.0321)	0.00291 (0.0320)	0.00855*** (0.00139)	0.00855*** (0.00139)	0.00438* (0.00265)	0.00437** (0.00219)
<b>SBefore DDD</b>	<b>0.213***</b> <b>(0.0554)</b>	<b>0.212***</b> <b>(0.0554)</b>	<b>0.00876***</b> <b>(0.00318)</b>	<b>0.00877***</b> <b>(0.00318)</b>	<b>0.0534***</b> <b>(0.00690)</b>	<b>0.0536***</b> <b>(0.00537)</b>
SAfter	-0.213*** (0.0202)	-0.213*** (0.0201)	0.00672*** (0.000756)	0.00672*** (0.000756)	0.0118*** (0.00114)	0.0107*** (0.00123)
SAfter Germany	0.0654* (0.0343)	0.0650* (0.0343)	0.000231 (0.00142)	0.000227 (0.00142)	-0.00899*** (0.00336)	-0.00682*** (0.00226)
SAfter 0809	-0.232*** (0.0365)	-0.231*** (0.0365)	0.0117*** (0.00167)	0.0117*** (0.00167)	-0.0370*** (0.00267)	-0.0322*** (0.00277)
<b>SAfter DDD</b>	<b>0.228***</b> <b>(0.0628)</b>	<b>0.227***</b> <b>(0.0629)</b>	<b>-0.00598*</b> <b>(0.00315)</b>	<b>-0.00594*</b> <b>(0.00315)</b>	<b>0.0430***</b> <b>(0.00726)</b>	<b>0.0262***</b> <b>(0.00656)</b>
SBefore (5D)	-0.419*** (0.0226)	-0.419*** (0.0226)	0.00478*** (0.000387)	0.00478*** (0.000387)	0.0117*** (0.00153)	0.0112*** (0.00149)
SBefore Germany (5D)	0.179*** (0.0331)	0.179*** (0.0331)	-0.000563 (0.000734)	-0.000574 (0.000734)	0.0115*** (0.00344)	0.0152*** (0.00296)
SBefore 0809 (5D)	0.172*** (0.0260)	0.172*** (0.0260)	-0.00651*** (0.000872)	-0.00652*** (0.000873)	-0.0254*** (0.00454)	-0.0240*** (0.00427)
<b>SBefore DDD (5D)</b>	<b>0.706***</b> <b>(0.0479)</b>	<b>0.708***</b> <b>(0.0479)</b>	<b>0.0184***</b> <b>(0.00219)</b>	<b>0.0185***</b> <b>(0.00219)</b>	<b>0.0185**</b> <b>(0.00828)</b>	<b>0.00242</b> <b>(0.00697)</b>
SAfter (5D)	-0.0194 (0.0156)	-0.0194 (0.0156)	-0.00160*** (0.000412)	-0.00160*** (0.000412)	0.0214*** (0.00162)	0.0219*** (0.00156)
SAfter Germany (5D)	-0.0657** (0.0284)	-0.0649** (0.0285)	0.00228*** (0.000857)	0.00228*** (0.000857)	0.0152*** (0.00370)	0.0143*** (0.00319)
SAfter 0809 (5D)	0.0903*** (0.0311)	0.0902*** (0.0311)	0.00818*** (0.00111)	0.00818*** (0.00111)	0.0429*** (0.00409)	0.0431*** (0.00400)
<b>SAfter DDD (5D)</b>	<b>-0.211***</b> <b>(0.0515)</b>	<b>-0.213***</b> <b>(0.0515)</b>	<b>-0.0127***</b> <b>(0.00210)</b>	<b>-0.0127***</b> <b>(0.00210)</b>	<b>0.0139</b> <b>(0.0515)</b>	<b>0.0220***</b> <b>(0.0515)</b>
Controls	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry-year fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	208,785	208,785	208,785	208,785	208,785	208,785
Stocks	1,315	1,315	1,315	1,315	1,315	1,315
Adjusted R-squared	0.907	0.908	0.0101	0.0106	0.907	0.908
Within R-squared	0.473	0.830	0.00952	0.0100	0.0725	0.0767

The dependent variables are the logarithm of trading volume (in thousands), daily return (in percentage points), and the logarithm of share price. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

The regression results for our primary variables of interest (*SBefore DDD* and *SAfter DDD*) confirm our hypotheses. We focus on the extended models with a higher number of control variables. Confirming HYPOTHESIS 1A, the average daily trading volume of the German

stock market in the period 2008–2009 unexpectedly increased by 142% in the last two days before introduction of the capital gains tax (*SBefore DDD*). While Table 4 does not provide significant evidence of lower trading volume after the reform (*SAfter DDD*), our hypothesis on a shifting of trading volumes (HYPOTHESIS 2A) is supported for a longer reference period of five trading days (Table 5). We further find a strong effect of *SBefore DDD* and *SAfter DDD* on daily returns and share prices. In line with HYPOTHESIS 1B and HYPOTHESIS 2B, the daily return is 2.66 percentage points higher before the turn of the year and 1.92 percentage points lower thereafter. Regarding HYPOTHESIS 1C and HYPOTHESIS 2C, we can state that the share price level is 5.6% (4.8%) higher before (after) the reform. All in all, Table 4 suggests an unexpected trading volume at TY 2008/2009, resulting in a strong but temporary increase in abnormal share prices and a return to their normal levels thereafter.

We test an extended number of control periods, an extended control group, and a “normal” difference-in-differences specification instead of our triple difference model in Appendix 2.B (Tables 11, 12, and 13). The results of these cross-checks confirm our baseline regressions. While the “normal” difference-in-differences specification suggests an even stronger CGTR 2009 impact on trading volumes at TY 2008/2009, this should be driven by structural differences between the treatment group (Germany) and the control group, which can also be observed for placebo tests in the control periods (2007/2008, 2009/2010). Therefore, our triple difference identification strategy seems to be an appropriate way of overcoming this weakness of a “normal” difference-in-differences specification. Unreported further cross-checks include calculation of stock prices, returns, and control variables on a Euro basis, exclusion of observations on Christmas and New Year’s Eve, exclusion of observations with negative EBITDA, and a longer reference period of 10 days, with almost identical results.

Pantzalis and Ucar (2014) find empirical support for the hypothesis that the attention of market participants to earnings news can be reduced by religious holidays. On Christmas as well as on weekends and New Year’s Eve, the German financial market is closed. As a result, there were only two trading days between Christmas 2008 and New Year’s Eve 2008. Since it is very likely that Christmas celebrations absorbed the attention of market participants, we expect an especially strong market reaction in the last two trading days of 2008 (December 29 and December 30) compared to a five-day period.

Therefore, we re-estimate the model including variables for two different reference periods (two days and five days). Within these regressions, the variables *SBefore DDD (5D)* and *SAfter DDD (5D)* measure the average effects for a reference period of five days, and *SBefore*

*DDD* and *SAfter DDD* the additional effects for the shorter reference period of two days. Hence, the aggregate effects for the last two days can be calculated as the sum of the effects for five days and the additional effects for two days. The results are shown in Table 5. We abstain from reporting the results for regression controls, which are almost identical to those in Table 4; this holds also for the calculations in the following subsections.

Confirming HYPOTHESIS 1A through HYPOTHESIS 2C, we find that share prices, daily returns, and trading volumes are significantly higher in the last two days compared to the average of the last five days before TY 2008/2009. This result holds especially for the effect on share prices, which is not significant in the five-day reference period if we account for regression controls (Model 6). The results shown in Table 5 provide a more accurate estimate of market reactions. Combining the results on all relevant variables and focusing on the models with a higher number of controls, the average abnormal increase in trading volumes is 102.8% within the first three days of the last trading week of 2008 and 150.3% in the last two trading days. The aggregate abnormal return for the last five trading days of 2008 can be calculated by grossing up the average abnormal daily returns over the whole period (1.85 percentage points in the first three days; 2.73 percentage points in the last two days). Compared to the control group, share prices on the German market therefore increased by about 11.5% within the last five trading days of 2008. Thus, late investors paid a high mark-up to avoid future capital gains tax payments. Considering that the observed temporary increase in share prices was restricted to a very short period of about five days before and after the introduction deadline (in unreported cross-checks we test for longer periods with insignificant effects), this mark-up could easily have been avoided by tax-aware investors.

### **2.5.3 Deadline effect and media effect**

In this section, we test HYPOTHESIS 3A and HYPOTHESIS 3B, which suggest a positive impact of media reports regarding CGTR 2009 on the logarithm of trading volumes (measured in 1,000 units of traded shares) and daily return in percentage points. Further, we test whether HYPOTHESIS 1A and HYPOTHESIS 1B still hold when we control for media coverage.<sup>12</sup> Our models are based on the triple difference approach of Equation (5). However, we extend our observation period to increase the power of our tests and the variation in our

---

<sup>12</sup> With regard to media coverage, we do not perform regressions on the logarithm of stock price as a dependent variable. This is due to the fact that stock price is non-stationary. While this seems to be a smaller problem for a singular event like the CGTR 2009 introduction deadline, it becomes more troublesome in the case of variation of variables over time, as in the number of weekly articles on CGTR 2009.



measure for media coverage. We consider 60 trading days before and after TY 2008/2009, resulting in an unbalanced panel of 1,313 stocks and 411,869 observations.

We measure media coverage by the weekly number of articles on CGTR 2009 (*Articles*), as shown in Table 2. Saturdays and Sundays are regarded as the first two days of the following week. Since stock markets are closed on weekends, an increase in attention on these days could affect trading behavior on the following days (Monday to Friday) but not on the current day. In line with our triple difference setup, we further include interaction terms of *Articles* with the German market (*Articles Germany*) and the year 2008 (*Articles 2008*). Thus, we use *Articles* not as a measure for media coverage of CGTR 2009, but as a variable for trends in media interest affecting the treatment group and the control group in all periods. For example, it might well be the case that news on CGTR 2009 is correlated with seasonal effects (e.g., turn-of-the-year effect) or other events in 2008. To account for this issue, *Articles* is matched to all other observations of the same month and day (from the control group and the control periods). The impact of media reports on the German market is identified by the triple difference variable *Articles DDD*, which is an interaction term of *Articles*, a dummy variable for the German market and a dummy variable for the year 2008. Therefore, *Articles* itself controls for general trends affecting all groups and periods, while *Articles Germany* and *Articles 2008* control for corresponding effects in the German market and the year 2008.

Regression results are set forth in Table 6. Control variables and estimation procedures conform to the previous subsection. In Models 1 and 5, we do not control for deadline effects at TY 2008/2009. As expected, we find a positive and significant effect of the number of articles (measured by *Articles DDD*) on daily returns and trading volumes. This outcome holds if we include triple difference dummy variables for two trading days (Models 2, 6) or two and five trading days (Models 3, 7). We do not report the triple difference control variables (*Before*, *Before Germany*, *Before 0809*, *After*, *After Germany*, *After 0809*) as well as the other regression controls (*EBITDA*, *Market value*, *Book value*). Controlling for a full set of dummy variables for the CGTR 2009 deadline (Models 3 and 7), we find that one additional article on CGTR 2009 increases daily return by 0.4 basis points (= 0.004 percentage points) and trading volume by 0.5%. While the estimated impact on daily return is small, 20 articles would increase trading volume by 10% (daily return by 0.08 percentage points).

**Table 6: Deadline effects and media effects**

Model	1	2	3	4	5	6	7	8
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Daily return	Daily return
Articles	-0.00143*** (0.000283)	0.00208*** (0.000302)	0.00192*** (0.000303)	0.00192*** (0.000303)	7.98e-05*** (5.57e-06)	7.39e-05*** (5.87e-06)	7.31e-05*** (6.01e-06)	7.31e-05*** (6.01e-06)
Articles Germany	0.00179*** (0.000530)	-0.00179*** (0.000538)	-0.00147*** (0.000541)	-0.00141*** (0.000539)	3.05e-05*** (1.08e-05)	2.74e-05** (1.13e-05)	3.53e-05*** (1.16e-05)	3.15e-05*** (1.17e-05)
Articles 2008	0.00433*** (0.000421)	0.00439*** (0.000448)	0.00438*** (0.000454)	0.00438*** (0.000454)	-8.57e-05*** (7.19e-06)	-8.82e-05*** (7.50e-06)	-7.70e-05*** (7.47e-06)	-7.70e-05*** (7.47e-06)
Articles DDD	<b>0.00651***</b> (0.000751)	<b>0.00549***</b> (0.000785)	<b>0.00493***</b> (0.000792)	<b>0.00519***</b> (0.000828)	<b>0.000103***</b> (1.35e-05)	<b>6.18e-05***</b> (1.38e-05)	<b>3.92e-05***</b> (1.39e-05)	<b>2.44e-05*</b> (1.42e-05)
Articles DDD (December)				<b>-0.00149*</b> (0.000870)				<b>8.42e-05***</b> (2.50e-05)
SBefore DDD		<b>0.694***</b> (0.0563)	<b>0.102*</b> (0.0582)	<b>0.128**</b> (0.0595)		<b>0.0242***</b> (0.00256)	<b>0.00753**</b> (0.00321)	<b>0.00604*</b> (0.00322)
SAfter DDD		<b>0.0351</b> (0.0565)	<b>0.216***</b> (0.0631)	<b>0.215***</b> (0.0630)		<b>-0.0189***</b> (0.00253)	<b>-0.00586*</b> (0.00316)	<b>-0.00583*</b> (0.00316)
SBefore DDD (5D)			<b>0.625***</b> (0.0480)	<b>0.645***</b> (0.0471)			<b>0.0176***</b> (0.00216)	<b>0.0165***</b> (0.00220)
SAfter DDD (5D)			<b>-0.173***</b> (0.0540)	<b>-0.174***</b> (0.0541)			<b>-0.0131***</b> (0.00207)	<b>-0.0130***</b> (0.00207)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry-year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	411,869	411,869	411,869	411,869	411,869	411,869	411,869	411,869
Stocks	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313	1,313
Adjusted R-squared	0.907	0.908	0.909	0.909	0.00264	0.00609	0.00692	0.00695
Within R-squared	0.0289	0.0426	0.0459	0.0460	0.00228	0.00575	0.00660	0.00664

The dependent variables are the logarithm of trading volume and daily return in percentage points. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, *SBefore*, *SBefore Germany*, *SBefore 0809*, *SAfter*, *SAfter Germany*, *SAfter 0809*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

An interesting implication of Table 6 is that media effects in December 2008 are captured by *Articles DDD*. Thus, we may interpret the combined regression coefficients of *SBefore DDD* and *SBefore DDD (5D)* as rough estimates for the “pure” deadline effect in the last two and five trading days before TY 2008/2009. A problem with this interpretation is that articles in December recommended buying shares and, therefore, might have had a stronger impact on trading volumes and daily returns compared to media reports in previous months. Therefore, we include *Articles DDD DEC* in Models 4 and 8, defined as an interaction term of *Articles DDD* and a dummy for December 2008. This variable measures whether there was a different impact from articles at the end of 2008. Regression results suggest that articles in December 2008 had a stronger impact on daily returns and a smaller effect on trading volumes. Nevertheless, inclusion of *Articles DDD DEC* does not have a strong impact on our estimates of the deadline effect captured by *SBefore DDD* and *SBefore DDD (5D)*.

Considering Kennedy (1981), our regression results of Models 4 and 8 for *SBefore DDD (5D)* (average effect in the last 5 days) and *SBefore DDD* suggest that the deadline effect increased average trading volume by 116.0% in the last two trading days and resulted in an abnormal aggregate return of 9.9 percentage points. Since these models control for media effects, they can be regarded as a rough estimate for the “pure” deadline effect.

Comparing these estimates with the results of a regression (unreported, available upon request) using the same specification but excluding the control variables for media coverage (*Articles*, *Articles Germany*, *Articles 2008*, *Articles DDD*, *Articles DDD DEC*) provides us with an approximation of the explanatory power of the deadline effect (model controlling for media effects) compared to the aggregate sum of the media and deadline effect (model not controlling for media effects). Our calculations suggest that 83.2% (89.0%) of stock market reactions at TY 2008/2009 on trading volumes (daily returns) result from the deadline effect. While corresponding estimates should be interpreted with caution, they seem plausible if we consider the small coefficient of *Articles DDD* in the regressions on daily returns. Overall, the findings shown in Table 6 support HYPOTHESES 1A, 1B, 3A, and 3B. They further suggest that market reactions at TY 2008/2009 are mainly caused by the deadline effect.

#### **2.5.4 Tests on average trading volume per transaction**

While theory suggests that the stock market reactions at TY 2008/2009 are driven by tax-induced trading of individual investors, our database does not allow for direct identification of the stock purchases of this investor type. Following the literature on herding behavior (Bhattacharya 2001; Barber et al. 2009), we interpret small trading volumes as a proxy for trading activities of individual investors and rely on HYPOTHESIS 4A and HYPOTHESIS 4B as empirical tests. We expect a reduction of *Trading volume per transaction* just before the CGTR introduction deadline (HYPOTHESIS 4A). The same holds for weeks with high media coverage on CGTR 2009 during 2008 (HYPOTHESIS 4B).

Since Datastream does not contain information on daily average trading volume per market transaction, we gathered additional information on the daily number of market transactions<sup>13</sup> for each stock of the main stock indexes in Germany (DAX 30), France (CAC 40), and the United Kingdom (FTSE 100). We consider the composition of these indexes as of December 31, 2008. For this reason, our database is smaller than for our baseline regressions and consists of large-capitalization stocks. We do not control for industry–year fixed effects due

---

<sup>13</sup> We are thankful to Bloomberg for providing the additional data.

to the lower number of stocks in our sample. Market transactions are all sell and buy transactions performed on a given trading day for each stock.

As the dependent variable, we use the natural logarithm of daily average trading volume per transaction for each stock. This variable is calculated as daily transaction volume in the local currency (number of shares traded multiplied by daily share price) divided by the daily number of market transactions for the corresponding stock. Using this information, we perform regressions as described in Equation (5), with the logarithm of trading volume (*Trading volume*) and the logarithm of daily average trading volume per transaction in local currency (*Trading volume per transaction*) as dependent variables. As in Table 4, we focus on the last two trading days of 2008 (*SBefore DDD*). We expect that *SBefore DDD* has a positive and significant effect on *Trading volume* and a negative and significant effect on *Trading volume per transaction*.

**Table 7: Analysis of trading volume: Tax effects at TY 2008/2009**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Trading volume	Volume per transaction	Volume per transaction	Volume per transaction
<i>SBefore</i>	-1.208*** (0.0278)	-1.208*** (0.0279)	-1.218*** (0.0279)	-0.151*** (0.0135)	-0.152*** (0.0134)	-0.156*** (0.0134)
<i>SBefore Germany</i>	0.172*** (0.0403)	0.171*** (0.0404)	0.173*** (0.0407)	0.0311 (0.0201)	0.0322 (0.0201)	0.0325 (0.0201)
<i>SBefore 0809</i>	0.107*** (0.0289)	0.106*** (0.0289)	0.0980*** (0.0293)	0.0658*** (0.0190)	0.0670*** (0.0189)	0.0705*** (0.0190)
<b><i>SBefore DDD</i></b>	<b>0.368*** (0.0689)</b>	<b>0.369*** (0.0689)</b>	<b>0.372*** (0.0697)</b>	<b>-0.109*** (0.0337)</b>	<b>-0.111*** (0.0336)</b>	<b>-0.111*** (0.0334)</b>
<i>SAfter</i>			-0.279*** (0.0240)			-0.0952*** (0.0104)
<i>SAfter Germany</i>			0.0463 (0.0421)			0.00516 (0.0190)
<i>SAfter 0809</i>			-0.217*** (0.0343)			0.0998*** (0.0185)
<i>SAfter DDD</i>			0.0907 (0.0671)			0.00414 (0.0348)
Controls	NO	YES	YES	NO	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	24,127	24,127	24,127	24,127	24,127	24,127
Stocks	140	140	140	140	140	140
Adjusted <i>R</i> -squared	0.814	0.815	0.817	0.929	0.937	0.938
Within <i>R</i> -squared	0.271	0.273	0.285	0.112	0.213	0.216

The dependent variables are the logarithm of trading volume and the logarithm of the daily average trading volume per transaction. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

In Models 1 through 3, we find that unexpected trading volume increased by 44.7% in the last two trading days of 2008. This estimate is somewhat smaller than in our baseline regressions, which suggests a weaker impact from CGTR 2009 on large-capitalization stocks and is consistent with our heterogeneity tests in Section 2.5.5. Confirming HYPOTHESIS 4A, Models 4 through 6 provide evidence of a decrease of about 11% in *Trading volume per transaction*. Our results therefore support the assumption that the increase in trading volumes and share prices at the end of 2008 was at least partially driven by individual investors with low trading volumes per transaction and a likewise low degree of tax awareness. We also test the regressions of Table 7 for a longer reference period of five trading days with almost identical results (not reported).

To increase the power of our test for HYPOTHESIS 4B, we expand the analysis to the whole year 2008. Hence, we test whether articles on CGTR 2009 throughout 2008 are negatively correlated with *Trading volume per transaction* on the German capital market. Since we consider the whole year, we do not account for observations from previous and following years (control periods). We measure media coverage by the weekly number of articles (*Articles*) and identify the impact on the German market by the interaction term *Articles Germany* (*Articles* × *Germany*). Thus, *Articles* controls for general trends affecting the treatment group and the control group. The OLS model can be described by

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot \text{Articles}_{it} + \beta_2 \cdot \text{Articles Germany}_{it} + \delta \cdot C_{it} + \vartheta_{it} + \psi_{it} + \nu_i + u_{it}. \quad (6)$$

We use almost the same specifications as in our previous regressions. Since our measure for *Market value* would be captured by the firm fixed effect in a normal difference-in-differences setting (and therefore drop out), we use the logarithm of daily market capitalization in millions of local currency instead of an average value for the whole period. Since we do not use daily return or share price as dependent variables, endogeneity concerns with regard to *Market value* should be less relevant. In addition, we include *SBefore* and *SBefore DD* as variables to control for Germany-specific effects within the last two trading days of 2008 (as identified by our baseline regressions). Since Equation (6) does not account for control periods, *SBefore DD* is a simple difference-in-differences estimator.

The regression results in Table 8 confirm our expectations. We obtain a significant and positive coefficient for the interaction term *Articles Germany* on trading volume and a negative and significant effect of *Articles Germany* on *Trading volume per transaction*. The results for *Trading volume per transaction* (our measure for the trading of small-scale individual inves-

tors) hold if we control for the introduction date of CGTR 2009 via *SBefore DD*. The regression coefficients of *SBefore DD* fit well with our previous findings (see Table 7). In Models 3 and 7 of Table 8, we also test for an exclusion of observations from December, with similar results. Therefore, the observed correlation between trading behavior and tax awareness measures is not only driven by trading in December 2008 but is also valid for the whole of 2008. Regression results of Tables 7 and 8 provide empirical support that the market reactions at TY 2008/2009 are driven by individual investors.

**Table 8: Analysis of trading volume: Media effects**

Model	1	2	3	4	5	6	7	8
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Trading volume	Trading volume	Volume per transaction	Volume per transaction	Volume per transaction	Volume per transaction
Articles	0.00117** (0.000549)	-0.000477 (0.000550)	0.00455*** (0.000547)	0.00388*** (0.000534)	-0.000941*** (0.000333)	-0.00190*** (0.000281)	-0.000638** (0.000273)	-0.00139*** (0.000280)
<b>Articles</b>	<b>0.00442***</b>	<b>0.00379***</b>	<b>0.00231**</b>	<b>0.00139</b>	<b>-0.00146</b>	<b>-0.00187**</b>	<b>-0.00133**</b>	<b>-0.00171**</b>
<b>Germany</b>	<b>(0.00104)</b>	<b>(0.000950)</b>	<b>(0.00112)</b>	<b>(0.000951)</b>	<b>(0.000921)</b>	<b>(0.000749)</b>	<b>(0.000562)</b>	<b>(0.000729)</b>
<i>SBefore</i>				-1.376*** (0.0361)				-0.161*** (0.0182)
<b><i>SBefore</i> Germany</b>				<b>0.405***</b> <b>(0.0790)</b>				<b>-0.148***</b> <b>(0.0305)</b>
Controls	NO	YES	YES	YES	NO	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	34,089	34,089	31,303	34,089	34,089	34,089	31,303	34,089
Stocks	137	137	137	137	137	137	137	137
Adjusted <i>R</i> -squared	0.819	0.822	0.848	0.836	0.948	0.950	0.954	0.950
Within <i>R</i> -squared	0.00236	0.0188	0.0583	0.0965	0.00304	0.0324	0.0295	0.0401

The dependent variables are the logarithm of trading volume and the logarithm of the daily average trading volume per transaction. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. Models 3 and 7 exclude observations from December 2008. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

### 2.5.5 Heterogeneity of stock market effects at TY 2008/2009

Let us now address the heterogeneity of stock market reactions just before and after TY 2008/2009 with regard to three dimensions: (1) small capitalization and large-capitalization stocks, (2) winner and loser stocks, and (3) dividend-paying and non-dividend-paying stocks. Market capitalization and stock price losses during the preceding year might be related to stock price elasticity. In addition, existing research provides evidence for stronger market reactions of non-dividend-paying stocks to capital gains taxes (Amoako-Adu et al. 1992; Lang and Shackelford 2000).

The heterogeneity effect for a particular stock property (market capitalization, loser stock, non-dividend-paying stock) is identified by an interaction term of our *DDD* variables and the corresponding property variable *P* (*SBefore DDD* × *P* and *SAfter DDD* × *P*). We generally refer to our basic reference period of two trading days, as in Table 4, and consider the station-

ary dependent variables *Daily return* and *Trading volume*. However, we also test regressions for a reference period of five trading days and *Share price*, with similar results (not reported). Including further DD interaction terms as control variables, we can write a generalized form of the regression model as

$$\begin{aligned}
Y_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot SBefore_{it} + \beta_2 \cdot SBefore\ Germany_{it} + \beta_3 \cdot SBefore\ 0809_{it} + \beta_4 \cdot SBefore\ DDD_{it} \\
& + \beta_5 \cdot SBefore \times P_{it} + \beta_6 \cdot SBefore\ Germany \times P_{it} + \beta_7 \cdot SBefore\ 0809 \times P_{it} + \beta_8 \cdot SBefore\ DDD \times P_{it} \\
& + \gamma_1 \cdot SAfter_{it} + \gamma_2 \cdot SAfter\ Germany_{it} + \gamma_3 \cdot SAfter\ 0809_{it} + \gamma_4 \cdot SAfter\ DDD_{it} \\
& + \gamma_5 \cdot SAfter \times P_{it} + \gamma_6 \cdot SAfter\ Germany \times P_{it} + \gamma_7 \cdot SAfter\ 0809 \times P_{it} + \gamma_8 \cdot SAfter\ DDD \times P_{it} + \delta_0 \cdot P_{it} \\
& + \delta \cdot C_{it} + \vartheta_{it} + \psi_{it} + \nu_i + u_{it}.
\end{aligned}
\tag{7}$$

The regression is performed in the same way (standard errors, control variables  $C_{it}$ ) as in the previous subsections. Selected results for interaction terms related to market capitalization (*SBefore DDD* × *Market value*, *SAfter DDD* × *Market value*), loser stocks (*SBefore DDD* × *Loser*, *SAfter DDD* × *Loser*), and dividend-paying stocks (*SBefore DDD* × *Dividend*, *SAfter DDD* × *Dividend*) are documented in Table 9. The variable *Loser* is a dummy with a value of 1 in the case of a reduction in share price during the preceding year. Change in share price is defined as average share price at the end of the current year minus average share price at the end of the previous year.<sup>14</sup> *Dividend* is a dummy variable for a dividend-paying stock. For brevity, we abstain from reporting results for control variables (e.g., *EBITDA*), and control dummy variables (e.g., *SBefore*, *SBefore Germany*, *SBefore 0809*, *SBefore x Market value*, *SBefore Germany x Market value*).

---

<sup>14</sup> To calculate the average price, we consider observations from the second to last trading weeks (i.e., the last six to 10 trading days) of a given year. We do not account for the last five trading days, as this week is strongly affected by the pricing effects of CGTR 2009 at TY 2008/2009, which could bias our results.

**Table 9: Heterogeneity tests**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Daily return
SBefore	0.207*** (0.0640)	-0.930*** (0.0261)	-0.728*** (0.0662)	0.0147*** (0.00142)	0.00593*** (0.000420)	0.00930*** (0.00110)
SBefore Germany	0.639*** (0.0960)	0.585*** (0.0473)	0.663*** (0.0825)	-0.00887*** (0.00330)	-0.00240*** (0.000886)	-0.00482*** (0.00183)
SBefore 0809	-0.374*** (0.101)	0.0905 (0.101)	0.127 (0.176)	-0.00931** (0.00381)	-0.00255 (0.00271)	0.00809 (0.00566)
<b>SBefore DDD</b>	<b>1.300***</b> <b>(0.152)</b>	<b>0.802***</b> <b>(0.215)</b>	<b>0.914***</b> <b>(0.192)</b>	<b>0.0447***</b> <b>(0.00786)</b>	<b>0.000454</b> <b>(0.00647)</b>	<b>0.0195***</b> <b>(0.00706)</b>
SAfter	0.173*** (0.0640)	-0.154*** (0.0216)	0.0975 (0.0686)	0.00970*** (0.00298)	0.00695*** (0.000576)	0.0163*** (0.00359)
SAfter Germany	-0.157* (0.0937)	-0.0105 (0.0364)	-0.202** (0.0819)	0.00317 (0.00436)	0.00100 (0.00117)	-0.00462 (0.00404)
SAfter 0809	-0.631*** (0.113)	-0.113 (0.0832)	-0.611*** (0.1000)	0.0137*** (0.00460)	-0.000297 (0.00386)	0.0177*** (0.00491)
<b>SAfter DDD</b>	<b>-0.0392</b> <b>(0.186)</b>	<b>-0.177</b> <b>(0.300)</b>	<b>0.366***</b> <b>(0.131)</b>	<b>-0.0340***</b> <b>(0.00830)</b>	<b>-0.00587</b> <b>(0.00761)</b>	<b>-0.0230***</b> <b>(0.00653)</b>
<b>SBefore DDD × Market value</b>	<b>-0.0777***</b> <b>(0.0228)</b>			<b>-0.00332***</b> <b>(0.00120)</b>		
<b>SAfter DDD × Market value</b>	<b>0.0147</b> <b>(0.0279)</b>			<b>0.00296**</b> <b>(0.00126)</b>		
Loser		0.0686** (0.0294)			-0.000865*** (0.000238)	
<b>SBefore DDD × Loser</b>		<b>0.0637</b> <b>(0.236)</b>			<b>0.0282***</b> <b>(0.00721)</b>	
<b>SAfter DDD × Loser</b>		<b>0.186</b> <b>(0.311)</b>			<b>-0.0165**</b> <b>(0.00818)</b>	
Dividend			0.0708** (0.0326)			0.000768** (0.000361)
<b>SBefore DDD × Dividend</b>			<b>-0.00830</b> <b>(0.204)</b>			<b>0.00663</b> <b>(0.00752)</b>
<b>SAfter DDD × Dividend</b>			<b>-0.391**</b> <b>(0.154)</b>			<b>0.0100</b> <b>(0.00695)</b>
DD dummy variables	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	208,785	208,785	184,208	208,785	208,785	184,208
Stocks	1,315	1,315	1,157	1,315	1,315	1,157
Adjusted R-squared	0.907	0.907	0.908	0.00910	0.00917	0.00980
Within R-squared	0.0740	0.0693	0.0756	0.00857	0.00865	0.00948

The dependent variables are daily return (in percentage points), and the logarithm of trading volume (in thousands). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. For the Models 1 and 4, DD dummy variables include *SBefore*, *SBefore Germany*, *SBefore 0809*, *SBefore 0809 x Market value*, *SBefore Germany x Market value*, *SBefore 0809 x Market value*, *SAfter*, *SAfter Germany*, *SAfter 0809*, *SAfter x Market value*, *SAfter Germany x Market value*, and *SAfter 0809 x Market value*. For Models 2 and 5, DD dummy variables include *SBefore*, *SBefore Germany*, *SBefore 0809*, *SBefore x Loser*, *SBefore Germany x Loser*, *SBefore 0809 x Loser*, *SAfter*, *SAfter Germany*, *SAfter 0809*, *SAfter x Loser*, *SAfter Germany x Loser*, and *SAfter 0809 x Loser*. For Models 3 and 6, DD dummy variables include *SBefore*, *SBefore Germany*, *SBefore 0809*, *SBefore x Dividend*, *SBefore Germany x Dividend*, *SBefore 0809 x Dividend*, *SAfter*, *SAfter Germany*, *SAfter 0809*, *SAfter x Dividend*, *SAfter Germany x Dividend*, and *SAfter 0809 x Dividend*. Variable definitions are provided in Appendix A.



The coefficients of *SBefore DDD*×*Market value* and *SAfter DDD*×*Market value* in Models 1 and 4 have the opposite sign as the coefficients of our identification variables *SBefore DDD* and *SAfter DDD* and are significant, with one exception (*SAfter DDD*×*Market value* for trading volumes; *SAfter DDD* is also not significant). This outcome suggests that the trading volumes and prices of stocks with a large market capitalization reacted to a smaller degree to the CGTR 2009 deadline. We find further evidence that the daily returns of loser stocks were more strongly affected by CGTR 2009 (Models 2 and 5). However, we do not find significant effects for trading volumes. While existing research would imply a smaller tax effect for dividend-paying stocks, the relevant interaction terms are not significant for daily returns (Model 6). Only for *SAfter DDD*×*Dividend* is the coefficient significant and negative, which might suggest a stronger shifting of trades from 2009 to 2008 for dividend-paying stocks (contrary to expectations). Overall, we find no evidence for a stronger pricing reaction among non-dividend-paying stocks prior to TY 2008/2009.

Table 9 implies stronger stock market reactions for small capitalization stocks, stronger pricing reactions of loser stocks, and ambiguous effects for dividend-paying stocks. This fits well with the interpretation that the CGTR 2009 introduction deadline especially affected stocks with a higher price elasticity to demand shocks. While small capitalization stocks on average have smaller trading volumes and lower liquidity (Sikes 2014), they also seem to be more strongly affected by the turn-of-the-year effect (Starks et al. 2006; Sikes 2014) and herding behavior (Barber et al. 2009; Hsieh 2013). Corresponding to empirical evidence on the disposition effect, individual shareholders are more reluctant to realize capital losses than to realize capital gains (e.g., Barberis and Xiong 2009). This is consistent with stronger pricing elasticity to an unexpected increase in stock demand. The ambiguous findings on dividend-paying stocks in Table 9 fit well with our interpretation that the stock market reactions before and after TY 2008/2009 were driven by individual investors with a small degree of tax awareness and tax knowledge.

## 2.6 Conclusion

Our paper addresses the connection between tax capitalization effects and the attention of stock market participants. Extending existing research (Amoako-Adu et al. 1992; Lang and Shackelford 2000; Dai et al. 2008), we argue that the impact of capital gains taxation on share prices and trading volumes depends on the attention of investors. We focus on deadlines and media coverage as factors affecting investor attention. While the impact of media coverage is

discussed in recent research (e.g., Tetlock 2011; Liu et al. 2014), the role of deadlines on investor attention has not been addressed in general terms. However, a significant number of papers analyze seasonal effects that can be regarded as manifestations of deadline effects (turn-of-the-year effect, end-of-the-month effect). Based on a framework of rational inattention (Sims 2003; Reis 2006), we argue that the marginal value of decision-specific information increases just before the deadline for a decision.

For our empirical analysis, we use the introduction deadline of a major reform of German capital gains taxation of individual investors at January 1, 2009 (CGTR 2009). Capital gains of shares acquired after that date are taxed at a rate of 26.38%, while capital gains of earlier acquisitions are tax-free after a minimum holding period of one year. The reform provided a strong incentive for (uninformed) retail investors to buy shares before 2009, while (informed) institutional investors, non-corporate business investors, and individual investors with a substantial shareholding of at least 1% of all shares of a firm were not affected. Since CGTR 2009 was announced in 2007, tax-aware investors had sufficient opportunity to anticipate the reform in their trading decisions.

Using triple difference estimation with NYSE Euronext Paris and London Stock Exchange as the control group and the preceding and following turn-of-the-year cycles as control periods, we find evidence of a strong and temporary increase in abnormal trading volumes, daily returns, and share prices shortly before the introduction date at TY 2008/2009 and a subsequent reversal of returns and trading volumes in the five trading days thereafter. Corresponding to our estimates, we find an aggregate abnormal return of 11.5% over the last five trading days of 2008. We also find evidence for a shifting of trades from 2009 to 2008. Our results suggest that the introduction deadline of CGTR 2009 focused the attention of individual investors on the last trading days of 2008, resulting in a temporary increase in stock prices just before the introduction deadline. Late, inattentive investors paid a high mark-up to acquire “tax-free” shares in the last trading days of 2008.

Apart from the deadline, we hypothesize an impact of CGTR media reports on stock prices and trading volumes. We find evidence that daily press articles on CGTR 2009 increased daily returns as well as trading volumes in the period before the introduction deadline. Following the literature on herding behavior (e.g., Barber et al. 2009), empirical tests on *Trading volume per transaction* suggest further that the identified market reactions on the CGTR 2009 deadline and CGTR media reports were driven by individual investors with small trading volumes per transaction. Heterogeneity tests suggest that stock market reactions at TY 2008/2009 were

stronger for small capitalization stocks and loser stocks, with a loss in the average stock price during the preceding year. This fits well with the observation in the existing literature that small capitalization stocks are more strongly affected by herding behavior (Barber et al. 2009; Hsieh 2013) and turn-of-the-year effects (Starks et al. 2006; Sikes 2014).

Our paper shows that deadlines for previously announced events and corresponding media reports may have a strong impact on short-term trading and price discovery. We interpret our findings as evidence that deadlines and media reports focus the attention of more or less uninformed individual investors and may result in herding behavior and volatile stock market reactions. Our interpretation is supported by evidence on lower average trading volumes per transaction as a proxy for the trading of individual investors.

As an alternative theoretical explanation of our findings, one might argue that the volatile market reactions close to the CGTR 2009 deadline resulted from strategic trading decisions to delay acquisition of “tax-free” stocks to the last possible moment. However, considering the short-term nature of the CGTR 2009 impact, it seems unlikely that such strategies would be based on expected changes in fundamentals (especially if considering the subsequent return reversal in the first days of 2009). As a second alternative, one might suspect that the identified deadline effect is a consequence of a “regular” turn-of-the-year effect. Even if turn-of-the-year effects would not be captured by our triple difference estimation strategy, we regard this as very unlikely.<sup>15</sup> A third explanation could be procrastination. Psychological and economic research suggests that individuals tend to procrastinate in their actions and especially their savings behavior (Bernartzi and Thaler 2004).

While alternative theoretical explanations might be able to explain our empirical evidence, they would lead to similar implications. For example, if the impact of the CGTR 2009 resulted from investor procrastination and not tax awareness, the deadline still should be relevant for investor attention and would result in herding behavior. We conclude that deadlines and

---

<sup>15</sup> While the turn-of-the-year effect suggests a reduction in stock prices in December and an increase in January (Poterba and Weisbenner, 2001), we find the opposite result (increase in December and reduction in January). This holds not only in comparison to the control group, but also for the time series (Figures 4, 5). Theoretical explanations for turn-of-the-year effects (e.g., tax loss selling; Sikes, 2014) are not well-suited to explain such a positive abnormal return. If tax loss-selling were responsible for our outcome, it seems questionable that we do not find a significant interaction effect for loser stocks with regard to trading volume (see Table 22). By contrast, a stronger pricing reaction of loser stocks can be well explained by the stickiness of stock supply resulting from the disposition effect. Most relevant, the identified media effects cannot be explained by turn-of-the-year effects. As documented by Table 19 and Table 21, the consideration of media effects reduces the explanatory power of deadline effects and vice versa. Thus, supporting our argument, both effects should be related to each other.

related media coverage play an important role in dissemination of stock market information and may have a strong impact on price discovery and trading behavior.

# Appendices

## Appendix 2.A: Definitions of Variables

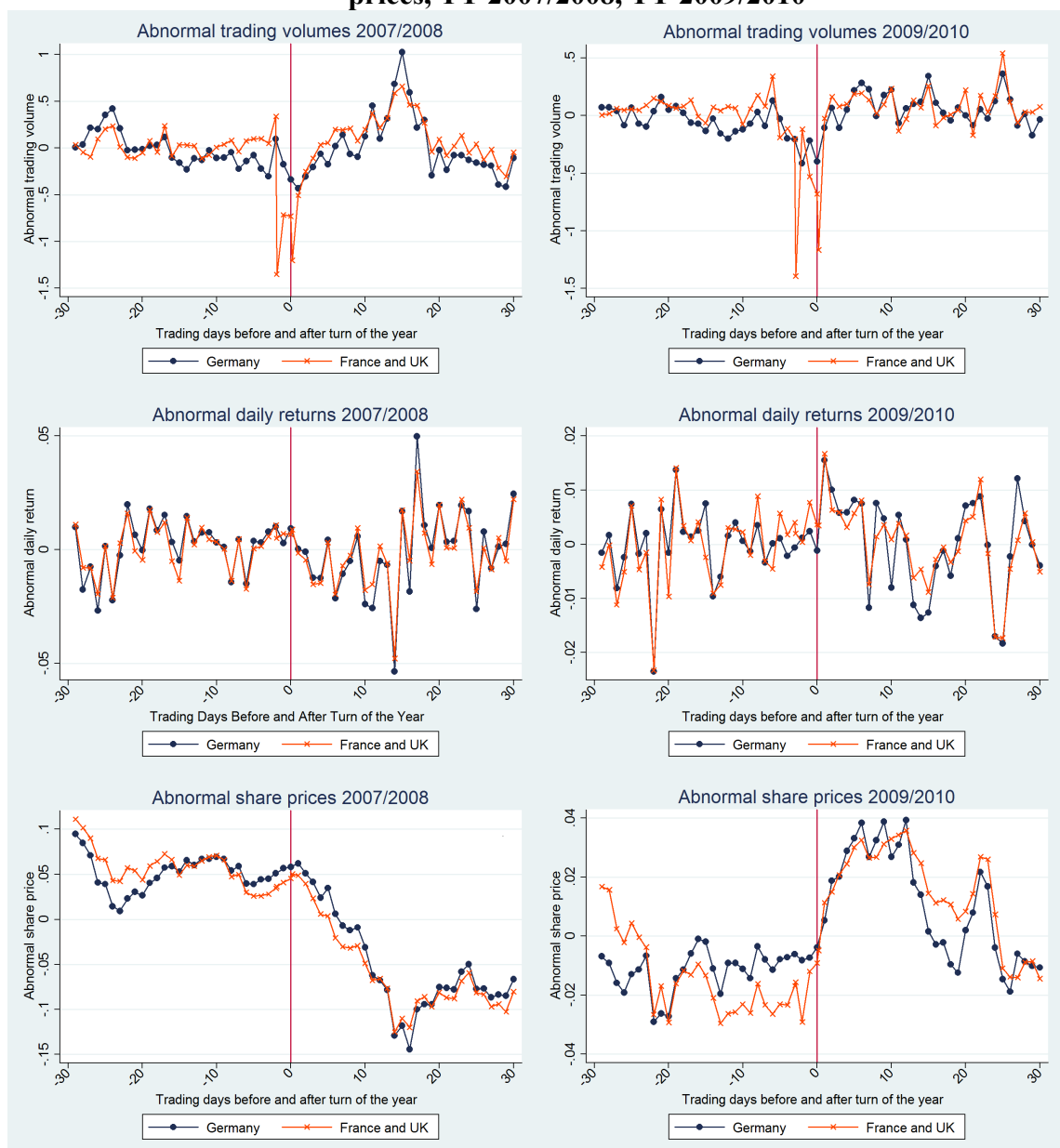
**Table 10 Appendix 2.A: Definitions of the variables in our regression models**

Variable	Definition
<b>Dependent variables</b>	
Daily return	Relative change of actual share price compared to share price for the last trading day
Share price	Logarithm of the closing price of a stock in local currency for the current trading day
Trading volume	Logarithm of number of shares traded (in thousands) on one trading day
Trading volume per transaction	Logarithm of daily transaction volume in the local currency (number of shares traded multiplied by daily share price) divided by the daily number of market transactions
<b>Triple difference dummy variables for trading days before TY 2008/2009</b>	
SBefore	Dummy variable with a value of 1 on the last two trading days of the German market before TY 2008/2009
SBefore Germany	Interaction term of <i>SBefore</i> and a dummy variable for Germany
SBefore 0809	Interaction term of <i>SBefore</i> and a dummy variable for the 2008–2009 period
SBefore DDD	Interaction term of <i>SBefore</i> , a dummy variable for Germany, and a dummy variable for the 2008–2009 period; identifier of market reactions shortly before TY 2008/2009
SBefore (5D)	Dummy variable with a value of 1 in the last five trading days of the German market before TY 2008/2009
SBefore Germany (5D)	Interaction term of <i>SBefore (5D)</i> and a dummy variable for Germany
SBefore Germany (5D)	Interaction term of <i>SBefore (5D)</i> and a dummy variable for the 2008–2009 period
SBefore DDD (5D)	Interaction term of <i>SBefore (5D)</i> , a dummy variable for Germany, and a dummy variable for the 2008–2009 period; identifier of market reactions in the five days before TY 2008/2009
<b>Triple difference dummy variables for trading days after TY 2008/2009</b>	
SAfter	Dummy variable with a value of 1 in the last two trading days of the German market after TY 2008/2009
SAfter Germany	Interaction term of <i>SAfter</i> and a dummy variable for Germany
SAfter 0809	Interaction term of <i>SAfter</i> and a dummy variable for the 2008–2009 period
SAfter DDD	Interaction term of <i>SAfter</i> , a dummy variable for Germany, and a dummy variable for the 2008–2009 period; identifier of market reactions shortly after TY 2008/2009
SAfter (5D)	Dummy variable with a value of 1 in the last five trading days of the German market after TY 2008/2009
SAfter Germany (5D)	Interaction term of <i>SAfter (5D)</i> and a dummy variable for Germany
SAfter Germany (5D)	Interaction term of <i>SAfter (5D)</i> and a dummy variable for the 2008–2009 period
SAfter DDD (5D)	Interaction term of <i>SAfter (5D)</i> , a dummy variable for Germany, and a dummy variable for the 2008–2009 period; identifier of market reactions in the five days after TY 2008/2009
<b>Variables for identification of media effects</b>	
Articles	Average weekly number of articles on CGTR 2009; Saturdays and Sundays are considered as the first trading days of a trading week; for consistency of the triple difference estimation strategy, we match the number also to observations of the control group (by trading day) and to observations of the control periods (by calendar days)
Articles Germany	Interaction term of <i>Articles</i> and a dummy variable for Germany
Articles 2008	Interaction term of <i>Articles</i> and a dummy variable for 2008
Articles DDD	Interaction term of <i>Articles</i> , a dummy variable for Germany, and a dummy variable for 2008; identifier of the impact of CGTR 2009 media reports on the German stock market in 2008
<b>General control variables</b>	
EBITDA	EBITDA (earnings before interest, taxes, depreciation, and amortization) per share; for each turn-of-the-year cycle, we rely on EBITDA of the coming year (e.g., 2009 for TY 2008/2009) to consider earnings expectations
Market value	Logarithm of average market capitalization in millions of local currency in the first 10 days of the observation period
Book value	Logarithm of book value of equity in millions of local currency
<b>Variables for heterogeneity tests</b>	
Dividend	Dummy variable with a value of 1 for dividend-paying stocks
Loser	Dummy variable with a value of 1 for stocks with a reduction of average stock price at the end of the year compared to the average stock price at the end of the preceding year
SBefore DDD x Dividend	Interaction term of <i>SBefore DDD</i> and <i>Dividend</i> ; <i>SBefore x Dividend</i> , <i>SBefore 0809 x Dividend</i> , and <i>SBefore Germany x Dividend</i> are defined correspondingly
SAfter DDD x Dividend	Interaction term of <i>SAfter DDD</i> and <i>Dividend</i> ; <i>SAfter x Dividend</i> , <i>SAfter 0809 x Dividend</i> , and <i>SAfter Germany x Dividend</i> are defined correspondingly
SBefore DDD x Loser	Interaction term of <i>SBefore DDD</i> and <i>Loser</i> ; <i>SBefore x Loser</i> , <i>SBefore 0809 x Loser</i> , and <i>SBefore Germany x Loser</i> are defined correspondingly
SAfter DDD x Loser	Interaction term of <i>SAfter DDD</i> and <i>Loser</i> ; <i>SAfter x Loser</i> , <i>SAfter 0809 x Loser</i> , and <i>SAfter Germany x Loser</i> are defined correspondingly
SBefore DDD x Market value	Interaction term of <i>SBefore DDD</i> and <i>Market value</i> ; <i>SBefore x Market value</i> , <i>SBefore 0809 x Market value</i> , and <i>SBefore Germany x Market value</i> are defined correspondingly
SAfter DDD x Market value	Interaction term of <i>SAfter DDD</i> and <i>Market value</i> ; <i>SAfter x Market value</i> , <i>SAfter 0809 x Market value</i> , and <i>SAfter Germany x Market value</i> are defined correspondingly

## Appendix 2.B: Additional Figures and Regression Cross-Checks

We calculate residual plots in the same way as in Figures 3 through 5 for our control periods 2007–2008 and 2009–2010, which can be considered as pseudo-reform periods. The results are documented in Figure 6 below. We observe that the common trends assumption is also satisfied in the control periods. However, we do not find a similar dynamic for trading volumes, daily returns, and share prices shortly before and after the turn of the year as in the treatment period. This holds especially for the residuals of daily returns, which are almost collinear for the treatment group and the control group in both control periods.

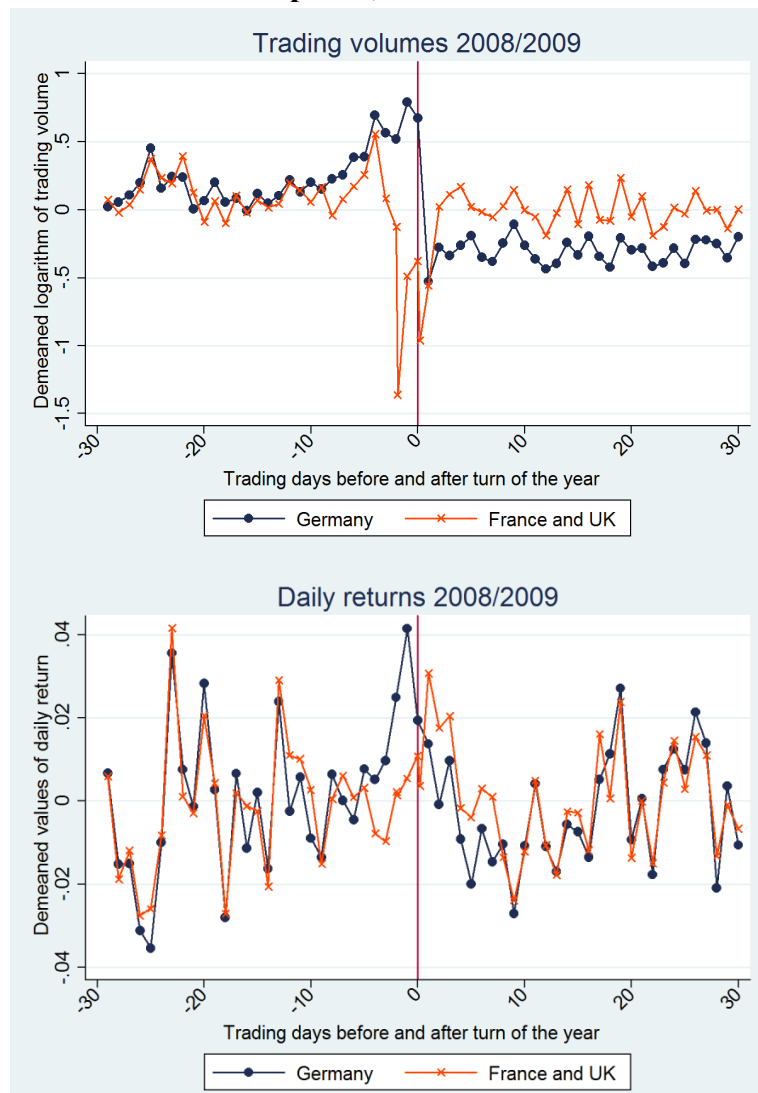
**Figure 6 Appendix 2.B: Abnormal trading volumes, daily returns, and share prices, TY 2007/2008, TY 2009/2010**

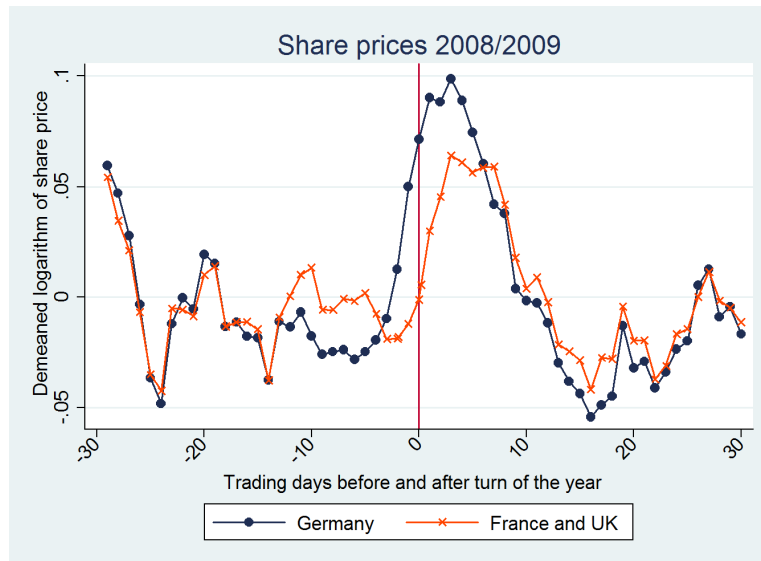


The residual plot documents average residuals for the treatment group and the control group for Equation (4) with the logarithm of trading volume (in 1,000 units of traded shares), daily return, and the logarithm of share price in local currency as dependent variables for TY periods 2007/2008 and 2009/2010.

While our graphical evidence seems compelling, results might nevertheless be driven by our regression approach. Therefore, we construct similar plots for unconditional daily mean values of trading volumes (in logs), daily returns, and share prices (in logs) for the treatment and control groups. To account for the fact that average trading volumes and share prices differ among groups and periods, we demean both dependent variables with their average value of the corresponding group and period (e.g., we deduct the mean share price of a given stock in 2007–2008 for the observations of that stock in that period). We find that these unconditional plots in Figure 7 are very similar to our residual plots for abnormal trading volumes, daily returns, and share prices in Figures 3 through 5. Hence, our results do not seem to be driven by our regression approach. We calculate similar unconditional mean plots for pseudo-reform periods. Since the corresponding figures are almost identical to the residual plots in Figure 6, we do not report these results.

**Figure 7 Appendix 2.B: Demeaned trading volumes, daily returns, and share prices, TY 2008/2009**





The plot documents average demeaned values for the logarithm of trading volume (in 1,000 units of traded shares), daily return and the logarithm of share price in local currency for the treatment group and control group.

Let us now calculate several cross-checks for our baseline regressions in Section 2.5.2. First, we control for the robustness of our control group and our control periods. Hence, we increase the number of control periods from two (2007–2008 and 2009–2010) to four (2006–2007, 2007–2008, 2009–2010, 2010–2011) and we expand our control group (French and UK capital markets) by all listed stocks from the Spanish capital market (Madrid Stock Exchange). The results are provided in Tables 11 and 12 and correspond to our baseline regressions.



**Table 11 Appendix 2.B: Cross-checks: Extended number of control periods (2006–2007 to 2010–2011)**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Share price	Share price
SBefore	-0.853*** (0.0184)	-0.842*** (0.0184)	0.00424*** (0.000258)	0.00433*** (0.000260)	-0.000703 (0.00175)	0.0110*** (0.00120)
SBefore Germany	0.543*** (0.0327)	0.532*** (0.0326)	-0.00251*** (0.000583)	-0.00258*** (0.000586)	0.0113*** (0.00346)	0.000915 (0.00238)
SBefore 0809	0.127*** (0.0286)	0.117*** (0.0286)	0.00457*** (0.000936)	0.00449*** (0.000937)	0.00227 (0.00406)	-0.0101*** (0.00383)
<b>SBefore DDD</b>	<b>0.913***</b> <b>(0.0496)</b>	<b>0.929***</b> <b>(0.0496)</b>	<b>0.0263***</b> <b>(0.00241)</b>	<b>0.0264***</b> <b>(0.00241)</b>	<b>0.0624***</b> <b>(0.00901)</b>	<b>0.0597***</b> <b>(0.00725)</b>
SAfter	-0.120*** (0.0132)	-0.134*** (0.0132)	0.00578*** (0.000451)	0.00587*** (0.000453)	0.0275*** (0.00188)	0.0229*** (0.00132)
SAfter Germany	-0.0286 (0.0214)	-0.0136 (0.0214)	0.00155** (0.000786)	0.00142* (0.000787)	-0.00712** (0.00319)	0.00101 (0.00242)
SAfter 0809	-0.242*** (0.0300)	-0.227*** (0.0298)	0.0190*** (0.00123)	0.0189*** (0.00123)	0.00806** (0.00405)	0.0176*** (0.00382)
<b>SAfter DDD</b>	<b>0.00219</b> <b>(0.0520)</b>	<b>-0.0160</b> <b>(0.0519)</b>	<b>-0.0183***</b> <b>(0.00246)</b>	<b>-0.0182***</b> <b>(0.00246)</b>	<b>0.0701***</b> <b>(0.00820)</b>	<b>0.0519***</b> <b>(0.00765)</b>
Controls	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market–year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry–year fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	348,115	348,115	348,115	348,115	348,115	348,115
Stocks	1,356	1,356	1,356	1,356	1,356	1,356
Adjusted <i>R</i> -squared	0.895	0.898	0.00770	0.0103	0.964	0.990
Within <i>R</i> -squared	0.00621	0.245	0.00552	0.00411	0.0166	0.330

The dependent variables are the logarithm of trading volume (in thousands), daily return (in percentage points), and the logarithm of share price. Estimates are calculated by OLS. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

**Table 12 Appendix 2.B: Cross-checks: Extended control group (United Kingdom, France, Spain)**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Share price	Share price
<i>SBefore</i>	-0.784*** (0.0231)	-0.784*** (0.0230)	0.00555*** (0.000357)	0.00555*** (0.000357)	0.0204*** (0.00147)	0.0192*** (0.00150)
<i>SBefore Germany</i>	0.487*** (0.0401)	0.488*** (0.0402)	-0.00168* (0.000864)	-0.00169* (0.000864)	0.00904** (0.00401)	0.0103*** (0.00306)
<i>SBefore 0809</i>	0.154*** (0.0287)	0.155*** (0.0287)	0.00249*** (0.000909)	0.00248*** (0.000909)	-0.0207*** (0.00386)	-0.0199*** (0.00382)
<b><i>SBefore DDD</i></b>	<b>0.888*** (0.0514)</b>	<b>0.890*** (0.0514)</b>	<b>0.0261*** (0.00248)</b>	<b>0.0261*** (0.00248)</b>	<b>0.0692*** (0.00840)</b>	<b>0.0548*** (0.00729)</b>
<i>SAfter</i>	-0.176*** (0.0166)	-0.176*** (0.0166)	0.00548*** (0.000542)	0.00548*** (0.000542)	0.0293*** (0.00157)	0.0293*** (0.00149)
<i>SAfter Germany</i>	-0.0384 (0.0283)	-0.0380 (0.0283)	0.00189* (0.00108)	0.00188* (0.00108)	0.00686* (0.00392)	0.00746** (0.00308)
<i>SAfter 0809</i>	-0.127*** (0.0292)	-0.126*** (0.0292)	0.0199*** (0.00117)	0.0198*** (0.00117)	0.00666* (0.00359)	0.00999*** (0.00349)
<b><i>SAfter DDD</i></b>	<b>-0.0469 (0.0533)</b>	<b>-0.0494 (0.0533)</b>	<b>-0.0193*** (0.00252)</b>	<b>-0.0192*** (0.00252)</b>	<b>0.0537*** (0.00802)</b>	<b>0.0473*** (0.00758)</b>
Controls	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market–year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry–year fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	228,462	228,462	228,462	228,462	228,462	228,462
Stocks	1,438	1,438	1,438	1,438	1,438	1,438
Adjusted <i>R</i> -squared	0.907	0.907	0.00779	0.00822	0.977	0.992
Within <i>R</i> -squared	0.0682	0.0732	0.00790	0.00844	0.478	0.824

The dependent variables are the logarithm of trading volume (in thousands), daily return (in percentage points), and the logarithm of share price. Estimates are calculated by OLS. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

Further, we provide estimates for a regular difference-in-differences specification. In these models, we do not consider control periods from the 2007/2008 and 2009/2010 turn-of-the-year cycles. Therefore, *SBefore* and *SAfter* control for general market trends, while *SBefore Germany* and *SAfter Germany* are interaction terms of these variables with a dummy variable for Germany, and identify the stock market reactions of the German market, just before and after TY 2008/2009. Table 13 reveals similar results to our baseline case in Table 4. However, the estimated impact on trading volume is much higher than in the triple difference specification. Additional cross-checks on pseudo-reform periods reveal that this impact should be driven by a German-specific seasonality effect on trading volumes. Our triple difference model accounts for this factor.

**Table 13 Appendix 2.B: Cross-checks: Difference-in-differences approach**

Model	1	2	3	4	5	6
Dependent variable	Trading volume	Trading volume	Daily return	Daily return	Share price	Share price
Before	-0.732*** (0.0304)	-0.732*** (0.0304)	0.00885*** (0.000904)	0.00885*** (0.000904)	-9.68e-05 (0.00368)	-8.51e-06 (0.00369)
<b>Before Germany</b>	<b>1.491*** (0.0542)</b>	<b>1.492*** (0.0542)</b>	<b>0.0237*** (0.00235)</b>	<b>0.0237*** (0.00235)</b>	<b>0.0669*** (0.00644)</b>	<b>0.0668*** (0.00644)</b>
After	-0.362*** (0.0276)	-0.363*** (0.0276)	0.0248*** (0.00128)	0.0248*** (0.00128)	0.0408*** (0.00361)	0.0409*** (0.00362)
<b>After Germany</b>	<b>-0.0274 (0.0494)</b>	<b>-0.0272 (0.0494)</b>	<b>-0.0165*** (0.00241)</b>	<b>-0.0165*** (0.00241)</b>	<b>0.0548*** (0.00671)</b>	<b>0.0546*** (0.00671)</b>
Controls	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry-year fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Observations	67,148	67,148	67,148	67,148	67,148	67,148
Stocks	1,260	1,260	1,260	1,260	1,260	1,260
Adjusted <i>R</i> -squared	0.916	0.916	0.0299	0.0299	0.996	0.996
Within <i>R</i> -squared	0.0289	0.0290	0.0104	0.0105	0.0109	0.0128

The dependent variables are the logarithm of trading volume (in thousands), daily return (in percentage points), and the logarithm of share price. Estimates are calculated by OLS. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. Controls include *EBITDA*, *Market value*, *Book value*, and the regression constant. Variable definitions are provided in Appendix A.

## References

- Alstadsaeter, A. and Jacob, M. 2013. The effect of awareness and incentives on tax evasion, CESifo Working Paper No. 4369.
- Amoako-Adu, B., Rashid, M. and Stebbins, M. 1992. Capital gains tax and equity values: Empirical test on stock price reaction to the introduction and reduction of capital gains tax exemption, *Journal of Banking and Finance* 16: 275–287.
- Andrei, D. and Hasler, M. 2015. Investor attention and stock market volatility, *The Review of Financial Studies* 28: 33–72.
- Ariely, D. and Wertenbroch, K. 2002. Procrastination, deadlines, and performance: Self-control by pre-commitment, *Psychological Science* 13: 219–224.
- Barber, B. M. and Odean, T. 2008. All that glitters: The effect of attention and news on the buying behavior of individual and institutional investors, *The Review of Financial Studies* 21: 785–818.
- Barber, B. M. Odean, T. and Zhu, N. 2009. Do retail trades move markets?, *The Review of Financial Studies* 22: 151–186.
- Barberis, N. and Xiong, W. 2009. What drives the disposition effect? An analysis of a long-standing preference-based explanation. *The Journal of Finance* 64: 751–784.
- Bernartzi, S. and Thaler, R. H. 2004. Save more tomorrow: Using behavioral economics to increase employee saving, *Journal of Political Economy* 112: 164–187.
- Bhattacharya, N. 2001. Investors' trade size and trading responses around earnings announcements: An empirical investigation, *The Accounting Review* 76: 221–244.
- Blouin, J. L., Hail, L. and Yetman, M. H. 2009. Capital gains taxes, pricing spreads, and arbitrage: Evidence from cross-listed firms in the U.S., *The Accounting Review* 84: 1321–1361.
- Brooks, R. M., Patel, A. and Su, T. 2003. How the equity market responds to unanticipated events, *Journal of Business* 76: 109–133.
- Chetty, R., Looney, A. and Kroft, K. 2009. Salience and taxation: Theory and evidence, *American Economic Review* 99: 1145–1177.
- Da, Z., Engelberg, J. and Gao, P. 2011. In search for attention, *The Journal of Finance* 66: 1461–1499.
- Dai, Z., Maydew, E., Shackelford, D. and Zhang, H. 2008. Capital gains taxes and asset prices: Capitalization or lock-in?, *The Journal of Finance* 63: 709–742.
- DellaVigna, S. and Pollet, J. M. 2009. Investor inattention and Fridays earnings announcements. *The Journal of Finance* 64: 709–749.

- DAI. 2014. *DAI-Factbook: Version 20 August 2014*, Frankfurt am Main.
- Deutsche Bank. 2008. Deutsche Bank Umfrage: 100 Tage bis zur Abgeltungsteuer, Press information of 19 September 2008, Frankfurt am Main.
- Dong, Y. and Ni, C. 2014. Does limited attention constrain investors' acquisition of firm-specific information?, *Journal of Business Finance & Accounting* 41: 1361–1392.
- Engelberg, J. E. and Parsons, C. A. 2011. The causal impact of media in financial markets. *The Journal of Finance* 66: 67–97.
- Fama, E. F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25: 383–417.
- GfK. 2008. *Abgeltungsteuer: Eine Untersuchung der GfK Marktforschung*, Nürnberg, GfK.
- Hirshleifer, D., Lim, S. S. and Teoh, S. H. 2009. Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news, *The Journal of Finance* 63: 2287–2323.
- Hirshleifer, D., Lim, S. S. and Teoh, S. H. 2011. Limited investor attention and stock market misreactions to accounting information, *Review of Asset Pricing Studies* 1: 35–73.
- Hoopes, J., Reck, D. and Slemrod, J. 2015. Taxpayer search for information: Implications for rational attention, *American Economic Journal: Economic Policy* 7: 177–208.
- Hsieh, S.-F. 2013. Individual and institutional herding and the impact on stock returns: Evidence from Taiwan stock market, *International Review of Financial Analysis* 29: 175–188.
- Itzkowitz, J., Itzkowitz, J. and Rothbort, S. 2016. ABCs of trading: Behavioral biases affect stock turnover and value, *Review of Finance* 20: 663–692.
- Jacobs, H. and Weber, M. 2012. The trading volume impact of local bias: Evidence from a natural experiment, *Review of Finance* 16: 867–901.
- Jochem, A. and Volz, U. 2011. Portfolio holdings in the Euro area: Home bias and the role of international, domestic and sector-specific factors, Economic Discussion Paper No. 07/2011, Deutsche Bundesbank Eurosystem.
- Kennedy, P. 1981. Estimation with correctly interpreted dummy variables in semi-logarithmic equations, *American Economic Review* 71: 801.
- Lang, M. H. and Shackelford, D. A. 2000. Capitalization of capital gains taxes: Evidence from stock price reactions to the 1997 rate reduction, *Journal of Public Economics* 76: 69–85.
- Lim, K.-P. and Brooks, R. 2011. The evolution of stock market efficiency over time: A survey of the empirical literature, *Journal of Economic Surveys* 25: 69–108.
- Liu, L. X., Sherman, A. E. and Zhang, Y. 2014. The long-run role of the media: Evidence from initial public offerings, *Management Science* 60: 1945–1964.

- Lou, D. 2014. Attracting investor attention through advertising, *The Review of Financial Studies* 27: 1797–1829.
- McGuinness, P. B. and Harris, R. D. F. 2011. Comparison of the ‘turn of the month’ and lunar new year return effects in three Chinese markets: Hongkong, Shanghai and Shenzhen, *Applied Financial Economics* 21: 917–929.
- Pantzalis, C. and Ucar, E. 2014. Religious holidays, investor distraction, and earnings announcement effects, *Journal of Banking and Finance* 47: 102–117.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, *The Review of Financial Studies* 22: 435–480.
- Poterba, J. M. and Weisbenner, S. J. 2001. Capital gains tax rules, tax-loss trading and turn-of-the-year-returns, *The Journal of Finance* 56: 353–368.
- Reis, R. 2006. Inattentive consumers, *Journal of Monetary Economics* 53: 1761–1800.
- Sikes, S. A. 2014. The turn-of-the-year effect and tax-loss-selling by institutional investors, *Journal of Accounting and Economics* 57: 22–42.
- Sims, C. A. 2003. Implications of rational inattention, *Journal of Monetary Economics* 50: 665–690.
- Starks, L. T., Yong, L. and Zheng, L. 2006. Tax-loss-selling and the January effect: Evidence from municipal bonds-closed funds, *The Journal of Finance* 61: 3049–3067.
- Tetlock, P. C. 2007. Giving content to investor sentiment: The role of media in the stock market, *The Journal of Finance* 57: 1139–1168.
- Tetlock, P. C. 2011. All the news that’s fit to reprint: Do investors react to stale information?, *The Review of Financial Studies* 24: 1481–1512.
- Van Nieuwerburgh, S. and Veldkamp, L. 2009. Information immobility and the home bias puzzle, *The Journal of Finance* 64: 1187–1215.
- Voeller, D. and Müller, J. 2011. Investor’s reaction to a reform of corporate income taxation, Working Paper, Mannheim/Graz, [http://www.iuc.bwl.uni-muenchen.de/wissensch\\_veranstaltungen/arw---neu/2012\\_mueller.pdf](http://www.iuc.bwl.uni-muenchen.de/wissensch_veranstaltungen/arw---neu/2012_mueller.pdf) (Stand: 16.01.2017).

### 3 Financial transaction taxes: Announcement effects, short-run effects, and long-run effects

*Sebastian Eichfelder, Mona Lau<sup>▲</sup>*

#### **Abstract**

We analyze the impact of the French 2012 financial transaction tax (FTT) on trading volumes, stock prices, liquidity and volatility. We extend the empirical research by the identification of FTT announcement and short-run treatment effects, which may distort difference-in-differences estimates. In addition, we analyze not only intraday volatility but also long-term volatility measures. While we find strong evidence for a positive FTT announcement effect on trading volumes, there is almost no statistically significant evidence for a long-run treatment effect. Thus, existing evidence on a strong reduction of trading volumes resulting from the French FTT might be biased by announcement effects and short-term treatment effects. We also find an increase of intraday volatilities in the announcement period and a significant reduction of weekly and monthly volatilities in the treatment period. Therefore, our findings support theoretical considerations suggesting a stabilizing impact of FTTs on financial markets.

*JEL Classification:* G02; G12; H24; M41

*Keywords:* Financial transaction taxes, market quality, volatility, trading volume, liquidity, price discovery, announcement effects, short-run treatment effects

---

<sup>▲</sup> We are thankful to Jochen Bigus, Stefano Colonnello, Wolfgang Dauth, Dhammika Dharmapala, Hans Fehr, Frank Hechtner, Carolin Holzmann, Jochen Hundsdoerfer, Niels Johannesen, Dirk Kiesewetter, Michael Koetter, Martin Kukuk, Hans-Rudi Lenz, Andras Loeffler, Daniela Lorenz, Felix Noth, Ralf P. Schenke, Caren Sureth, Martin Thomson, Qizhou Xiong, and the participants of the joint seminar of the tax departments of WHU and Freie Universität Berlin 2014, of the arqus annual Meeting 2014, the FACT research colloquium 2015 at the Freie Universität Berlin, the Graduate School of Law and Economics colloquium 2015 at the Universität Würzburg, the joint seminar of the tax departments of the Universität zu Köln and the Freie Universität Berlin 2015, the MaTax 2016 conference in Mannheim, the IWH Research Seminar 2016, and the German Ministry of Finance Research Symposium 2016 for helpful comments and advice. Mona Lau gratefully acknowledges financial support from Ernst & Young.

### 3.1 Introduction

In recent years, the taxation of financial transactions has become a major topic in international economic policy resulting from the financial crisis 2008–2009 and the following sovereign debt crisis in European countries (e.g., Hemmelgarn and Nicodème 2010; Shackelford et al. 2010). Due to the latest efforts of a group of member states of the European Union to introduce a financial transaction tax (FTT), the interest in the impact of such taxes on market quality and stability has increased significantly (e.g., Becchetti et al. 2014; Di Wiesenhoff and Egori 2013; Pomeranets and Weaver 2013; Rühl and Stein 2014; Coelho 2015; Capelle-Blancard 2016).

There are two main arguments for the introduction of a FTT. First of all, legislators intend to generate tax revenue. Significant tax payments to be achieved with only a low tax rate (Shackelford et al. 2010), low administrative costs and a small distortion of the real economy (Hemmelgarn and Nicodème 2010) have been pointed out as benefits of such a type of tax. As a second argument, proponents claim an enhancement of the stability of financial markets. As FTT payments represent a significant portion of the returns that can be realized by short-term speculation, it has been argued that such a tax will reduce speculative noise trading and enhance financial stability (Stiglitz 1989; Summers and Summers 1989).

On the contrary, FTT opponents have seriously criticized such a kind of taxation as ineffective and inefficient (e.g., Schwert and Seguin 1993; Jones and Seguin 1997; Umlauf 1993; Aliber et al. 2003; Baltagi et al. 2006). A main argument is a high tax-elasticity of financial investments. Therefore, introducing a FTT in one market would result in a migration of trading activity to either untaxed assets or to tax-free markets and – as a consequence – in a strong reduction of trading volume. Thus, in spite of low tax rates, there might be a significant distortion of investment activities and the allocation of capital. In addition, FTT opponents claim that such a tax might harm price efficiency and market liquidity, and – as a result – reduce stock values and increase volatility.

As there is no theoretical consensus on the impact of a FTT, the empirical analysis of FTT effects on stock markets is an important research topic. While there is a number of recent papers on FTT regulations in Asian markets (e.g., Hu 1998; Baltagi et al. 2006; Liu and Zhu 2009; Hayashida and Ono 2011; Su and Zheng 2011; Deng et al. 2014) and Italy (Rühl and Stein 2014; Capelle-Blancard 2015; Hvozdyk and Rustanov 2016), the majority of recent research papers focuses on the introduction of a FTT on August 1, 2012 for French-headquartered stocks with a market capitalization of at least € 1 billion (Capelle-Blancard and



Havrylchyk 2013; Colliard and Hoffmann 2013; Haferkorn and Zimmermann 2013; Parwada et al. 2014; Becchetti et al. 2014; Coelho 2015; Meyer et al. 2015; Šramko 2015; Colliard and Hoffmann 2016; Gomber et al. 2016). The rate of this FTT regulation amounts to 0.2% of turnover. The French government initially expected to raise about € 1.5 billion of tax revenue per year. However, the true tax revenue based on OECD data amounts to about € 700-800 million (approximately 50% of the expected revenue).

While existing studies do not provide consistent and significant evidence regarding the impact of the French FTT on liquidity, volatility and stock prices, an important outcome is a significant reduction of trading volume. Corresponding to previous estimates, the French FTT should have reduced trading volumes of taxable large-capitalization stocks by about 15% to 30%. Such a strong decrease in trading volumes might be induced by a migration of trading activities and could be connected to a reduction of stock prices and liquidity.

In our paper, we address these issues empirically and extend the existing research in three ways. First of all, while recent studies interpret the French FTT reform as a natural experiment and estimate its impact by difference-in-differences estimation (in the following DiD), they do not identify potential FTT announcement effects,<sup>16</sup> which may lead to a violation of the common trends assumption. As the FTT legislation passed the French National Assembly on March 14, 2012, investors had a strong incentive to antedate transactions of taxable stocks (large-capitalization stocks of the French stock market) in order to avoid FTT payments. Thus, we expect a positive FTT announcement effect temporarily increasing trading volumes between March 14, 2012 and July 31, 2012 (FTT announcement period before the introduction date). In this case, DiD estimates comparing observations in the announcement period and observations in the treatment period leads to biased estimates.

Second and in contrast to most other studies (e.g., Becchetti et al. 2014; Parwada et al. 2014; an exception considering short-term effects is Colliard and Hoffmann 2016), we distinguish between short-run treatment effects and long-run treatment effects. While short-run market reactions can be strong, they are not necessarily a good predictor for long-run changes in the market structure. Therefore, short-run market reactions might lead to an overestimation of FTT

---

<sup>16</sup> Colliard and Hoffmann (2016) discuss potential anticipation effects in a cross check in their Appendix B.5 but do not find corresponding evidence. In addition, Coelho (2015) discusses a short-term anticipation effect surrounding the introduction date of the tax. However, resulting from her short observation period ignoring the announcement date, she does not fully capture that aspect.

impact. For example, estimates of Coelho (2015) are based on a very short time window of three weeks before and after the FTT implementation date on August 1, 2012.

Third, while existing studies on the French FTT concentrate on measures of intraday volatility (Becchetti et al. 2014; Capelle-Blancard and Havrylchuk 2013; Coelho 2015; Colliard and Hoffmann 2013; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015), we also consider long-term volatility measures, such as weekly volatility and monthly volatility. Pure day trading is not regarded as a transaction by the French FTT regulations and typically remains untaxed. With regard to the theoretical considerations of Stiglitz (1989) and Summers and Summers (1989), it remains therefore questionable why this tax should affect intraday volatility. In our analysis, we lay a strong focus on long-term volatility that might even be more relevant for long-term stock market stability.

In preliminary tests ignoring announcement and short-run treatment effects, we are able to replicate existing findings suggesting a strong reduction of trading volume after the introduction date of the FTT 2012. However, corresponding evidence becomes widely insignificant or even disappears if we control for announcement effects and short-run treatment effects. We find evidence for a strong and positive FTT announcement effect on trading volumes of treated stocks. By contrast, there is almost no significant evidence for a long-run reduction of trading activity on regulated LIT markets. Our findings suggest that existing evidence on a strong reduction of trading volumes resulting from the French FTT might have been driven by FTT announcement effects while corresponding estimates on long-run FTT effects are biased.

Regarding stock market volatility, we find an increase of intraday volatilities in the announcement period that might be due to a higher trading activity of noise traders before the FTT introduction date. In addition and more relevant, we observe a reduction of weekly and monthly volatilities in the treatment period. These findings fit well with Stiglitz (1989) and Summers and Summers (1989) who theoretically predict a stabilizing effect of FTTs on stock markets. Some of our results suggest a reduction of stock prices in the announcement period, which might be driven by an anticipation of the FTT and also some (weak) evidence on higher bid-ask spreads. However, our results on bid-ask spreads and daily returns are not fully conclusive and should be interpreted with caution.

The paper is organized as follows. Section 3.2 contains a brief overview of the French FTT introduced in 2012. Section 3.3 provides theoretical considerations regarding the announcement effects, short-run effects, and long-run effects of the French FTT reform 2012 and de-

velops our hypotheses. Identification strategy and data are documented by Section 3.4. Section 3.5 provides the empirical results and Section 3.6 concludes.

## **3.2 The French FTT 2012**

On January 29, 2012 it became publicly known that the French President Sarkozy was planning the introduction of a financial transaction tax (FTT). While the legislation process was initially planned to be completed until April 2012, the reform became into effect on August 1, 2012. In January and February further publications informed the public about the intended FTT rate of 0.1% for stock transactions. As announced by February 6, 2012, the FTT should only apply to transactions of stocks of French-headquartered companies with a market capitalization of more than € 1 billion at January 1 of the respective year. Furthermore, the reform introduced a FTT on high-frequency trading and a FTT on transactions of sovereign credit swaps (both with a much lower rate of 0.01%). These additional FTTs generated low tax revenue and are not considered in the following, as they should be of minor relevance for our analysis of stock market reactions.

The first reading of the tax bill no. 2012-354 was on February 16. The bill finally passed the French National Assembly on March 14, 2012. Therefore, since the middle of March 2012 the introduction of a FTT on French large capitalization stocks on the first of August was a foreseeable event that might have been anticipated by stock market participants. Following the presidential elections in May, President Hollande announced the increase of the FTT rate on stock transactions from 0.1% to 0.2% on June 26, 2012. The National Assembly agreed upon the doubling of the FTT rate on July 31, one day before the FTT introduction on the first of August 2012. While the tax liability had to be paid by the investment service provider ISP (e.g., a bank), the tax burden should be on institutional and private investors. The final guidelines of the FTT were released one day later (August 2, 2012).

Compared to FTTs analyzed by previous research, the French FTT has a number of unique properties that should prevent a loss of stock market liquidity and a migration of stock market transactions to other markets (PriceWaterhouseCoopers 2012; Haferkorn and Zimmermann 2013). These characteristics are important to understand the FTT impact on the French capital market. The French tax applies to the acquisition of securities that give access to capital and voting rights in the issuing company. Since December 2012, cross listings as well as European and American Depositary Receipts (EDRs, ADRs) are also taxed by the French FTT. Therefore, a simple migration of stock trading to other markets was and is virtually no way to escape the French FTT. As the French FTT has been limited to stocks with a minimum mar-

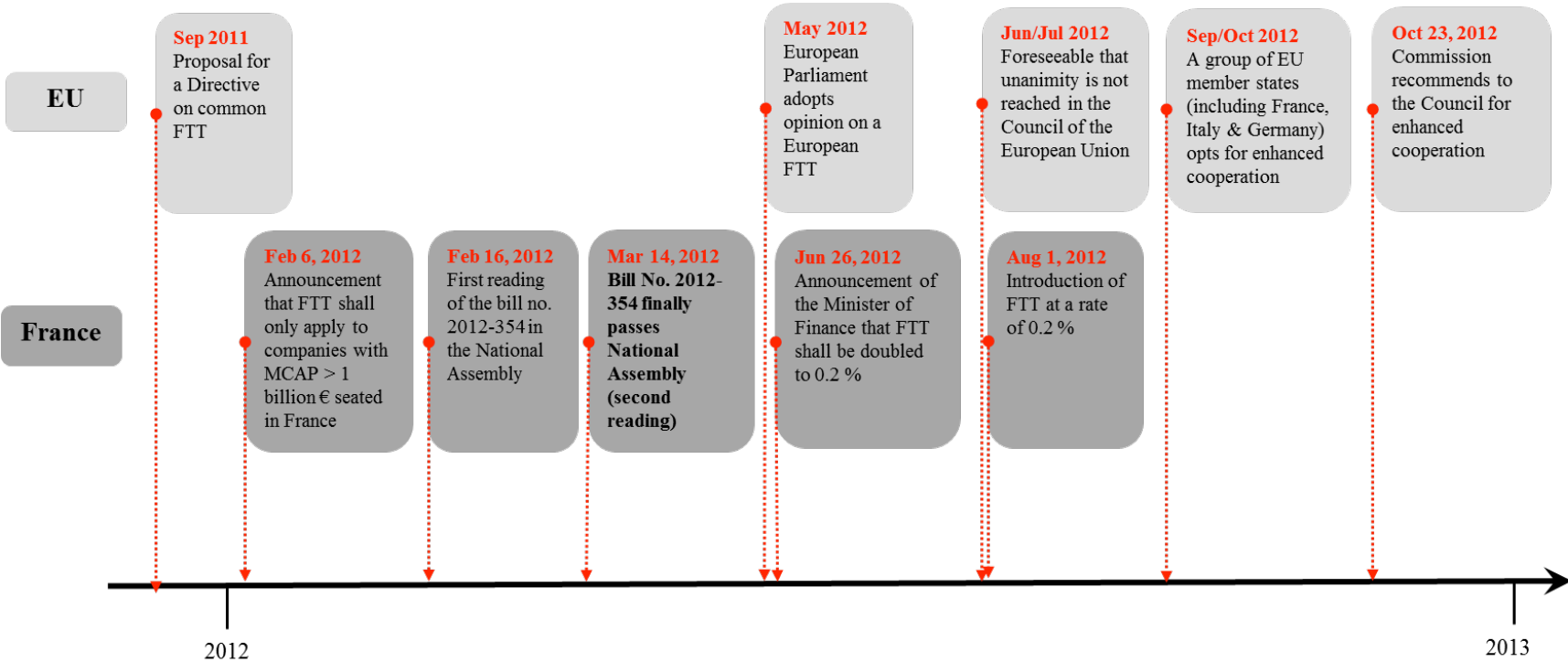
ket capitalization of € 1 billion, stocks of smaller companies in terms of total capitalization should not have been affected directly by the tax.

A taxable transaction of the French FTT requires a change in the ownership of a security between two trading days. Therefore, pure day trading (buying and selling of a stock on the same trading day) is not taxed by the French FTT, which might mitigate the tax impact on stock market liquidity. Furthermore, the bill included a number of tax exemptions in order to avoid cascading effects and to ensure the provision of sufficient liquidity. These include a) market making activities, b) transactions performed under liquidity agreements, c) exchangeable/convertible bonds, d) securities financing transactions, e) transactions performed by central securities depositories or clearinghouses, f) intra-group restructuring schemes and employee saving schemes, and g) primary market acquisitions.

Corresponding exemptions highlight the rigorous commitment of the French legislator to protect liquidity provision as market making and contractual liquidity provision has been excluded from being taxed. Regarding the taxation of derivatives, the scope of the French FTT is clearly limited. Apart from sovereign credit swaps, derivatives were not captured by the French FTT. Thus, the design of derivatives might have been a potential strategy to avoid FTT payments without the necessity of a migration of stock trading.

Figure 8 illustrates the described process of the French FTT reform. In addition, Figure 8 also considers the European discussion on a FTT introduction (for dates on the EU level see Di Wiesenhoff and Egori, 2013). As mentioned before, the European Commission has undertaken efforts to introduce an EU-wide FTT in September 2011. Although in summer 2012 no agreement between the European countries could be obtained, a group of EU member states has decided to introduce a joint FTT regulation. In November 2015 and October 2016 this enhanced cooperation has reaffirmed its intention.

**Figure 8: FTT introduction process in France and EU-wide developments**



### **3.3 Theory, Evidence and Hypotheses**

For the derivation of hypotheses, we refer to the existing theoretical and empirical literature. Table 14 gives an overview of the empirical research on FTT impact on trading volume, stock prices, market liquidity and market volatility.

**Table 14: Empirical evidence on FTT**

Studies	Countries under examination	Collected Data	Control Group	Dependent variables			
				Price	Volume	Volatility	Liquidity <sup>1)</sup>
<p>+ ... positive and significant correlation between transaction tax and dependent variable                      - ... negative and significant correlation between transaction tax and dependent variable                      n.sig. ... results are not significant and indicate no change</p> <p>Please do note that the table presents a greatly simplified view of the results of the studies. Some studies define and examine additional variables which cannot be displayed here. Price and volume measures are not shown as they are commonly measured as daily share price and trading volume respectively.</p> <p><sup>1)</sup> Some studies use Volume as a measure for Liquidity. In order to avoid confusion and repetition only other Liquidity measures than Volume are displayed in the column Liquidity.</p>							
<b>America</b>							
Pomeranets, and Weaver (2013)	US	1971 to 1981	None or NASDAQ	+	-	Individual stock volatilities n.sig. Portfolio volatilities	+ Bid-ask-spread, Amihud illiquidity
Mulherin (1990)	US	1897 to 1988	None		-	+ Hardouvelis model	
<b>Asia Pacific</b>							
Hu (1998)	Hong Kong, Japan, Korea, Taiwan	1975 to 1994	None	-	inconclusive	inconclusive Std. dev. of returns, CAPM residuals	
Baltagi et al. (2006)	China	1996 to 1997	None		-	+ GARCH, Variance of returns	
Su, and Zheng (2011)	China	1991 to 2008	None		-	+/- Increase and decrease of TC lead to higher volatility SGARCH	
Deng et al. (2014)	China	1990 to 2009	Crosslistings Hong Kong and Mainland China			+ Mature market - Immature market Std. dev. of returns	
Liu (2007)	Japan	1987 to 1991	ADRs	-	-		
Hayashida, and Ono (2011)	Japan	1995 to 2003	None		-		
Chou, and Wang (2006)	Taiwan	1999 to 2001	None		-	n.sig. Realized volatility, High-low price dispersion	- Bid-ask-spread
Liau et al. (2012)	Taiwan	1998 to 2007	None			+ AC-GARCH	
<b>EMEA (part 1/2)</b>							
Colliard, and Hoffmann (2016)	France	2009 to 2012	Untaxed Euronext Paris, Euronext stocks of Luxembourg and Netherlands		-	n.sig. Realized volatility, Intraday high-low-price dispersion	n.sig. Spreads - Depth , Resiliency
Becchetti et al. (2014)	France	2012	Untaxed Euronext Paris		-	- high-low-price dispersion, daily stock-price volatility	n.sig. Bid-ask-spread, Amihud price impact measure

Studies	Countries under examination	Collected Data	Control Group	Dependent variables			
				Price	Volume	Volatility	Liquidity <sup>1)</sup>
<b>EMEA (part 2/2)</b>							
Parwada et al. (2013)	France	2012 to 2013	Untaxed Euronext Paris/ Large UK stocks	-	-	-	Bid-ask-spread
Capelle-Blancard, and Havrylchuk (2013)	France	2012 to 2013	Untaxed Euronext Paris/ German stocks	-	-	n.sig. Squared returns, High-low price dispersion, Conditional variance	n.sig. Relative Bid-ask-spread, Liquidity ratio
Gomber et al. (2016)	France	2012 to 2013	German stocks (DAX 30)	-	-	n.sig. std. dev. of prices, high to low measure	- executed trades,rel. bid-ask spread, depth
Meyer et al. (2015)	France	2012	UK stocks (FTSE 100)	-	-	-	complex Bid-ask-spread, Price impact, Depth
Capelle-Blancard (2016)	France	2007 to 2008	Untaxed Euronext stocks	-	-	n. sig. absolute return, conditional variance, high-low range	n.sig. Turnover, estimated Bid-ask-spread, liquidity ratio
Capelle-Blancard (2015)	Italy	2011 to 2013	Untaxed German and Italian stocks	-	-	n.sig. squared return, conditional variance, high-low range	n.sig. Trading value, turnover ratio, Bid-ask spread, liquidity ratio
Hvozdyk, and Rustanov (2016)	Italy	2012 to 2013	None	-	-	n. sig. Log. returns, adjusted returns, market model residuals	Announcement period: increase; Tax period: decrease Quoted spread, quoted relative spread
Coelho (2015)	France, Italy	2011 to 2013	Untaxed French and Italian stocks, For France: Dutch and Belgian stocks, For Italy: Spanish stocks, ADRs	-	-	n.sig. Std. dev. of closing prices, Daily std. dev. of high, low, closing & opening prices, Bid-ask-spread as percentage of closing price	-
Phylaktis, and Aristidou (2007)	Greece	1997 to 2003	None	-	-	n.sig. Normal period + Bull-period n.sig. Bear-period (All Share Index) - (Bear period FTSE/ASE20) GARCH-M, EGARCH-M –ARMA	-
Umlauf (1993)	Sweden	1980 to 1987	None or NYSE or FTSE	-	-	n. sig. Variance of returns	-
Westerholm (2003)	Sweden, Finland	1987 to 1998	NYSE Dow Jones/CRSP	-	-	+ Intraday high-low-price dispersion	-
Saporta, and Kan (1997)	UK	1987 to 1996	ADRs	-	-	n.sig. GARCH, Variance of returns	-
Bond et al. (2005)	UK	1984, 1986, 1990	-	-	-	-	-



In line with standard economic theory (e.g., Stiglitz 1989; Schwert and Seguin 1993), a considerable number of studies provides empirical evidence for a negative effect of FTTs on the trading volume of stocks as the expected return of short-time trading strategies will be reduced by the tax payments. As documented by Section 3.2, the French FTT had been announced before its introduction date on August 1, 2012. Market efficiency suggests that foreseeable future events are anticipated by stock markets (Fama 1970).

Therefore, we expect an impact of the FTT announcement effect on the French stock market. We focus on the March 14, 2012 as official announcement date, when the legislation passed the French National Assembly in a second reading. Since that date, the French FTT regulation can be regarded as a foreseeable and almost certain event for French and international investors.<sup>17</sup>

In the following, we interpret the timespan between March 14, 2012 and July 31, 2012 as announcement period of the FTT.

The announcement of the FTT generated a strong incentive for investors to shift transactions of (taxable) large-capitalization stocks from the post-reform period to the tax-free pre-reform period in order to avoid FTT payments. Thus, in the announcement period (after the announcement date and before the introduction date), the FTT should have resulted in a positive bring-forward effect increasing trading volume and reducing trading volume in the period shortly after the introduction date. This suggests a negative short-run effect of the French FTT on trading volume as well as a positive announcement effect.

**HYPOTHESIS 1a:** *The announcement of the French FTT on March 14, 2012 resulted in a temporary increase of trading volumes for taxable stocks until the FTT introduction date on August 1, 2012.*

**HYPOTHESIS 1b:** *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a strong short-run reduction of trading volumes for taxable stocks.*

Regarding the long-run impact financial transaction taxes, standard theory suggests a reduction of trading volumes. In case of the French FTT, a confounding factor results from the ef-

---

<sup>17</sup> While the French FTT had already been declared by President Sarkozy on January 29, 2012, the detailed regulations were still unspecified at that time. As corresponding regulations are important for our identification strategy (especially with regard to the limitation of the treatment group to stocks with a minimum market capitalization of € 1 billion), we decided to focus on the date, when the law had passed the French National Assembly. We note that investors had sufficient time to shift trading activities from the treatment period (since August 1, 2012) to the announcement period (from March 14, 2012 to July 31, 2012) after the second reading of the FTT legislation.

fective tax exemption of day-trading. As day-trading is not taxable, intensifying day-trading activities (i.e. opening and closing positions on each day) provides an effective strategy to avoid any French FTT payments. Thus, while the French FTT should reduce trading activities and increase holding periods for all trading activities between days, it could also lead to an increase of within day trading activities. In our paper, we focus on the average impact of the tax on aggregate trading activity. Following the existing research (e.g., Colliard and Hoffmann 2016), we therefore hypothesize a long-run reduction of trading activity. However, we expect the long-run impact of the tax to be smaller than its short-run impact on trading volume.

*HYPOTHESIS 1c: The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a weak long-run reduction of trading volumes for taxable stocks.*

Regarding stock prices, the theoretical impact of a FTT is not obvious. Umlauf (1993) argues that the discounted value of foreseeable FTT payments will reduce the expected net present value of an asset. This should be most relevant for investors with a short-term investment horizon. A second argument stems from a potential mispricing of securities leading to an increase of transaction costs. If an FTT reduces trading activity and liquidity, it becomes harder to find a counterparty for trades, which may harm the pricing mechanism. As a consequence, prices might be temporarily too high or too low, which increases investor uncertainty. As a consequence, one should expect an increase in the cost of capital and a reduction of the stock price (Hu 1998; Bond et al. 2005; Westerholm 2003).

An argument against a strong impact of the French FTT on stocks prices stems from arbitrage theory and the low French FTT rate of 0.2 %. If the underlying value of an asset depends on its cash flow stream (NPV of expected after-tax cash flows), then a mispricing exceeding the FTT payment and other transaction costs will induce an adjustment of market prices to their fundamental level. Nevertheless, we hypothesize a negative effect of the FTT reform on daily returns. Stock market efficiency suggests that foreseeable events are considered by current stock prices (e.g., Fama 1970). As stated by Brooks et al. (2003) it “(...) is only new – and especially new and unpredictable – information that moves prices (...).” Therefore, we expect an early price adjustment quite shortly after the announcement of the French FTT reform.

*HYPOTHESIS 2a: The announcement of the French FTT on March 14, 2012 resulted in a reduction of daily returns of taxable stocks.*

In case of an efficient pricing mechanism of the French stock market, we should not observe additional pricing reactions in the short-run or in the long-run treatment period resulting from

the French FTT. As information on the French FTT was already available in the announcement period, an additional negative reaction would suggest a significant delay in the dissemination of the that information into stock prices (see Hirshleifer et al. 2009). On the other hand, a positive abnormal return of French treated stocks in the treatment period would be an indicator for a return reversal suggesting an overreaction in the announcement period (e.g., Tetlock 2011). As both alternatives might be possible, we test for a positive or negative abnormal return in the short-run or the long-run treatment period.

HYPOTHESIS 2b: *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a positive or negative daily return for taxable stocks in the short-run treatment period.*

HYPOTHESIS 2c: *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a positive or negative daily return for taxable stocks in the long-run treatment period.*

The theoretical as well as the empirical literature suggests a negative impact of FTTs on liquidity. Habermeier and Kirilenko (2003) and Song and Zhang (2005) point out that even speculators and noise traders are relevant for the provision of liquidity. Increased transaction costs should reduce the incentives of short-term trading strategies. As a consequence, noise traders are distracted from the market and liquidity will be reduced. Pellizari and Westerhof (2009) argue that the described relation only applies to double auction markets (regular stock exchanges). If liquidity is provided exogenously by specialists (e.g., market-makers), there should be no corresponding reduction of market liquidity. This argument might be relevant in our case, as the French FTT exempts market-making activities and other transactions, which are relevant for liquidity provision.

Empirical studies typically use the bid-ask spread to measure liquidity (e.g., Becchetti et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2013; Meyer et al. 2015) with a spread increase indicating a reduction of liquidity. In line with existing research, we hypothesize that the French lead to a short-run and long-run increase in the bid-ask spread. Furthermore, as HYPOTHESIS 1a suggests an increase of trading activity in the announcement period in order to avoid FTT payments, we hypothesize the opposite effect in the announcement period.

HYPOTHESIS 3a: *The announcement of the French FTT on March 14, 2012 resulted in a temporary decrease of bid-ask-spreads of taxable stocks until the FTT introduction date on August 1, 2012.*

HYPOTHESIS 3b: *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a short-run increase of bid-ask-spreads for taxable stocks.*

HYPOTHESIS 3c: *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a long-run increase of bid-ask-spreads for taxable stocks.*

An important argument for the introduction of a FTT is its hypothesized positive influence on market stability (e.g., Stiglitz 1989; Summers and Summers 1989). Corresponding to the composition effect, the introduction of a FTT provides a negative incentive for noise trading and reduces destabilizing short-term speculation in the market (Hemmelgarn and Nicodème 2010). While this consideration can be regarded as the traditional standard view, there are also contradicting perspectives in the literature, assuming a destabilizing effect FTTs.

There are two main arguments for a positive FTT impact on volatility. First of all, it has been argued that risk-seeking noise traders might be an important counterparty for hedging strategies and thus provide valuable liquidity to the market (liquidity effect). Thus, if a FTT drives out noise traders, it gets harder to find a counter party for risky transactions. As a result, the liquidity of the treated stocks might decrease and the volatility of stock prices might increase (Schwert and Seguin 1993; Hau 2006; Becchetti et al. 2014). That holds especially for stock markets with a high share of noise traders (so-called composition effect; Song and Zhang 2005; Deng et al. 2014). Second and related to the first aspect, a consequence of a FTT may be a mispricing of assets due to an increase in transaction costs. Thus, it might take longer until prices reflect the fundamental information leading to more noise in price discovery and a higher market volatility (pricing effect, Baltagi et al. 2006; Parwada et al. 2014).

It has already been mentioned that the French FTT regulation includes a significant number of characteristics to avoid a distortion of market liquidity and the pricing mechanism. Therefore, we follow standard theory and hypothesize a negative impact of the French FTT on market volatility. Considering the hypothesized positive bring-forward effect on trading volumes (HYPOTHESIS 1a), we hypothesize an increase of volatility during the announcement period. As HYPOTHESIS 1a suggests an activation of noise traders and short-term trading during the announcement period, this is the most reasonable assumption from our perspective.

HYPOTHESIS 4a: *The announcement of the French FTT on March 14, 2012 resulted in a temporary increase of volatility of taxable stocks until the FTT introduction date on August 1, 2012.*

HYPOTHESIS 4b: *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a short-run reduction of volatility of taxable stocks.*

HYPOTHESIS 4c: *The introduction of the French FTT on August 1, 2012 resulted in a long-run reduction of volatility of taxable stocks.*

While intraday volatility has been widely used by existing FTT research (e.g., Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013; Becchetti et al. 2014; Gomber et al. 2016), this measure does not account for the volatility of prices between trading days. As pure day trading is not regarded as taxable by the French FTT, it seems questionable if intraday volatilities are an appropriate measure for the impact of the French FTT on volatility. Furthermore, it seems questionable if intraday volatility measures should be most relevant with regard to the overall financial stability of a capital market. Therefore, we consider the intraday volatility as well as two long-term volatility measures on the stock level (the weekly volatility and the monthly volatility) for our analyses. A definition of these variables is provided by Section 3.4.

## **3.4 Identification Strategy and Data**

### **3.4.1 Identification Strategy**

An important identification strategy of the existing literature on the market impact of FTTs is the interpretation of tax reforms as natural experiments. That holds especially for the recent introduction of the French FTT in 2012 (e.g., Becchetti et al. 2014; Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013; Coelho 2015; Colliard and Hoffmann 2013; Colliard and Hoffmann 2016; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014). Note that the French FTT referred exclusively to France-based stocks (French headquarter) with a minimum market capitalization of € 1 billion.

The existing literature on the French FTT mainly relies on DiD comparisons of the treatment group (French large-capitalization stocks) and two types of control groups: a) large-capitalization stocks of European control markets (e.g., German DAX); b) nontaxable French stocks with a market capitalization of less than € 1 billion. While such a strategy might be well-suited for the identification of market reactions resulting from a FTT, a major requirement for DiD estimation is the common-trend assumption.

Therefore, the underlying (long-run) trend of the treatment group should be very close to the control group. Testing co-movements between the treatment group and potential control groups graphically (see Section 3.5.1), we find strong long-run correlations with the treatment group for European large-capitalization stocks (German CDAX and London Stock Exchange

with a minimum market capitalization of € 1 billion in January 1, 2012), but not for French small capitalization stocks. That holds for measures of stock market volumes, prices, liquidity and volatility (liquidity and volatility not reported). As a consequence, our analysis is exclusively based on comparisons between the treatment group and a panel of German and United Kingdom large capitalization stocks, which can be regarded as an appropriate control group.

The selection of a well-suited control group is not sufficient to ensure the identification of long-run FTT effects in our setting. As mentioned before, stock trading of the French market in the pre-reform period (before August 1, 2012) might have been affected by the announcement of the new French FTT on March 14, 2012. As corresponding announcement effects imply an increase of trading volumes (HYPOTHESIS 1a), the common trends assumption might not be satisfied. Under these conditions, DiD estimation will lead to an overestimation of the FTT effects on the trading volume. The same consideration holds for strong short-run market reactions resulting from a shifting of trades from the pre-reform period to the post-reform period (tax-induced bring-forward effect). Corresponding trading activities might result in a strong but temporary reduction of trading volumes shortly after the introduction date. Thus, short-run market reactions should not be considered as an indicator for the long-run impact of the French FTT and might lead to inconsistent estimates as well.

To account for FTT announcement effects as well as for short-run FTT effects, we consider two alternative approaches. As a preliminary step we perform a simple DiD estimation in order to replicate the result of the literature suggesting a strong reduction of trading volume (e.g., Becchetti et al. 2014; Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013; Coelho 2015; Colliard and Hoffmann 2013; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014). Within this estimation, we analyze evaluation periods of two, four, and eight months before and after the FTT introduction date at August 1, 2012. We account for observations of treated (French) large-capitalization stocks and untreated large-capitalization stocks in the United Kingdom and Germany. This preliminary model with the logarithm of daily trading volume (measured in 1,000 units of traded stocks) as dependent variable can be described by

$$\text{Trading Volume}_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot TPeriod_t + \beta_2 \cdot DiD_{it} + \gamma_k \cdot C_{kit} + \psi_t + \nu_i + u_{it}. \quad (8)$$

$TPeriod_t$  is a dummy variable with a value of one for observations of stocks  $i$  at time  $t$  after July 31, 2012 (treatment period).  $DiD_{it}$  is an interaction term of  $TPeriod_t$  and a dummy variable for French large capitalization stocks that are subject to the FTT 2012. As we consider stock fixed effects  $\nu_i$ , there is no need to consider a dummy variable for treated French

stocks.  $C_{kit}$  is a vector of  $k$  control variables including the daily price-to-book ratio in percentage points (*Price-to-book ratio*), the logarithm of daily market capitalization (in million €) (*Market capitalization*) and the logarithm of the current-year EBITDA (in € 1,000) (*EBITDA*). We further include monthly fixed effects  $\psi_t$  to account for stock market seasonality and the error term  $u_{it}$ .

We assume that the results from Equation (8) might be distorted by announcement effects and short-run treatment effects and is therefore inconsistent as an estimate for long-run treatment effects. Therefore, we re-estimate the model, but exclude observations from the announcement period as well as observations shortly after the introduction date (short-run treatment period). As suggested by our graphical analysis (see Section 3.5.1), we consider a short-run treatment period of one month. This fits well with Colliard and Hoffmann (2016), who observe an especially strong capital market reaction in August 2012 and interpret this finding as a seasonality effect. Therefore, we compare the period before the announcement of the FTT (two, four and eight months before March 14, 2012) with the period after initial short-run market reactions (two, four, and eight months after August 31, 2012). The model can be re-written as

$$Trading\ Volume_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot LTPeriod_t + \beta_2 \cdot LDiD_{it} + \gamma_k \cdot C_{kit} + \psi_t + \nu_i + u_{it}, \quad (9)$$

with  $LTPeriod_t$  as dummy for stock-year observations after August 31, 2012 and  $LDiD_{it}$  (= interaction term of  $LTPeriod_t$  with a dummy for treated stocks) as measure for the long-run FTT effect.

A disadvantage of Equation (9) is that it neither provides an estimate for short-run treatment effects nor for announcement effects. Therefore, Equation (9) is not appropriate to test all of our hypotheses. Therefore, we generalize our analysis by including observations from four periods: (a) the pre-announcement period, (b) the announcement period, (c) the short-run treatment period, and (d) the long-run treatment period. As observations before the announcement of the French FTT can be regarded as undistorted, we use the pre-announcement period as reference point and include dummy variables and DiD interaction terms for the three other periods. Thus, we estimate

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 \cdot APeriod_t + \beta_2 \cdot ADiD_{it} + \beta_3 \cdot STPeriod_t + \beta_4 \cdot SDiD_{it} + \beta_5 \cdot LTPeriod_t + \beta_6 \cdot LDiD_{it} + \gamma_k \cdot C_{kit} + \psi_t + \nu_i + u_{it} \quad (10)$$

for different dependent variables  $Y_{it}$ .  $APeriod_t$  is a dummy variable with a value of 1 in the announcement period.  $ADiD_{it}$  is an interaction term of  $APeriod_t$  and a dummy variable for treated stocks. It identifies the announcement effect.  $STPeriod_t$  is a dummy variable for observations in the short-run period (August 1 to August 31, 2012) and  $LTPeriod_t$  is a dummy variable for observations in the long-run period (two, four and eight months after August 31, 2012).  $SDiD_{it}$  and  $LDiD_{it}$  are the corresponding DiD interaction terms.

We use measures for trading volume, stock prices, liquidity and volatility as dependent variables  $Y_{it}$ . *Trading volume* is defined in the same way as in Equations (8) and (9) (logarithm of 1,000 traded stock units per day and stock). As measure for price effects, we use the daily return, respectively the relative change of the average stock prices between two trading days ( $= (Price_{it} - Price_{it-1}) / Price_{it-1}$ ). Stock market liquidity is measured by the relative bid-ask spread, which is the difference of the average ask and the average bid price of a day, divided by the average daily stock price ( $= (Ask\ price_{it} - Bid\ price_{it}) / Price_{it}$ ). With regard to volatility, we use three simple alternative measures for the daily, weekly and monthly volatility of each stock. As daily measure we use the relative intraday volatility, respectively the difference between the highest and the lowest execution price per day divided by the average price of that day ( $= (Highest\ price_{it} - Lowest\ price_{it}) / Price_{it}$ ). As long-term weekly (monthly) volatility measure, we use the standard deviation of the average daily stock price in € over one week (one month) divided by the average stock price of that week (month) ( $Relative\ weekly/monthly\ volatility = STD(Price_{it}) / Mean(Price_{it})$ ).

### 3.4.2 Data

Following most papers (e.g., Becchetti et al. 2014; Capelle-Blancard and Havrylchuk 2013; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014), our analysis is based on data from regulated LIT markets. By contrast, Colliard and Hoffmann (2013) and Colliard and Hoffmann (2016) also consider data from OTC, darkpools and other non-regulated markets. OTC data are also considered by Coelho (2015). Taking into account that the analyzed French stock market (the Paris Stock Exchange, part of NYSE Euronext) is one of the biggest markets in Europe, we select the two largest other Western European stock markets as the control group, namely those of the United Kingdom (the London Stock Exchange) and Germany (Frankfurt Stock Exchange). This can be justified as follows: 1) London and Frankfurt are geographically close to the French trade center Paris. 2) Germany and the United Kingdom



are culturally and politically closely related to France. 3) The United Kingdom, Germany, and France are similar countries in terms of population size, land area, and economic development. 4) The London Stock Exchange can be interpreted as a leading trading place affecting other European stock markets. 5) There were no major tax reforms implemented in the control group during the relevant evaluation period.

We rely on stock market and financial statement information using the Datastream database from Thomson Reuters. While information on stock prices (including average prices, daily average bid and ask prices, highest and lowest prices) and trading volumes for each stock are available on a daily basis, financial statement data is available on an annual level. We use information on all relevant stocks for four time periods. (1) The pre-announcement period is the time before the announcement date of the French FTT (March 14, 2012). We consider two alternative time windows of two, four, and eight months (evaluation period) before that date as potential pre-announcement periods (starting days January 14, 2012, November 14, 2011, or July 14, 2011). (2) The announcement period ranges from March 14, 2012 (announcement date) until July 31, 2012. The period following the introduction date (August 1, 2012) is divided in the short-run treatment period (3) (one month until August 31, 2012) and the long-run treatment period (4), which begins on September 1, 2012. Similar to the pre-announcement period, we account for three alternative long-run treatment periods (two months until October 31, 2012, four months until December 31, 2012, or eight months until April 30, 2013).

These raw data are adjusted in two ways. 1) We exclude all observations with missing information on trading volumes, prices or control variables. 2) We do not consider observations with a negative book value.<sup>18</sup> Our final data is an unbalanced panel ranging from either January 14, 2012, November 14, 2011 or July 14, 2011 to either October 31, 2012, December 31, 2012, or April 30, 2013, with 78,499, 110,597, or 174,215 stock–day observations for all periods.

In Table 15, we provide descriptive statistics for an evaluation period of two months and an evaluation period of eight months (longer period in the following in brackets). In these periods, we have 20,867 (47,217) observations of French stocks, 17,436 (39,147) observations of German stocks, and 40,196 (87,851) observations of UK stocks. Thus, for each French observation, we have about 2.7 observations in the control group. On average, trading volumes are

---

<sup>18</sup> We exclude these observations, since the trading of securities of loss firms and especially bankrupt firms might be affected by specific and untypical capital market reactions.

higher in the control group, which is driven by the high trading volumes in London. However, this is no problem for our analysis as time-invariant differences in means are captured by stock fixed effects and our graphical evidence suggests a strong degree of co-movement of trading volumes in the treatment group and the control group (see Section 3.5.1.).

Descriptive statistics of daily returns, the various volatility measures (relative intraday volatility, relative weekly volatility, relative monthly volatility), market capitalization are very close to each other in all three markets. The mean daily returns in both groups are very small and statistically not different from zero. Compared to the French market, German EBITDA values are higher and UK EBITDA values are lower. The same holds for the relative bid-ask spreads. Thus, the control group should fit quite well with average French EBITDA and average French relative-bid ask spreads. Average stock prices are similar in the French and the German market, and higher in the UK market, which is driven by the division of stocks into shares. The same holds for trading volumes and documents the strong position of the London Stock Exchange as the most relevant trading place in Europe. While the median price-to-book ratio is similar for all three markets, we find a very high mean price-to-book ratio for the UK market. This is due to a small number of observations with high price-to-book ratios.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> I.e., observations with very small book value and observations with negative equity have been excluded from the analysis.

**Table 15: Descriptive statistics**

Evaluation period: 2 months	French stocks			German stocks			UK stocks		
Observations	20,867			17,436			40,196		
Variable	Mean	Median	Standard deviation	Mean	Median	Standard deviation	Mean	Median	Standard deviation
Trading volume (1,000s)	1,675.87	331.70	4,698.83	1419.72	349.75	2877.97	4529.05	1321.15	16,485.61
Daily return (%)	0.054	0.000	2.04	0.085	0.064	1.980	0.066	0.052	1.88
Share price (€)	52.74	34.47	67.19	50.10	37.84	56.20	1004.45	613.78	1027.14
Relative bid-ask spread (%)	0.25	0.11	0.53	0.59	0.44	0.65	0.13	0.09	0.14
Relative intraday volatility (%)	2.53	2.21	1.47	2.17	1.85	1.51	2.44	2.06	1.64
Relative weekly volatility (%)	1.71	1.44	1.16	1.61	1.38	1.11	1.53	1.26	1.10
Relative monthly volatility (%)	3.07	2.69	1.83	2.99	2.59	1.79	2.83	2.36	1.78
Market capitalization (million €)	10,308.34	4,443.62	15,521.68	10,489.27	3,784.786	14,745.55	9,894.72	2,927.59	18,943.05
Price-to-book ratio (%)	1.54	1.27	1.485419	2.63	1.73	5.19	389.97	1.7	5,484.28
EBITDA (1,000 €)	2,391.34	889.00	4,342.20	3,368.17	919.00	6,754.51	1,914.02	437.23	5,151.77
Evaluation period: 8 months	French stocks			German stocks			UK stocks		
Observations	47,217			39,147			87,851		
Variable	Mean	Median	Standard deviation	Mean	Median	Standard deviation	Mean	Median	Standard deviation
Trading volume (1,000s)	1,629.59	310.30	4,491.55	1,487.38	361.6	3,143.54	4,277.21	1,276.8	15,363.73
Daily return (%)	0.016	0.000	2.225	0.0390	0.0291	2.254	0.043	0.040	2.035
Share price (€)	55.58	35.00	79.19	50.66	37.02	58.44	995.73	607.48	1,020.90
Relative bid-ask spread (%)	0.27	0.12	0.59	0.61	0.46	1.03	0.13	0.08	0.15
Relative intraday volatility (%)	2.72	2.28	1.77	2.46	1.97	1.93	2.63	2.18	1.80
Relative weekly volatility (%)	1.80	1.47	1.29	1.79	1.47	1.31	1.62	1.30	1.24
Relative monthly volatility (%)	3.33	2.80	2.05	3.35	2.76	2.18	3.02	2.50	1.94
Market capitalization (million €)	10,486.43	4,512.31	15,690.03	10,491.86	3,740.2	14,904.66	9,751.76	2,892.57	18,620.45
Price-to-book ratio (%)	1.58	1.30	1.50	2.69	1.73	5.88	428.92	1.78	6,078.02
EBITDA (1,000 €)	2,400.45	909.00	4,375.62	3,240.07	820.00	6,241.67	1,916.89	423.80	5,245.05

The number of observations is smaller for relative weekly (monthly) volatilities.

## 3.5 Results

### 3.5.1 Graphical evidence

For our graphical analysis, we calculate weekly mean values of the logarithm of trading volumes (in 1,000 units of traded stocks) and our other dependent variables for the treatment group and the control group. A main target of that analysis is to find out if our data meets the common trends assumption for both groups (French large capitalization stocks with a minimum market capitalization at January 1, 2012 of at least € 1 billion; German and United Kingdom large capitalization stocks). Our observation period includes a pre-announcement period of four months, the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012), the short-run treatment period and a long-run treatment period of four months. We also provide graphical evidence for French small capitalization stocks as a potential alternative control group.

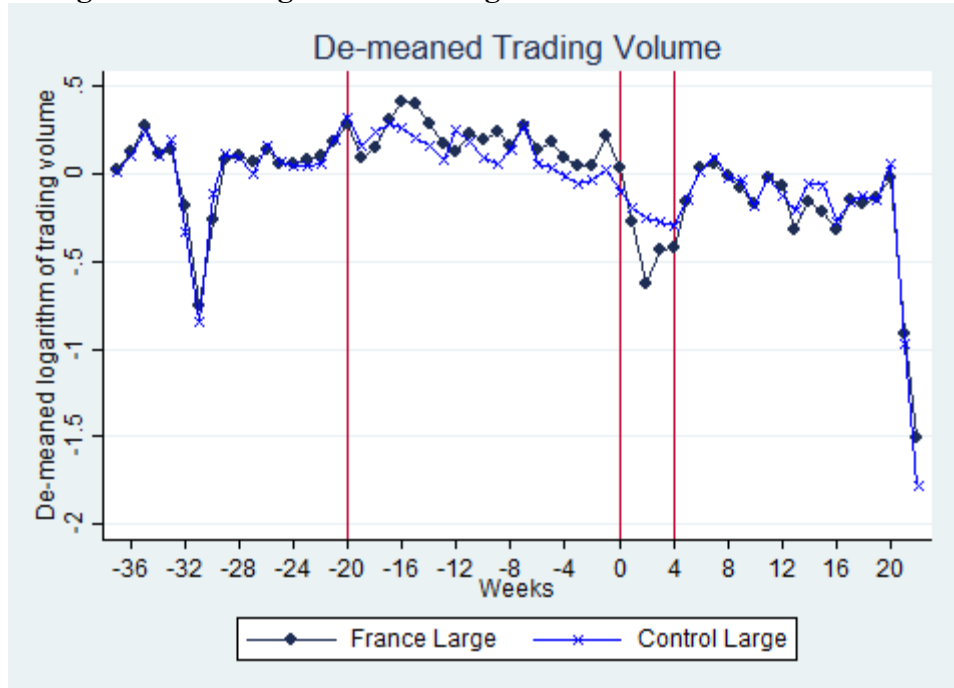
To account for the fact that average trading volumes and other market indicators differ between stocks, we de-mean all variables with their average value over the whole observation period (e.g., we subtract the mean of *Trading volume* over the whole period from the current

value of *Trading volume* for all observations). De-meaning seems to be useful in order to address the question if trends (and not means) differ between the control and treatment group. Note that constant differences in mean values are captured by the stock fixed effects of our regression models and do not affect our regression results. Thus, de-meaning fits well with our regression approach.

Figures 9 and 10 show graphical evidence for de-meaned *Trading volume* (= logarithm of 1,000 units of traded stocks) of the treatment group in comparison to the control group (Figure 9) or in comparison to French small capitalization stocks (Figure 10) for trading weeks before and after the introduction date of the FTT. We center the observation period and define the reference point (week zero) as the week, where the French FTT has been introduced. The borders of the announcement period, the short-run treatment period and the long-run treatment period are marked by vertical lines. The announcement period ranges from week – 20 to week zero and the short-run treatment period from week 1 to week 4.

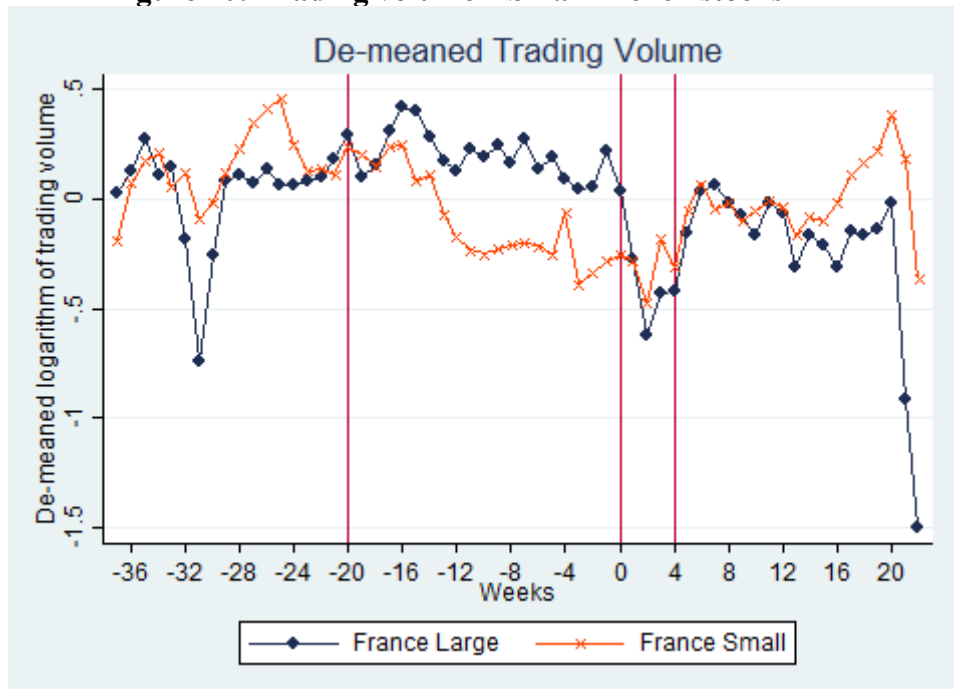
While we find strong co-movements between French stocks and the control group, French small capitalization stocks do not seem to be a well-suited alternative control group with regards to the common trends assumption. The graphical evidence of Figure 9 supports our HYPOTHESIS 1a and HYPOTHESIS 1b. Thus, we observe higher trading volumes of treated stocks in the announcement period (HYPOTHESIS 1a) and lower trading volumes of treated stocks in the short-run treatment period (HYPOTHESIS 1b). In a longer perspective (after week 4), we do not find large differences in trading volumes for the treatment group and the control group.

**Figure 9: Trading volume – Large German and UK stocks**



Note: Week -20 indicates the announcement date (March 14, 2012) and week 0 the introduction date (August 1, 2012). The period between those dates is the announcement period. The period from week 0 to week 4 is the short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards the long-run treatment period.

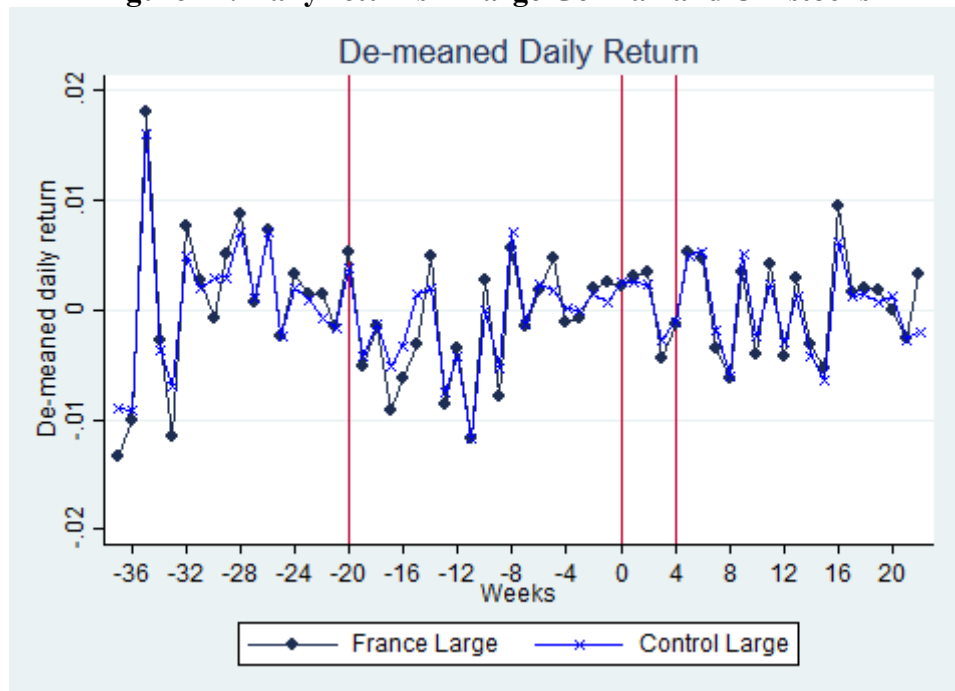
**Figure 10: Trading volume – Small French stocks**



Note: Week -20 indicates the announcement date (March 14, 2012) and week 0 the introduction date (August 1, 2012). The period between those dates is the announcement period. The period from week 0 to week 4 is the short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards the long-run treatment period.

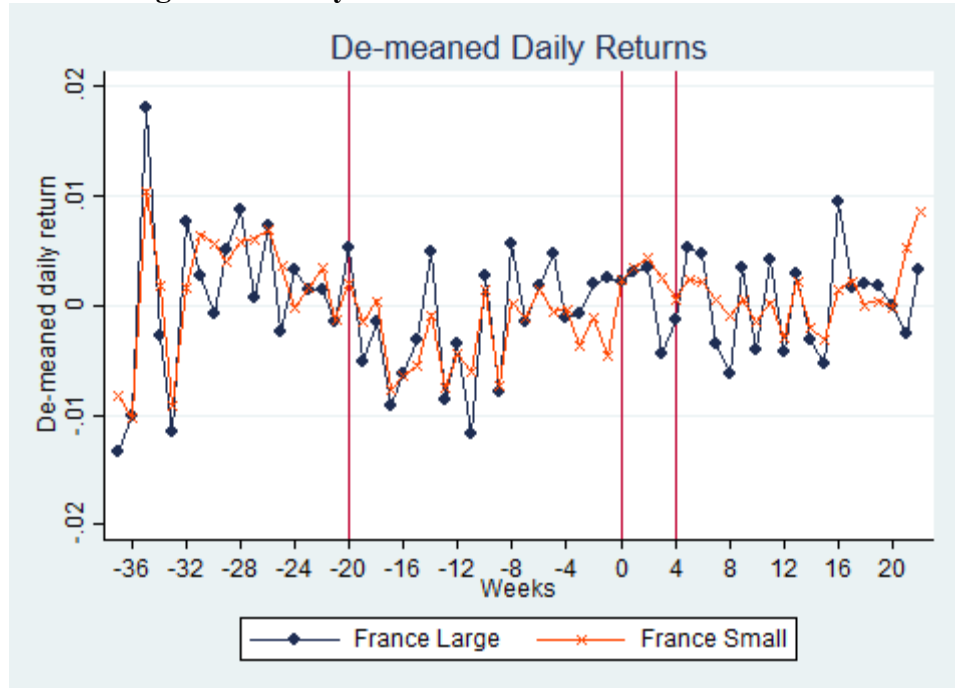
Figures 11 and 12 document corresponding de-measured values for relative changes in stock prices (*Daily return*). Again, we observe a stronger correlation between the treatment group with the control group. It follows that French small capitalization stocks cannot be regarded as an appropriate alternative control group for our analysis. Thus, we do not consider corresponding stocks in the following. Apart from that, we do not find obvious graphical evidence for an impact of the French FTT on daily returns.

**Figure 11: Daily returns – Large German and UK stocks**



Note: Week -20 indicates the announcement date (March 14, 2012) and week 0 the introduction date (August 1, 2012). The period between those dates is the announcement period. The period from week 0 to week 4 is the short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards the long-run treatment period.

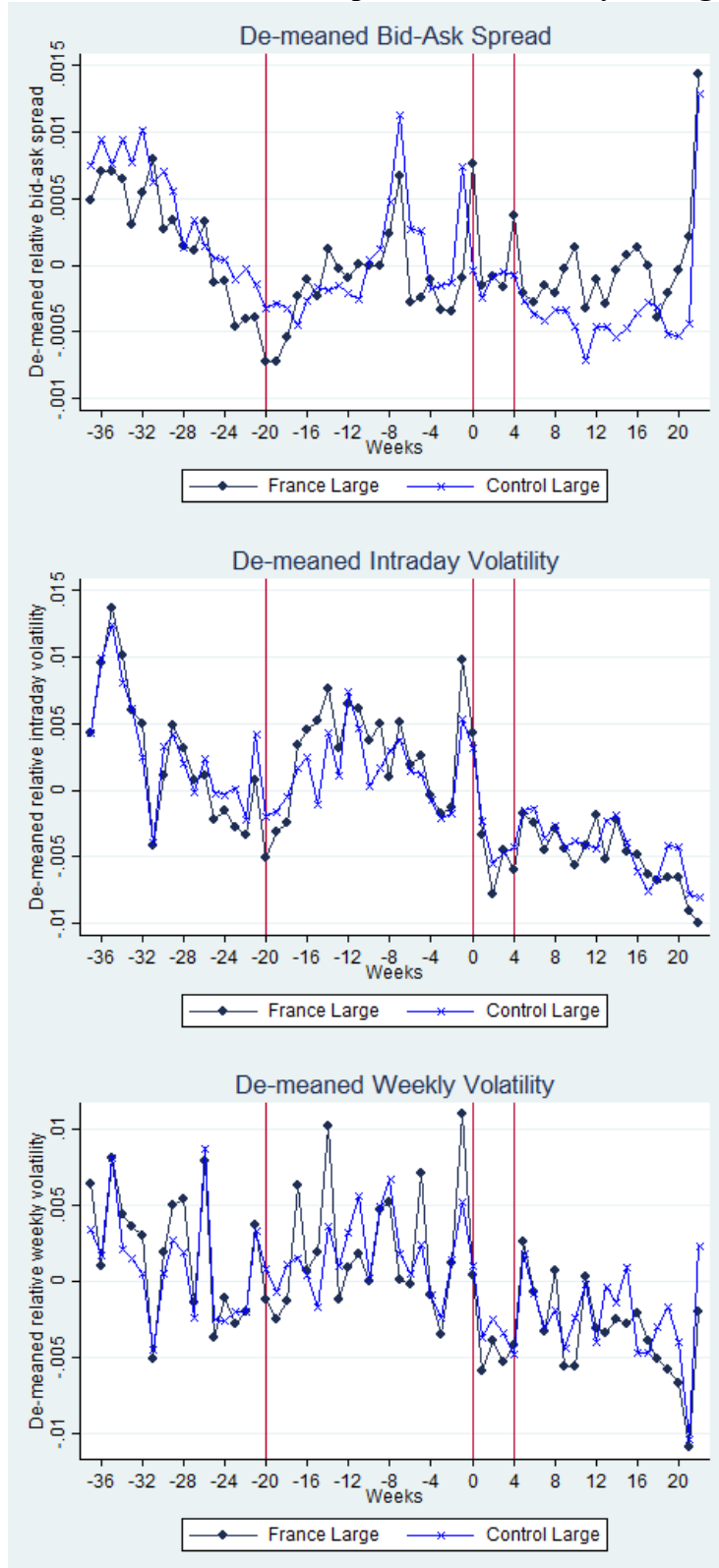
**Figure 12: Daily returns – Small French stocks**



Note: Week -20 indicates the announcement date (March 14, 2012) and week 0 the introduction date (August 1, 2012). The period between those dates is the announcement period. The period from week 0 to week 4 is the short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards the long-run treatment period.

Figure 13 further documents graphical evidence for relative bid-ask spreads, relative intraday volatilities and relative weekly volatilities of the treatment group and the control group. We abstain from providing evidence for monthly volatilities, which do not fit well to a weekly illustration. Again we observe (strong) co-movements of both groups in the pre-announcement period and conclude that German and UK stocks with a minimum market capitalization of € 1 billion can be regarded as a well-suited control group for our analysis. As a result of the treatment, co-movements might be less pronounced in the announcement period, the short-run treatment period and the long-run treatment period.

**Figure 13: De-meaned bid-ask spread and volatility – Large stocks**



Note: Week -20 indicates the announcement date (March 14, 2012) and week 0 the introduction date (August 1, 2012). The period between those dates is the announcement period. The period from week 0 to week 4 is the short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards the long-run treatment period.



### 3.5.2 Effects on trading volume

In the following we present regression results for distorted and non-distorted long-run treatment effects (Equation (8), Equation (9)) as well as for long-run treatment effects, short-run treatment effects and announcement effects (Equation (10)). We focus on trading volume, as the existing literature provides by far the strongest empirical evidence for this dependent variable (e.g., Becchetti et al. 2014; Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013; Coelho 2015; Colliard and Hoffmann 2013; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014).

The estimation is executed by ordinary least squares (OLS). We use robust standard errors clustered for each stock to account for heteroscedasticity and the autocorrelation of standard errors. As documented by Petersen (2009), these clustered (Rogers) standard errors produce correct estimates and correctly sized confidence intervals in the presence of cross-sectional (stock effects) and time-series (time effects) correlations of standard errors and are more accurate than Fama–MacBeth estimates in the presence of stock effects. We report the adjusted  $R$ -squared considering the explanatory power of the stock fixed effects and the monthly fixed effects.

Results for trading volumes can be interpreted as semi-elasticities. Thus, the estimated dummy-variable coefficients have to be recalculated to determine the relative effect on the dependent variable. As shown by Kennedy (1981), the relative change can be approximated by  $\exp\left(\hat{\beta}_i - \frac{1}{2} \cdot \text{Var}\left(\hat{\beta}_i\right)\right) - 1$  with the estimated regression coefficient  $\hat{\beta}_i$  and the variance  $\text{Var}\left(\hat{\beta}_i\right)$ , which is defined as the squared estimated standard error of  $\hat{\beta}_i$ . As a preliminary step, we estimate Equation (8) for evaluation periods of two, four and eight months before and after the FTT introduction date in order to replicate the results of the existing literature. Results are provided by Models 1 to 3 of Table 16. In these models, we do not account for announcement and short-run treatment effects.

**Table 16: Trading volume: Preliminary specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Reference period	APeriod	APeriod	APeriod	Pre-APeriod	Pre-Aperiod	Pre-APeriod
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
<b>DiD</b>	<b>-0.183***</b> <b>(0.0285)</b>	<b>-0.156***</b> <b>(0.0286)</b>	<b>-0.0859***</b> <b>(0.0305)</b>			
TPeriod	-0.0961*** (0.0135)	-0.103*** (0.0141)	-0.121*** (0.0150)			
<b>LDiD</b>				<b>-0.0238</b> <b>(0.0411)</b>	<b>-0.0298</b> <b>(0.0385)</b>	<b>-0.0512</b> <b>(0.0373)</b>
LTPeriod				-0.141*** (0.0258)	0.175*** (0.0262)	0.172*** (0.0274)
Market capitalization	0.0851 (0.172)	-0.0251 (0.150)	-0.0270 (0.114)	0.258 (0.162)	0.0474 (0.133)	-0.119 (0.0878)
Price-to-book ratio	1.41e-05*** (1.77e-06)	3.40e-07 (1.65e-06)	-1.54e-06 (9.49e-07)	1.16e-05*** (2.21e-06)	-6.92e-06*** (1.50e-06)	-3.10e-06*** (8.34e-07)
EBITDA			-1.01e-05 (2.74e-05)		-0.000121** (5.53e-05)	-1.09e-05 (3.79e-05)
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	32,617	65,693	128,373	32,881	64,979	128,597
Number of stocks	393	393	397	393	396	397
Adjusted R-squared	0.964	0.963	0.958	0.961	0.955	0.957

The dependent variable is the logarithm of the number of traded shares (in thousands). Estimates are calculated by OLS with stock and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *TPeriod* is a dummy variable with a value of one in the treatment period after July 31, 2012. *LTPeriod* is a dummy variable with a value of one in the long-run treatment period after August 31, 2012. *DiD* and *LDiD* are interaction terms of *TPeriod* and *LTPeriod* with a dummy variable for treated French stocks. We consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*) as controls.

In line with the literature, these “naïve” models suggest a strong and significant reduction of trading volume resulting from the introduction of the French FTT. The FTT impact is larger for short evaluation periods and ranges from a reduction by 8.3% (Model 3 for an evaluation period of eight months before and after August 1, 2012) to a reduction by 16.8% (Model 1 for a corresponding period of two months). This is somewhat smaller than most of the existing evidence (e.g., Becchetti et al. 2014; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014) but fits quite well with the fact that existing papers typically focus on smaller evaluation periods of 1 to 6 months, which are more strongly affected by short-term treatment effects (for corresponding evidence see Table 17). Thus, we are able to replicate previous findings if we do not account for announcement and short-run treatment effects of the FTT.

In Models 4 to 6 of Table 16 we estimate Equation (9) excluding observations of the announcement period and the short-run treatment period. Thus, our estimates for *LDiD* (long-run effect) are based on a comparison of observations before March 14, 2012 and after August 31, 2012. Results change dramatically. As should be expected, we obtain negative coefficients. However, the estimated FTT impact is very small and likewise not significant. Thus, accounting for announcement effects as well as short-run treatment effects, we do not find significant empirical evidence that the French FTT reduced trading volumes of the treated

stocks. Overall, Table 16 supports our expectation that results of the existing literature on the French FTT are biased by announcement and short-run treatment effects.

In the following we derive regression results corresponding to Equation (10). In these models, we explicitly measure the announcement effect and the short-run treatment effect by additional DiD interaction terms (*ADiD*, *SDiD*). Thus, we isolate announcement, short-run and long-run effects of the French FTT by considering observations from a) the pre-announcement period as reference period (two, four or eight months before March 14, 2012), b) the announcement period (March 14 until July 31, 2012), c) the short-run treatment period (August 1 until August 31, 2012), and d) the long-run treatment period (two, four or eight months after August 31, 2012). Regarding standard errors, estimation procedures and control variables, we use the same specifications as in Table 16. We abstain from reporting regression results for our controls (*Price-to-book ratio*, *Market capitalization*, *EBITDA*) for brevity.

Bertrand et al. (2004) argue and provide evidence that the standard errors of DiD estimates might be severely understated for serially correlated data. That holds especially for data with a high number of repeated observations like in our case. Thus, significance might be driven by the number of observations and not by the economic relevance of FTT effects. Therefore, we re-estimate Equation (10) with collapsed data in the Models 4 to 6 of Table 17. As suggested by Bertrand et al. (2004), we calculate collapsed average values for four periods: pre-announcement period, announcement period, short-run treatment period and long-run treatment period. Thus, the regression is based on a maximum of four observations for each stock, which reduces the number of observations for an evaluation period of eight months from 174,215 to 1,578.

**Table 17: Trading volume: Baseline specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>ADiD</b>	<b>0.0571*</b> (0.0293)	<b>0.0558**</b> (0.0281)	<b>0.0228</b> (0.0277)	<b>0.0862**</b> (0.0392)	<b>0.0861**</b> (0.0388)	<b>0.0990**</b> (0.0402)
<b>SDiD</b>	<b>-0.179***</b> (0.0423)	<b>-0.182***</b> (0.0416)	<b>-0.216***</b> (0.0402)	<b>-0.164***</b> (0.0431)	<b>-0.171***</b> (0.0424)	<b>-0.174***</b> (0.0426)
<b>LDiD</b>	<b>-0.0188</b> (0.0390)	<b>-0.0332</b> (0.0380)	<b>-0.0658*</b> (0.0368)	<b>-0.00253</b> (0.0400)	<b>-0.0263</b> (0.0398)	<b>-0.0464</b> (0.0408)
<i>APeriod</i>	0.0690*** (0.0169)	0.0711*** (0.0168)	-0.134*** (0.0185)	-3.483* (1.946)	-5.023* (2.860)	1.424 (1.286)
<i>STPeriod</i>	-0.131*** (0.0233)	-0.125*** (0.0228)	-0.378*** (0.0238)	-6.147** (2.500)	-8.212*** (3.163)	-0.547** (0.260)
<i>LTPeriod</i>	0.0692*** (0.0260)	0.0806*** (0.0252)	-0.170*** (0.0258)	-5.580** (2.477)	-8.370** (3.278)	0.179 (1.835)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	78,499	110,597	174,215	1,572	1,575	1,578
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Within R-squared	0.0884	0.0945	0.0836	0.436	0.441	0.454
Adjusted R-squared	0.971	0.967	0.966	0.995	0.995	0.995

The dependent variable is the logarithm of the number of traded shares (in thousands). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *APeriod* is a dummy variable with a value of one in the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012). *LTPeriod* (*STPeriod*) are dummy variables with a value of one in the long-run (short-run) treatment periods after August 31, 2012 (from August 1, 2012 until August 31, 2012). *ADiD*, *LDiD*, and *SDiD* are interaction terms of *APeriod*, *LTPeriod*, and *STPeriod* with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

In Table 17, we find a positive and (apart from Model 3) significant FTT announcement effect. The effect is larger for short evaluation periods as well as for collapsed models as suggested by Bertrand et al. (2004). The estimated impact ranges from 5.7% to 10.3% with higher announcement effects in the collapsed models. Thus, Table 17 provides strong evidence for a temporary increase of trading volumes after the announcement of the French FTT legislation.

We further observe a strong and significant reduction of trading volume shortly after the FTT introduction deadline, which is captured by *SDiD*. The effect is larger for long evaluation periods and smaller for collapsed DiD models. Depending on the specification, the estimated reduction of trading volume ranges from 15.2% to 19.5%. Contradicting the existing literature, we cannot provide clear empirical evidence for a long-term reduction of trading volumes resulting from the French FTT. For short evaluation periods (Models 1 and 4) the estimated coefficient of *LDiD* is even positive but not significant. Only in one specification (regular DiD with an evaluation period of 8 months, Model 3), there is a negative coefficient suggesting a reduction of trading volume of 6.6%, which is only significant on a 10% level.

Table 17 supports our HYPOTHESIS 1a and HYPOTHESIS 1b of a negative short-term FTT effect and a positive FTT announcement effect on trading volumes. However, we only find weak support for HYPOTHEIS 1c suggesting a long-term impact on the volumes of treated stocks. The results also confirm the estimates in the Models 4 to 6 of Table 16. Overall, we find that the French FTT resulted in strong short-run stock market reactions that anticipated the introduction by antedating trades from the short-term treatment period to the announcement period. By contrast, there is almost no significant evidence for long-term FTT effects on trading volume.

Our results suggest that existing findings on a strong reduction of trading volumes by up to 30% are mainly driven by short-term market reactions surrounding the introduction date of the French FTT. Note that the aggregate impact of the announcement effect (up to 10.3% upwards) and the short-run treatment effect (up to 19.5% downwards) would suggest a reduction of trading volume of up to 27% if would ignore the short-term nature of these effects. Our findings do not imply that the French FTT had no impact on the French market in the long-term. However, the impact of this tax on trading volumes might have been too small to be clearly identified.

### **3.5.3 Effects on stock prices**

We analyze pricing effects of the French FTT with the daily return (i.e. the relative change in the average price compared to the average price of the last trading day) as dependent variable. We use the same model specifications as for the trading volume in Table 17. Table 18 documents estimates for announcement effects, short-run treatment effects and long-run treatment effects for evaluation periods of two, four and eight months as well as for regular DiD models and collapsed models. We use the same specifications as in Table 17 and abstain from reporting results for regression controls. Note that the dependent variable is the unadjusted daily return. Thus, regression coefficients can be easily interpreted as changes of average daily returns in percentage points.

**Table 18: Daily return: Baseline specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>ADiD</b>	<b>-0.00138***</b> (0.000389)	<b>-0.000877***</b> (0.000301)	<b>-0.000404**</b> (0.000202)	<b>-0.00128**</b> (0.000501)	<b>-0.000566</b> (0.000435)	<b>-0.000280</b> (0.000328)
<b>SDiD</b>	<b>-0.000672*</b> (0.000394)	<b>-0.000176</b> (0.000338)	<b>0.000295</b> (0.000325)	<b>-0.000547</b> (0.000479)	<b>0.000185</b> (0.000447)	<b>0.000533</b> (0.000401)
<b>LDiD</b>	<b>-0.00141***</b> (0.000380)	<b>-0.000272</b> (0.000217)	<b>0.000100</b> (0.000165)	<b>-0.00136***</b> (0.000456)	<b>2.91e-05</b> (0.000338)	<b>0.000322</b> (0.000277)
<i>APeriod</i>	-0.00311*** (0.000306)	-0.00324*** (0.000300)	-0.00336*** (0.000300)	-0.0296 (0.0216)	-0.0292 (0.0287)	-0.0500 (0.0342)
<i>STPeriod</i>	-0.00325*** (0.000390)	-0.00337*** (0.000386)	-0.00350*** (0.000387)	-0.0299 (0.0292)	-0.0324 (0.0359)	-0.0614 (0.0428)
<i>LTPeriod</i>	-0.00295*** (0.000403)	-0.00325*** (0.000396)	-0.00335*** (0.000394)	-0.0257 (0.0257)	-0.0266 (0.0334)	-0.0224 (0.0393)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	78,499	110,597	174,215	1,572	1,575	1,578
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Adjusted R-squared	0.00777	0.00689	0.00968	0.220	0.153	0.299

The dependent variable is the daily return measured as the relative change in the stock price compared to the last trading day. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *APeriod* is a dummy variable with a value of one in the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012). *LTPeriod* (*STPeriod*) are dummy variables with a value of one in the long-run (short-run) treatment periods after August 31, 2012 (from August 1, 2012 until August 31, 2012). *ADiD*, *LDiD*, and *SDiD* are interaction terms of *APeriod*, *LTPeriod*, and *STPeriod* with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

For the regular Models 1 to 3, we find significant evidence for a negative FTT announcement effect on stock prices supporting HYPOTHESIS 2a. The impact is stronger for the short evaluation period and suggests an abnormal and negative average daily return in a range of 0.14 to 0.04 percentage points. Regarding short-run and long-run treatment effects, we also observe negative and significant abnormal returns, but only for short-term evaluation periods. In Model 2 and Model 3, corresponding coefficients become positive but are not significant. Thus, HYPOTHESIS 2b and HYPOTHESIS 2c are not supported in most specifications.

For the collapsed Models 4 to 6, the evidence on negative abnormal daily returns in the announcement period and the long-run treatment period is only significant in one specification (Model 4) and we do not find any evidence for short-run treatment effects. Overall, Table 18 provides significant evidence for a reduction of stock prices of treated stocks during the announcement period, but no conclusive evidence for the short-run and the long-run treatment periods.

In order to get a better understanding of the dynamic structure of abnormal pricing effects in the announcement period, we re-estimate model (3) with a more detailed structure of time dummy variables and DiD interaction terms. Thus, instead of one dummy variable for the announcement period (*APeriod*), we consider dummy variables for each month within this

period (*March, April, May, June, and July*). The corresponding DiD variables (*March DiD, April DiD, May DiD, June DiD, July DiD*) are defined as an interaction term of a time dummy (e.g., observation in April 2012) and a dummy variable for treated French stocks. Apart from *March DiD* (observations from the beginning of the announcement period on March 14, 2012), we always consider full months. Selected regression results are provided by Table 19. For brevity, we abstain from reporting estimates of the periodical time dummies (*March, April, May, June, July, STPeriod, LTPeriod*).

Apart from the models with short evaluation periods (Models 1 and 4), we only find significant abnormal daily returns of the French stock market in April 2012. Thus, the whole pricing reaction of the French capital market to the FTT 2012 seems to have been taken place in April. As the models with short evaluation periods seem to be relatively unstable for the daily return as dependent variable, we focus on the models with longer evaluation periods (Models 2, 3, 5, and 6) for quantitative interpretation. Considering 16 trading days in April 2012, our findings suggests a cumulative and negative abnormal return of about 4 percent in the French stock market (our estimates range from  $-3.6\%$  to  $-4.7\%$ ).

**Table 19: Daily return: Monthly estimates in the announcement period**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>March DiD</b>	-0.000858 (0.000543)	-0.000350 (0.000482)	0.000119 (0.000445)	-0.000801 (0.000593)	3.41e-05 (0.000544)	0.000266 (0.000495)
<b>April DiD</b>	-0.00343*** (0.000627)	-0.00293*** (0.000553)	-0.00246*** (0.000477)	-0.00334*** (0.000671)	-0.00250*** (0.000564)	-0.00227*** (0.000521)
<b>May DiD</b>	-0.00134** (0.000556)	-0.000842 (0.000520)	-0.000365 (0.000456)	-0.00131** (0.000596)	-0.000476 (0.000543)	-0.000244 (0.000483)
<b>June DiD</b>	-0.000672 (0.000492)	-0.000169 (0.000434)	0.000308 (0.000403)	-0.000815 (0.000558)	1.96e-05 (0.000507)	0.000252 (0.000470)
<b>July DiD</b>	-0.000623 (0.000530)	-0.000125 (0.000463)	0.000344 (0.000410)	-0.000570 (0.000575)	0.000265 (0.000494)	0.000497 (0.000452)
<b>SDiD</b>	-0.000671* (0.000394)	-0.000175 (0.000338)	0.000295 (0.000325)	-0.000514 (0.000449)	0.000322 (0.000417)	0.000553 (0.000396)
<b>LDiD</b>	-0.00141*** (0.000380)	-0.000272 (0.000217)	0.000101 (0.000165)	-0.00137*** (0.000416)	7.64e-05 (0.000286)	0.000215 (0.000229)
Period dummies	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	78,499	110,597	174,215	3,144	3,147	3,150
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Adjusted R-squared	0.00798	0.00704	0.00975	0.248	0.227	0.244

The dependent variable is the daily return measured as the relative change in the stock price compared to the last trading day. Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *March DiD* is an interaction term of a dummy variable for March 2012 (included in the regression model but not reported in Table VI) and a dummy variable for treated French stocks. *April DiD, May DiD, June DiD, and July DiD* are defined correspondingly. *LDiD* and *SDiD* are interaction terms of *LTPeriod* (dummy variable for the period after August 2012) and *STPeriod* (dummy variable for August 2012) with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

This suggests a large pricing reaction of the French stock market resulting from the French FTT reform. However, our evidence does not in all dimensions provide empirical support for HYPOTHESIS 2a, suggesting an immediate pricing reaction to the French FTT reform 2012. First of all, we cannot observe significant pricing effects in March 2012. Thus, the market seems to have waited for about two weeks until significant pricing effects could be observed. This might be explained by legal uncertainty and suggests a delayed dissemination of new and relevant information in the French stock market (e.g., Hirshleifer et al. 2009). Second, in spite of the announcement of a higher FTT rate by the end of June 26, 2012 (0.2 % instead of 0.1 %), there is no evidence for an additional reduction of stock prices. Thus, the French market seems to have ignored information about a higher tax burden in the following months (July and August 2012). In additional cross checks (unreported), we laid more focus on that event and explicitly identified abnormal returns since June 26, 2012 for treated French stocks. Again, we do not find evidence for a negative abnormal return during this period.

Combining the evidence of Table 18 and Table 19, there is some empirical support for HYPOTHESIS 2a (pricing effect in the announcement period), while evidence on the HYPOTHESIS 2b and HYPOTHESIS 2c (pricing effects in the treatment period) is inconclusive. Thus, our evidence is consistent with the hypothesis that the announcement of the French FTT reduced stock prices of treated stocks.

### **3.5.4 Effects on liquidity and volatility**

In Table 20, we analyze the relative bid-ask-spread (= bid-ask spread divided by the daily average stock price) as a measure for stock market liquidity using the same specifications as in Table 17 and Table 18. In all specifications, we find negative coefficients in the announcement period, and positive coefficients in the short-run and long-run treatment period. However, we only find positive and significant effects in Model 6. Thus, while the evidence fits well with our expectations, it is not sufficient to significantly support HYPOTHESIS 3a to HYPOTHESIS 3c. This is in line with the existing literature, which also does not find convincing evidence for an impact of the French FTT on bid-ask spreads (e.g., Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013; Becchetti et al. 2014 and Colliard and Hoffmann 2016). An explanation for that outcome might be the design of the French FTT. As documented by Section 3.2, the French FTT includes a significant number of measures to ensure stock market liquidity (e.g., non-taxability of day trading, tax exemptions for market makers, focus on the most liquid large capitalization stocks).



**Table 20: Bid-ask spread: Baseline specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>ADiD</b>	<b>-2.37e-06</b> <b>(8.99e-05)</b>	<b>-8.60e-05</b> <b>(0.000103)</b>	<b>-5.25e-06</b> <b>(0.000140)</b>	<b>-0.000240</b> <b>(0.000289)</b>	<b>-8.14e-05</b> <b>(0.000272)</b>	<b>-0.000193</b> <b>(0.000423)</b>
<b>SDiD</b>	<b>0.000304</b> <b>(0.000185)</b>	<b>0.000220</b> <b>(0.000176)</b>	<b>0.000316</b> <b>(0.000194)</b>	<b>0.000557</b> <b>(0.000503)</b>	<b>0.000655</b> <b>(0.000633)</b>	<b>0.000638**</b> <b>(0.000276)</b>
<b>LDiD</b>	<b>0.000212</b> <b>(0.000145)</b>	<b>0.000109</b> <b>(0.000166)</b>	<b>0.000295</b> <b>(0.000188)</b>	<b>9.91e-05</b> <b>(0.000218)</b>	<b>9.49e-05</b> <b>(0.000319)</b>	<b>0.000495*</b> <b>(0.000275)</b>
<i>A</i> Period	-7.92e-05 (5.40e-05)	-5.21e-05 (5.73e-05)	-7.63e-05 (5.02e-05)	0.0259 (0.0217)	0.0809*** (0.0307)	0.123** (0.0521)
<i>ST</i> Period	-4.51e-05 (8.04e-05)	-4.56e-06 (8.33e-05)	-4.33e-05 (7.63e-05)	-0.0209 (0.0430)	0.0302 (0.0311)	0.0346 (0.0511)
<i>LT</i> Period	-0.000228*** (7.94e-05)	-0.000172* (9.25e-05)	-0.000238*** (8.56e-05)	-0.0277 (0.0422)	-0.000141 (0.0435)	-0.0131 (0.0602)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	78,499	110,597	174,215	1,572	1,575	1,578
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Within R-squared	0.00450	0.00284	0.00604	0.145	0.138	0.303
Adjusted R-squared	0.645	0.311	0.387	0.919	0.910	0.940

The dependent variable is the relative bid-ask spread (= difference between the average bid and the average ask price divided by the average price). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *A*Period is a dummy variable with a value of one in the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012). *LT*Period (*ST*Period) are dummy variables with a value of one in the long-run (short-run) treatment periods after August 31, 2012 (from August 1, 2012 until August 31, 2012). *ADiD*, *LDiD*, and *SDiD* are interaction terms of *A*Period, *LT*Period, and *ST*Period with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

In the Tables 21, 22, and 23, we address the impact of the French FTT on stock market volatility for relative intraday volatilities (= difference of the highest and smallest daily stock price divided by the average stock price) and weekly/monthly volatilities (= standard deviation of the average daily stock price in € over one week/month divided by the average stock price of that week/month). Thus, Table 21 is based on stock-day observations, Table 22 relies on stock-week observations, and Table 23 on stock-month observations. Again, we use the same specifications as in our other baseline regressions.

Supporting HYPOTHESIS 4a, we find a positive and significant announcement effect in almost all specifications for intraday volatilities. Thus, intraday volatilities are extraordinarily high in a period with higher average demand (see Table 17), which should be driven by the incentive of the French FTT to antedate transactions from the post-reform period to the announcement period. Regarding short-run and long-run treatment effects, regression coefficients for *SDiD* and *LDiD* are typically negative as expected (HYPOTHESIS 4b, HYPOTHESIS 4c) but in most specifications not significant.

**Table 21: Intraday volatility: Baseline specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>ADiD</b>	<b>0.00213***</b> (0.000453)	<b>0.000992**</b> (0.000428)	<b>0.000713</b> (0.000515)	<b>0.00272***</b> (0.000596)	<b>0.00175***</b> (0.000576)	<b>0.00262***</b> (0.000731)
<b>SDiD</b>	<b>-0.000208</b> (0.000651)	<b>-0.00134**</b> (0.000663)	<b>-0.00163**</b> (0.000784)	<b>0.000108</b> (0.000745)	<b>-0.000961</b> (0.000782)	<b>-0.000421</b> (0.000986)
<b>LDiD</b>	<b>0.000201</b> (0.000671)	<b>-0.000895</b> (0.000703)	<b>-0.00133</b> (0.000829)	<b>0.000562</b> (0.000761)	<b>-0.000485</b> (0.000837)	<b>-0.000385</b> (0.00106)
<i>APeriod</i>	-0.00261*** (0.000364)	-0.00230*** (0.000353)	-0.00224*** (0.000362)	-0.0859*** (0.0292)	-0.0784** (0.0352)	-0.121* (0.0724)
<i>STPeriod</i>	-0.00482*** (0.000472)	-0.00450*** (0.000465)	-0.00448*** (0.000470)	-0.124*** (0.0398)	-0.119*** (0.0417)	-0.133* (0.0783)
<i>LTPeriod</i>	-0.00400*** (0.000494)	-0.00368*** (0.000501)	-0.00363*** (0.000496)	-0.116*** (0.0369)	-0.124*** (0.0437)	-0.121 (0.0874)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	78,499	110,597	174,215	1,572	1,575	1,578
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Within R-squared	0.0409	0.0775	0.157	0.372	0.525	0.700
Adjusted R-squared	0.289	0.301	0.359	0.846	0.852	0.865

The dependent variable is the relative intraday volatility (= difference between the highest and the lowest stock price divided by the average price). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *APeriod* is a dummy variable with a value of one in the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012). *LTPeriod* (*STPeriod*) are dummy variables with a value of one in the long-run (short-run) treatment periods after August 31, 2012 (from August 1, 2012 until August 31, 2012). *ADiD*, *LDiD*, and *SDiD* are interaction terms of *APeriod*, *LTPeriod*, and *STPeriod* with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

For weekly volatilities, we do not find conclusive evidence on announcement effects. However, we observe negative and significant treatment effects in the short-run and in the long-run in most specifications. Only for collapsed models with a short evaluation period of two months (Model 4), we do not obtain a significant long-run treatment effect. Thus, Table 22 provides empirical support for HYPOTHESIS 4b and HYPOTHESIS 4c, but not for HYPOTHESIS 4a. Results for monthly relative volatilities are documented by Table 23 and provide additional support for our results in Table 22.

**Table 22: Weekly volatility: Baseline specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>ADiD</b>	<b>0.000355</b> <b>(0.000559)</b>	<b>-0.000590</b> <b>(0.000489)</b>	<b>-0.000440</b> <b>(0.000497)</b>	<b>0.000356</b> <b>(0.000677)</b>	<b>-0.000432</b> <b>(0.000636)</b>	<b>0.000298</b> <b>(0.000694)</b>
<b>SDiD</b>	<b>-0.00188***</b> <b>(0.000680)</b>	<b>-0.00278***</b> <b>(0.000671)</b>	<b>-0.00260***</b> <b>(0.000721)</b>	<b>-0.00168**</b> <b>(0.000741)</b>	<b>-0.00254***</b> <b>(0.000770)</b>	<b>-0.00199**</b> <b>(0.000879)</b>
<b>LDiD</b>	<b>-0.000443</b> <b>(0.000660)</b>	<b>-0.00172***</b> <b>(0.000581)</b>	<b>-0.00217***</b> <b>(0.000635)</b>	<b>-8.10e-05</b> <b>(0.000734)</b>	<b>-0.00142**</b> <b>(0.000708)</b>	<b>-0.00182**</b> <b>(0.000826)</b>
APeriod	-0.00209*** (0.000547)	-0.00185*** (0.000537)	-0.00193*** (0.000539)	-0.0605** (0.0263)	-0.0328 (0.0323)	-0.117 (0.0715)
STPeriod	-0.00508*** (0.000670)	-0.00491*** (0.000666)	-0.00507*** (0.000667)	-0.0900*** (0.0318)	-0.0663* (0.0351)	-0.127* (0.0746)
LTPeriod	-0.00290*** (0.000703)	-0.00264*** (0.000695)	-0.00267*** (0.000686)	-0.0875*** (0.0311)	-0.0788** (0.0343)	-0.143* (0.0819)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	16,483	23,432	36,822	1,572	1,575	1,578
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Adjusted R-squared	0.257	0.258	0.319	0.727	0.750	0.784

The dependent variable is the relative weekly volatility (= standard deviation of the stock price over one week divided by the average stock price of the week). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *APeriod* is a dummy variable with a value of one in the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012). *LTPeriod* (*STPeriod*) are dummy variables with a value of one in the long-run (short-run) treatment periods after August 31, 2012 (from August 1, 2012 until August 31, 2012). *ADiD*, *LDiD*, and *SDiD* are interaction terms of *APeriod*, *LTPeriod*, and *STPeriod* with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

**Table 23: Monthly volatility: Baseline specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Collapsed model	NO	NO	NO	YES	YES	YES
<b>ADiD</b>	<b>5.66e-05</b> <b>(0.00160)</b>	<b>-0.00320**</b> <b>(0.00140)</b>	<b>-0.00224</b> <b>(0.00136)</b>	<b>0.000576</b> <b>(0.00152)</b>	<b>-0.00188</b> <b>(0.00162)</b>	<b>-0.000276</b> <b>(0.00176)</b>
<b>SDiD</b>	<b>-0.00494***</b> <b>(0.00181)</b>	<b>-0.00806***</b> <b>(0.00170)</b>	<b>-0.00708***</b> <b>(0.00163)</b>	<b>-0.00404**</b> <b>(0.00178)</b>	<b>-0.00686***</b> <b>(0.00183)</b>	<b>-0.00559***</b> <b>(0.00198)</b>
<b>LDiD</b>	<b>-0.00121</b> <b>(0.00163)</b>	<b>-0.00529***</b> <b>(0.00147)</b>	<b>-0.00481***</b> <b>(0.00141)</b>	<b>-0.000316</b> <b>(0.00161)</b>	<b>-0.00404**</b> <b>(0.00160)</b>	<b>-0.00416**</b> <b>(0.00180)</b>
APeriod	-0.00749 (0.0151)	-0.00416 (0.0156)	-0.00291 (0.0151)	-0.100* (0.0573)	-0.0382 (0.0787)	-0.0969 (0.191)
STPeriod	-0.0112 (0.0152)	-0.00790 (0.0156)	-0.00680 (0.0152)	-0.114 (0.0730)	-0.0474 (0.0870)	-0.0701 (0.191)
LTPeriod	-0.00975 (0.0152)	-0.00611 (0.0156)	-0.00495 (0.0152)	-0.107 (0.0714)	-0.0538 (0.0795)	-0.0490 (0.199)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock FE and month FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	3,930	5,494	8,535	1,572	1,575	1,578
Number of stocks	393	396	397	393	396	397
Adjusted R-squared	0.404	0.433	0.472	0.606	0.649	0.695

The dependent variable is the relative monthly volatility (= standard deviation of the stock price over one month divided by the average stock price of the month). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. *APeriod* is a dummy variable with a value of one in the announcement period (March 14, 2012 until July 31, 2012). *LTPeriod* (*STPeriod*) are dummy variables with a value of one in the long-run (short-run) treatment periods after August 31, 2012 (from August 1, 2012 until August 31, 2012). *ADiD*, *LDiD*, and *SDiD* are interaction terms of *APeriod*, *LTPeriod*, and *STPeriod* with a dummy variable for treated French stocks. As control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*).

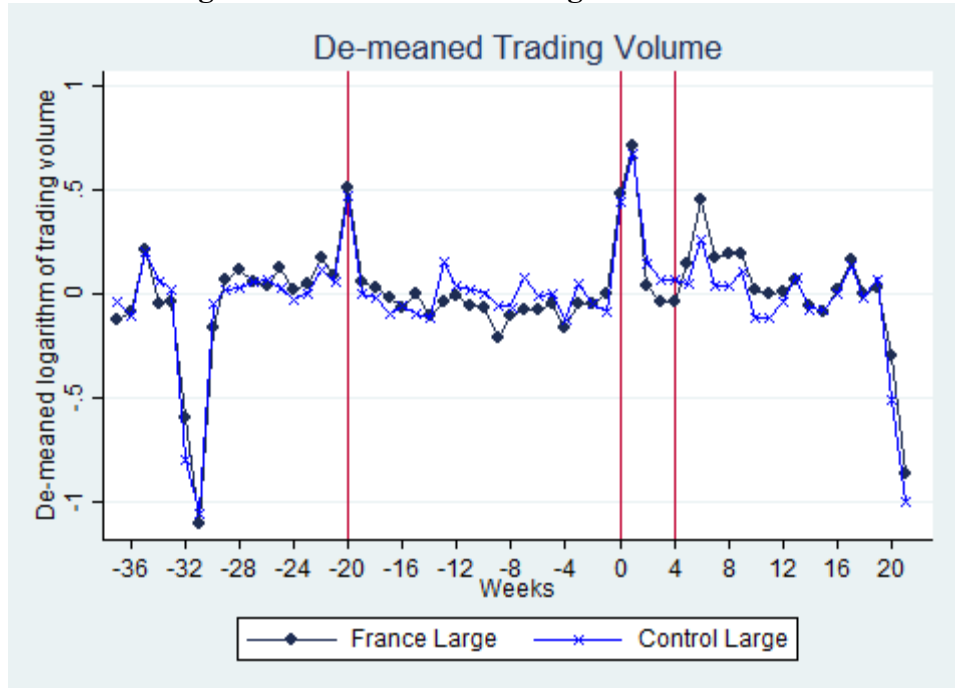
Considering the properties of the French FTT, the results of the Tables 21, 22 and 23 are not surprising. As pure day trading is not taxed by the French FTT, one might ask why there should be an impact on intraday volatility measures in the short-run and long-run treatment period. Nevertheless, the temporary increase in daily volatilities during the announcement period might well be driven by a shifting of stock trades from the post-reform period to the pre-reform period. Our findings on weekly and monthly volatility measures suggest further that the French FTT resulted in a reduction of long-term volatility measures. Thus, the results of Table 22 and Table 23 are consistent with the theoretical considerations of Stiglitz (1989) and Summers and Summers (1989) who suggest stabilizing power of FTTs on stock markets.

### **3.5.5 Accounting for seasonality**

A potential estimation problem for our analysis might result from differences in seasonal effects between the treatment group and the control group. For example, generally there might be abnormally high trading volumes in the French stock market in spring, which would lead to a distorted estimate for the announcement effect of the FTT reform.

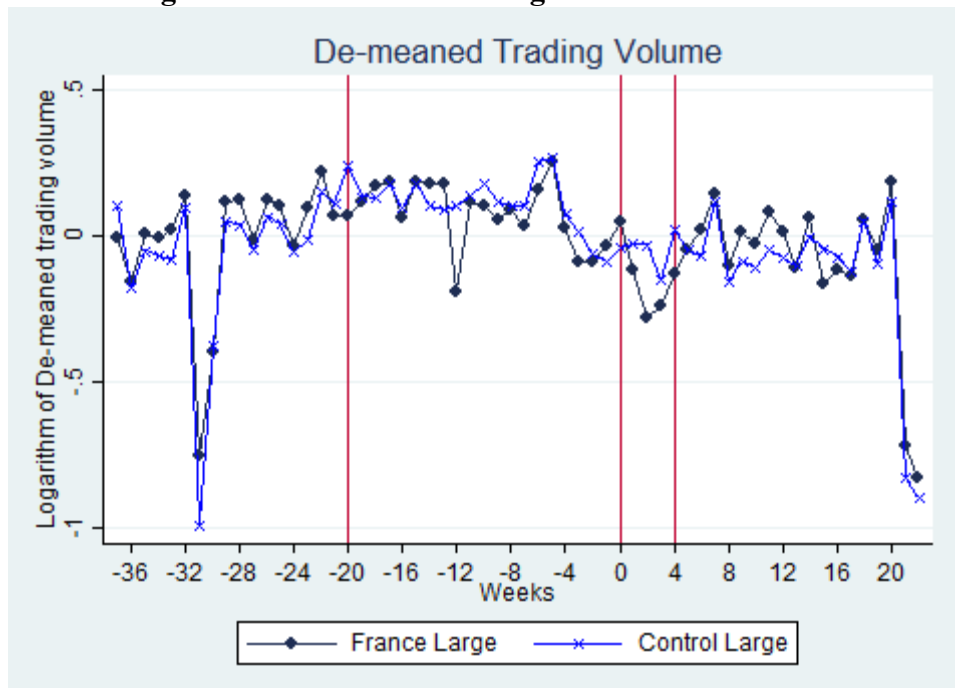
As preliminary evidence, the Figures 14 and 15 provide de-meaned values of the logarithm of trading volume in the same way as in Figure 9 for the years 2011 and 2013. Both provide graphical evidence if similar effects on trading volume can be observed in the following year or the previous year that could be driven by seasonality. While we find no evidence for a strong increase of French trading volumes in the announcement period (from week -20 to week 0), there seems to be an abnormally low trading volume of the French stock market in the weeks 1 to 4 (August) in case of the year 2013. This fits well with Colliard and Hoffmann (2013) and Colliard and Hoffmann (2016), who also find evidence for seasonality effects in August. Therefore, our results with regard to short-run treatment effects of the French FTT might be partially or even fully driven by seasonality.

**Figure 14: De-meanded trading volume in 2011**



Note: Week -20 indicates the placebo announcement date (March 14, 2011) and week 0 the placebo introduction date (August 1, 2011). The period between those dates is the placebo announcement period. The period from week 0 to week 4 is the placebo short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards is the placebo long-run treatment period.

**Figure 15: De-meanded trading volume in 2013**



Note: Week -20 indicates the placebo announcement date (March 14, 2013) and week 0 the placebo introduction date (August 1, 2013). The period between those dates is the placebo announcement period. The period from week 0 to week 4 is the placebo short-run treatment period and the time-span from week 4 onwards is the placebo long-run treatment period.

In order to account for that aspect, we use an alternative triple difference specification. Thus, we do not only compare developments of the treatment group and the control group but also developments in treated periods (2012) with control periods (2010, 2011, 2013, and 2014). The regression model can be described by

$$\begin{aligned}
Y_{it} = & \alpha + \beta_1 \cdot APeriodS_t + \beta_2 \cdot APeriodS\ 2012_t + \beta_3 \cdot APeriodS\ France_{it} + \beta_4 \cdot ADiDiD_{it} \\
& + \beta_5 \cdot STPeriodS_t + \beta_6 \cdot STPeriodS\ 2012_t + \beta_7 \cdot STPeriodS\ France_{it} + \beta_8 \cdot SDiDiD_{it} \\
& + \beta_9 \cdot LTPeriodS_t + \beta_{10} \cdot LTPeriodS\ 2012_t + \beta_{11} \cdot LTPeriodS\ France_{it} + \beta_{12} \cdot LDiDiD_{it} \\
& + \gamma_k \cdot C_{kit} + \psi_t + \nu_i + u_{it}.
\end{aligned}
\tag{11}$$

In this model,  $APeriodS_t$ ,  $STPeriodS_t$ , and  $LTPeriodS_t$  are variables controlling for seasonal effects in the treatment period, the short-run treatment period and the long-run treatment period. Thus, the variables have a value of one for observations between March 14 and July 31 ( $APeriodS_t$ ), August 1 and August 31 ( $STPeriodS_t$ ), and September 1 until December 31 ( $LTPeriodS_t$ ) in all years.  $APeriodS\ 2012_t$ ,  $STPeriodS\ 2012_t$ , and  $LTPeriodS\ 2012_t$  are interaction terms of these seasonal dummy variables and a dummy variable for 2012. Hence,  $APeriodS\ 2012_t$ ,  $STPeriodS\ 2012_t$ , and  $LTPeriodS\ 2012_t$  are equivalent to  $APeriod_t$ ,  $STPeriod_t$  and  $LTPeriod_t$  in our baseline specification and control for period specific effects in the year 2012 that are relevant for the treatment group and the control group.

$APeriodS\ France_{it}$ ,  $STPeriodS\ France_{it}$ , and  $LTPeriodS\ France_{it}$  are interaction terms of the seasonal dummies with a dummy variable for treated French stocks. These variables control for France-specific effects in the corresponding periods that cannot only be observed in 2012 but also in the control periods. The impact of the French FTT in the announcement period, the short-run treatment period and the long-run treatment period is captured by  $ADiDiD_{it}$ ,  $SDiDiD_{it}$ , and  $LDiDiD_{it}$ . These are interaction terms of  $APeriodS_t$ ,  $STPeriodS_t$ , and  $LTPeriodS_t$  with a dummy variable for 2012 and a dummy variable for treated French stocks.

We estimate three alternative specifications of Equation (11). The first specification is in fact equivalent to a regular DiD model, as we only consider observations from 2012 and do not account for control periods and corresponding triple difference controls ( $APeriodS\ 2012_t$ ,  $STPeriodS\ 2012_t$ ,  $LTPeriodS\ 2012_t$ ,  $APeriodS\ France_{it}$ ,  $STPeriodS\ France_{it}$  and  $LTPeriodS\ France_{it}$ ). In the other two specifications, we include these variables as well as observations from 2011 to 2013 (two control years, specification two) or from 2010 to 2014 (four control years, specification three). Regressions are estimated by OLS. Standard regression controls and specifications conform to our baseline models. We also calculated collapsed triple differ-

ence models. The results are consistent with the regular triple difference models. We abstain from reporting results for brevity. For the same reason, we abstain from reporting regression results for standard controls or triple difference control dummy variables.

Table 24 documents regression results for *Trading volume* (Models 1 to 3) and *Daily return* (Models 4 to 6). Similar to our baseline models (Table 17), we find evidence for a significant and positive announcement effect ranging from 7.2% (Model 3) to 14.4% (Model 2). Thus, controlling for seasonality, we find still significant evidence for HYPOTHESIS 1a. The short-run treatment effect on trading volume is negative in all specifications, but only significant in Model 1 (regular DiD) and Model 3 (triple difference with four control periods). Thus, the short-run treatment effect of Table 17 might be partially driven by seasonality effects (see also Colliard and Hoffmann, 2013). Regarding daily returns, we obtain similar results as in Table 18. We conclude that the estimated impact on *Daily return* is not affected by seasonality.

**Table 24: Trading volume and daily return: Triple difference specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Observation period	2012	2011-2013	2010-2014	2012	2011-2013	2010-2014
Dependent variable	Trading volume			Daily return		
<b>ADiDiD</b>	<b>0.0714**</b> (0.0288)	<b>0.135***</b> (0.0308)	<b>0.0703**</b> (0.0304)	<b>-0.00102**</b> (0.000400)	<b>-0.000753**</b> (0.000380)	<b>-0.000961**</b> (0.000383)
<b>SDiDiD</b>	<b>-0.167***</b> (0.0440)	<b>-0.0387</b> (0.0487)	<b>-0.0917**</b> (0.0458)	<b>-0.000314</b> (0.000387)	<b>4.18e-05</b> (0.000467)	<b>2.82e-05</b> (0.000426)
<b>LDiDiD</b>	<b>-0.0224</b> (0.0391)	<b>-0.0435</b> (0.0499)	<b>-0.0852*</b> (0.0460)	<b>-0.000415</b> (0.000294)	<b>0.000199</b> (0.000299)	<b>-1.04e-05</b> (0.000311)
Standard controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Triple difference controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	97,849	288,126	475,464	97,849	288,126	475,464
Number of stocks	393	400	402	393	400	402
Adjusted R-squared	0.939	0.929	0.915	0.00752	0.00915	0.00847

The dependent variable is either the logarithm of the number of traded shares (in thousands) or the daily return (= relative change in stock prices compared to the previous trading day). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. As standard control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*). In addition, we consider (triple) difference dummy variables as controls. In the Models 1 and 4 we only include *APeriodS* (dummy for period from March 14 and July 31 in any year), *STPeriodS* (dummy for period from August 1 to August 31 in any year), *LTPeriodS* (dummy for period after July 31 in any year) as DiD dummy variables. These models are equivalent to a regular DiD specification. In the other models, we further consider *APeriodS 2012*, *STPeriodS 2012*, *LTPeriodS 2012* (interaction terms of corresponding period dummies with a dummy for the year 2012), *APeriodS France*, *STPeriodS France*, and *LTPeriodS France* (interaction terms of corresponding period dummies and a dummy variable for French stocks).

Table 25 provides corresponding estimates for the relative bid-ask spread (Models 1 to 3) and the relative intraday volatility. Results fit very well with the existing evidence in the Tables 20 and 21. Thus, apart from one significant and slightly negative coefficient for the announcement period, there is no empirical evidence for a significant impact of the French FTT

on bid-ask spreads. For intraday volatilities we find a positive announcement effect supporting HYPOTHESIS 4a, but no significant effects in the short-run or long-run treatment period.

**Table 25: Bid-ask spread and intraday volatility: Triple difference specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Observation period	2012	2011-2013	2010-2014	2012	2011-2013	2010-2014
Dependent variable	Bid-ask spread			Intraday volatility		
<b>ADiDiD</b>	<b>-4.03e-05</b>	<b>-0.000191</b>	<b>-0.000267*</b>	<b>0.00198***</b>	<b>0.00266***</b>	<b>0.00193***</b>
	<b>(8.81e-05)</b>	<b>(0.000170)</b>	<b>(0.000138)</b>	<b>(0.000441)</b>	<b>(0.000497)</b>	<b>(0.000461)</b>
<b>SDiDiD</b>	<b>0.000259</b>	<b>0.000381</b>	<b>0.000281</b>	<b>-0.000359</b>	<b>0.00109</b>	<b>0.000641</b>
	<b>(0.000181)</b>	<b>(0.000262)</b>	<b>(0.000225)</b>	<b>(0.000643)</b>	<b>(0.000994)</b>	<b>(0.000795)</b>
<b>LDiDiD</b>	<b>0.000155</b>	<b>-2.44e-05</b>	<b>-1.60e-05</b>	<b>8.77e-05</b>	<b>-0.00112</b>	<b>-0.000568</b>
	<b>(0.000151)</b>	<b>(0.000258)</b>	<b>(0.000215)</b>	<b>(0.000684)</b>	<b>(0.000924)</b>	<b>(0.000769)</b>
Standard controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Triple difference controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	97,849	288,126	475,464	97,849	288,126	475,464
Number of stocks	393	400	402	393	400	402
Adjusted R-squared	0.284	0.287	0.217	0.292	0.334	0.310

The dependent variable is either the relative bid-ask spread (= difference between the average bid and the average ask price divided by the average price) or the relative intraday volatility (= difference between the highest and the lowest stock price divided by the average price). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. As standard control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*). In addition, we consider (triple) difference dummy variables as controls. In the Models 1 and 4 we only include *APeriodS* (dummy for period from March 14 and July 31 in any year), *STPeriodS* (dummy for period from August 1 to August 31 in any year), *LTPeriodS* (dummy for period after July 31 in any year) as DiD dummy variables. These models are equivalent to a regular DiD specification. In the other models, we further consider *APeriodS 2012*, *STPeriodS 2012*, *LTPeriodS 2012* (interaction terms of corresponding period dummies with a dummy for the year 2012), *APeriodS France*, *STPeriodS France*, and *LTPeriodS France* (interaction terms of corresponding period dummies and a dummy variable for French stocks).

Table 26 documents triple difference results for the relative weekly volatility (Models 1 to 3) and the relative monthly volatility. Again the results are in line with our previous findings. Thus, the triple difference estimates support HYPOTHESIS 4b as well as HYPOTHESIS 4c and we can provide evidence that the introduction of the French FTT is significantly linked to a reduction of long-run volatility measures in the short run (measured by *SDiDiD<sub>it</sub>*) and in the long-run (measured by *LDiDiD<sub>it</sub>*).



**Table 26: Weekly and monthly volatility: Triple difference specification**

Model	1	2	3	4	5	6
Observation period	2012	2011-2013	2010-2014	2012	2011-2013	2010-2014
Dependent variable	Weekly volatility	Weekly volatility	Weekly volatility	Monthly volatility	Monthly volatility	Monthly volatility
<b>ADiDiD</b>	<b>-1.20e-05</b> <b>(0.000558)</b>	<b>-0.000267</b> <b>(0.000611)</b>	<b>-0.000186</b> <b>(0.000581)</b>	<b>-7.88e-05</b> <b>(0.00158)</b>	<b>-0.000380</b> <b>(0.00171)</b>	<b>-0.000536</b> <b>(0.00164)</b>
<b>SDiDiD</b>	<b>-0.00223***</b> <b>(0.000701)</b>	<b>-0.00189*</b> <b>(0.00104)</b>	<b>-0.00219**</b> <b>(0.000876)</b>	<b>-0.00512***</b> <b>(0.00181)</b>	<b>-0.00394</b> <b>(0.00242)</b>	<b>-0.00465**</b> <b>(0.00210)</b>
<b>LDiDiD</b>	<b>-0.00103</b> <b>(0.000650)</b>	<b>-0.00329***</b> <b>(0.000871)</b>	<b>-0.00235***</b> <b>(0.000706)</b>	<b>-0.00234</b> <b>(0.00159)</b>	<b>-0.00598***</b> <b>(0.00187)</b>	<b>-0.00456***</b> <b>(0.00161)</b>
Standard controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Triple difference controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	20,412	60,296	99,171	4,716	13,843	22,834
Number of stocks	393	400	402	393	400	402
Adjusted R-squared	0.260	0.169	0.177	0.400	0.434	0.380

The dependent variable is either the relative weekly volatility (= standard deviation of the stock price over one week divided by the weekly average price) or the relative monthly volatility (= standard deviation of the stock price over one month divided by the monthly average price). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. As standard control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*). In addition, we consider (triple) difference dummy variables as controls. In the Models 1 and 4 we only include *APeriodS* (dummy for period from March 14 and July 31 in any year), *STPeriodS* (dummy for period from August 1 to August 31 in any year), *LTPeriodS* (dummy for period after July 31 in any year) as DiD dummy variables. These models are equivalent to a regular DiD specification. In the other models, we further consider *APeriodS 2012*, *STPeriodS 2012*, *LTPeriodS 2012* (interaction terms of corresponding period dummies with a dummy for the year 2012), *APeriodS France*, *STPeriodS France*, and *LTPeriodS France* (interaction terms of corresponding period dummies and a dummy variable for French stocks).

### 3.5.6 Matched control groups

A crucial conjecture of our identification strategy is the common trend of the treatment group and the control group. While this common trends assumption cannot be tested formally (and especially not for the treatment period), a strong co-movement between the treatment group and the control group in the pre-announcement period can be regarded as a strong indicator. While Section 3.5.1 provides compelling graphical evidence for co-movements before the announcement of the FTT, one might consider if the suitability of the control group could be enhanced by matching strategies.

Addressing that aspect, we use propensity score matching in order to increase the correlation between the treatment and the control group in the pre-announcement period. For each dependent variable (e.g., *Trading volume*), we define a specific control group (that means a subgroup of the full control sample) with an especially strong co-movement regarding that variable. Our matching approach is as follows. In a first step, we estimate a probit model for each stock with treatment status as dependent variable (treated = 1, untreated = 0). Right hand-side variables are de-meaned values of the relevant dependent variable on a weekly basis (e.g., the weekly average of the logarithm of trading volume) over a pre-announcement period of four

months. We de-mean values in order to obtain a measure for weekly trends over the four-month period before March 14, 2012. Furthermore, de-meaning fits well with our fixed effects regression approach. Thus, the basic idea of the probit model is to use weekly trends as explanatory variables of treatment status. In a second step, we interpret fitted values of the probit model as a propensity score in order to derive an optimized matched sample accounting for co-movements of all relevant dependent variables. For each treated firm we match one control firm considering the firms with the highest propensity scores.

In Table 27 we document weekly correlation coefficients for the dependent variables *Trading volume*, *Daily return*, *Bid-ask spread*, *Intraday volatility* and *Weekly volatility* between the treatment group and the control group for the matched subgroups and the unmatched full control group. It turns out that estimated correlations are already high for the unmatched control group and become even higher for the matched control groups.

**Table 27: Correlation coefficients for a pre-announcement period of four months**

Model	1	2	3	4	5
Variable	Trading volume	Daily return	Bid-ask spread	Intraday volatility	Weekly volatility
Weekly correlation coefficient between treatment group and					
Unmatched control group	0.9173	0.9594	0.5429	0.9757	0.9475
Matched control group	0.9268	0.9696	0.6054	0.9816	0.9491
Daily correlation coefficient between treatment group and					
Unmatched control group	0.9289	0.9405	0.4511	0.9046	0.8745
Matched control group	0.9482	0.9480	0.4966	0.9112	0.9191

We re-estimate our basic regression specification (Equation (3)) using matched subsamples of our control group instead of the unmatched full control sample. As should be expected, the number of observations and stocks becomes smaller. Results are provided by Tables 28, 29, and 30 and are fairly in line with our previous findings. Most relevant, we find 1) evidence for an announcement effect on *Trading volume*, 2) evidence for a significant and negative short-run treatment effect on *Trading volume*, 3) no significant evidence for a negative long-run treatment effect on *Trading volume*, and 4) evidence for a short-run and long-run treatment effect on *Weekly volatility* and *Monthly volatility*. Moreover, we also find evidence for a significant and positive impact of the French FTT on bid-ask spreads in the short-run and in the long-run treatment period. Thus, our results from matched samples fit well with the HYPOTHESIS 3b and HYPOTHESIS 3c. Concluding, our robustness checks using matched samples provide additional support for our primary specification.

**Table 28: Trading volume and daily return: Matched control groups**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Dependent variable	Trading volume			Daily return		
<b>ADiD</b>	<b>0.0653*</b> (0.0372)	<b>0.0706*</b> (0.0393)	<b>0.0646</b> (0.0401)	<b>-0.00104**</b> (0.000491)	<b>-0.000632</b> (0.000392)	<b>-0.000241</b> (0.000302)
<b>SDiD</b>	<b>-0.168***</b> (0.0501)	<b>-0.163***</b> (0.0518)	<b>-0.169***</b> (0.0523)	<b>-0.000892</b> (0.000568)	<b>-0.000523</b> (0.000477)	<b>-0.000138</b> (0.000439)
<b>LDiD</b>	<b>0.00459</b> (0.0502)	<b>-0.0286</b> (0.0501)	<b>-0.0365</b> (0.0504)	<b>-0.000802*</b> (0.000480)	<b>0.000234</b> (0.000330)	<b>0.000552**</b> (0.000272)
Standard controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
DiD controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	40,793	57,697	91,599	40,793	57,697	91,599
Number of stocks	204	206	207	204	206	207
Adjusted R-squared	0.948	0.941	0.941	0.0120	0.00944	0.0122

The dependent variable is either the logarithm of the number of traded shares (in thousands) or the daily return (= relative change in stock prices compared to the previous trading day). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. As standard control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*). In addition, we consider DiD dummy variables as controls. We include *APeriodS* (dummy for period from March 14 and July 31 in any year), *STPeriodS* (dummy for period from August 1 to August 31 in any year) and *LTPeriodS* (dummy for period after July 31 in any year).

**Table 29: Bid-ask spread and intraday volatility: Matched control groups**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Dependent variable	Bid-ask spread			Intraday volatility		
<b>ADiD</b>	<b>4.66e-06</b> (0.000127)	<b>3.01e-05</b> (0.000154)	<b>0.000173</b> (0.000201)	<b>0.00235***</b> (0.000602)	<b>0.00153***</b> (0.000562)	<b>0.00179***</b> (0.000673)
<b>SDiD</b>	<b>0.000385*</b> (0.000197)	<b>0.000416**</b> (0.000196)	<b>0.000567**</b> (0.000225)	<b>0.000195</b> (0.000782)	<b>-0.000612</b> (0.000806)	<b>-0.000361</b> (0.000954)
<b>LDiD</b>	<b>0.000383**</b> (0.000162)	<b>0.000473***</b> (0.000178)	<b>0.000657***</b> (0.000219)	<b>0.000819</b> (0.000873)	<b>-0.000223</b> (0.000936)	<b>-0.000198</b> (0.00105)
Standard controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
DiD controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	40,793	57,697	91,599	40,793	57,697	91,599
Number of stocks	204	206	207	204	206	207
Adjusted R-squared	0.548	0.570	0.565	0.281	0.292	0.357

The dependent variable is either the relative bid-ask spread (= difference between the average bid and the average ask price divided by the average price) or the relative intraday volatility (= difference between the highest and the lowest stock price divided by the average price). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. As standard control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*). In addition, we consider DiD dummy variables as controls. We include *APeriodS* (dummy for period from March 14 and July 31 in any year), *STPeriodS* (dummy for period from August 1 to August 31 in any year) and *LTPeriodS* (dummy for period after July 31 in any year).

**Table 30: Weekly and monthly volatility: Matched control groups**

Model	1	2	3	4	5	6
Evaluation period	2 months	4 months	8 months	2 months	4 months	8 months
Dependent variable	Weekly volatility			Monthly volatility		
<b>ADiD</b>	<b>4.85e-06</b> (0.000692)	<b>-0.000536</b> (0.000613)	<b>4.24e-05</b> (0.000612)	<b>-0.000412</b> (0.00202)	<b>-0.00230</b> (0.00176)	<b>-0.000369</b> (0.00166)
<b>SDiD</b>	<b>-0.00154*</b> (0.000810)	<b>-0.00205**</b> (0.000792)	<b>-0.00144*</b> (0.000835)	<b>-0.00458**</b> (0.00224)	<b>-0.00638***</b> (0.00206)	<b>-0.00446**</b> (0.00203)
<b>LDiD</b>	<b>-0.000345</b> (0.000826)	<b>-0.00150**</b> (0.000760)	<b>-0.00156**</b> (0.000783)	<b>-0.00233</b> (0.00208)	<b>-0.00577***</b> (0.00188)	<b>-0.00357**</b> (0.00175)
Standard controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
DiD controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Stock fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Market-year fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Monthly fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Number of observations	8,552	12,180	19,298	2,040	2,860	4,477
Number of stocks	204	206	207	204	206	207
Adjusted R-squared	0.268	0.266	0.325	0.397	0.427	0.473

The dependent variable is either the relative weekly volatility (= standard deviation of the stock price over one week divided by the weekly average price) or the relative monthly volatility (= standard deviation of the stock price over one month divided by the monthly average price). Estimates are calculated by OLS with stock fixed effects and monthly fixed effects. Heteroscedasticity-robust standard errors are clustered by stock level and documented in parentheses. The superscripts \*\*\*, \*\*, and \* indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively. As standard control variables, we consider *Price-to-book ratio*, the logarithm of market capitalization measured in million € (*Market capitalization*) and the ratio of EBITDA to market capitalization (*EBITDA*). In addition, we consider DiD dummy variables as controls. We include *APeriodS* (dummy for period from March 14 and July 31 in any year), *STPeriodS* (dummy for period from August 1 to August 31 in any year) and *LTPPeriodS* (dummy for period after July 31 in any year).

### 3.6 Conclusion

In this paper, we analyze the impact of the French FTT 2012 on trading volume, the price level, liquidity and volatility. We contribute to the existing research in this area (e.g., Becchetti et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2013; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2016 for the French FTT) in three ways. While the existing literature typically compares observations of treated and untreated stocks directly before and after the introduction date of the FTT (August 1, 2012), we account for announcement effects, resulting from a shifting of share trades from the post-reform period to the announcement period (tax-induced bring-forward effect). We also consider short-run treatment effects of the French FTT reform 2012 in the four weeks after the introduction date. Again, this temporary effects are due to a shifting of share trades from the post-reform period to the announcement period and have not been identified by the existing literature. Third, as existing studies on the French FTT are limited to short-term volatility measures (Becchetti et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2013; Gomber et al. 2016; Meyer et al. 2015; Parwada et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2016), they do not account for the fact that pure day trading is not regarded as a taxable transaction. We expect stronger FTT effects on long-term volatility measures as short-term oriented trading should be widely unaffected by the French FTT.

We provide evidence that simple DiD estimates analyzing the stock market impact of the French FTT reform 2012 may be biased due to a violation of the common trends assumption. We calculate corrected DiD estimates based on an appropriate control group (German and UK large capitalization stocks) and accounting for announcement effects and short-run treatment effects. In baseline regressions using similar methods as existing research, we obtain similar results suggesting a reduction of trading volume by about 15% to 30%. However, we show that corresponding results hold only if we do not control for FTT announcement effects and short-run treatment effects. We are able to identify significant FTT announcement effects, resulting in a temporary increase in trading volumes of French large-capitalization stocks between the FTT announcement date on March 14, 2012 and the introduction date of the FTT on August 1, 2012.

We also observe a negative but temporary short-run effect on trading volume after the introduction of the FTT on August 1, 2012. Our results suggest that trades from the taxable short-run treatment period have been shifted to the “tax-free” announcement period. Furthermore, there is almost no significant evidence for long-run reduction of trading volume. An important implication of our findings is that existing evidence finding a decrease of trading volumes of 15% to 30% after the FTT introduction date, might be largely driven by a temporal increase of trading volume in the FTT announcement period and a temporary short-run reduction of trading activities after the introduction deadline. The long-run impact might be much smaller and is not statistically significantly different from zero in most of our regressions. An explanation for this weak long-run treatment effect of the French FTT on trading volumes could be that day trading is effectively not taxed by the French FTT. Thus, there might be a tax incentive for some short-term oriented traders for day trading, which could even result in higher trading volumes for at least some investors.

Analyzing daily returns as a measure for stock prices, we obtain rather inconclusive results. For the regular announcement period beginning on March 14, 2012, we find some evidence for a reduction of daily returns in the announcement period, but no effects in the treatment period, which fits well with an efficient market pricing mechanism (Fama 1970). However, for an extended announcement period considering earlier rumors about the French FTT introduction (January 29, 2012 until July 31, 2012), there is almost no evidence for significant price changes. Therefore, we are somewhat reluctant to interpret the negative abnormal returns in the standard announcement period as causal effects. For example, there might have been positive abnormal returns of the French stock market in February and March 2012, which had been followed by a return reversal in the following months.

Similarly, we find rather inconclusive evidence for FTT effects on liquidity measured by the relative bid-ask spread. This fits well with the existing literature on the impact of the French FTT on bid-ask spreads (e.g., Capelle-Blancard and Havrylchyk 2013; Becchetti et al. 2014; Colliard and Hoffmann 2016). Only in some specifications, we observe a significant reduction of bid-ask spreads in the treatment period. A potential reason might be the special properties of the French FTT. First of all, the tax rate is small, which is also reflected by the relatively small tax revenue raised. Second, the French FTT only refers to large-capitalization stocks with smaller liquidity problems than untreated small-capitalization stocks. Third, the French FTT grants generous tax exemptions for transactions being relevant for liquidity provision (e.g., transactions resulting from restructurings, market-making) and does not raise taxes on pure day-trading (apart from high-frequency trading).

Third and likewise more relevant, we find a temporary increase of intraday volatilities in the announcement period and a significant reduction of weekly and monthly volatilities in the short-run and long-run treatment period. These findings are consistent with more noise trading in the announcement period, but a stabilizing influence of the FTT on the French stock market in the short-run and long-run. Therefore, our findings support the theoretical predictions of Stiglitz (1989) and Summers and Summers (1989) suggesting a market-stabilizing nature of financial transaction taxes.

Note that our research is exclusively based on LIT market data from NYSE Euronext Paris compared to London and Frankfurt stock exchange data. Thus, we do not consider alternative trading facilities like OTC or darkpools that have been addressed by Colliard and Hoffmann (2013), Coelho (2015) and Colliard and Hoffmann (2016). For further research it might be an interesting question, if the identified FTT announcement effects and short-run treatment effects on trading volume as well as the short-run and long-run treatment effects on long-term volatility measures are also relevant for other market places (especially OTC) and similar FTT regulations like the Italian FTT 2013.

## References

- Aliber, R. Z., Chowdhry, B. and Yan, S. 2003. Some evidence that a Tobin tax on foreign exchange transactions may increase volatility, *European Finance Review* 7, 481–510.
- Baltagi, B. H., Li, D. and Li, Q. 2006. Transaction tax and stock market behavior: Evidence from an emerging market, *Empirical Economics* 31, 393–408.
- Becchetti, L., Ferrari, M. and Trenta, U. 2014. The impact of the French Tobin tax, *Journal of Financial Stability* 15, 127–148.
- Bertrand, M., Duflo, E. and Mullainathan, S. 2004. How much should we trust in difference-in-differences estimates?, *Quarterly Journal of Economics* 119, 249-275.
- Bond, S., Hawkins, M. and Klemm, A. 2005. Stamp duty on shares and its effect on share prices, *FinanzArchiv* 61, 275–297.
- Brooks, R.M., Patel, A. and Su, T. 2003. How the equity market responds to unanticipated events, *Journal of Business* 76, 109-133.
- Capelle-Blancard, G. and Havrylchyk, O. 2013. The impact of the French securities transaction tax on market liquidity and volatility, CES Working Paper No. 2013.85.
- Capelle-Blancard, G. 2015. Curbing the growth of stock trading? Order-to-trade ratios and financial transaction taxes, BAFFI CAREFIN Centre Research Paper Series No. 2015-6, 1-40.
- Capelle-Blancard, G. 2016. The abrogation of the “impôt sur les opérations de bourse” did not foster the French stock market, *Finance Research Letters* 17, 257-266.
- Chou, R. K. and Wang, G. H. K. 2006. Transaction tax and market quality of the Taiwan stock index futures, *The Journal of Futures Markets* 26, 1195–1216.
- Coelho, M. 2015. Dodging Robin Hood: Responses to France and Italy’s financial transaction taxes, SSRN Working Paper No. 2389166.
- Colliard, J.-E. and Hoffmann, P. 2013. Sand in the chips? Evidence on taxing transactions in modern markets, SSRN Working Paper.
- Colliard, J.-E. and Hoffmann, P. 2016. Financial transaction taxes, market composition, and liquidity, *Journal of Finance* (forthcoming).
- Deng, Y., Liu, X. and Wei, S.-J. 2014. One fundamental and two taxes: When does a Tobin tax reduce financial price volatility?, NBER Working Paper No. 19974.
- Di Wiesenhoff, V.S. and Egori, R. 2013. 2013 Italian financial transaction tax, *Derivatives & Financial Instruments* 15, 48–63.
- Fama, E.F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25, 383–417.
- Gomber, P., Haferkorn, M. and Zimmermann, K. 2016. Securities transaction tax and market quality – the case of France, *European Financial Management* 22, 313-337.

- Habermeier, K. and Kirilenko, A. 2003. Securities transaction taxes and financial markets, *IMF Staff Papers* 50, 165–180.
- Haferkorn, M. and Zimmermann, K. 2013. Securities transaction tax and market quality – The case of France, Working Paper, Faculty of Economics and Business Administration: Goethe University Frankfurt.
- Hau, H. 2006. The role of transaction costs for financial volatility: Evidence from the Paris Bourse, *Journal of the European Economic Association* 4, 862–890.
- Hayashida, M. and Ono, H. 2011. Turnover tax, transaction cost and stock trading volume revisited: Investigation of the Japanese case, *Applied Financial Economics* 21, 1809–1817.
- Hemmelgarn, T. and Nicodème, G. 2010. The 2008 financial crisis and taxation policy. European Commission Taxation Papers, Working Paper No. 20 2010.
- Hirshleifer, D., Lim, S. S. and Teoh, S. H. 2009. Driven to distraction: Extraneous events and underreaction to earnings news, *The Journal of Finance* 63, 2287–2323.
- Hu, S.-Y. 1998. The effects of the stock transaction tax on the stock market – Experiences from Asian markets, *Pacific-Basin Finance Journal* 6, 347–364.
- Hvozdyk, L. and Rustanov, S. 2016. The effect of financial transaction tax on market liquidity and volatility: An Italian perspective, *International Review of Financial Analysis* 45, 62–78.
- Jones, C. M. and Seguin, P. J. 1997. Transaction costs and price volatility: Evidence from commission deregulation, *American Economic Review* 87, 728–737.
- Kennedy, P. 1981. Estimation with correctly interpreted dummy variables in semi-logarithmic equations, *American Economic Review* 71, 801.
- Liau, Y.-S., Wu, Y.-C. and Hsu, H. 2012. Transaction tax and market volatility: Evidence from the Taiwan futures market, *Journal of Applied Finance & Banking* 2, 45–58.
- Liu, S. 2007. International cross-listing and stock pricing efficiency: An empirical study, *Emerging Markets Review* 8, 251–263.
- Liu, S. and Zhu, Z. 2009. Transaction costs and price volatility: New evidence from the Tokyo Stock Exchange, *Journal of Financial Services Research* 36, 65–83.
- Meyer, S., Wagener, M. and Weinhardt, C. 2015. Politically motivated taxes in financial markets: The case of the French financial transaction tax, *Journal of Financial Services Research* 47, 177–202.
- Mulherin, J. H. 1990. Regulation, trading volume and stock market volatility, *Revue économique* 41, 923–938.
- Parwada, J. T. Rui, Y. and Shen, J. 2014. Financial transaction tax and market quality: Evidence from the French FTT regulation in 2012, Paper presented at the 27<sup>th</sup> Australasian Banking and Finance Conference 2014, SSRN Working Paper No. 2461147.
- Pellizzari, P. and Westerhoff, F. 2009. Some effects of transaction taxes under different microstructures, *Journal of Economic Behavior and Organization* 72, 850–863.



- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches, *Review of Financial Studies* 22, 435–480.
- Phylaktis, K. and Aristidou, A. 2007. Security transaction taxes and financial volatility: Athens stock exchange, *Applied Financial Economics* 17, 1455–1467.
- Pomeranets, A. and Weaver, D. 2013. Securities transaction taxes and market quality, SSRN Working Paper No. 1980185.
- PriceWaterhouseCoopers. 2012. French financial transaction tax on equity securities, <https://www.pwc.com/gx/en/financial-services/financial-transaction-taxes-timeline/assets/french-aug1.pdf>.
- Rühl, T. R. and Stein, M. 2014. The impact of financial transaction taxes: Evidence from Italy, *Economics Bulletin* 33, 25–33.
- Saporta, V. and Kan, K. 1997. The effects of stamp duty on the level and volatility of UK equity prices, Bank of England Working Paper No 71.
- Schwert, G. W. and Seguin, P. J. 1993. Securities transaction taxes: An overview of costs, benefits and unresolved questions. *Financial Analysts Journal* 49, 27–35.
- Shackelford, D. A., Shaviro, D. N. and Slemrod, J. 2010. Taxation and the financial sector, *National Tax Journal* 63, 781–806.
- Sinha, P. and Mathur, K. 2012. Securities transaction tax and the stock market: An Indian experience, MPRA Paper No. 42743.
- Song, F. M. and Zhang, J. 2005. Securities transaction tax and market volatility, *The Economic Journal* 115, 1103–1120.
- Šramko, F. 2015. The impact of securities transaction tax on market quality: Evidence from France and Italy, *International Journal of Economic Sciences* 4, 52–93.
- Stiglitz, J. E. 1989. Using tax policy to curb speculative short-term trading, *Journal of Financial Services Research* 3, 101–115.
- Su, Y. and Zheng, L. 2011. The impact of securities transaction taxes on the Chinese Stock Market, *Emerging Markets Finance & Trade* 47, Supplement 1, 32–46.
- Summers, L. H. and Summers, V. P. 1989. When financial markets work too well: A cautious case for a securities transactions tax, *Journal of Financial Services Research* 3, 261–286.
- Tetlock, P. C. 2011. All the news that's fit to reprint: Do investors react to stale information?, *The Review of Financial Studies* 24, 1481-1512.
- Umlauf, S. R. 1993. Transaction taxes and the behavior of the Swedish stock market, *Journal of Financial Economics* 33, 277–210.
- Westerholm, J. 2003. The impact of transaction costs on turnover, asset prices and volatility: The cases of Sweden's and Finland's security transaction tax reductions, *Liiketaloudellinen aikakauskirja/The Finnish Journal of Business Economics* 52, 213–241.

## 4 Das Erneuerbare-Energien-Gesetz: Bewertung der Effekte für Investoren und die Gesellschaft

*Mona Lau\**

### **Kurzzusammenfassung**

Das im Jahr 2000 eingeführte Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG) zielt auf den verstärkten Einsatz erneuerbarer Energien durch gesetzlich zugesicherte Vergütungen für in Deutschland produzierten Ökostrom. In der vorliegenden Studie wird untersucht, welche Interessensgruppen vom EEG profitieren.

Die Studie zeigt anhand von Kapitalwertberechnungen nach den jeweils größeren EEG-Novellen für die Jahre 2005, 2011 und 2015, dass Investoren positive Renditen beispielweise beim Betrieb von Photovoltaikanlagen erzielen können, die ohne das EEG nicht wirtschaftlich zu betreiben wären.

Die neben den Investoren zweite betrachtete Interessensgruppe ist die Gesellschaft. Im Rahmen einer Querschnittsbetrachtung des Jahres 2013 werden die Nutzen (geringere Gesundheitsbelastung und weniger Materialschäden durch Verdrängung fossiler Energieträger etc.) und Kosten (Vorhalten von Reservekraftwerken zum Ausgleich von wind- und sonnenarmen Zeiten etc.) aus der Förderung von Photovoltaik- und Windkraftanlagen soweit möglich monetär bewertet und diskutiert. Der gesamtwirtschaftliche Effekt (Nutzen abzgl. Kosten) liegt schätzungsweise zwischen -5,0 und -1,7 Milliarden Euro. Je nach Argumentation und Höhe der nicht-monetär bewertbaren externen Effekte (radioaktive Unfälle etc.) könnte gegebenenfalls ein positiver gesamtdeutscher Effekt erzielt werden.

Durch die Neuregelungen des EEG 2017 soll die Förderung der Anlagen erneuerbarer Energien bei gleichzeitig größerem Freiraum für die Regulationsmechanismen des Marktes gesenkt werden. Der letzte Abschnitt stellt in einem Ausblick die Änderungen des EEG 2017 vor und beschreibt mögliche Auswirkungen für Investoren und die Gesellschaft.

---

\* Ich bedanke mich für bei Martin Fochmann, Frank Hechtner, Jochen Hundsdoerfer, Michael Overesch und den Teilnehmern des gemeinsamen Seminars der Steuerlehrstühle der Universität zu Köln und der Freien Universität Berlin 2016 für hilfreiche Kommentare und Anmerkungen. Ich bedanke mich bei Ernst & Young für die erhaltene finanzielle Unterstützung.

*JEL classification:* D61; G30; H23; Q58

*Stichwörter:* Klimapolitik, Subventionseffekte, Erneuerbare-Energien-Gesetz, Kapitalwertrechnung, Kosten-Nutzen-Analyse

*Keywords:* climate policy, subsidy effects, Renewable-Energy-Act, net present value calculations, cost-benefit-analysis

## 4.1 Einleitung

Klimaschutz (und wie dieser ausgestaltet sein sollte) wird, spätestens seitdem der Anstieg der globalen Durchschnittstemperatur seit der Industrialisierung um einen Grad Celsius bekannt ist, weltweit diskutiert. Besonders klimaschädlich ist das Gas CO<sub>2</sub>, dessen Abbau in der Atmosphäre ungefähr 30.000 bis 35.000 Jahre dauert.<sup>20</sup> CO<sub>2</sub> und andere Treibhausgase<sup>21</sup> verteilen sich in der gesamten Atmosphäre und verschlechtern weltweit die Luft.<sup>22</sup> Luftverschmutzung ist damit ein globales Problem, welches bereits heute eine Palette an vorwiegend negativen Folgen ankündigt.<sup>23</sup>

Es ist derzeit global wie auch national weitgehend Konsens, dass Klimaschutz betrieben werden sollte. Sobald es jedoch um die Festsetzung konkreter Klimaziele und einhergehender Maßnahmen geht, sind sich Vertreter von Politik, Wissenschaft und Wirtschaft häufig uneins.

Die deutsche Bundesregierung hat sich beispielsweise als klimapolitisches Ziel gesetzt, bis zum Jahr 2050 Treibhausgasemissionen um mindestens 80 bis 95 Prozent gegenüber 1990 zu senken.<sup>24</sup> Im Aktionsprogramm Klimaschutz des Bundesministeriums für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit wurden mehr als 100 nationale Maßnahmen zum Klimaschutz festgelegt.<sup>25</sup>

Im Jahr 2000 hat Deutschland mit dem Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG) eine der umfassendsten und bekanntesten deutschen Klimaschutzmaßnahmen eingeführt. Das erklärte Ziel

---

<sup>20</sup> Vgl. Sinn (2012), S. 27.

<sup>21</sup> Neben CO<sub>2</sub> sind CH<sub>4</sub>, N<sub>2</sub>O, SO<sub>2</sub>, Feinstaub, NMVOC und NO<sub>x</sub> besonders schädliche Treibhausgase. Vgl. auch Anhang: Table 37 im Anhang.

<sup>22</sup> Vgl. Böhringer, S. 59.

<sup>23</sup> Sinn (2012, S. 54 f. und Rahmstorf (2013), S. 262, nennen folgende negative Folgen der Klimaerwärmung: Die Ausbreitung von Savannen und Wüsten führt zu Dürren und wird das Leben der Menschen in diesen Gebieten noch stärker erschweren, Hitzewellen und Waldbrände auch in gemäßigten Klimazonen werden sich häufen. Aufgrund von Gletscherschmelze wird der Meeresspiegel weiter ansteigen und zahlreiche niedrig gelegene Küstengebiete verschlingen, auch Hurrikane und Taifune werden stärker wüten und Ozeane versauern. Durch Klimaveränderungen und Klimaflucht von Tieren verändern sich über Jahrtausend gewachsene Ökosysteme, als Folge könnten bis zu einem Drittel der Tier- und Pflanzenwelt schon 2050 vom Aussterben bedroht sein. Als fatalste Folge der raschen Erderwärmung nennt Sinn (2012) Kriege, ethnische Konflikte und große soziale Not resultierend aus großen Migrationsströmen vom Süden in den Norden der Erde. Die Erderwärmung wird allerdings in Teilen auch positive Effekte haben, beispielsweise werden in nördlichen Regionen durch das Auftauen von Böden Bohrungen nach Gas- und Ölfeldern sowie das Betreiben von Landwirtschaft möglich. Die Baumgrenze verschiebt sich, so dass neue schadstoffabsorbierende Wälder entstehen (vgl. Bretzke (2014), S. 1). Von den positiven Folgen profitieren vorwiegend reichere Volkswirtschaften, während ärmere Volkswirtschaften verstärkt unter den negativen Folgen zu leiden haben. Global betrachtet wird das Ausmaß der negativen Effekte die positiven überwiegen (Vgl. u. a. IPCC (2014), S. 4 f.).

<sup>24</sup> Vgl. Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (im Folgenden auch BMUB) (2016), S. 25.

<sup>25</sup> Zentrale Maßnahmen betreffen z. B. ein klimafreundlicheres Bauen und Wohnen (u. a. durch Steigerung der Energieeffizienz), Maßnahmen im Bereich Verkehr (u. a. verstärkter Einsatz elektrischer Antriebe) Maßnahmen in der Landnutzung, Landnutzungsänderung und Forstwirtschaft (u. a. Schutz von Moorböden) und viele mehr. (Vgl. BMUB (2014))

des EEG ist der verstärkte Einsatz erneuerbarer Energien und dadurch die Verdrängung fossiler Energien. Durch verminderte fossile Energieerzeugung sollen weniger schädliche Treibhausgase emittiert werden. Der Fördermechanismus des EEG funktioniert wie folgt: Mit dem EEG werden Netzbetreiber verpflichtet, den Betreibern von Anlagen zur Erzeugung von Strom aus erneuerbaren Energiequellen jede produzierte Kilowattstunde abzunehmen und diese vorrangig in das Stromnetz einzuspeisen. Die Betreiber der Anlagen erneuerbarer Energien erhalten für jede von ihnen eingespeiste Kilowattstunde Ökostrom festgeschriebene Vergütungen. Diese Vergütungen werden für einen Zeitraum von zwanzig Jahren ab dem Investitionszeitpunkt fest zugesichert und variieren je nach Art der erneuerbaren Energie (Photovoltaik, Biogas, Windkraft-Onshore etc.).

Die Literatur beschreibt, wie Investoren seit der Förderung von erneuerbaren Energien durch das EEG hohe Renditen erwirtschaften können.<sup>26</sup> Allerdings werden auch die hohen Lasten für Energieversorger, Unternehmen und Steuerzahler beschrieben.<sup>27</sup> Mit der EEG-Umlage werden die höheren Kosten für Ökostrom, die aus der gesetzlich vorgeschriebenen vorrangigen Einspeisung des Stroms und den festgeschriebenen Vergütungssätzen resultieren, auf alle Stromkunden umgelegt. So mussten Energieversorger beispielsweise für Sonnenstrom das Zwölfwache mehr an Betreiber von Ökostromanlagen als für regulär erzeugten Strom zahlen.<sup>28</sup> „Im Jahr 2014 betragen die Strompreise [für private Haushalte] im Schnitt knapp 29,1 Cent pro Kilowattstunde. Davon entfallen (...) etwa 48 Prozent auf die Preise für Erzeugung, Transport und Vertrieb. Mehr als die Hälfte des Strompreises machen mittlerweile Umlagen, Entgelte und Steuern aus. (...) Den größten Anteil daran hat die EEG-Umlage mit 6,24 Cent pro Kilowattstunde.“<sup>29</sup> Ein durchschnittlicher Haushalt zahlt etwa 18 Euro im Monat allein für die EEG-Umlage.<sup>30</sup> Das EEG wird Schätzungen zufolge allein bis zum Jahr 2030 direkte Kosten in Höhe von 250 Milliarden Euro verursachen.<sup>31</sup> Der stetig steigende Anteil von erneuerbaren Energien hat weitere Folgen wie das Stillstehen hochmoderner Gaskraftwerke

---

<sup>26</sup> Vgl. Weimann (2013), S. 793.

<sup>27</sup> Vgl. Gawel et al. (2015a) geben einen Überblick über die gegenwärtige Diskussion zur Sozialverträglichkeit der Energiewende. Heindl et al. (2014) beispielsweise beschreiben die soziale Ungerechtigkeit der Fördermaßnahmen, während Gawel et al. (2015b) die Kritik an der mangelnden Sozialverträglichkeit relativieren.

<sup>28</sup> Vgl. Sinn (2012), S. 166.

<sup>29</sup> BMWi (2014b), S. 32.

<sup>30</sup> Vgl. BMWi (2014b), S. 32.

<sup>31</sup> Vgl. TU Berlin (2011), S.24. Die 250 Milliarden Euro stellen den Barwert der direkten Kosten zum Jahr 2011 dar, der mit einem Kapitalmarktzins in Höhe von 4% berechnet wurde. Die direkten Kosten sind hauptsächlich die Kosten der zugesicherten Einspeisevergütung abzüglich der EEG Erlöse, die am Spotmarkt der Europäischen Stromhandelsbörse EPEX erzielt werden können. Weitere berücksichtigte Positionen (wie die Verzinsung des EEG Kontos oder Transaktionskosten des Börsenhandels) sind im Detail in TU Berlin (2011), S. 19 ff. dargestellt.

sowie die kostspielige Stabilisierung des Netzes durch Stein- und Braunkohlekraftwerke, wenn Wind und Sonne rar sind.<sup>32</sup>

Die grundsätzliche Motivation für die Regelungen des EEG ist wie beschrieben eine verminderte Emission von Treibhausgasen, die durch die Verdrängung fossiler Kraftwerke durch Anlagen erneuerbarer Energien erreicht werden soll. Hier setzen zahlreiche Wissenschaftler und Verbände an und weisen darauf hin, dass das EEG tatsächlich keinen Effekt auf die Emission von Treibhausgasen hat. So erklärte bereits 2004 der Wissenschaftliche Beirat des Bundesministeriums für Wirtschaft und Energie (im Folgenden BMWi abgekürzt) die deutschen Bestrebungen des EEG zum Klimaschutz als wirkungslos. Die Kritik: Deutschland werde nicht ausreichend vor dem Hintergrund europäischer und globaler Wechselwirkungen betrachtet.

Der Grund für die Wirkungslosigkeit des EEG für den Klimaschutz ist die Einbindung Deutschlands in den Europäischen Emissionshandel. In der EU wird eine absolut erlaubte europäische Emissionsmenge für CO<sub>2</sub> - das sogenannten Cap – vereinbart. Den Mitgliedsstaaten werden nach einem vereinbarten Zuweisungsverfahren Emissionsrechte zugewiesen, die diese wiederum nach eigenen Maßgaben an ihre nationalen Unternehmen verteilen.

In Deutschland ist es nun so, dass durch die EEG-Förderung von erneuerbaren Energien weniger Strom aus herkömmlicher Stromerzeugung benötigt wird. Als Folge verbessert sich die CO<sub>2</sub>-Bilanz der deutschen Unternehmen, weshalb sie nicht alle der ihnen zugeteilten CO<sub>2</sub>-Zertifikate in Anspruch nehmen müssen. Das in Deutschland eingesparte CO<sub>2</sub> kann nun via Zertifikat einem anderen europäischen Unternehmen (entweder direkt oder via Zertifikatehandel) verkauft werden. Sobald ein solches CO<sub>2</sub>-Zertifikat verkauft ist, bedeutet es de facto, dass die Schadstoffe dann von dem kaufenden Unternehmen emittiert werden. Als Folge kann das EEG also eine verminderte Emission von Treibhausgasen in Deutschland erreichen, global betrachtet gibt es jedoch keinerlei Auswirkungen auf das Klima bzw. den Ausstoß von Treibhausgasen.<sup>33</sup>

---

<sup>32</sup> Einerseits kommt es durch die erneuerbaren Energien zum Preisverfall der Großhandelsstrompreise, so dass der Betrieb der Kraftwerke nicht mehr wirtschaftlich ist. Für Zeiten in denen Wind und Sonne rar sind, werden Stein- und Braunkohlekraftwerke vorgehalten, um die Energieversorgung zu sichern. Vgl. Handelsblatt (2013).

<sup>33</sup> Vgl. u. a. BMWi (2004), S. 6 ff., Frondel et al. (2010), S. 120 ff., Hübner et al. (2012), S. 299, Ifo und FfE (2012), S. 147, Sinn (2012), S. 17 f. sowie Weimann (2010), S. 54 ff.. Traber und Kemfert (2009) können in Ihrer Studie gar anhand quantitativer Untersuchungen zeigen, dass der CO<sub>2</sub>-Ausstoß auf der EU Ebene durch die deutschen Klimaschutzbestrebungen nicht nennenswert beeinflusst wird. Eine detailliertere Beschreibung des EU-Emissionshandelssystem wird in Abschnitt 4.3.3.1 gegeben.

Zusammengefasst ist die Diskussion rund um das EEG also gerade deshalb so brisant, weil das EEG hohe Kosten verursacht. Diese werden seitens der Regierung mit dem Ziel des Klimaschutzes gerechtfertigt.<sup>34</sup> Glaubt man der Literatur, scheint es jedoch gerade diesen klimaschützenden Effekt nicht zu geben. Investoren in Anlagen zur Erzeugung Grünen Stroms hingegen haben gegebenenfalls die Möglichkeit, durch die in den EEG-Regelungen vereinbarten Vergütungssätze für Strom höhere Renditen zu erzielen.

Die vorliegende Studie setzt hier an und untersucht, welche Interessensgruppen vom EEG profitieren. Es soll herausgefunden werden, ob Gewinner des EEG hauptsächlich Investoren sind, indem sie durch das EEG hohe Renditen erzielen können oder ob auch die Ziele der Gesellschaft als eine definierte Interessensgruppe erreicht werden können.

Das bisher genannte übergeordnete Ziel der Gesellschaft ist der Klimaschutz. Die Erreichung dieses Ziels gedenkt die Regierung unter anderem durch das EEG umzusetzen. Jedoch kann das EEG auch andere nutzenrelevante Wirkungen haben, die eventuell dazu führen können, dass das EEG gesamtwirtschaftlich wünschenswert ist. Das EEG kann weitere positive Effekte haben, wie beispielsweise durch die Verdrängung der fossilen Energieträger eine verbesserte Biodiversität, geringere Gesundheitsbelastung und weniger Materialschäden sowie durch den neuen Wirtschaftszweig der erneuerbaren Energien eine höhere Beschäftigungsrate.

Es gibt bereits Literatur, die sich mit den Wirkungen des EEG beschäftigt. Hierzu zählen wenige einzelwirtschaftliche und projektbasierte Untersuchungen sowie zahlreiche gesamtwirtschaftliche Analysen. Die bestehenden einzelwirtschaftlichen Analysen ermitteln Kapitalwerte für eine Art der Ökostromerzeugung mit dem Fokus auf einen Investitionszeitpunkt. Bis auf Schanz (2011), der seine Vorteilhaftigkeitsanalyse für Photovoltaikanlagen für vier verschiedene Investitionszeitpunkte in den Jahren 2010 und 2011 durchführt, ist mir kein Artikel bekannt, der einen umfassenden Eindruck über die Wirkung der EEG-Förderung auf Kapitalwerte von Investoren vermittelt.<sup>35</sup>

In der vorliegenden Arbeit werden Kapitalwerte für Investitionen in Photovoltaik- und Windkraftanlagen für Investitionen im Jahr 2005, 2011 und 2015 ermittelt. Das Ergebnis zeigt, dass durch das EEG bei Investitionen in Photovoltaik positive Kapitalwerte erzielt werden können. Bei Windkraftanlagen sind die Ergebnisse nicht so eindeutig. Als weitere Ergänzung zur bestehenden Literatur werden Kapitalwerte geschätzt, die sich ergeben würden, wenn es in

---

<sup>34</sup> Die Bundesregierung verweist weiterhin auf den klimaschützenden Effekt des EEG. Vgl. Umweltbundesamt (2011), S. 3 f. und BMWi (2016d).

<sup>35</sup> Abschnitt 4.2 gibt einen umfassenderen Literaturüberblick.

Deutschland das EEG nicht geben würde. Das bedeutet, die Kapitalwerte zeigen an, ob Investitionen in erneuerbare Energien wirtschaftlich wären, wenn sie dem Wettbewerb im freien Markt unterliegen würden. Der Vergleich der Kapitalwerte unter Gültigkeit des EEG und unter Wettbewerb zeigt den positiven Anreiz des EEG auf Kapitalwerte. Investitionen in Photovoltaik wären ohne das EEG nicht wirtschaftlich (Kapitalwert unter Wettbewerb kleiner als Null). Im Fall von Windkraftanlagen sind die Kapitalwerte unter Wettbewerb stets geringer als diejenigen innerhalb des Geltungsbereichs des EEG. Dennoch sind die Kapitalwerte der Windkraftanlagen unter Wettbewerb und unter EEG bei Investitionsbeginn im Jahr 2005 und 2011 kleiner als Null, wohingegen beide Kapitalwerte (von Windkraftanlagen unter Wettbewerb und unter EEG) im Jahr 2015 größer als Null sind.

Die gesamtwirtschaftlich orientierte Literatur zu erneuerbaren Energien hingegen ist recht umfangreich und bietet einen Überblick über Auswirkungen der Energiewende in Deutschland. Zahlreiche Studien führen ex post Analysen durch oder ermitteln anhand von Modellen entweder Nutzen und/oder Kosten des EEG in Deutschland und diskontieren diese auf den jeweiligen Betrachtungszeitpunkt. Die Ergebnisse der Studien unterscheiden sich teilweise stark.<sup>36</sup>

In der vorliegenden Arbeit wird die Perspektive der Gesellschaft durch eine Gegenüberstellung von Nutzen und Kosten dargestellt. Es wird eine Querschnittsbetrachtung des Jahres 2013 vorgenommen, d.h. es werden alle im Jahr 2013 entstehenden Nutzen und Kosten des Betriebs von Photovoltaik und Windkraft berücksichtigt werden. Der gesamtwirtschaftliche Effekt des EEG wird innerhalb einer Bandbreite quantifiziert und so näherungsweise bestimmt. Der gesamtwirtschaftliche Effekt im Jahr 2013 liegt schätzungsweise zwischen -5,0 und -1,7 Milliarden Euro. Hierbei sind einige Effekte, die nicht quantifiziert werden können (wie u. a. vermiedene bzw. neue Lärmemissionen und vermiedene bzw. neue visuelle Beeinträchtigungen aufgrund der Verdrängung fossiler Energieträger; ein geringeres Risiko großer radioaktiver Unfälle aufgrund der Verdrängung der Kernenergie etc.) nicht berücksichtigt. Es ist unklar, inwiefern die derzeit nicht-monetär bewertbaren Effekte den gesamtdeutschen Effekt beeinflussen können. Tendenziell fällt die Beurteilung des EEG für die Gesellschaft eher negativ aus, denn es scheint keinen klimaschützenden Effekt zu geben und auch der übrige resultierende Nutzen scheint wohl geringer zu sein als die Kosten des EEG.

---

<sup>36</sup> Für einen weiteren Literaturüberblick siehe Abschnitt 4.2.



Durch die Neuregelungen des EEG 2017 soll die Förderung der Anlagen erneuerbarer Energien bei gleichzeitig größerem Freiraum für die Regulationsmechanismen des Marktes gesenkt werden. Auswirkungen auf Kapitalwerte bezüglich größerer Investitionsvolumina und anderen erneuerbaren Energien ab 2017 sind schwer abzuschätzen, da unklar ist, welche Fördersätze sich ab dem Jahr 2017 auf dem Bietermarkt durchsetzen können und welche Fördersätze von den Investoren als wirtschaftlich ausreichend erachtet werden.

Im Anschluss an die Untersuchung der individuellen und kollektiven Vorteilhaftigkeiten wird ein Ausblick auf das EEG 2017 gegeben. Die am 8. Juli 2016 beschlossene EEG-Novelle 2017 ist zum 1. Januar 2017 in Kraft getreten und leitet eine Kehrtwende bezüglich der EEG-Förderung ein. Durch die Neuregelungen des EEG 2017 soll die Förderung der Anlagen erneuerbarer Energien bei gleichzeitig größerem Freiraum für die Regulationsmechanismen des Marktes gesenkt werden.<sup>37</sup> In dem Ausblick wird das EEG 2017 und die Auswirkungen des EEG 2017 für Investoren und die Gesellschaften deskriptiv dargestellt. Eine tatsächliche monetäre Schätzung der Auswirkungen wird aufgrund zu hoher Schätzunsicherheiten nicht vorgenommen.

Die Studie leistet einen Beitrag zum Schrifttum, in dem die Interessen von Investoren und der Gesellschaft gleichermaßen untersucht werden. Die ausführlichen projektbasierten, einzelwirtschaftlichen Analysen ergänzen die bisher wenigen Artikel insbesondere dahingehend, dass die individuelle Vorteilhaftigkeit von Investitionen in Ökostrom für einen längeren Zeitraum gemessen wird (15 Jahre). Auch die Literatur zu gesamtwirtschaftlichen Untersuchungen wird durch die Herangehensweise der Querschnittsbetrachtung ergänzt. Bisher ist keine Studie bekannt, die diesen Ansatz wählt und auf dieser Basis einen gesamtdeutschen Effekt (wenn auch innerhalb einer Bandbreite) schätzt.

Die Studie ist insbesondere von Interesse für Investoren, die in Anlagen zur Erzeugung erneuerbarer Energien investieren oder dies planen, sowie für die in Deutschland lebende Bevölkerung, die aufgrund der Bezahlung der EEG-Umlage über den Strompreis den größten finanziellen Beitrag zur EEG-Förderung leistet.<sup>38</sup> Aber auch für politische Entscheidungsträger, die stets nach einem verantwortungsvollen Umgang mit finanziellen Ressourcen und der Wohlfahrt der Gesellschaft streben sollten, sind die Ergebnisse (vor allem der gesamtwirtschaftlichen Analyse) von Interesse. Auch aus dem Ausland wird die Entwicklung der erneuerbaren Energien in Deutschland durch die vergleichsweise intensive Förderung durch das EEG beo-

---

<sup>37</sup> Vgl. Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (im Folgenden auch BMWi) (2016a).

<sup>38</sup> Vgl. TPEC (2012) und IWR (2016).

bachtet. Ergebnisse dieser Studie können Anhaltspunkte dafür geben, ob diese Art der Förderung auf andere Länder übertragen werden sollte.

Die Studie gliedert sich wie folgt: Abschnitt 4.2 gibt einen Überblick über relevante Studien. Anschließend werden in Abschnitt 4.3 die Hypothesen hergeleitet und Forschungsfrage beschrieben, gefolgt von einer detaillierten Ermittlung der individuellen und kollektiven Vorteilhaftigkeiten des EEG. In Abschnitt 4.4 wird ein Ausblick auf das EEG 2017 gegeben. Die Arbeit schließt mit einer Zusammenfassung.

## **4.2 Überblick über vorliegende Studien**

Grundsätzlich werden im Folgenden zwei Literaturstränge betrachtet. Zunächst werden projektbasierte, einzelwirtschaftliche Untersuchungen und im Anschluss gesamtwirtschaftliche Untersuchungen des EEG in Deutschland vorgestellt.

Es gibt nur wenige einzelwirtschaftliche Untersuchungen, die sich mit Rendite- und Kapitalwertberechnungen oder Investitionsentscheidungen für Betreiber von in Deutschland errichteten Anlagen erneuerbarer Energien beschäftigen. Adressaten einzelwirtschaftlicher Analysen sind hauptsächlich Investoren. Da in dieser Arbeit die Wirtschaftlichkeit von Investitionen in Photovoltaik- und Windkraftanlagen untersucht werden, werden im folgenden Studien vorgestellt die ebenfalls Solar- und Windstromprojekte betrachten.

Schanz (2011) und Lühn (2011) führen konkrete Berechnungen für Privatanleger durch, die in 2010 und 2011<sup>39</sup> in Photovoltaikanlagen investieren. Schanz (2011) zeigt anhand der Berechnung von Kapitalwerten, dass Investitionen in Photovoltaik in Abhängigkeit von der Finanzierungsquote und den Anschaffungskosten für Photovoltaikmodule bei Eigenverbrauch des produzierten Stroms für Investoren positive Kapitalwerte erzielen können.<sup>40</sup>

Lühn (2011) vergleicht die Wirtschaftlichkeit von Photovoltaikanlagen bei Volleinspeisung<sup>41</sup> versus anteiligem Direktverbrauch, indem er Endwerte<sup>42</sup> berechnet und gegenüberstellt. Auch Lühn (2011) kommt (genauso wie Schanz (2011)) zu dem Ergebnis, dass der Eigenverbrauch

---

<sup>39</sup> Schanz (2011) untersucht Investitionen in Photovoltaikanlagen, die in 2010 und 2011 in Betrieb genommen wurden. Lühn (2011) untersucht Investitionen mit Inbetriebnahme in 2011.

<sup>40</sup> Schanz (2011) zeigt insbesondere in der Sensitivitätsanalyse, dass die Kapitalwerte bei Fremdfinanzierung in seiner Untersuchung stets höher sind als bei Eigenfinanzierung. Die Entscheidung des Investors über die Fremdkapitalquote kann gar entscheiden, ob die Investition insgesamt wirtschaftlich ist. Die Einspeisung des selbst produzierten Stroms kann nur unter besonderen Bedingungen (z.B. besonders günstige Anschaffungskosten, niedriger Kalkulationszins) positive Renditen erzielen.

<sup>41</sup> Volleinspeisung meint die Einspeisung des gesamten erzeugten Stroms in das Stromnetz.

<sup>42</sup> Lühn (2011) berechnet Endwerte auf der Grundlage vollständiger Finanzpläne für einen Zeitraum von 20 Jahren. Er wählt den Zeitraum von 20 Jahren, da die Vergütungen für die Erzeugung von Ökostrom für diesen Zeitraum durch das EEG zugesichert sind.

des Stroms wirtschaftlich ertragreicher ist als die Einspeisung des Stroms. Der Grund hierfür liegt darin, dass seit der EEG-Novelle 2009 die Vergütungssätze für Eigenverbrauch von erzeugtem Strom höher sind als diejenigen für eingespeisten Strom.

Tobias (2008) widmet seine Dissertation Bewertungsbesonderheiten und dem Investitionscontrolling von Windkraftprojekten. In einer Beispielrechnung bewertet Tobias (2008) das im Jahr 2006 realisierte Windkraftprojekt Wormstedt mittels der Kapitalwertmethode, wobei der errechnete Kapitalwert negativ ist.<sup>43</sup>

Hau (2014) hingegen errechnet einen positiven Kapitalwert für das von ihm gewählte Beispielprojekt. Der von Hau (2008) bewertete Windkraftpark hat mit 20 Windkraftanlagen à 3 MW Leistung deutlich höhere Stromerzeugungskapazitäten als der von Tobias (2008) bewertete Windpark Wormstedt mit 8 Windkraftanlagen<sup>44</sup>. Das wichtigste Kriterium für die Entscheidung hinsichtlich der Wirtschaftlichkeit eines Windkraftprojekts ist allerdings nicht dessen Größe, sondern die Windbedingungen des Standorts der Anlage. Je windreicher der Standort ist, desto höher ist der erwartete Energieertrag. Andere Annahmen bezüglich der Anschaffungskosten, der Qualität der Anlagen sowie des zugrunde gelegten Kalkulationszinses etc. können ebenfalls einen Einfluss auf das Bewertungsergebnis haben.

Nun wird ein Überblick über Studien zu gesamtwirtschaftlichen Effekten von deutschen Klimaschutzmaßnahmen gegeben. Die Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Untersuchungen sind vor allem für die Gesellschaft als Ganzes von Interesse. In Deutschland geltende Gesetze und damit einhergehende Folgewirkungen sollten möglichst maximalen Umweltschutz gewährleisten bei gleichzeitig geringer finanzieller Belastung für den Staat und die Gesellschaft allgemein. Zur Ermittlung gesamtwirtschaftlicher Effekte gibt es eine Vielzahl an Studien, die überwiegend von öffentlichen Einrichtungen und Bundesministerien beauftragt wurden.<sup>45</sup>

Studien zu gesamtwirtschaftlichen Effekten führen in der Regel deskriptive *ex post* Indikatoranalysen oder modellgestützte Analysen durch. Gesamtwirtschaftliche Modellanalysen be-

---

<sup>43</sup> Tobias (2008) vermutet, dass beispielsweise der Kapitalwert, der sich bei Bewertung des Windparks Immenstedt ergeben würde, höher wäre. Immenstedt gilt als windreicher Standort, weshalb hier mit einem höheren Energieertrag zu rechnen wäre. Einen Hinweis, ob der Kapitalwert hier allerdings lediglich weniger negativ oder positiv ist, gibt Tobias (2008) nicht.

<sup>44</sup> Die Leistung der von Tobias (2008) in der Berechnung angesetzten Enercon E-82 Anlagen wird nicht angegeben. Enercon E-82 Anlagen werden mit verschiedenen Leistungsvarianten zwischen 2 und 3 MW Leistung angeboten (vgl. Enercon (2016)).

<sup>45</sup> Z.B. Frondel et al. (2010), Fraunhofer ISI et al. (2011), GWS et al. (2014) und BMWi (2014b), Fraunhofer ISI (2014), O'Sullivan et al. (2015).

rücksichtigen - soweit möglich - künftige Auswirkungen<sup>46</sup> und diskontieren diese auf den Betrachtungszeitpunkt.<sup>47</sup> Eine Studie des Umweltbundesamts fasst elf volkswirtschaftliche Modellanalysen zusammen, von denen einige externe Effekte berücksichtigen und gesamtwirtschaftliche Bewertungen vornehmen. Die Studien kommen zu unterschiedlichen Ergebnissen<sup>48</sup>, was an den verschiedenen Bewertungsansätzen und zahlreichen zu schätzenden Parametern und Annahmen liegt, die im Rahmen einer gesamtwirtschaftlichen Analyse zugrunde gelegt werden müssen.

Fraunhofer ISI, GWS, IZES und DIW beispielsweise haben im Jahr 2011 im Auftrag BMWi Kosten und Nutzen des Ausbaus erneuerbarer Energien analysiert und hier neben einzel- und gesamtwirtschaftlichen Effekten auch Verteilungseffekte<sup>49</sup> untersucht. Im *ex post* Beobachtungszeitraum 2008 bis 2010 überwiege demnach der Nutzen aus dem Ausbau der erneuerbaren Energien in Deutschland die Kosten.<sup>50</sup> Als Nutzen zieht die Studie beispielsweise vermiedene Importe, Bruttobeschäftigungseffekte und den Umsatz der Anlagen- und Komponentenhersteller heran. Als Kosten werden Stromgestehungskosten, Kosten für das Stromnetz, Ausgleichs- und Regenergie und Verteilungseffekte<sup>51</sup> etc. berechnet und herangezogen.

Die vom BMWi in 2012 beauftragte und vom Ifo Institut und der Forschungsstelle für Energiewirtschaft durchgeführte umfangreiche Studie soll Kosten und Potentiale der Emissionsvermeidung bis 2050 in Deutschland aufzeigen.<sup>52</sup> Im Ergebnis werden die Instrumente der deutschen Klimapolitik kritisiert<sup>53</sup> und ausführliche Handlungsempfehlungen gegeben.

Die von GWS, Prognos und EWI im Auftrag des BMWi in 2014 veröffentlichte Studie hat

---

<sup>46</sup> Es gibt eine Reihe von (direkten und indirekten) Folgewirkungen, beispielsweise auf Beschäftigung, Gesundheit, Umwelt und Sicherheit usw..

<sup>47</sup> Vgl. GWS et al. (2014), S.3. Bei Indikatoranalysen werden Indikatoren definiert, deren Veränderung Rückschlüsse auf die Erreichung der Klimaschutzziele zulassen (z.B. Primärenergieverbrauch). Modellgestützte gesamtwirtschaftliche Analysen berücksichtigen Wechselwirkungen zwischen dem Energiesektor und der Wirtschaft allgemein. Die zugrunde zulegenden Annahmen (z.B. über Diskontierungszinssätze) und Wirkungskanäle, können zu stark unterschiedlichen Ergebnissen führen. Für weitergehende Ausführungen vergleiche GWS et al. (2014), Gliederungspunkt 2.

<sup>48</sup> Vgl. Umweltbundesamt (2013), S. 61 ff.

<sup>49</sup> Die Studie nennt und beschreibt eine Reihe von Verteilungseffekten, hierzu zählen unter anderem der Merit-Order Effekt (Einfluss der produzierten Menge an Ökostrom auf den Großhandelspreis von Strom allgemein), die EEG-Differenzkosten, welche als EEG-Umlage die Stromendverbraucher einseitig belasten sowie Ausgleichsregelungen, die priorisierte Unternehmen entlasten und nicht priorisierte Endverbraucher belasten.

<sup>50</sup> Fraunhofer ISI et al. (2011) und Umweltbundesamt (2013), S. 83-85.

<sup>51</sup> Weshalb Verteilungseffekte zu den Kosten zählen, wird in Abschnitt 4.3.3.2.1.3 ausführlicher dargestellt.

<sup>52</sup> Vgl. Ifo Institut und FfE (2012). Die Studie ist in Teilen Quantitativ (beispielsweise bei der Berechnung der CO<sub>2</sub>-Vermeidungskosten) aber überwiegend Qualitativ.

<sup>53</sup> Die drei von der Studie genannten Hauptkritikpunkte beziehen sich auf den mangelnden Klimaschutzeffekt des EEG aufgrund der Einbindung Deutschlands in den EU-Emissionshandel (genaueres hierzu u. a. in Abschnitt 4.3.3.1), auf die geringe Wirtschaftlichkeit der Fördermaßnahmen und Lücken in der Versorgungssicherheit beispielsweise aufgrund von Defiziten der Netzinfrastruktur.

gesamtwirtschaftlichen Wirkungen der Energiewende *ex post* für die Jahre 2009 bis 2013 und *ex ante* für die Jahre 2014 bis 2020 berechnet. Im Ergebnis trage das EEG zur Erreichung der Klimaschutzziele der Bundesregierung bei, wobei die Kosteneffizienz der Maßnahme jedoch kritisch gesehen wird.<sup>54</sup> Die geringe Kosteneffizienz des EEG wird regelmäßig von Kritikern beschrieben.<sup>55</sup> So sind die CO<sup>2</sup>-Vermeidungskosten für Solartechnik um 1.000% teurer als diejenigen bei Windkraft. Windkraft ist wiederum 300% teurer als die CO<sup>2</sup>-Vermeidung bei einem Kraftwerk.<sup>56</sup> Durch geringere staatliche Eingriffe in die Wirkungsmechanismen des Marktes würden Treibhausgase dort vermieden werden, wo es am effizientesten wäre und somit könnten durch den gleichen Geldeinsatz weit mehr Schadstoffemissionen vermieden werden.<sup>57</sup>

Neben den gesamtwirtschaftlichen Studien, die zum Ziel haben, die Effekte der Energiewende<sup>58</sup> einschließlich diverser Wechselwirkungen<sup>59</sup> umfassend abzubilden, gibt es Literatur, die einzelne Effekte der Energiewende herausgreift und analysiert. So gibt es beispielsweise Studien, die sich nur mit Beschäftigungseffekten (u. a. Hillebrand et al. (2006), O'Sullivan et al. (2015)), Verteilungseffekten (u. a. Heindl et al. (2014), Growitsch et al. (2015)) oder Innovationseffekten (u. a. BMWi (2014a)) beschäftigen.

Hillebrand et al. (2006) ermitteln einen positiven Nettobeschäftigungseffekt für die ersten Jahre der EEG-Förderung, weisen jedoch auf einen leicht negativen Nettobeschäftigungseffekt ab dem Jahr 2010 hin. O'Sullivan et al. (2015) ermitteln die Bruttobeschäftigung der erneuerbaren Energien in Deutschland differenziert nach Art der Stromerzeugung und stellen unter anderem fest, dass die Beschäftigung im Jahr 2014 gegenüber dem Jahr 2013 rückläufig ist.<sup>60</sup>

---

<sup>54</sup> Vgl. GWS et al. (2014). Mit der Erreichung der energiepolitischen Ziele, ist hier die Reduzierung der deutschen Treibhausgasemissionen gemeint. Die Studie erwähnt in diesem Zusammenhang jedoch nicht, dass die in Deutschland eingesparten Emissionen aufgrund des EU-Emissionshandels an anderer Stelle in der EU emittiert werden und es de facto zu keinem Klimaschutzeffekt kommt (genauer hierzu u. a. in Abschnitt 4.3.3.1).

<sup>55</sup> Vgl. u. a. Weimann (2010), Ifo und Ffe (2012), Sinn (2012). Kosteneffizienz gibt das Input/Output Verhältnis zwischen aufgewendeten Mitteln für den Klimaschutz und der dadurch erreichten Vermeidung von Treibhausgasen an (vgl. IG Windkraft (2015), S. 14).

<sup>56</sup> Vgl. Weimann (2010).

<sup>57</sup> Vgl. Weimann(2010).

<sup>58</sup> „Grundidee der Energiewende ist der Ausbau der erneuerbaren Energien als Alternative zur Kernkraft.“ BMWi (2014a).

<sup>59</sup> Mit Wechselwirkungen sind hier umfassend Wirkungsbeziehungen gemeint, die durch den Ausbau der erneuerbaren Energien entstehen. Hierzu zählen Effekte auf andere Wirtschaftszweige, Strompreise, die Umwelt, Gesundheit, Materialschäden, Forschung und Entwicklung, den Netzausbau, Beschäftigung, usw..

<sup>60</sup> Die Bruttobeschäftigung im Jahr 2014 beträgt 437.400 Beschäftigte (in 2013: 363.100 Beschäftigte) (vgl. O'Sullivan et al. (2015), S. 10).

Heindl et al. (2014) kommen zu dem Ergebnis, dass es soziale Verteilungswirkungen zugunsten wohlhabender Individuen in Deutschland gibt. Growitsch et al. (2015) untersuchen vor allem regionale Verteilungseffekte und stellen Vorteile zugunsten ländlicher Regionen - und hier insbesondere windreicher nördlicher und sonnenreicher südlicher Regionen Deutschlands - fest.

Das BMWi (2014a) beschäftigt sich in dem Jahresbericht zur Forschungsförderung 2013 mit den Fördergeldern für Forschung und Entwicklung, die gezielt geleistet werden, um den Ausbau erneuerbarer Energien, „Kostensenkungen und die Optimierung der Energieversorgungssysteme“<sup>61</sup> voranzubringen. Allein im Jahr 2013 wurden 186 Millionen Euro an Fördergeldern vergeben.<sup>62</sup>

Neben diesen Einzeluntersuchungen sind besonders die Projekte der Europäischen Kommission zur Bestimmung von internen und externen Effekten<sup>63</sup> europäischer Umweltpolitik hervorzuheben.<sup>64</sup> Besonders bekannt sind die Projekte Extern E (90er Jahre bis 2005) und NEEDS (2004 bis 2009).<sup>65</sup> Die Studien sind von großer Bedeutung, da es sehr komplex und aufwendig ist, externen Effekten von Emissionsvermeidung einen monetären Wert beizumessen. Auf Basis der Ergebnisse der Studien der Europäischen Kommission werden in zahlreichen Untersuchungen (z. B. Krewitt (2007) und ZSW (2015)) Ergebnisse zu externen Effekten in Deutschland abgeleitet. Die Ergebnisse der Studien bilden auch einen wichtigen Bestandteil der in diesem Artikel vorgenommenen Analyse zur kollektiven Vorteilhaftigkeit in Abschnitt 4.3.3.

---

<sup>61</sup> BMWi (2014a), S. 14.

<sup>62</sup> Vgl. BMWi (2014a), S. 14.

<sup>63</sup> „Externe Effekte sind unmittelbare Auswirkungen der ökonomischen Aktivitäten eines Wirtschaftssubjektes (Unternehmen, private und öffentliche Haushalte) auf die Produktions- oder Konsummöglichkeiten anderer Wirtschaftssubjekte, ohne dass eine adäquate Kompensation erfolgt. Je nach Wirkungsrichtung lassen sich positive externe Effekte (externe Nutzen) und negative externe Effekte (externe Kosten) unterscheiden.“ Krewitt und Schломann (2006), S. 1. Klassische externe Effekte von erneuerbaren Energien sind Auswirkungen auf den Klimawandel, Gesundheit, Materialschäden, Ökosysteme usw. Genauerer hierzu ist in Abschnitt 4.3.3 beschrieben.

<sup>64</sup> Die Projekte der Europäischen Kommission sind die weltweit umfangreichsten Projekte zur Bestimmung externer Effekte (vgl. Krewitt und Schломann (2006), S. 9).

<sup>65</sup> NEEDS steht für New Energy Externalities Development for Sustainability. Das NEEDS Projekt beispielsweise, wird von einem Konsortium aus 66 Partnern umgesetzt, die aus 26 Ländern stammen und aus Universitäten, privaten und öffentlichen Forschungsinstituten, Industrieunternehmen und NGOs bestehen (vgl. NEEDS (2009), S. 4).

## 4.3 Ermittlung individueller und kollektiver Vorteilhaftigkeiten

### 4.3.1 Forschungsfrage und Hypothesen

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Hypothesen beziehen sich auf folgende Interessensgruppen: Erstens auf Investoren die in Anlagen erneuerbarer Energien investieren und zweitens auf die deutsche Gesellschaft. Ein Ziel zumindest rationaler Investoren wird regelmäßig für die Umsetzung rentabler Ökostrom-Projekte sein. Je größer die zu erwartende Rendite ist, desto eher wird ein Investor bestrebt sein, eine Investition in ein erneuerbare-Energien-Projekt zu tätigen. Als übergeordnetes Ziel der Gesellschaft wird in dieser Studie die Erreichung von Klimaschutz definiert. Die Erreichung dieses Ziels soll durch das EEG umgesetzt werden. Zu berücksichtigen sind auch in Anlehnung an bestehende Literatur neben der reinen Zielerreichung des Klimaschutzes auch diverse Nutzen (wie beispielsweise geringere Gesundheitsbelastung, geringere Materialschäden, geringere fossile Energieimporte) und Kosten (wie das Vorhalten konventioneller Kraftversorgung als Reservekraftwerke, Wertverlust der Anlagen aus erneuerbaren Energien), die durch den verstärkten Ausbau der erneuerbaren Energien in Deutschland entstehen.

Wenn es um staatliche Förderungen und Subventionen geht, stellt sich in der Regel die Frage, welche Auswirkungen die ausgearbeiteten Maßnahmen haben. Eine der Herausforderungen, der sich die deutsche Regierung regelmäßig zu stellen hat, ist es, staatliche Beihilfen in der Form auszugestalten, dass sie den Wettbewerb nicht verzerren, den europäischen Binnenmarkt nicht stören<sup>66</sup> und aus gesamtdeutscher Sicht die (direkten sowie indirekten) Nutzen die Kosten übersteigen.

Ziel dieser Arbeit ist es genauer zu beleuchten, welche Interessensgruppen in Deutschland durch das bis Ende des Jahres 2016 geltende EEG profitieren. Hieraus ergibt sich die Forschungsfrage (F):

*F: Welche Interessensgruppen profitieren vom EEG das bis Ende des Jahres 2016 gilt? Sind die Gewinner des EEG hauptsächlich Investoren in dem Sinne, als dass sie hohe Renditen erzielen und/oder ist es die Gesellschaft, die kosteneffizient Klimaschutzziele erreicht?*

Wird den zahlreichen öffentlich zugänglichen Prospekten für Anleger und Informationen über Investitionen in erneuerbare Energien Glauben geschenkt, können Investoren mit geringem

---

<sup>66</sup> BMWi (2016c), S. 9. Das Handbuch über staatliche Beihilfen des BMWi (2016c) gibt weiter u. a. einen Überblick darüber, welche Formen staatlicher Förderung es gibt und wie diese ausgestaltet sein sollten. Frenz (2014) analysiert erneuerbare Energien und das EEG im Kontext von EU-Umwelt- und Energiebeihilferichtlinien.

Risiko vielversprechende Renditen und Ausschüttungsraten erzielen.<sup>67</sup> Im Folgenden soll als erstes untersucht werden, ob durch Investitionen in erneuerbare Energien positive Renditen erzielt werden können. Hieraus ergibt sich die erste Hypothese (H1):

*H1: Investoren können seit Einführung des EEG im Jahr 2000 durch Investitionen in Anlagen erneuerbarer Energien höhere Renditen als bei alternativen Kapitalmarktanlagen erzielen.*

H1 bezieht sich allerdings nur auf Investitionen, die in dem Zeitraum seit Einführung des EEG (1. April 2000) bis zum eingeschlagenen Paradigmenwechsel zum 1. Januar 2017 getätigt werden. Auswirkungen der zum 1. Januar 2017 in Kraft tretenden EEG-Neuregelungen sollen hier nicht untersucht werden.

Neben H1 interessiert außerdem, wie stark der Einfluss der EEG-Förderung auf Investitionsentscheidungen von Investoren einzuschätzen ist. Aufgrund der staatlich festgeschriebenen Vergütungssätze und der Kritik hinsichtlich einer Marktverzerrung<sup>68</sup> durch das EEG wird angenommen, dass Investitionen in erneuerbare Energien ohne die EEG-Förderung keine positiven Renditen erwirtschaften können. Hieraus ergibt sich die zweite Hypothese (H2):<sup>69</sup>

*H2: Betreiber von Anlagen erneuerbarer Energien könnten ohne die durch das EEG festgeschriebenen Vergütungssätze keine höheren Renditen als bei alternativen Kapitalmarktanlagen erzielen.*

Nachdem sich H1 und H2 auf Investoren bezogen haben, widmet sich H3 den gesamtdeutschen Effekten. Aufgrund der in den vorherigen Abschnitten beschriebenen vielfältigen EEG-Kritik und den Ergebnissen bisheriger gesamtwirtschaftlicher Analysen<sup>70</sup> wird Hypothese 3 (H3) wie folgt formuliert:

---

<sup>67</sup> Es wurden 40 Anlageprospekte sowie über das Internet abrufbare Renditeinformationen über Windkraft- und Photovoltaikprojekte gesichtet. Hier werden Vorsteuerrenditen zwischen 6% und 12% sowie Ausschüttungsraten (inkl. der geleisteten Einlage) über die gesamte Anlagedauer von 150% bis 250% prognostiziert.

<sup>68</sup> Vgl. Frondel et al. (2010), S. 127, Frondel und Schmidt (2010), S. 651 f. und Unger und Hurtado (2013), S. 149. Der durch die staatlichen Eingriffe in Deutschland entstandene Energiemix, würde ohne Förderung vermutlich stark abweichen. Die festgeschriebenen Vergütungssätze, die sich auch nach Stromart (Wind, Biomasse usw.) unterscheiden, führen zu Lobbyismus und senken Innovationsanreize. Vgl. Frondel und Schmidt (2010), S. 651 f.. Weitere Argumente sind den vorgenannten Quellen zu entnehmen.

<sup>69</sup> H2 bezieht sich ebenfalls nur auf Investitionen in erneuerbare Energien, die zwischen dem 1. April 2000 und dem 31. Dezember 2016 getätigt wurden.

<sup>70</sup> Vgl. u. a. Frondel et al. (2010) und Weimann (2013).



*H3: Bei Betrachtung aus Sicht der gesamten deutschen Gesellschaft übersteigen die durch das EEG entstandenen Kosten zur Förderung von erneuerbaren Energien den sich daraus ergebenden Nutzen.*

Um H1 und H2 untersuchen zu können, werden in Abschnitt 4.3.2 individuelle Vorteilhaftigkeiten aus der Perspektive von Privatinvestoren unter Anwendung der Kapitalwertmethode berechnet. Zur Beantwortung von H3 werden in Abschnitt 4.3.3 durch die Gegenüberstellung von Kosten und Nutzen kollektive Vorteilhaftigkeiten aus gesamtdeutscher Sicht berechnet.

Im nächsten Abschnitt werden H1 und H2 untersucht.

## **4.3.2 Individuelle Vorteilhaftigkeit aus Sicht von Investoren**

### **4.3.2.1 Untersuchungsdesign zur individuellen Vorteilhaftigkeit**

Das EEG begünstigt die Investition in eine Vielzahl von erneuerbaren Energien (Biogas, Windkraft-Onshore etc.). Die folgende Untersuchung konzentriert sich auf die Auswirkungen der EEG-Förderung auf Investitionen in Photovoltaik- und Onshore-Windkraftanlagen.

Onshore-Windkraftanlagen leisten unter den erneuerbaren Energien in Deutschland die höchste Stromerzeugung, Photovoltaikanlagen belegen nach der Stromerzeugung aus Biomasse den dritten Rang.<sup>71</sup> Anlagen, die Strom aus Solarenergie erzeugen, erhalten in Deutschland die höchste EEG-Einspeisevergütung (ca. 63% der Gesamtförderung).<sup>72</sup>

Um individuelle Vorteilhaftigkeiten zu berechnen, werden Investitionen in Photovoltaik und Windkraft in Deutschland simuliert und Kapitalwerte (NPV) als dynamisches Entscheidungskriterium berechnet. Die Kapitalwertmethode eignet sich hier insbesondere als Bewertungsmethode, da ein positiver Kapitalwert unabhängig von der individuellen Nutzenfunktion von Investoren anzeigt, wenn eine Investition lohnenswert ist. In der Projektfinanzierung ist die Kapitalwertmethode neben der internen Rendite die am häufigsten verwendete Bewertungsmethode.<sup>73</sup>

---

<sup>71</sup> Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014b), S. 42.

<sup>72</sup> Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014b), S. 50.

<sup>73</sup> Vgl. Lange (2015), S. 642. Die Anwendung der Realloptionsanalyse ist in dieser Untersuchung nicht erforderlich. Die Stärke der Realloptionsanalyse als Bewertungsmethode für Projektfinanzierungen erneuerbarer Energien liegt darin, u. a. Unsicherheiten bezüglich erzielbarer Absatzpreise, Management-Flexibilität und politischer Unwägbarkeiten zu berücksichtigen (vgl. Banner (2016)). Da die Förderung erneuerbarer Energien durch das EEG (EEG 2000 bis EEG 2014) Absatzpreise über 20 Jahre zu einem hohen Grad sicher prognostizierbar machen und auch sonst Investitionen in erneuerbare Energien in Deutschland als eher risikoarm einzuschätzen sind (solange die der Projektplanung zugrundeliegenden Werte auf fundierten Gutachten und realistischen Annahmen beruhen), kann die Kapitalwertmethode als Entscheidungskriterium herangezogen werden.

Die Laufzeit der Investitionen soll, entsprechend der durch das EEG festgeschriebenen Vergütungssätze, jeweils 20 Jahre betragen. Betrachtet werden Vorteilhaftigkeiten verschiedener Investitionszeitpunkte (jeweils zum 1. Januar der Jahre 2005, 2011 sowie 2015), um Auswirkungen der großen EEG-Novellen (EEG 2004, EEG 2009 i.V.m. PV-Novelle 2010, EEG 2014) auf individuelle Vorteilhaftigkeiten festzustellen.<sup>74</sup>

Die Eigentümerstruktur des Jahres 2012 für Anlagen der erneuerbaren Energien in Deutschland zeigt, dass Privatpersonen (vor Unternehmen, Projektierern, Banken, Fonds usw.) mit 35% am stärksten in erneuerbare Energien in Deutschland investieren.<sup>75</sup> Deshalb werden die Investitionsprojekte aus Sicht von Privatinvestoren simuliert. Um Projekte verschiedenen Volumens untersuchen zu können, wird bei der Investition in Photovoltaik eine Kleininvestition simuliert und bei Windkraftanlagen eine Investition in einen mittelgroßen Onshore-Windpark.

Die Vergütungssätze variieren je nachdem, ob der produzierte Strom selbst verbraucht oder in das Stromnetz eingespeist wird. Bei der Investition in Photovoltaik als Kleininvestition wird deshalb der Kapitalwert für jeden der Investitionszeitpunkte je nach Art der Stromverwendung berechnet. Simuliert werden neben der Volleinspeisung auch der hälftige Eigenverbrauch sowie der volle Eigenverbrauch des produzierten Stroms. Eigenverbrauch bei Windkraft lohnt tatsächlich nur bei Kleinanlagen, die sich zur Deckung des Eigenbedarfs eines Privataushalts eignen. Da mittelgroße bis große Windkraftanlagen Strom mit dem Ziel produzieren, diesen ins Netz einzuspeisen, wird für die Investition in den Onshore-Windpark nur die Volleinspeisung des produzierten Ökostroms simuliert.

Um den Einfluss des Verschuldungsgrads auf den Kapitalwert abbilden zu können, werden die Investitionen für verschiedene Fremdkapitalquoten simuliert.<sup>76</sup> In der Sensitivitätsanalyse in Abschnitt 4.3.2.2.2 und 4.3.2.3.2 werden neben dem Standardfall drei weitere Szenarien simuliert, hierzu gehören jeweils ein Best- und Worst-Case Szenario sowie die Simulation mit einem geringeren Grenzsteuersatz.

Anschließend werden diese Kapitalwerte mit den Kapitalwerten verglichen, die sich vermutlich ergeben würden, wenn es das EEG nicht geben würde (siehe hierzu Abschnitte 4.3.2.2.3

---

<sup>74</sup> Auswirkungen des Europarechtsanpassungsgesetzes EAG EEG 2011, EEG 2012 sowie PV-Novelle 2012 werden nicht weiter untersucht. Die größten inhaltlichen Neuausrichtungen des EEG hinsichtlich der Förderung von Photovoltaik und Windkraft werden durch die in diesem Artikel vorgenommenen Fallbeispiele untersucht. Das zum 1. Januar 2017 in Kraft tretende EEG 2017 reformiert die Förderung der erneuerbaren Energien in Deutschland. Da für Investitionen in erneuerbare Energien, die ab dem 1. Januar 2017 getätigt werden, die Vergütungshöhen von Ökostrom anhand von Ausschreibungen am Markt zu ermitteln sind, sind (auch prognostizierte) Kapitalwertberechnungen für Investitionen ab dem 1. Januar 2017 zu diesem Zeitpunkt nicht möglich.

<sup>75</sup> Trend:research und Leuphana (2013), S. 44.

<sup>76</sup> Für weitere Informationen zum Einfluss der Fremdkapitalquote auf Kapitalwerte siehe Fußnote 103.

und 4.3.2.3.3). Die Kapitalwerte im Fall ohne das EEG stellen sozusagen Kapitalwerte dar, die sich ohne Förderung erneuerbarer Energien in Deutschland und somit unter Wettbewerb ergeben würden. Da in Deutschland das EEG anzuwenden ist, lassen sich die Kapitalwerte ohne EEG bzw. unter Wettbewerb nicht anhand realer Zahlen ablesen, jedoch können diese unter gewissen Annahmen approximiert werden. Die Differenz zwischen dem Kapitalwert unter EEG und dem Kapitalwert unter Wettbewerb ermöglicht eine Quantifizierung des monetären Anreizes zur Investition in Photovoltaik und Windkraft-Onshore für Investoren durch das EEG. Die Kapitalwerte im Fall des EEG und die Kapitalwerte unter Wettbewerb werden jeweils noch im Fall mit und ohne Steuern berechnet.

#### **4.3.2.2 Investitionen in Photovoltaik**

##### **4.3.2.2.1 Photovoltaik: Kapitalwerte unter EEG im Standardfall**

Im Standardfall wird die Investition einer Privatperson in eine Photovoltaikanlage auf dem Dach eines Einfamilienhauses angenommen. Die Dachanlage soll 5 Kilowattpeak Strom erzeugen, das entspricht ungefähr dem Energiebedarf einer vierköpfigen Familie pro Jahr.<sup>77</sup> Wie bereits erwähnt, kann der produzierte Strom wahlweise vollständig oder teilweise eingespeist oder eigenverbraucht werden.

Zu Einführung des EEG wurde die Einspeisung von Strom aus Photovoltaikanlagen mit hohen Vergütungen begünstigt (z. B. bei Inbetriebnahme einer Anlage in 2005 mit 54,53 Cents/kWh).<sup>78</sup> Die Vergütungssätze für die Einspeisung von Photovoltaikstrom wurden inzwischen stark gesenkt (z. B. bei Inbetriebnahme einer Anlage im Jahr 2015 auf 11,32 Cents/kWh).<sup>79</sup> Für Inbetriebnahmen von Photovoltaikanlagen in dem Zeitraum vom 1. Januar 2009 bis zum 31. März 2012 wird auch für den Eigenverbrauch einer Kilowattstunde selbst produzierten Stroms eine Vergütung gezahlt (z. B. bei Inbetriebnahme einer Anlage in 2011: 16,74 Cents/kWh<sup>80</sup>).<sup>81</sup>

---

<sup>77</sup> Schanz (2011), Fn. 15.

<sup>78</sup> Vgl. § 11 EEG (2004).

<sup>79</sup> Abgeleitet von § 19 EEG (2014) i. V. m. § 31, § 52 EEG (2014).

<sup>80</sup> Vgl. Schanz (2011), Tab. 1.

<sup>81</sup> Der Eigenverbrauch für Photovoltaikanlagen, die in dieser Zeit ans Netz gehen, wird dann jeweils für 20 Jahre vergütet. Beispiel: Bei Inbetriebnahme einer Photovoltaikanlage zum 1. Januar 2011 sowie Eigenverbrauch des Stroms wird bis zum Jahr 2030 der Eigenverbrauch vergütet.

Im Rahmen der Kapitalwertberechnungen bei Eigenverbrauch sind als Einnahmen aus der Photovoltaikanlage neben den zugesicherten Vergütungssätzen<sup>82</sup> zusätzlich der Preis für den entfallenden Fremdbezug von Strom als fiktive Vergütung anzusetzen.<sup>83</sup>

Im Folgenden werden die den Kapitalwertberechnungen zugrundeliegenden Ausgangswerte und wichtigsten Annahmen anhand der Simulation bei Investitionsbeginn zum 1. Januar 2015 erläutert.

Die Anschaffungskosten für die Photovoltaikanlage liegen im Jahr 2015 bei 8.000 Euro (zzgl. Umsatzsteuer).<sup>84</sup> Die Photovoltaikanlage wird über 20 Jahre linear abgeschrieben.<sup>85</sup> Die Anschaffung kann zu 100% eigenfinanziert oder zu 50%, 70% oder vollständig fremdfinanziert erfolgen. Bei der Fremdfinanzierung wird annahmegemäß die zinsgünstige Förderung des KfW-Programms *Erneuerbare Energien „Standard“* in Anspruch genommen.<sup>86</sup>

Der Diskontierungszinssatz sollte so gewählt sein, dass er einer zum Investitionsprojekt vergleichbar risikobehafteten Alternativanlage am Kapitalmarkt entspricht<sup>87</sup> und die Voraussetzungen zur Anwendbarkeit der Kapitalwertmethode erfüllt. Die Kapitalwertmethode kann immer dann unabhängig von individuellen Nutzenfunktionen angewendet werden, wenn der Markt arbitragefrei und vollkommen ist. Eine Voraussetzung hierfür ist, dass Geldanlage (Haben-Zins) und Kreditaufnahme (Soll-Zins) zum gleichen Zinssatz erfolgen können (Einheitszinssatz). Denn wäre der Soll-Zins geringer als der Haben-Zins, könnten alle Marktteilnehmer beliebigen Reichtum anhäufen.<sup>88</sup> Bezogen auf die anstehenden Berechnungen wäre also der Kreditaufnahmezins auch als Diskontierungszins anzusetzen. Da es einen gesonderten KfW-Kreditzinssatz gibt, der niedriger ist als die üblichen Zinsen einer Alternativanlage, ist die Voraussetzung eines Einheitszinssatzes nicht erfüllt. Da die staatlich geförderte KfW-Kreditvergabe jedoch an eine Reihe von Bedingungen knüpft und somit nicht allen Marktteilnehmern zur Verfügung steht, kann der KfW-Zins kaum als Indikator für durchschnittliche zukünftige Finanzierungskosten angesehen werden.<sup>89</sup> Um kein Arbitrage zu ermöglichen, können annahmegemäß zwischenzeitliche Überschüsse nicht zum vorzeitigen Tilgen des

---

<sup>82</sup> Eine festgeschriebene Vergütung für Eigenverbrauch durch das EEG ist in den hier vorgenommenen Berechnungen nur für die Inbetriebnahme von Photovoltaikanlagen im Jahr 2011 zu berücksichtigen.

<sup>83</sup> Vorgehen analog zu Schanz (2011), S. 1772.

<sup>84</sup> Abgeleitet von BSW-Solar (2014), S. 4. Ausführliche Informationen zur umsatzsteuerlichen Behandlung enthält Fußnote 100.

<sup>85</sup> Entnommen aus der amtlichen AfA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000).

<sup>86</sup> Die Kreditkonditionen für 2015 sind entnommen aus KfW (2016), genauer: KfW – Programm Erneuerbare Energien – Programmteil „Standard“ Photovoltaik 10/2/10.

<sup>87</sup> Brealey und Myers (2014), S. 22 f.

<sup>88</sup> Vgl. Kruschwitz (2014), S. 42.

<sup>89</sup> In Anlehnung an Kruschwitz (2014), Fn. 14.

KfW-Kredits eingesetzt werden. Stattdessen würden zwischenzeitliche Überschüsse höher verzinslich angelegt werden. Aufgrund der Besonderheit des KfW-Kredits und der eben beschriebenen Annahme ist es möglich, die Kapitalwertmethode anzuwenden, auch wenn der Finanzierungszins (Soll-Zins) kleiner ist als der Ergänzungs-Investitionszins (Haben-Zins).<sup>90</sup>

Im Jahr 2015 wird für die Berechnung der Kapitalwerte über die Projektdauer ein Kalkulationszins von 2,5% vor Steuern<sup>91</sup> zu Grunde gelegt. Dieser Diskontierungszins entspricht dem Soll-Zinssatz, den der Investor<sup>92</sup> annahmegemäß für ein Darlehen bei seiner Hausbank zahlen müsste.<sup>93</sup>

Sonderabschreibungen sowie Investitionsabzugsbetrag werden genutzt.<sup>94</sup> Betriebskosten werden mit 2% der Anschaffungskosten angesetzt, wobei die Betriebskosten annahmegemäß jährlich um 2% steigen.<sup>95</sup> Die Vergütung durch das EEG bei Einspeisung des produzierten Stroms liegt bei 11,32 ct/kWh<sup>96</sup> bei Inbetriebnahme zum 1. Januar 2015, bei einer angenommenen jährlichen Anlagenleistung von 900 kWh<sup>97</sup> ergibt sich im Jahr 2015 hieraus eine Vergütungseinnahme in Höhe von 509,40 Euro. Bei vollständigem Eigenverbrauch ist mit keiner Förderung durch das EEG zu rechnen, jedoch ergibt sich durch den angenommenen durchschnittlichen Strompreis in Höhe von 0,28 Euro<sup>98</sup> und den eingesparten Fremdbezug des

---

<sup>90</sup> Schanz (2011) sowie Tobias (2008) berechnen Kapitalwerte analog (mit Soll-Zins < Haben-Zins), gehen hierauf jedoch nicht weiter ein. Die Verwendungen eines einheitlichen Diskontierungszinssatz impliziert eine über die Projektdauer konstante Kapital- und Risikostruktur (vgl. Tobias (2008), S. 34).

<sup>91</sup> Die Erträge aus der Kapitalanlage sind als Einkünfte aus Kapitalvermögen zu versteuern (§ 20 Abs. 1 Nr. 7 EStG i. V. m. § 32d Abs. 1 EStG). Der Kalkulationszins nach Abgeltungsteuer und Solidaritätszuschlag beträgt 1,84%.

<sup>92</sup> Zu Gunsten einer besseren Lesbarkeit wird auf die gleichzeitige Verwendung weiblicher und männlicher Sprachformen verzichtet. Sämtliche Personenbezeichnungen gelten für beide Geschlechter.

<sup>93</sup> Der Diskontierungszinssatz sollte einer vergleichbar risikobehafteten Alternativanlage am Kapitalmarkt entsprechen. Aus Vereinfachungsgründen wird in dieser Untersuchung je nach Investitionsbeginn nur ein Kapitalmarktzins verwendet, der wie folgt berechnet wird: Das Hauptrisiko beim Betreiben von Anlagen erneuerbarer Energien sind die exogen gegebenen Umweltverhältnisse (z.B. Sonnen- und Windleistung). Übrige Geschäftsrisiken werden aufgrund der festgelegten EEG-Vergütung und verfügbarer Erfahrungswerte als gering eingestuft. Die Einschätzung unterstützt die Orientierung des Diskontierungszinses an dem Soll-Zins der Hausbank. Banken orientieren sich bei der Kreditvergabe in der Regel am Basiszins und schlagen eine Marge auf, die je nach Bonität des Schuldners, der erwarteten Marktentwicklung usw. unterschiedlich hoch ist (vgl. Steinbrenner (2008), S. 218 f.). Der Basiszins liegt zum 1. Januar 2015 bei 1,75% (Basiszinskurve (2016)), auf den annahmegemäß 0,75% aufgeschlagen werden (Kalkulationszins 2,5%). Hypothekenzinsen für ein 10-jähriges Darlehen beispielsweise lagen bei Vertragsabschluss im Zeitraum von Januar 2010 bis September 2016 durchschnittlich bei 2,57% (vgl. FMH (2016)). So ergeben sich bei Inbetriebnahme im Jahr 2005 Kapitalmarktzinsen in Höhe von 5%, im Jahr 2011 von 3,5% und im Jahr 2015 von 2,5%. Als Sensitivitätstest wurden die Kapitalwerte auch mit Diskontierungszinsen berechnet, die zwischen dem Soll-Zins der KfW und dem Soll-Zins der Kreditaufnahme bei der Hausbank liegt (in 2005: 4,05%; in 2011: 3,25%; 2015: 2,2%). Die Auswirkungen auf die Kapitalwerte sind gering und führen zu keiner Umkehr von Vorteilhaftigkeiten (keine Rangfolgeumkehr).

<sup>94</sup> Vgl. § 7g Abs. 1 und 5 EStG.

<sup>95</sup> Vgl. Schanz (2011), S. 1775.

<sup>96</sup> Vgl. Abgeleitet von § 19 EEG (2014) i. V. m. § 31 und 52 EEG (2014).

<sup>97</sup> Vgl. Schanz (2011), S. 1773.

<sup>98</sup> Vgl. BDEW (2015), S. 4

Stroms eine fiktive Vergütung von 1.296,45 Euro im Jahr 2015. Je zusätzlichem Jahr des Betriebs der Photovoltaikanlage ergeben sich etwas geringere Einnahmen aufgrund einer Leistungsabnahme der Photovoltaikanlage von jährlich einem Prozent.<sup>99</sup>

Die Privatperson ist verpflichtet, die Einnahmen mit Gewerbesteuer und Einkommensteuer zu versteuern. Die Gewerbesteuer kann annahmegemäß vollständig auf die Einkommensteuer angerechnet werden. Bezüglich der Umsatzsteuer optiert der Investor zu der für ihn vorteilhaften Regelbesteuerung sobald die eingespeiste Strommenge mindestens 10% beträgt, da er so die Möglichkeit des Vorsteuerabzugs nutzen kann.<sup>100</sup> Etwaig entstehende Verluste aus der Investition in Photovoltaik können mit positiven Einnahmen aus anderen Einkunftsarten verrechnet werden.

Grundsätzlich wird bei der Kapitalwertberechnung die Perspektive des Investors eingenommen, der sich in der Entscheidungssituation über Durchführung oder Ablehnung der Photovoltaikinvestition befindet. In dieser ex-ante Betrachtung würde der Investor alle ihm zur Verfügung stehenden Informationen in die Kapitalwertberechnung mit ein. So rechnet er beispielsweise mit den zum Investitionszeitpunkt bestehenden Besteuerungsregelungen und dem zu diesem Zeitpunkt aktuell durchschnittlichen Strompreis.

Einen Detailüberblick zu weiteren Annahmen sowie Anschaffungskosten, Kreditkonditionen, Vergütungssätzen, steuerlichen Aspekten etc. für die Investitionszeitpunkte 2005, 2011 und 2015 wird in Table 31 dargestellt.

---

<sup>99</sup> Vgl. Schanz (2011), S. 1773.

<sup>100</sup> Liegt der Eigenverbrauch von Strom bei über 90%, gilt der Anlagenbetreiber nicht als Unternehmer im umsatzsteuerlichen Sinne und kann nicht zur Regelbesteuerung optieren. Das bedeutet u.a., dass der Anlagenbetreiber die Vorsteuer aus der Anschaffung der Photovoltaikanlage nicht geltend machen kann. Für die Inbetriebnahme im Jahr 2015 bedeutet dies, dass die Anschaffungskosten bei 8.000 Euro netto zzgl. 1.520 Euro Umsatzsteuer (19%) liegen. Speist der Betreiber der Photovoltaikanlage mindestens 10% des produzierten Stroms in das öffentliche Netz ein, kann die Umsatzsteuer als Vorsteuer gezogen werden, was in Summe für den Investor eine Reduzierung der finanziellen Belastung bei Anschaffung der Anlage in Höhe von 1.520 Euro bedeutet. Sobald weniger als 10% des Stroms eingespeist werden, kann der Investor nicht zur Regelbesteuerung optieren und kann die gezahlte Umsatzsteuer nicht geltend machen. Die finanzielle Belastung durch die Anschaffungskosten liegt in diesem Fall bei 9.520 Euro. Für detaillierte Ausführungen zur umsatzsteuerlichen Behandlung von Einkünften aus Photovoltaikanlagen siehe beispielsweise für das Jahr 2005: BMF-Schreiben (2004), OFD Karlsruhe (2006) und Wittlinger (2013) sowie für Inbetriebnahme ab dem Jahr 2010 LfSt Bayern (2013) und Moorkamp (2015).

**Table 31: Annahmen Kapitalwertberechnungen Photovoltaik**

EEG im Standardfall

	Inbetriebnahme zum 1.1.2005	Inbetriebnahme zum 1.1.2011	Inbetriebnahme zum 1.1.2015	Quellen
Vergütungssätze	Einspeisung 54,53 ct/kWh	Einspeisung 28,74 ct/kWh; Eigenverbrauch 16,74 ct/kWh	Einspeisung 11,32 ct/kWh	2005: § 11 EEG (2004), 2011: Schanz (2011), Tab. 1., 2015: § 19 EEG (2014) i. V. m. § 31, § 52 EEG (2014)
Strompreis	19,40 ct/kWh	25,45 ct/kWh	28,81 ct/kWh	2005: BMWi (2013), Tab. 6 2011: Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2013), S.16 2015: BDEW (2015), S. 4
Anschaffungskosten (ohne USt)	25.000 Euro	12.500 Euro	8.000 Euro	2005: BMUB (2007), S. 126 2011: Abgeleitet von BSW-Solar (2012), Grafik 2015: Abgeleitet von BSW-Solar (2014), S. 4
KfW Förderung	KfW Umweltprogramm, Nominalzins 3,1%, Disagio 4%, 8 J. quartalsweise tilgen, Tilgungsbeginn 1 J. nach Auszahlung, Bonitätskl. B, Darlehen Laufzeit 10 J.	KfW Programm Erneuerbare Energien "Standard", Nominalzins 3,0%, Disagio 4%, 8 J. quartalsweise tilgen, Tilgungsbeginn 1 J. nach Auszahlung, Bonitätskl. B, Darlehen Laufzeit 10 J.	KfW Programm Erneuerbare Energien "Standard", Nominalzins 1,9%, kein Disagio, 8 J. quartalsweise tilgen, Tilgungsbeginn 1 J. nach Auszahlung, Bonitätskl. B, Darlehen Laufzeit 10 J.	Gem. den jeweils geltenden KfW Zinskonditionen; 2005: Wirtschaftsministerium Baden-Württemberg (2005), KfW (2016) 2011, 2015: KfW (2016)
Kalkulationszins	5 % vor Steuern; 2,78 % nach Steuern (Einkommensteuer, Solidaritätszuschlag); Berechnung der 5% vor Steuern: Basiszins 4,5% plus Aufschlag von 0,5%. Plausibilisierung anhand 10-jährigem Hypothekendarlehen (Jan. 2000 bis Dez. 2010): 4,9%	3,5 % vor Steuern; 2,58 % nach Steuern (Abgeltungsteuer, Solidaritätszuschlag); Berechnung der 3,5% vor Steuern: Basiszins 3,2% plus Aufschlag von 0,3%. Plausibilisierung anhand 10-jährigem Hypothekendarlehen (Jan. 2005 bis Dez. 2015): 3,56%	2,5 % vor Steuern; 1,84 % nach Steuern (Abgeltungsteuer, Solidaritätszuschlag); Berechnung der 2,5% vor Steuern: Basiszins 1,8% plus Aufschlag von 0,7%. Plausibilisierung anhand 10-jährigem Hypothekendarlehen (Jan. 2010 bis Sept. 2016): 2,57%	Kalkulationszins soll risikoarmen Soll-Zins bei Hausbank entsprechen; Berechnungen: Basiszins (Basiszinskurve (2016)) plus Aufschlag; Quelle Hypothekendarlehen FMH (2016)
Umsatzsteuer	16%	19%	19%	2005: § 12 UStG (2005), 2011: § 12 UStG (2011), 2015: § 12 UStG (2015)
Sonderabschreibung	ja, wenn Eigenverbrauch < 90%	ja	ja	2005: § 7g EStG (2005), 2011: § 7g EStG (2011), 2015: § 7g EStG (2015)

Annahmen, die für jeden Investitionszeitpunkt gelten

Die jährliche Anlagenleistung liegt bei 900 kWh pro installiertem kWp, d.h. im ersten Nutzungsjahr werden 4.500 kWh Strom produziert. 1%ige Minderung der Produktionsleistung für Strom pro Jahr im Verhältnis zum Ausgangsjahr (sog. Degradation).

Vgl. Schanz (2011), S. 1773

Abschreibung der Photovoltaikanlage erfolgt linear über 20 Jahre.

Amtliche AFA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000)

Die Anlage produziert am Ende des Planungszeitraumes keinen Strom mehr.

Die Betriebskosten betragen im Anschaffungsjahr 2% der Anschaffungskosten. In jedem weiteren Jahr steigen sie jeweils um 2%.

Vgl. Schanz (2011), S. 1774

Ansparrücklage bzw. Investitionsabzugsbetrag werden in Anspruch genommen.

2005: § 7g EStG (2005), 2011: § 7g EStG (2011), 2015: § 7g EStG (2015)

Zinsen sind steuerlich voll abzugsfähig.

Das Disagio wird im Jahr der Darlehensaufnahme (Jahr 0) sofort abgeschrieben.

Sofortiger Verlustausgleich negativer Einkünfte mit positiven Einkünften anderer Art. Ein Verlustrücktrag ist annahmegemäß nicht möglich.

Der Grenzsteuersatz (ohne Solidaritätszuschlag) beträgt 42%.

Einnahmen und Auszahlungen erfolgen am Ende der Perioden.

Einnahmen aus Photovoltaik unterliegen der Gewerbesteuer. Neben der Nutzung des Freibetrags i.H.v. EUR 24.500 kann die Gewerbesteuer auf die Einkommensteuer angerechnet werden. Eine Vollarrechnung der Gewerbesteuer auf die Einkommensteuer wird angenommen.

2005: § 35 EStG (2005), 2011: § 35 EStG (2011), 2015: § 35 EStG (2015)

Zusätzliche Annahmen bei Kapitalwertberechnungen ohne EEG bzw. unter Wettbewerb im Standardfall

	Inbetriebnahme zum 1.1.2005	Inbetriebnahme zum 1.1.2011	Inbetriebnahme zum 1.1.2015	Quellen
Vergütungssätze (bzw. Stron 13,00 ct/kWh)		17,20 ct/kWh	19,45 ct/kWh	Berechnungen basierend auf Daten von Eurostat (2016). Durchschnittlicher Strompreis für Haushalte mittlerer Größe in Deutschland. Die Daten wurden anhand von europäischen Vergleichsländern angepasst (EU-15 Staaten, ohne Deutschland). Daten wurden bereinigt um in den Endverbrauchspreisen enthaltene Umsatzsteuer.
Anschaffungskosten (ohne U22.500 Euro)		12.500 Euro	8.800 Euro	Basierend auf Annahme zur Preisentwicklung (vgl. Abschnitt Photovoltaik: Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb im Vergleich)

\* Diese Tabelle gibt die wichtigsten Annahmen zur Berechnung der Kapitalwerte bei Investition in eine Photovoltaikanlage wieder. Die Tabelle ist nicht abschließend.



Um das Vorgehen bei der Kapitalwertberechnung zu illustrieren, stellt Table 32 die Kapitalwertberechnung beispielhaft für das Jahr 2015 im Standardfall bei einer Fremdfinanzierung von 70% und dem vollen Eigenverbrauch von Strom dar.

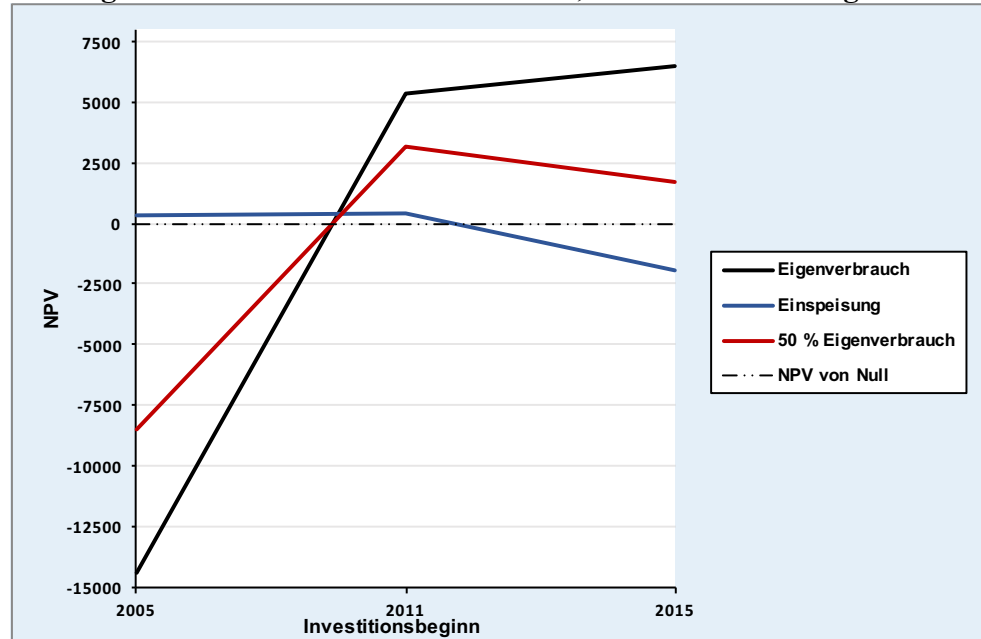
**Table 32: Kapitalwertberechnung Photovoltaik 2015 im Standardfall bei einer Fremdfinanzierung von 70% und 100% Eigenverbrauch**

Werte in Euro

<b>Jahr</b>	-	1	2	3	4-19	20
<b>Einnahmen</b>						
Investitionsabzugsbetrag		3.808				
Nettovergütung		-	-	-	..	-
Anlagenleistung		100%	99%	98%	..	81%
Eigenverbrauch		1.296	1.283	1.271	..	1.050
<b>Betriebseinnahmen</b>	-	<b>5.104</b>	<b>1.283</b>	<b>1.271</b>		<b>1.050</b>
<b>Ausgaben</b>						
Investitionsabzugsbetrag	3.808	3.808				
Reguläre Abschreibung		286	225	225	..	225
Sonderabschreibung		1.142	-	-	..	-
Abschreibung Gesamt	-	1.428	225	225	..	225
Restbuchwert	5.712	4.284	4.059	3.833	..	0
Betriebskosten		160	163	166	..	233
Disagio	-					
Restbuchwert Kredit	6.664	6.664	5.924	5.183	..	-
Tilgung	-	-	740	740	..	-
Zinsen	-	124	110	96	..	-
<b>Betriebsausgaben</b>	<b>3.808</b>	<b>5.520</b>	<b>499</b>	<b>488</b>		<b>459</b>
<b>Gewinn</b>	- <b>3.808</b>	- <b>416</b>	<b>785</b>	<b>782</b>		<b>592</b>
<b>Ermittlung Bemessungsgrundlage Einkommensteuer und Solidaritätszuschlag</b>						
Betriebseinnahmen Teilwert 0,20 Euro/kWh		4.708	891	882	..	729
<b>Gewinn</b>	- <b>3.808</b>	- <b>812</b>	<b>392</b>	<b>394</b>	..	<b>270</b>
<b>Kapitalwert Berechnung</b>						
<b>Jahr</b>	-	1	2	3	4-19	20
Anschaffungskosten	- 9.520	-	-	-	..	-
Kredit Nennbetrag	6.664	-	-	-	..	-
Einzahlungen	-	1.296	1.283	1.271	..	1.050
Zinsen	-	124	110	96	..	-
Tilgung	-	-	740	740	..	-
Betriebskosten	-	160	163	166	..	233
Cashflow vor Steuern	- 2.856	1.012	270	267	..	817
Einkommensteuer und Solidaritätszusch-	1.687	360	174	174	..	120
Cashflow nach Steuern	- 1.169	1.372	96	93	..	697
<b>Barwert</b>	- <b>1.169</b>	<b>1.324</b>	<b>89</b>	<b>83</b>	..	<b>338</b>
<b>Kapitalwert</b>	<b>5.081</b>					

Figure 16 zeigt das Ergebnis der Kapitalwertberechnungen für die Jahre 2005, 2011 und 2015 bei einer Fremdfinanzierungsquote von 70%.

**Figure 16: Photovoltaik Standardfall, Fremdfinanzierung 70%**



Bei Investitionsbeginn zum 1. Januar 2005 zeigt Figure 16 einen positiven Kapitalwert bei Einspeisung des produzierten Stroms und einen negativen Kapitalwert bei dessen (auch anteiligem) Eigenverbrauch. Der Kapitalwert bei Einspeisung beträgt 320 Euro. Die Vorteilhaftigkeit der Einspeisung im Jahr 2005 gegenüber dem Eigenverbrauch war vor dem Hintergrund der enormen Einspeisevergütungen zu erwarten. So betrug die Einspeisevergütung im Jahr 2005 54,53 Cents/kWh, während der durchschnittliche Strompreis für einen Privathaushalt bei ungefähr 20 Cents/kWh<sup>101</sup> lag.

In dem Zeitraum der Förderung des Eigenverbrauchs von Strom durch das EEG (Investitionsbeginn zwischen dem 1. Januar 2009 und 31. März 2012) übersteigen die Vergütungssätze für den Eigenverbrauch von Strom zusammen mit den eingesparten Stromkosten durch wegfallenden Fremdbezug von Strom die erzielbare Vergütung bei Einspeisung der gleichen Strommenge. Je höher der Anteil des eigenverbrauchten Stroms ist, desto höher ist der erzielbare Kapitalwert. Bei Investitionsbeginn im Jahr 2011 beträgt der Kapitalwert 4.445 Euro bei vollständigem Eigenverbrauch und Fremdfinanzierung in Höhe von 70%.

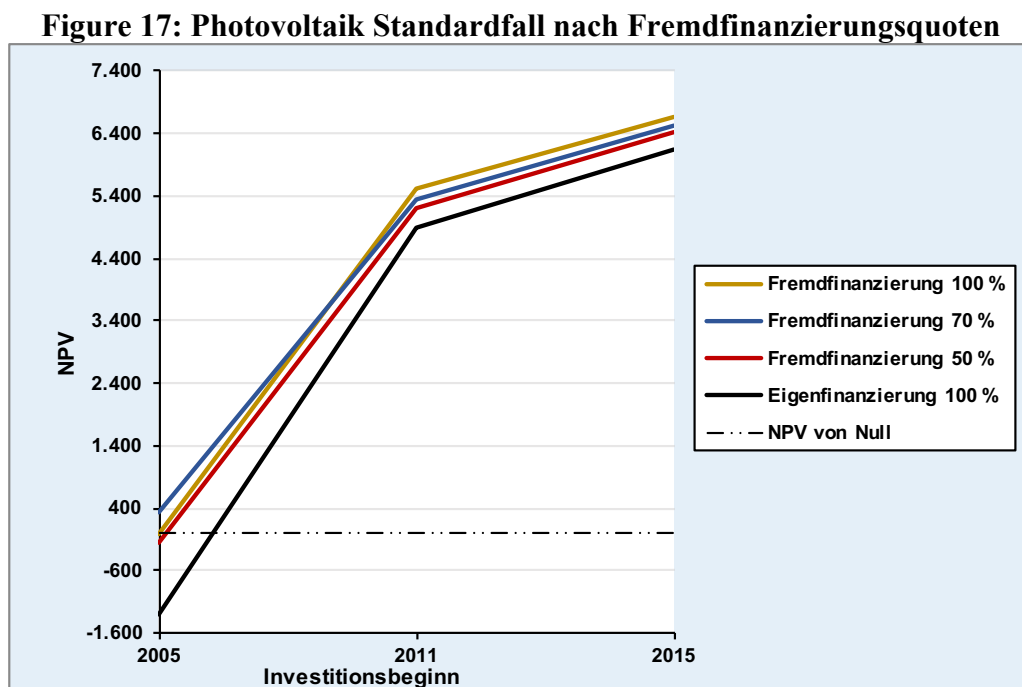
Auch im Jahr 2015 ist der Eigenverbrauch vorteilhafter gegenüber der Einspeisung. Das liegt daran, dass der Strompreis stetig gestiegen ist, die Vergütung für die Einspeisung von Strom jedoch weiter gesenkt wurde. Der festgeschriebene Vergütungssatz für die Stromeinspeisung liegt bei Inbetriebnahme einer Photovoltaikkleinanlage im Jahr 2015 mit 11,32 Cents/kWh

<sup>101</sup> Vgl. BMWi (2013), Tab. 6.

sogar unter dem marktüblichen durchschnittlichen Strompreis<sup>102</sup> von 28,81 Cents/kWh, so dass eine Einspeisung nicht rentabel wäre.

Abschließend lässt sich festhalten, dass eine Investition in Photovoltaikanlagen zu jedem der Investitionszeitpunkte lohnenswert ist, wenn der Anlagenbetreiber rational handelt und die Verwertung des Stroms anhand der geltenden EEG Regelungen und der Strompreisentwicklung optimal ausrichtet. H1 kann somit für Investitionen in Photovoltaikanlagen bestätigt werden.

Figure 17 zeigt den Einfluss unterschiedlicher Fremdkapitalquoten auf die Ergebnisse der Kapitalwertberechnungen für die Jahre 2005, 2011 und 2015.



Bei Kapitalwertberechnungen dürfte der Verschuldungsgrad keinen Effekt auf die Höhe des Kapitalwerts haben.<sup>103</sup> Da bei den hier vorgenommenen Berechnungen aufgrund der durch die KfW-Kredite verfügbaren niedrigeren Zinsen der Soll-Zins für einen begrenzten und von der Investition abhängigen Finanzierungsbetrag geringer ist als der Haben-Zins und das deutsche Steuersystem nicht finanzierungsneutral ist<sup>104</sup>, hat der Verschuldungsgrad einen Einfluss auf

<sup>102</sup> Vgl. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2013), S.16.

<sup>103</sup> Aus der Kapitalwertformel ergibt sich, dass Fremdfinanzierung bei vollkommenem Kapitalmarkt (Soll-Zins = Haben-Zins), zukünftigen sicheren Cash-Flows und einem finanzierungsneutralen Steuersystem keinen Effekt auf die Höhe des Kapitalwerts hat. Weiterführende Erläuterungen zur Kapitalwertmethode enthält beispielweise Kruschwitz (2014).

<sup>104</sup> Vgl. Sachverständigenrat (2015), S. 340.

die Höhe des Kapitalwerts. Figure 17 zeigt, dass sich die Fremdfinanzierung in jedem der Investitionsbeispiele positiv auf den Kapitalwert auswirkt und somit vorteilhafter gegenüber der Eigenfinanzierung ist. Der wertmindernde Effekt des Disagios<sup>105</sup> wird von dem werterhöhenden Effekt, der durch die niedrigeren Soll-Zinsen im Verhältnis zu den Haben-Zinsen entsteht, überlagert. Die Ergebnisse decken sich mit denjenigen von Schanz (2011), der ebenfalls positive Kapitalwerte für Photovoltaikinvestitionen in den Jahren 2010 und 2011 bei Eigenverbrauch und Fremdfinanzierung ermittelt.

#### **4.3.2.2 Photovoltaik: Sensitivitätsanalyse der Kapitalwerte unter EEG**

Um festzustellen, wie stark die Kapitalwerte auf Veränderungen wichtiger Einflussfaktoren reagieren, werden drei Sensitivitätsberechnungen durchgeführt. In Figure 18 ist neben dem bereits im vorhergehenden Abschnitt betrachteten Standardfall ein Grenzsteuersatz von 30% (im Standardfall 42%), ein Best-Case (effizientere und kostengünstigere Photovoltaikanlage als im Standardfall) sowie ein Worst-Case (wenig effiziente und teurere Photovoltaikanlage als im Standardfall) dargestellt.<sup>106</sup>

Wie zu erwarten, sind die Kapitalwerte im Best-Case am höchsten und in allen Zeitpunkten positiv. Die Kapitalwerte im Fall einer wenig effizienten und teureren Photovoltaikanlage hingegen sind in jedem der Zeitpunkte negativ. Bei Simulation mit einem Grenzsteuersatz des Investors von 30% ist der Kapitalwert in 2005 geringfügig niedriger als im Standardfall<sup>107</sup>, in den Jahren 2011 und 2015 sind die Kapitalwerte geringfügig höher als im Standardfall<sup>108</sup>.

---

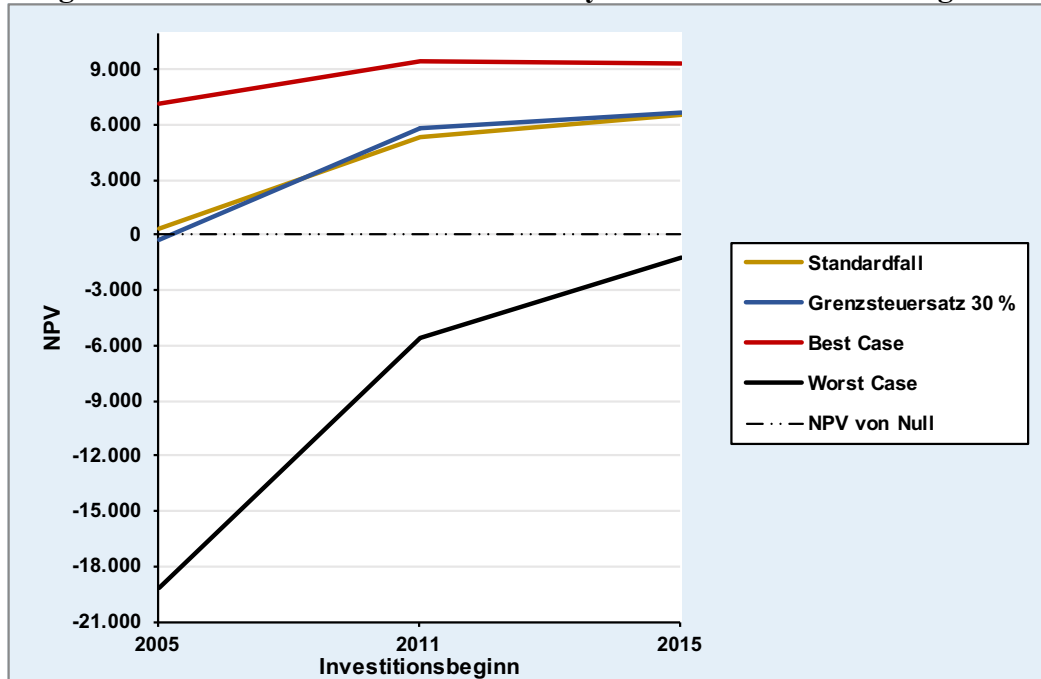
<sup>105</sup> Ein Disagio ist aufgrund der von der KfW angebotenen Kreditbedingungen nur bei Inbetriebnahme zum 1. Januar 2005 sowie zum 1. Januar 2011 zu berücksichtigen. In dem KfW Programm Erneuerbare Energien „Standard“, welches als Finanzierung für Investitionen zum 1. Januar 2015 herangezogen wird, ist kein Disagio vorgesehen. Vergleiche hierzu auch Table 31.

<sup>106</sup> Im Best-Case (Worst-Case) wird abweichend vom Standardfall mit jährlich steigenden Betriebskosten in Höhe von 1% (5%%) der Anschaffungskosten, einer jährlichen Degradation von 0,5% (2%) und Anschaffungskosten die um 20% niedriger (höher) sind als im Standardfall gerechnet.

<sup>107</sup> Der werterhöhende Effekt der geringeren Steuerbelastung bei niedrigerem Grenzsteuersatz wird von dem wertmindernden Effekt des höheren Kalkulationszinses überlagert: Im Jahr 2005 sind die Erträge aus der Kapitalanlage (wie die Erträge bei Investitionsbeginn in den Jahren 2011 und 2015 auch) als Einkünfte aus Kapitalvermögen zu versteuern. Im Jahr 2005 wurden Einkünfte aus Kapitalvermögen mit dem persönlichen Einkommensteuersatz des Investors (zzgl. Solidaritätszuschlag) versteuert. Wenn der Grenzsteuersatz nun bei 30% anstatt den bisher im Standardfall angenommenen 42% liegt, steigt der Kalkulationszins nach Steuern von 2,78% (im Standardfall) auf 3,42% (bei 30% Grenzsteuersatz). Der Kalkulationszins von 3,42% misst im Vergleich bei der Barwertermittlung in der Zukunft liegenden Einkünften einen niedrigeren - und Einkünften die zu Beginn des Investitionszeitraumes erwirtschaftet werden einen höheren - Wert bei. Da zu Beginn des Investitionszeitraumes hauptsächlich negative Cashflows und in den späteren Perioden positive Cashflows erwirtschaftet werden, sinkt der Kapitalwert bei sinkendem Grenzsteuersatz.

<sup>108</sup> Bei Investitionsbeginn in den Jahren 2011 und 2015 hat der Grenzsteuersatz aufgrund der Schedulenbesteuerung durch den festgesetzten Abgeltungssteuersatz von 25% (zzgl. Solidaritätszuschlag) keinen Einfluss auf den Kalkulationszins nach Steuern. Der höhere Kapitalwert resultiert aus der im Vergleich zum Standardfall geringeren Steuerbelastung.

**Figure 18: Photovoltaik Sensitivitätsanalyse für Fremdfinanzierung 70%**



#### 4.3.2.2.3 Photovoltaik: Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb im Vergleich

Im folgenden Abschnitt werden Kapitalwerte unter Wettbewerb ermittelt. Dazu sind Anschaffungskosten und Strompreise zu schätzen, die sich vermutlich ergeben würden, wenn es in Deutschland anstatt des EEG eine geringere Förderung von erneuerbaren Energien geben würde. Es wird angenommen, dass Deutschland die Förderung der erneuerbaren Energien ähnlich zu den Fördermaßnahmen der EU 15-Staaten<sup>109</sup> ausgestaltet hätte. Da der Energiemix<sup>110</sup> der 15 EU-Staaten demjenigen von Deutschland gleicht und die anderen Staaten der EU-15 geographisch, politisch und wirtschaftlich Deutschland ähnlich sind, scheint eine Orientierung der Kapitalwerte unter Wettbewerb anhand dieser Vergleichsländer sinnvoll.<sup>111</sup>

<sup>109</sup> Gemeint sind hier neben Deutschland die folgenden Länder: Belgien, Dänemark, Irland, Griechenland, Spanien, Frankreich, Italien, Luxemburg, Niederlande, Österreich, Portugal, Finnland, Schweden und das Vereinigte Königreich.

<sup>110</sup> Mit dem Energiemix ist die Zusammensetzung der Primärenergieversorgung und die Anteile der erneuerbaren Energien an der Energieversorgung gemeint. Ein Vergleich ermöglicht die Übersicht der International Energy Agency (2011).

<sup>111</sup> Deutschland liegt nach Dänemark weltweit auf Platz zwei mit dem höchsten Anteil Erneuerbarer Energien pro Einwohner (vgl. REN21 (2016), S. 21). Würde es in Deutschland das EEG nicht geben, wird angenommen, dass erneuerbare Energien durch andere Fördermechanismen in geringerem Umfang gefördert werden würden. In den anderen EU-Staaten werden Quotensysteme, Einspeisevergütungen und Einspeiseprämien sowie eine Reihe weiterer Förderinstrumente eingesetzt (vgl. IG Windkraft (2015), der Umfang der Förderung von Photovoltaik ist derzeit allerdings (bis auf in Großbritannien) geringer als in Deutschland (vgl. REN21 (2016), S. 21). Weshalb die Orientierung an den in Fußnote 109 genannten Vergleichsländern sinnvoll erscheint.

Anschließend wird ein Vergleich der Kapitalwerte unter Anwendung des geltenden EEG-Rechts<sup>112</sup> mit Kapitalwerten unter Wettbewerb gezogen. Ziel dieses Vergleichs soll es sein herauszuarbeiten, wie groß die Marktverzerrungen sind, die durch die Förderung durch das EEG in Deutschland hervorgerufen werden.

Table 31 enthält die Annahmen, die den Kapitalwertberechnungen unter Wettbewerb zu Grund liegen.

Für die Bestimmung der Kapitalwerte unter Wettbewerb wird ausschließlich der Eigenverbrauch des Stroms simuliert. Der Eigenverbrauch des Stroms wäre die naheliegende und unkompliziertere Art der Verwendung des produzierten Stroms. Ohne eine entsprechende Förderung scheint es reichlich unwahrscheinlich, dass ein Haushalt selbst produzierten Strom, der annahmegemäß den eigenen Strombedarf decken kann, einspeisen würde.<sup>113</sup>

Zur Bestimmung eines Preises für selbsterzeugten Strom aus Photovoltaik unter Wettbewerb werden die durchschnittlichen Strompreise für Privathaushalte mittlerer Größe der EU-15 Staaten herangezogen.<sup>114</sup>

Aus den Berechnungen ergeben sich für Deutschland unter Wettbewerb geringere Strompreise im Vergleich zu den tatsächlichen Strompreisen in Deutschland. Im Jahr 2015 beispielsweise würde der Strompreis für Haushalte schätzungsweise etwa 19 bis 20 ct/kWh betragen.<sup>115</sup> Der tatsächliche Strompreis in Deutschland hingegen liegt mit 28,81 ct/kWh<sup>116</sup> deutlich darüber. Da die aus dem EEG resultierende EEG-Umlage auf den Strompreis umgelegt

---

<sup>112</sup> Für die Kapitalwerte unter EEG, werden die ermittelten Kapitalwerte aus Abschnitt 4.3.2.2.1 herangezogen. Wobei die Kapitalwerte der renditeoptimierten Form der Stromverwendung angesetzt werden, d.h. im Jahr 2005 wird die Einspeisung und in den Jahren 2011 und 2015 Eigenverbrauch angenommen.

<sup>113</sup> Unterstellen wir den Gedanken der Gewinnmaximierung des Betreibers der Photovoltaikanlage, wäre das Einspeisen von selbstproduziertem Strom nicht sinnvoll. Bei Einspeisung des Stroms würde in einem Markt ohne EEG der erzielbare Preis niedriger sein als der Strompreis für Haushalte. Denn nur so könnten die potentiellen Käufer (vorrangig Energieversorger) des Ökostroms eine Marge durch den Stromhandel erzielen. Der Betreiber der Photovoltaikanlage müsste dann weiterhin Strom zur Deckung des Eigenbedarfs beziehen. Aus Sicht des Betreibers wäre aus diesem Grund immer der direkte Eigenverbrauch des selbst produzierten Stroms vorzuziehen. Im Ergebnis bestünde der Vorteil für den Eigenverbrauch in der Höhe der Differenz zwischen dem Strompreis für Haushalte und dem im Markt erzielbaren Preis bei Einspeisung des Stroms.

<sup>114</sup> Eurostat (2016) weist jährliche durchschnittliche Stromkosten für Haushalte mittlerer Größe je Land aus. Die von Eurostat (2016) zur Verfügung gestellten Endverbraucherpreise für Strom-Haushaltskunden werden inklusive Umsatzsteuer ausgewiesen. Um eine Verzerrung auszuschließen, wurde der Einfluss der Umsatzsteuer auf die Strompreise der 14 Vergleichsländer (15-EU Staaten ohne Deutschland) herausgerechnet.

<sup>115</sup> Die Werte der Strompreise unter Wettbewerb für die Jahre 2011 und 2015 sind in Table 31 dargestellt.

<sup>116</sup> Vgl. BDEW (2015), S. 4.

wird, ist diese Differenz realistisch.<sup>117</sup> Im Jahr 2015 beispielsweise betrug die EEG-Umlage 6,17 ct/kWh.<sup>118</sup>

Als nächstes ist den Anschaffungskosten unter Wettbewerb ein Wert beizumessen. Hierfür wird angenommen, dass die hohe Nachfrage nach Photovoltaik in Deutschland, die durch das EEG hervorgerufen wurde, zu höheren Anschaffungskosten geführt hat. Dieser Effekt kehrte sich annahmegemäß im Zeitablauf um, d. h. das Angebot an Photovoltaikanlagen wurde an die Nachfrage angepasst. Die Attraktivität der Produktion von Photovoltaikanlagen in Entwicklungs- und Schwellenländern hat zugenommen. Beispielsweise setzte in China eine günstige Massenproduktion ein, die inzwischen zu deutlich niedrigeren Anschaffungskosten führte, als es wohl ohne EEG-Förderung der Fall gewesen wäre.<sup>119</sup>

Basierend auf der zugrunde gelegten Preisentwicklung für Photovoltaikanlagen werden bei Ermittlung des Kapitalwertes unter Wettbewerb im Jahr 2005 Anschaffungskosten in Höhe von 22.500 Euro (10% niedriger als unter EEG), im Jahr 2011 12.500 Euro (entspricht den Anschaffungskosten unter EEG) und im Jahr 2015 8.800 Euro (10% höher als unter EEG) angenommen.<sup>120</sup>

Figure 19 stellt die Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb jeweils ohne und mit Ertragsteuern bei einer Fremdfinanzierungsquote von 70% gegenüber.

---

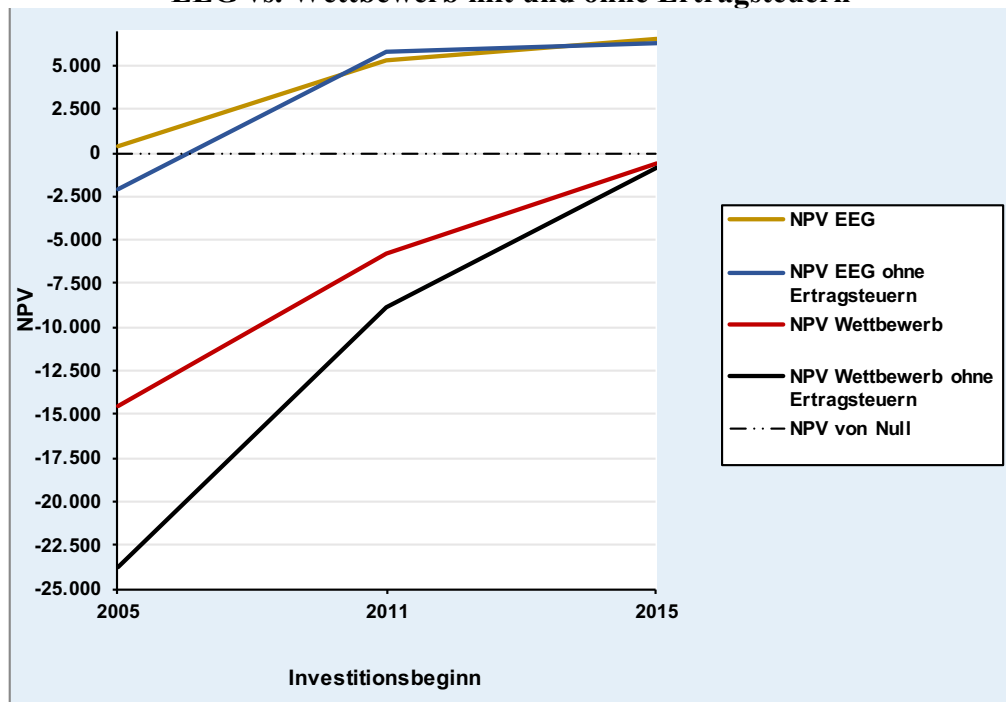
<sup>117</sup> Erläuternde Hinweise zur EEG-Umlage gibt das Thesenpapier von TPEC (2012) und IWR (2016).

<sup>118</sup> Vgl. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2015), S. 196.

<sup>119</sup> Laut GWS et al. (2014), S. 117 ff. liegt der Anteil der in Deutschland installierten Photovoltaikanlagen seit 2005 auf einem hohen Niveau und macht mindestens ein Drittel der weltweit installierten Leistung aus. Es ist daher anzunehmen, dass Deutschland einen maßgeblichen Einfluss auf die Photovoltaik-Investitionskosten hat. Mit der Frage, inwiefern staatliche Förderungen Preisreaktionen hervorrufen können, haben sich beispielsweise Edgerton (2011) und Smith (2009) im Rahmen des amerikanischen Tax Reform Act 1986 beschäftigt. Edgerton (2011) hat festgestellt, dass durch den eingeführten Investitionsfreibetrag die Preise für Baumaschinen um 6% gesunken sind (vgl. Edgerton (2011), S. 18). Laut Smith (2009) sind die Preise für Flugzeuge um 10% gestiegen, nachdem der vor der Reform gewährte Steuerfreibetrag abgeschafft wurde (vgl. Smith (2009), S. 19).

<sup>120</sup> Wird alternativ eine Veränderung der Anschaffungskosten von 5% (anstatt der 10%) angenommen, sinken die Kapitalwerte um ca. 7% im Jahr 2005 und steigen um ca. 35% im Jahr 2015. Die Kapitalwerte unter Wettbewerb sind weiterhin in jedem der Zeitpunkte im Vergleich zu den Kapitalwerten unter EEG geringer und weiterhin negativ. Mangels relevanter Auswirkungen wird auf eine detaillierte Darstellung verzichtet.

**Figure 19: Photovoltaik für die Jahre 2005, 2011 und 2015 – Kapitalwertberechnung EEG vs. Wettbewerb mit und ohne Ertragsteuern**



Wie vermutet, sind die Kapitalwerte unter EEG in allen Zeitpunkten größer als die Kapitalwerte unter Wettbewerb. Die Kapitalwerte unter Wettbewerb sind bei Inbetriebnahme in allen Jahren negativ. Kapitalwerte unter EEG und unter Berücksichtigung von Ertragsteuern hingegen sind in allen Zeitpunkten positiv. Hier wird besonders deutlich, dass eine Investition in eine Photovoltaikanlage, die unter marktüblichen Bedingungen für einen Investor nicht attraktiv wäre, erst durch das EEG zur lohnenden Investition wird. H2 kann bestätigt werden. Mitnahmeeffekte sind nicht ersichtlich.

Außerdem fällt auf, dass die Kapitalwerte ohne Ertragsteuern niedriger sind als diejenigen mit Ertragsteuern. Das mag auf den ersten Blick irritieren, denn Steuern stellen im Normalfall eine finanzielle Belastung für ein Steuersubjekt dar. Der positive Effekt der Steuern resultiert aus einem Periodisierungseffekt der sich aufgrund der Abschreibungsregelungen ergibt.<sup>121</sup>

<sup>121</sup> Würde die Abschreibung der Photovoltaikanlage neutral erfolgen, d. h. in gleichem Maß wie die Entwicklung der Einnahmen, hätten Steuern keinen Einfluss auf den Kapitalwert (vgl. Beweis von Samuelson (1964)). In der Kapitalwertberechnung sinken die Einnahmen aufgrund der angenommenen Degression der Stromproduktion um 1% jährlich. Die Abschreibung der Photovoltaikanlage hingegen ist konstant (lineare Abschreibung). Zusätzlich wird ein Teil der Abschreibung durch die Sonderabschreibung in das erste Jahr der Inbetriebnahme verlagert.



### 4.3.2.3 Investitionen in Onshore-Windkraft

#### 4.3.2.3.1 Onshore-Windkraft: Kapitalwerte unter EEG im Standardfall

Im Standardfall wird die Investition einer GmbH & Co. KG in einen Onshore-Windkraftpark angenommen. Der Onshore-Windpark soll je nach Jahr der Inbetriebnahme jährlich zwischen 19,8 und 21 Megawatt Strom<sup>122</sup> erzeugen, das entspricht einem mittelgroßen deutschen Onshore-Windkraftpark im Jahr 2008<sup>123</sup>. Der Strom wird mit dem Ziel der Netzeinspeisung produziert, Eigenverbrauch ist hier nicht von Bedeutung. Windkraftparks dieser Größe werden in Deutschland häufig als GmbH & Co. KG betrieben.<sup>124</sup> Die Investoren agieren als Kommanditisten und können ihre Rendite nach Steuern haftungsbeschränkt optimieren.<sup>125</sup> Die Investoren sind in der Regel Kleinanleger, die bereits ab einer geringen Mindestbeteiligung von wenigen Tausend Euro Kommanditanteile erwerben können.<sup>126</sup>

Die gesetzlich fixierten Vergütungssätze für Strom aus Onshore-Windkraftanlagen haben sich seit dem Jahr 2000 nur gering verändert. Grundsätzlich werden bei der EEG-Förderung von Onshore-Windkraftanlagen die ersten fünf Jahre der Stromeinspeisung mit ungefähr 9 Cents/kWh deutlich höher vergütet als die sich anschließenden 15 Betriebsjahre mit Vergütungssätzen von ungefähr 5 Cents/kWh.<sup>127</sup>

Im Folgenden werden die den Kapitalwertberechnungen zugrundeliegenden Werte und wichtigsten Annahmen anhand der Simulation bei Investitionsbeginn zum 1. Januar 2015 erläutert. Der Windkraftpark besteht aus 7 Windkraftanlagen mit einer Nennleistung von jeweils 3 MW. Die Windkraftanlagen haben einen Rotordurchmesser von 100 m und eine Nabenhöhe von 120 m.<sup>128</sup> Die Anschaffungskosten für den Windkraftpark liegen im Jahr 2015 bei 28 Millionen Euro (ohne Umsatzsteuer).<sup>129</sup>

Zur Finanzierung des Windparks wird ein Kredit bei der KfW über das Programm *Erneuerbare Energien „Standard“* aufgenommen. Das Programm ist auf einen Kredithöchstbetrag

---

<sup>122</sup> In Table 33 ist die Zusammensetzung der Windkraftparks (Anzahl der Windkraftanlagen, Nennleistung, Rotordurchmesser, Nabenhöhe) je nach Jahr der Inbetriebnahme (2005, 2011 und 2015) dargestellt.

<sup>123</sup> Vgl. Hau (2008), S. 828.

<sup>124</sup> Vgl. Hau (2014), S. 912.

<sup>125</sup> Vgl. Hau (2014), S. 912.

<sup>126</sup> Telefonische Auskunft verschiedener Mitglieder des BWE (Bundesverband Windenergie) sowie Durchsicht zahlreicher Anlageprospekte. Vgl. auch Lönker und May (2005), S. 28.

<sup>127</sup> Die Vergütungen für die ersten fünf Betriebsjahre ist festgesetzt, in den darauffolgenden 15 Jahren, kann je nach Überschreiten einer festgesetzten produzierten Strommenge diese hohe Vergütung weiterhin erzielt werden oder sie fällt auf den niedrigeren Wert (im Jahr 2015, 5 Cents/kWh, vgl. EEG (2014)). Laut Frondel et al. (2010), S. 117, wird in der Praxis der Schwellenwert, der erforderlich ist, um die hohe Vergütung zu erzielen, eher nicht erreicht.

<sup>128</sup> Abgeleitet von Ender (2015), S. 36 f.

<sup>129</sup> Vgl. Hau (2014), S. 917.

von 25 Millionen Euro begrenzt.<sup>130</sup> Sollte der Kapitalbedarf darüber liegen, kann ein weiteres Darlehen bei der Hausbank aufgenommen werden. Die Kreditkonditionen bei der KfW mit einem Nominalzins von 1,85% sind hierbei günstiger als der Nominalzins der Hausbank mit 2,5%.<sup>131</sup> Die Kapitalwertberechnung wird hier mit einer Fremdfinanzierung von 0%, 50%, 70%, 89% und 100% simuliert. Die Fremdfinanzierungsquote von 89% ergibt sich, wenn die GmbH & Co. KG einen Kreditbedarf von 25 Millionen Euro durch das geförderte KfW Programm deckt und keinen weiteren Kredit bei der Hausbank aufnimmt.

Für die Berechnung der Kapitalwerte entspricht der Diskontierungszins jeweils der Höhe des Nominalzinses, der für die Geldaufnahme bei der Hausbank angenommen wird.<sup>132</sup> Im Jahr 2015 beträgt der Diskontierungszinssatz vor Steuern entsprechend 2,5% (1,84% nach Abgeltungsteuer und Solidaritätszuschlag).<sup>133</sup>

Der Windkraftpark wird über 16 Jahre linear abgeschrieben.<sup>134</sup> Die jährlichen Betriebskosten werden auf 1,085 Millionen Euro geschätzt.<sup>135</sup> Sonderabschreibungen sowie Investitionsabzugsbetrag werden genutzt.

Der jährliche Energieertrag wird unter Berücksichtigung von Risikoabschlägen (Parkabschlag 6%, Netzverlust 2%, Sicherheitsabschlag 4,5%) und unter der Annahme von 2.400 Volllaststunden auf 43.009.022 kWh kalkuliert.<sup>136</sup> Die Vergütung durch das EEG bei Einspeisung des produzierten Stroms liegt in den Jahren 2015 bis 2019 bei 8,9 Cents/kWh und von 2020 bis 2034 bei 5,0 Cents/kWh.<sup>137</sup> Durch Multiplikation des Jahresenergieertrags mit den gesetzlich festgeschriebenen Vergütungssätzen ergibt sich in den Jahren 2015 bis 2019 je eine Nettovergütung von 3,828 Millionen Euro und in den Jahren 2020 bis 2034 eine Nettovergütung von 2,129 Millionen Euro.

Die Einkünfte der GmbH & Co. KG sind mit Gewerbesteuer zu versteuern. Die Kommanditisten haben anschließend die Einnahmen des Windkraftparks der Einkommensteuer zu un-

---

<sup>130</sup> Vgl. KfW(2016).

<sup>131</sup> Die Kreditkonditionen für 2015 sind entnommen aus KfW (2016), genauer: KfW – Programm Erneuerbare Energien – Programmteil „Standard“ 10/2/10.

<sup>132</sup> Zur Ermittlung des Diskontierungszinssatzes siehe Fußnote 93. Als Sensitivitätstest wurden die Kapitalwerte auch mit Diskontierungszinsen berechnet, die zwischen dem Soll-Zins der KfW und dem Soll-Zins der Kreditaufnahme bei der Hausbank liegt (in 2005: 4,5%; in 2011: 3,15%; 2015: 2,2%). Die Auswirkungen auf die Kapitalwerte sind gering und führen zu keiner Umkehr von Vorteilhaftigkeiten (keine Rangfolgeumkehr).

<sup>133</sup> Zur Begründung, weshalb die Voraussetzungen zur Anwendung der Kapitalwertmethode erfüllt sind, obwohl Kredit-KfW Zins (Soll-Zins) < Ergänzungs-Investitionszins (Haben-Zins), siehe Abschnitt 4.3.2.2.1.

<sup>134</sup> Entnommen aus der amtlichen AFA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000).

<sup>135</sup> Die Höhe der Betriebskosten ist abgeleitet von Hau (2014), S. 917.

<sup>136</sup> Die Sicherheitsabschläge sind entnommen aus Aquila Capital (2013), S. 5. Die Volllaststunden sind abgeleitet aus AEE (2013), S. 3.

<sup>137</sup> Vgl. § 49 EEG (2014).

terwerfen. Um eine Doppelbelastung mit Gewerbesteuer zu vermeiden, kann diese (annahmegemäß vollständig) auf die Einkommensteuer angerechnet werden. Verluste aus der Investition in den Windkraftpark können auf Ebene der Kommanditisten mit Einnahmen aus anderen Einkunftsarten verrechnet werden.

Weitere Annahmen sowie Anschaffungskosten, Betriebskosten, Jahresenergieertrag, Kreditkonditionen, Vergütungssätzen etc. für die Investitionszeitpunkte 2005, 2011 und 2015 sind in Table 33 dargestellt.

**Table 33: Annahmen Kapitalwertberechnungen Windkraft-Onshore**

EEG im Standardfall

	Inbetriebnahme zum 1.1.2005	Inbetriebnahme zum 1.1.2011	Inbetriebnahme zum 1.1.2015	Quellen
Daten des Windparks	20,4 MW Nennleistung (12 Windkraftanlagen à 1,7 MW Nennleistung), Rotordurchmesser 75 m, Nabenhöhe < 100 m	19,8 MW Nennleistung (9 Windkraftanlagen à 2,2 MW Nennleistung), Rotordurchmesser 90 m, Nabenhöhe 100- 120 m	21 MW Nennleistung (7 Windkraftanlagen à 3 MW Nennleistung), Rotordurchmesser 100 m, Nabenhöhe 120 m	Abgeleitet von: 2005: Ender (2006), S. 16 f. 2011: Ender (2012), S. 40 ff. 2015: Ender (2015), S. 36 f.
Jahresenergieertrag (nach Abzug Parkabschlag 6%, Netzverlust 2%, Sicherheitsabschlag 4,5%)	41.780.193 kWh	40.551.364 kWh	43.009.022 kWh	Eigene Berechnung auf Basis der Sicherheitsabschläge aus Aquila Capital (2013), S. 5
Anschaffungskosten (ohne Umsatzsteuer, inklusive Investitionsnebenkosten)	28.376.400 Euro	30.294.000 Euro	28.000.000 Euro	Abgeleitet von: 2005, 2011: Deutsche WindGuard (2013), S. 23 2015: Hau (2014), S. 917
Betriebskosten (jährlich)	1.254.600 Euro	1.128.600 Euro	1.085.000 Euro	Abgeleitet von: 2005, 2011: Deutsche WindGuard (2013), S. 35 2015: Hau (2014), S. 917
Vergütungssätze	2005 bis 2009: 8,7 ct/kWh 2010 bis 2024: 5,5 ct/kWh	2011 bis 2015: 9,0 ct/kWh 2016 bis 2030: 4,9 ct/kWh	2015 bis 2019: 8,9 ct/kWh 2020 bis 2034: 5,0 ct/kWh	Gem. jeweils geltenden EEG Regelungen; Annahme: keine Verlängerung der Anfangsvergütung; 2005: § 10 EEG (2004), § 20 und § 29 EEG (2009), § 49 EEG (2014)
KfW Förderung	KfW Umweltprogramm, Kredithöchstbetrag 5 mEUR, Nominalzins 4%, 8 J. quartalsweise tilgen, Tilgungsbeginn 2 J. nach Auszahlung, Bonitätsklasse B, Darlehen Laufzeit 10 J.	KfW Program Erneuerbare Energien - Programmteil "Standard", Kredithöchstbetrag 10 mEUR, Nominalzins 2,8%, 8 J. quartalsweise tilgen, Tilgungsbeginn 2 J. nach Auszahlung, Bonitätsklasse B, Darlehen Laufzeit 10 J.	KfW Programm Erneuerbare Energien "Standard", Kredithöchstbetrag 25 mEUR, Nominalzins 1,9%, kein Disagio, 8 J. quartalsweise tilgen, Tilgungsbeginn 2 J. nach Auszahlung, Bonitätskl. B, Darlehen Laufzeit 10 J.	Gem. den jeweils geltenden KfW Zinskonditionen 2005: Wirtschaftsministerium Baden-Württemberg (2005), KfW (2016) 2011, 2015: KfW (2016)
Kreditkonditionen Hausbank	Nominalzins 5%, übrigen Kreditbedingungen analog zu KfW	Nominalzins 3,5%, übrigen Kreditbedingungen analog zu KfW	Nominalzins 2,5%, übrigen Kreditbedingungen analog zu KfW	Basiszins (Basiszinskurve (2016)) plus Aufschlag; Basiszins 2005: 4,5%, 2011: 3,2%, 2015: 1,8%
Kalkulationszins	5 % vor Steuern; 2,78 % nach Steuern (Einkommensteuer, Solidaritätszuschlag); Berechnung der 5% vor Steuern: Basiszins 4,5% plus Aufschlag von 0,5%. Plausibilisierung anhand 10-jährigem Hypothekendarlehen (Jan. 2000 bis Dez. 2010): 4,9%	3,5 % vor Steuern; 2,58 % nach Steuern (Abgeltungsteuer, Solidaritätszuschlag); Berechnung der 3,5% vor Steuern: Basiszins 3,2% plus Aufschlag von 0,3%. Plausibilisierung anhand 10-jährigem Hypothekendarlehen (Jan. 2005 bis Dez. 2015): 3,56%	2,5 % vor Steuern; 1,84 % nach Steuern (Abgeltungsteuer, Solidaritätszuschlag); Berechnung der 2,5% vor Steuern: Basiszins 1,8% plus Aufschlag von 0,7%. Plausibilisierung anhand 10-jährigem Hypothekendarlehen (Jan. 2010 bis Sept. 2016): 2,57%	Kalkulationszins soll risikoarmen Soll-Zins bei Hausbank entsprechen; Berechnungen: Basiszins (Basiszinskurve (2016)) plus Aufschlag; Quelle Hypothekendarlehen FMH (2016)

Umsatzsteuer	16%	19%	19%	2005: § 12 UStG (2005), 2011: § 12 UStG (2011), 2015: § 12 UStG (2015)
Gewerbesteuerhebesatz	370%	380%	379%	Approximation der 50/50 (2005) und 70/30 (2011, 2015) Sonderzerlegung basierend auf Hebesätzen veröffentlicht von den statistischen Ämtern des Bundes und der Länder.

**Annahmen, die für jeden Investitionszeitpunkt gelten**

<p>Investitionsnebenkosten werden als Anschaffungsnebenkosten aktiviert. Abschreibung der Windkraftanlagen erfolgt linear über 16 Jahre. Die Anzahl der Volllaststunden liegt bei 2.400. Der Windkraftpark produziert am Ende des Planungszeitraumes keinen Strom mehr. Ansparrücklage (2005) bzw. Investitionsabzugsbetrag (2011, 2015) und Sonderabschreibung werden in Anspruch genommen. Zinsen sind steuerlich voll abzugsfähig. Sofortiger Verlustausgleich negativer Einkünfte auf Ebene der Kommanditisten mit positiven Einkünften anderer Art. Ein Verlustrücktrag ist annahmegemäß nicht möglich. Der Grenzsteuersatz der Kommanditisten (ohne Solidaritätszuschlag) beträgt 42%. Einnahmen und Auszahlungen erfolgen am Ende der Perioden. Einnahmen aus dem Windkraftpark unterliegen der Gewerbesteuer. Neben der Nutzung des Freibetrags i.H.v. EUR 24.500 kann die Gewerbesteuer auf die Einkommensteuer angerechnet werden. Es wird eine Vollarrechnung der Gewerbesteuer auf die Einkommensteuer der Kommanditisten angenommen.</p>	<p>Amtliche AFA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000) Abgeleitet von AEE (2013), S. 3.</p> <p>2005: § 7g EStG (2005), 2011: § 7g EStG (2011), 2015: § 7g</p> <p>2005: § 35 EStG (2005), 2011: § 35 EStG (2011), 2015: § 35 EStG (2015)</p>
---	--

**Zusätzliche Annahmen bei Kapitalwertberechnungen ohne EEG bzw. unter Wettbewerb im Standardfall**

	Inbetriebnahme zum 1.1.2005	Inbetriebnahme zum 1.1.2011	Inbetriebnahme zum 1.1.2015	Quellen
Vergütungssätze (bzw. Absatzpreis)	5,27 ct/kWh	5,14 ct/kWh	4,5 ct/kWh	Durchschnittliche am Markt erzielbare Vergütung für Netzeinspeisung des erzeugten Stroms. Anpassung des Absatzpreises um Vergleichstrompreise der EU-15 Staaten (ohne Deutschland) sowie um Marge des abnehmenden Energieversorgungsunternehmens. Detaillierte Berechnung siehe Anhang: Tabelle A.1.
Anschaffungskosten (ohne USt)	28.808.872 Euro	30.294.000 Euro	28.560.000 Euro	Basierend auf Annahme zur Preisentwicklung (vgl. Abschnitt Windkraft-Onshore: Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb im Vergleich)

\* Diese Tabelle gibt die wichtigsten Annahmen zur Berechnung der Kapitalwerte bei Investition in eine Photovoltaikanlage wieder. Die Tabelle ist nicht abschließend.

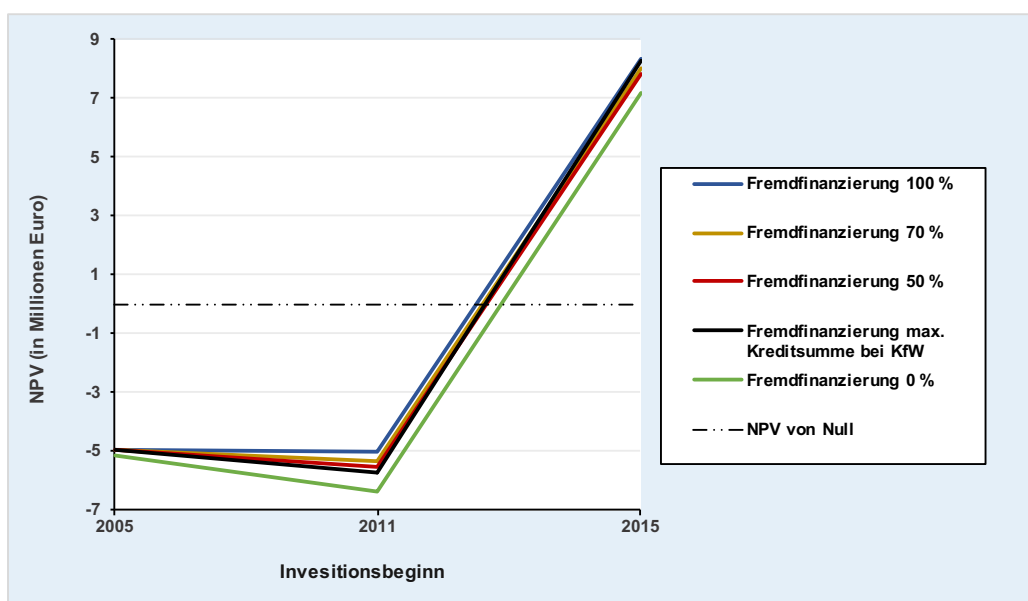
Um das Vorgehen bei der Kapitalwertberechnung zu illustrieren, stellt Table 34 die Kapitalwertberechnung beispielhaft für das Jahr 2015 im Standardfall bei einer Fremdfinanzierung von 70% dar.

**Table 34: Kapitalwertberechnung Windkraft-Onshore 2015 im Standardfall bei Fremdfinanzierung von 70%**

Werte in Euro						
Jahr	0	1	2	3	4-19	20
<b>Einnahmen</b>						
Investitionsabzugsbetrag		11.200.000				
Nettovergütung		3.827.803	3.827.803	3.827.803	..	2.128.947
<b>Betriebseinnahmen</b>	<b>-</b>	<b>15.027.803</b>	<b>3.827.803</b>	<b>3.827.803</b>	<b>..</b>	<b>2.128.947</b>
<b>Ausgaben</b>						
Investitionsabzugsbetrag	11.200.000	11.200.000				
Reguläre Abschreibung		1.050.000	826.000	826.000	..	-
Sonderabschreibung		3.360.000			..	-
Abschreibung Gesamt		4.410.000	826.000	826.000	..	-
Restbuchwert	16.800.000	12.390.000	11.564.000	10.738.000	..	-
Betriebskosten		155.000	155.000	155.000	..	155.000
Tilgung	-	-	-	2.450.000	..	-
Zinsen	-	362.600	362.600	362.600	..	-
Restbuchwert Kredit	19.600.000	19.600.000	19.600.000	17.150.000	..	-
<b>Betriebsausgaben vor Gewerbesteuer</b>	<b>11.200.000</b>	<b>16.127.600</b>	<b>1.343.600</b>	<b>1.343.600</b>	<b>..</b>	<b>155.000</b>
Gewerbesteuerliche Hinzurechnung (Pacht und Zinsen)		65.650	65.650	65.650	..	-
Bemessungsgrundlage für Gewerbesteuer vor Verlustausgleich	- 11.200.000	- 1.034.147	2.549.853	2.549.853	..	1.973.947
Ausgleich positiven Einkommens durch Verlustverrechnung	-	-	- 2.549.853	- 2.549.853	..	-
Bemessungsgrundlage für Gewerbesteuer nach Verlustverrechnung	- 11.200.000	- 1.034.147	-	-	..	1.973.947
Gewerbesteuerlicher Verlustvortrag zum Jahresende	- 11.200.000	- 12.234.147	- 9.684.294	- 7.134.441	..	-
Gewerbesteuer (Hebesatz 379 %)	-	-	-	-	..	261.844
<b>Betriebsausgaben</b>	<b>11.200.000</b>	<b>16.127.600</b>	<b>1.343.600</b>	<b>1.343.600</b>	<b>..</b>	<b>416.844</b>
Ergebnis vor Einkommensteuer und Solidaritätszuschlag (GmbH & Co KG)	- 11.200.000	- 1.099.797	2.484.203	2.484.203	..	1.712.103
Einkommensteuer (Pauschal 42 % für alle Kommanditisten) und Solidaritätszuschlag	- 4.962.720	- 487.320	1.100.750	1.100.750	..	758.633
Gewerbesteueranrechnung	-	-	-	-	..	- 261.844
<b>Ergebnis nach Einkommensteuer und Solidaritätszuschlag</b>	<b>- 6.237.280</b>	<b>- 612.477</b>	<b>1.383.453</b>	<b>1.383.453</b>	<b>..</b>	<b>1.215.314</b>
<b>Kapitalwert Berechnung</b>						
<b>Jahr</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4-19</b>	<b>20</b>
Anschaffungskosten	- 28.000.000	-	-	-	..	-
Nennbetrag Kredit	19.600.000	-	-	-	..	-
Einzahlungen	-	3.827.803	3.827.803	3.827.803	..	2.128.947
Zinsen	-	- 362.600	- 362.600	- 362.600	..	-
Tilgung	-	-	-	- 2.450.000	..	-
Betriebskosten	-	- 155.000	- 155.000	- 155.000	..	- 155.000
<b>Cashflow vor Steuern</b>	<b>- 8.400.000</b>	<b>3.310.203</b>	<b>3.310.203</b>	<b>860.203</b>	<b>..</b>	<b>1.973.947</b>
Gewerbesteuer	-	-	-	-	..	- 261.844
Einkommensteuer und Solidaritätszuschlag	4.962.720	487.320	- 1.100.750	- 1.100.750	..	- 758.633
Gewerbesteueranrechnung	-	-	-	-	..	261.844
<b>Cashflow nach Steuern</b>	<b>- 3.437.280</b>	<b>3.797.523</b>	<b>2.209.453</b>	<b>- 240.547</b>	<b>..</b>	<b>1.215.314</b>
<b>Barwert</b>	<b>- 3.437.280</b>	<b>3.728.888</b>	<b>2.130.309</b>	<b>- 227.739</b>	<b>..</b>	<b>843.854</b>
<b>Kapitalwert</b>	<b>8.054.324</b>					

Figure 20 zeigt das Ergebnis der Kapitalwertberechnungen für die Jahre 2005, 2011 und 2015 unter verschiedenen Fremdfinanzierungsquoten.

**Figure 20: Windkraft, Standardfall für die Jahre 2005, 2011 und 2015**



Trotz EEG-Förderung werden unter den zuvor getroffenen Annahmen erst ab dem Jahr 2015 positive Kapitalwerte erzielt. Die Ergebnisse unterscheiden sich je nach Höhe der Fremdfinanzierung unwesentlich. Je größer der Anteil der Fremdfinanzierung ist, desto größer ist auch der Kapitalwert.

Bei Windkraftanlagen hängt der Erfolg oder Misserfolg eines Projektes im Wesentlichen von dem jährlich produzierten Jahresenergiebetrag ab. Dieser wird maßgeblich durch die Volllaststunden beeinflusst. In dieser Studie wurden in Orientierung an eine Reihe anderer Studien 2.400 Volllaststunden zu Grunde gelegt.<sup>138</sup>

Verwunderlich ist, wie Betreiber von Windkraftanlagen und Projektgesellschaften die teilweise beachtlichen Renditen berechnen, mit denen sie in ihren Anlageprospekten und Medienberichten werben.<sup>139</sup> Eine Erklärung liefert eine Untersuchung des Anlegerbeirats des Bundesverbands Windenergie. „Hunderttausende Geldanleger sind mit viel zu hoch gegriffenen Windprognosen zu Investitionen in Windparks bewogen worden. [...] Nach einer Auswertung

<sup>138</sup> Die AEE (2013) stellt die in verschiedenen Studien zugrunde gelegten Volllaststunden von Windenergie an Land gegenüber. Die Studien rechnen mit Volllaststunden zwischen 1.600 und maximal 2.800 (AEE (2013), S. 3). Der Gesetzgeber hat bei Ermittlung des sogenannten Referenzertrags für das EEG mit 1.700 Volllaststunden gerechnet. Das entspricht den Windbedingungen eines mittleren fiktiven Durchschnittsstandorts (vgl. Gasch und Twele (2005), S. 118). Lt. Fraunhofer (2016) konnten im Jahr 2015 im Mittel immerhin 2.000 Volllaststunden gemessen werden. Für die Berechnung wird angenommen, dass die Investition in einem küstennahen und windreichen Standort erfolgt, weshalb 2.400 Volllaststunden berücksichtigt werden. In der Sensitivitätsanalyse in Abschnitt 4.3.2.3.2 werden die Kapitalwerte auch mit 1.920 und mit 2.880 Volllaststunden berechnet.

<sup>139</sup> Vgl. Fußnote 67. Auch Hau (2015), S. 609 nennt zahlreiche Streitfälle aufgrund von Abweichungen der tatsächlichen Jahresenergieerträge von den durch Herstellern von Windkraftanlagen angegebenen Jahresenergieerträgen.

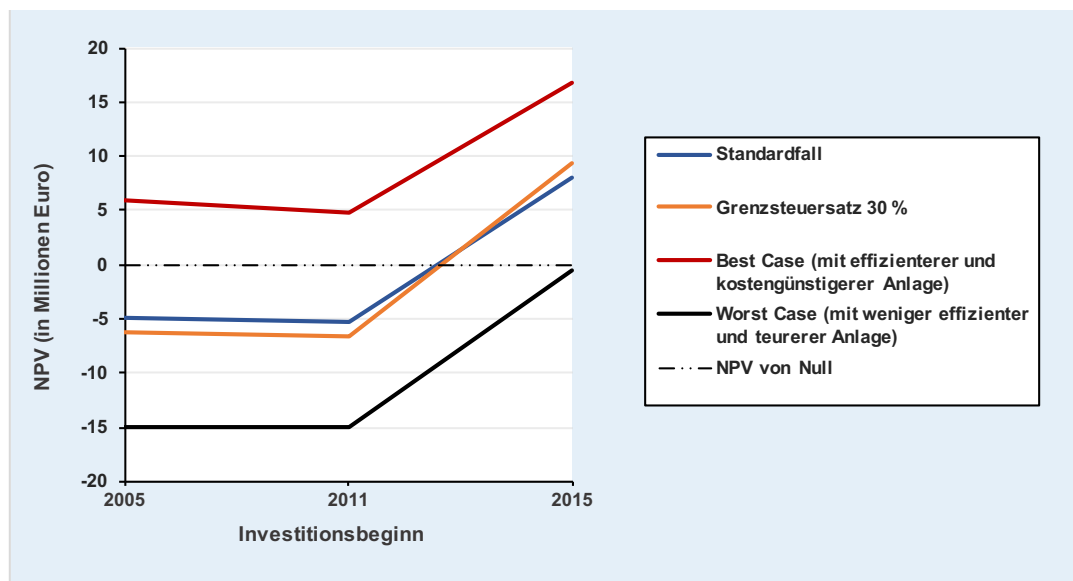
der Jahresabschlüsse von 1.150 Windparks aus den Jahren 2002 bis 2011 kommt der Experte zu dem Resultat, dass die Anleger im Durchschnitt auf ihr eingesetztes Kapital 2,5 Prozent erhalten haben. Über die Summe der zehn Jahre kamen sie damit auf gerade einmal 25 Prozent ihrer Einlage, während ihnen in den Prospekten für die Zeitspanne 60 bis 80 Prozent versprochen wurden.“<sup>140</sup>

Auch Tobias (2008) bewertet in seiner Beispielrechnung mittels der Kapitalwertmethode ein in 2006 realisiertes Windkraftprojekt als nicht lohnenswert.<sup>141</sup> H1 kann entsprechend der vorgenommenen Berechnungen für Windkraftanlagen nicht bestätigt werden.

#### 4.3.2.3.2 Windkraft-Onshore: Sensitivitätsanalyse der Kapitalwerte unter EEG

Figure 21 zeigt Ergebnisse der bereits beschriebenen Sensitivitätsanalysen für die Jahre 2005, 2011 und 2015 bei einer Fremdfinanzierungsquote von 70%.<sup>142</sup> Der Verlauf der Grafiken ist, wie in Figure 10 zu sehen, für die anderen Fremdfinanzierungsquoten ähnlich.

**Figure 21: Windkraft, Sensitivitätsanalyse im Jahr 2015**



Die Sensitivitätsanalysen fallen wie erwartet aus. Hervorzuheben ist das Best-Case Szenario, das nun in jedem der simulierten Jahre positive Kapitalwerte hervorbringt. Zur Erinnerung: Im Best-Case Szenario, werden die Betriebskosten und Anschaffungskosten um 20% niedri-

<sup>140</sup> FAZ (2014).

<sup>141</sup> Tobias (2008), S. 73.

<sup>142</sup> Da eine Fremdfinanzierungsquote von 70% für mittelständischer Unternehmen üblich ist (Wolf et al. (2011), S. 7 f.), wird die Sensitivitätsanalyse nur hierfür vorgenommen. Auch Boehmer-Beuth (2003), S. 32 rechnet mit einer Fremdfinanzierungsquote von 70%. Laut Deutsche WindGuard (2015) liegt der durchschnittliche Fremdkapitalanteil für Windkraftprojekte bei 80% (Deutsche WindGuard (2015), S. 42).



ger als im Standardfall angenommen, die Volllaststunden werden anstatt mit 2.400 Stunden mit 2.880 Stunden angesetzt. Die dargestellte Variation dieser drei Parameter führt dazu, dass die Investition in Windkraftanlagen zu jedem der Zeitpunkte lohnenswert ist.

Da die Wahrscheinlichkeit, dass die optimistischen Annahmen des Best-Case kumulativ erfüllt werden, eher gering ist, kann H1 für Investitionen in Windkraftanlagen nicht bestätigt werden.

Im Worst-Case Szenario sind die Kapitalwerte niedriger als im Standardfall. Auch bei Investitionsbeginn im Jahr 2015 sind die Kapitalwerte nun negativ. Das liegt hauptsächlich an den Volllaststunden die im Worst-Case Szenario mit lediglich 1.920 Stunden angesetzt werden.

Der geringere Grenzsteuersatz wirkt sich in den Jahren 2005 und 2011 negativ und im Jahr 2015 positiv auf die Kapitalwerte aus. Das liegt daran, dass die mit positiven Einkünften zu verrechnenden Einkommensteuerverluste mit geringerem Steuersatzes sinken. Der Vorteil der Verlustverrechnung auf privater Investorenebene wird somit geringer. Komplementär verhält es sich bei einem rentablen Investitionsprojekt wie hier bei einem Investitionsbeginn im Jahr 2015: Die Gewinne werden durch den gesunkenen Grenzsteuersatz niedriger besteuert.

#### **4.3.2.3.3 Windkraft-Onshore: Kapitalwerte unter EEG und unter Wettbewerb im Vergleich**

Analog zur Photovoltaikanalyse werden nun Kapitalwerte unter Wettbewerb ermittelt, die anschließend mit Kapitalwerten unter Anwendung des geltenden EEG-Rechts verglichen werden können.

Um Kapitalwerte unter Wettbewerb ermitteln zu können, sind Anschaffungskosten und Strompreise zu schätzen, die sich vermutlich ergeben würden, wenn es keine EEG-Förderung in Deutschland gäbe. Table 33 enthält die Annahmen, die den Kapitalwertberechnungen unter Wettbewerb zu Grunde liegen.

Die Förderung der Windkraft in Deutschland hat sich beim Aufbau der Windkraftanlagen zwar im internationalen Vergleich bemerkbar gemacht, jedoch nicht so stark wie bei den Photovoltaikanlagen.<sup>143</sup> Laut GWS et al. (2014) ist der Einfluss Deutschlands auf Investitionskosten von Windkraftanlagen gering und zu vernachlässigen.<sup>144</sup> Entsprechend wird im Folgenden der Einfluss des EEG auf die Preisentwicklung der Investitionskosten als gering eingeschätzt.

<sup>143</sup> Die installierte Windenergieleistung weltweit lag im Jahr 2005 bei 11.331 MW und in 2011 bei 39.805 MW (WWEA (2014), S. 2) und im Vergleich lag nur Deutschland bei 1.808 MW und im Jahren 2011 bei 2.085 MW (Deutsche WindGuard (2015)). Laut GWS et al. (2014), S. 117, ist der Einfluss Deutschlands auf die Investitionskosten von Windkraftanlagen gering.

<sup>144</sup> GWS et al. (2014), S. 117 ff..

Bei Ermittlung des Kapitalwertes unter Wettbewerb im Jahr 2005 werden Anschaffungskosten in Höhe von 28.808.872 Millionen Euro (2% niedriger als unter EEG), im Jahr 2011 30.294.000 Millionen Euro (entspricht den Anschaffungskosten unter EEG) und im Jahr 2015 28.560.000 Millionen Euro (2% höher als unter EEG) angenommen.<sup>145</sup>

Als nächstes ist dem erzeugten Windstrom ein Wert im Fall unter Wettbewerb beizumessen. Hierfür wird der Wert angesetzt, den die Betreiber der Windkraftanlage wahrscheinlich erzielen könnten, wenn Sie den produzierten Strom einspeisen und eine marktübliche Vergütung von einem Energieversorger erhalten würden. Um einen Absatzpreis zu approximieren, werden die durchschnittlichen Preisbestandteile von Strom für Haushalt- und Industriekunden ohne Nutzentgelte, Strom, Steuern und Umlagen herangezogen. Da die Höhe der deutschen Strompreise u. a. durch das EEG getrieben ist, werden die Preise anhand von EU-Vergleichswerten angepasst. Hierzu wird in Anlehnung an das Vorgehen bei der Ermittlung des Strompreises unter Wettbewerb für Photovoltaik der durchschnittliche Strompreis der EU-15 Staaten (ausgenommen der Werte für Deutschland) herangezogen. Da die Energieversorger die erbrachten Leistungen, wie beispielsweise den Kauf des Stroms beim Windkraftpark, die Einspeisung des Stroms in das Stromnetz sowie den Vertrieb und die Verteilung des Stroms an die Endkunden, nicht kostenfrei erbringen, wird der am Markt erzielbare Absatzpreis nicht vollständig an den Windkraftpark weitergereicht. Der Absatzpreis gestaltet sich entsprechend, um die entstandenen Kosten wie beispielsweise Vertriebskosten sowie um die Marge, die Energieversorgungsunternehmen üblicherweise erzielen, zu korrigieren.<sup>146</sup> Eine detailliertere Darstellung der beschriebenen Ermittlung der durch den Windkraftpark erzielbaren Absatzpreise enthält der Anhang in Table 36.

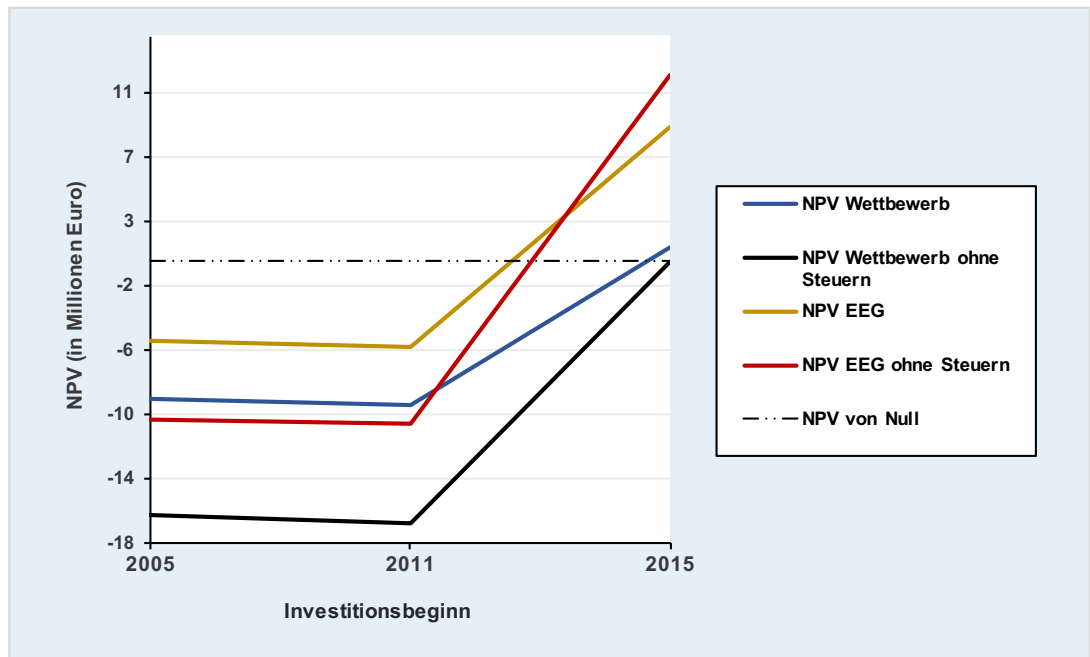
Figure 22 zeigt Ergebnisse der Kapitalwerte mit und ohne EEG bei einer Fremdkapitalquote von 70%.

---

<sup>145</sup> Wird alternativ eine Veränderung der Anschaffungskosten von 0% (anstatt der 2%) angenommen, sinken die Kapitalwerte um 4% im Jahr 2005 bei einer Fremdfinanzierungsquote von 70% und steigen um 138% im Jahr 2015. Die Kapitalwerte im Jahr 2005 sind weiterhin negativ und im Jahr 2015 weiterhin positiv. Die Kapitalwerte unter Wettbewerb sind weiterhin geringer als diejenigen unter EEG. Auf eine genauere Darstellung und Analyse wird mangels relevanter Auswirkungen verzichtet.

<sup>146</sup> Informationen zu Vertriebskosten, sonstigen Kosten und der Marge von Energieversorgungsunternehmen pro verkaufter Kilowattstunde, sind nur für Haushaltskunden verfügbar. Es wird für die Berechnung angenommen, dass die genannten Kosten für Energieversorgungsunternehmen bei dem Stromverkauf an Industrieunternehmen den verfügbaren für Haushaltskunden entsprechen.

**Figure 22: Windkraft, Kapitalwertberechnung EEG vs. Wettbewerb mit und ohne Ertragsteuern bei Fremdfinanzierung 70%**



Die Vorteilhaftigkeit der simulierten Investitionen kehrt sich durch die Ermittlung der Kapitalwerte unter Wettbewerb nicht um. Die Kapitalwerte in den Jahren 2005 und 2011 bleiben zu jedem der Zeitpunkte negativ und im Jahr 2015 durchweg positiv.

Zu allen Zeitpunkten sind die Kapitalwerte mit EEG höher als diejenigen unter Wettbewerb. Im Jahr 2015 sind die Kapitalwerte auch unter Wettbewerb positiv. H2 kann nicht vollständig bzw. nur für die Jahre 2005 und 2011 bestätigt werden.

#### 4.3.2.4 Zusammenfassung und Diskussion individueller Vorteilhaftigkeit

Anders als erwartet, kann H1 nicht einheitlich angenommen werden. Es ist erforderlich, zwischen den verschiedenen Arten von Energieprojekten zu unterscheiden. Die Berechnungen der Kapitalwerte von Anlagenbetreibern von Photovoltaikanlagen zeigen, dass Investitionen seit Einführung des EEG rentabel sind. Die Kapitalwerte unter Wettbewerb zeigen indes, dass sich die Investitionen hauptsächlich nur durch das EEG lohnen. H1 und H2 können für Photovoltaikinvestitionen angenommen werden.

Die Ergebnisse für Investitionen in Windkraftanlagen unterscheiden sich je nach Investitionsbeginn erheblich. Die Kapitalwerte sind anders als erwartet vorwiegend negativ. Lediglich die Windkraftanlagen mit Investitionsbeginn im Jahr 2015 ergeben positive Kapitalwerte. H1 kann entsprechend für Windkraftanlagen nur für das Jahr 2015 angenommen werden.

Die Kapitalwerte unter Wettbewerb sind zu jedem der Zeitpunkte niedriger als diejenigen unter EEG. Im Jahr 2015 sind die Kapitalwerte unter Wettbewerb positiv, d. h. H2 kann für Windkraftanlagen nur für 2005 und 2011 bestätigt werden.

Wie sich der staatliche Eingriff in den Renditen der Investoren niederschlägt, scheint nach der genaueren Betrachtung nicht so eindeutig zu sein wie eingangs erwartet. Für Anlagenbetreiber von Photovoltaikaufdachanlagen bewirkt die EEG-Förderung regelmäßig, dass ohne Förderung nachteilige Projekte vorteilhaft werden (Rangfolgeumkehr). Bei Windkraftanlagen ist die Frage nicht eindeutig zu beantworten. Ein Transfer der Ergebnisse auf andere durch das EEG geförderte erneuerbare Energien, wie beispielsweise Biogasanlagen und Offshore-Windparks, kann daher nicht ohne Detailbetrachtungen erfolgen.

### **4.3.3 Kollektive Vorteilhaftigkeit – Gesamtwirtschaftliche Effekte**

#### **4.3.3.1 Untersuchungsdesign zur kollektiven Vorteilhaftigkeit**

Nachdem im vorherigen Teil individuelle Vorteilhaftigkeiten eingehend analysiert wurden, werden im Folgenden Auswirkungen der EEG-Förderung aus gesamtwirtschaftlicher deutscher Sicht betrachtet. In H3 wird angenommen, dass die durch das EEG entstandenen Kosten zur Förderung von erneuerbaren Energien den sich daraus ergebenden Nutzen übersteigen, was bedeuten würde, dass die EEG-Förderung aus gesamtdeutscher Sicht nicht lohnenswert wäre.

Für die Ermittlung der gesamtwirtschaftlichen Effekte wird im Folgenden die Perspektive der Volkswirtschaft Deutschland eingenommen,<sup>147</sup> d.h. die EEG-Förderung wird - aggregiert aus Sicht aller in Deutschland lebenden Menschen - betrachtet.<sup>148</sup>

Es wird keine klassische Kosten-Nutzen-Analyse durchgeführt, in der üblicherweise sämtliche zukünftigen internen und externen Effekte beispielsweise eines staatlichen Projekts monetär bewertet und diskontiert werden.<sup>149</sup> Die Durchführung einer solchen Analyse ist für die

---

<sup>147</sup> Eine Gegenüberstellung von Nutzen und Kosten aus der EEG-Förderung aus globaler Sicht wäre ebenfalls interessant, jedoch würde eine solche Berechnung für die nationalen Diskussionen über die Rechtfertigung der hohen Ausgaben für die Klimapolitik keinen Beitrag leisten und auch kaum als politische Entscheidungsgrundlage dienen.

<sup>148</sup> Auf eine tatsächliche deutsche Staatsbürgerschaft kommt es im Folgenden nicht an. Das liegt u. a. daran, dass alle in Deutschland lebenden Menschen an der Energiewende beteiligt und von ihr betroffen sind. So wird beispielsweise von allen Haushalten die EEG-Umlage geleistet, die sich im Strompreis niederschlägt und alle Menschen die sich in Deutschland aufhalten, partizipieren am Klima als öffentliches Gut (z.B. an der Luftqualität).

<sup>149</sup> Eine Kosten-Nutzen-Analyse wird üblicherweise vor Umsetzung eines staatlichen Projekts durchgeführt. Ein staatliches Vorhaben wird bewertet und daraufhin untersucht, ob es in Abgrenzung zu anderen Alternativen vorteilhaft ist. Eine Reihe von Kriterien werden ebenfalls berücksichtigt, hierzu zählen u. a. das Pareto-Optimum und das Mit-und-Ohne-Prinzip. Vgl. Hanusch (2011) und Westermann (2011).

Untersuchung der Auswirkungen des EEG kaum möglich, da es hier keine einmalige Anfangsinvestition bzw. Initiierung eines Projekts gibt, dessen Auswirkungen dann über die Folgejahre gemessen werden können. Stattdessen haben die fortwährenden Änderungen der EEG-Regelungen einerseits dazu geführt, dass Vergütungen je nach Nutzung des Stroms und Zeitpunkt der Inbetriebnahme der Anlagen in unterschiedlicher Höhe gezahlt werden, sowie andererseits Anlagen verschiedenster Leistungen, Laufzeiten und Kapazitäten in Besitz unterschiedlicher Investorentypen und –gruppen nebeneinander bestehen.

Um dennoch eine gesamtwirtschaftliche Analyse zu ermöglichen, wird eine statische Querschnittsbetrachtung der Nutzen und Kosten für das Jahr 2013<sup>150</sup> aus Photovoltaik und Windkraft an Land<sup>151</sup> vorgenommen. Das heißt, es werden die Auswirkungen des Betriebs aller in Deutschland im Jahr 2013 bestehenden Photovoltaik- und Windkraftanlagen ermittelt und gegenübergestellt. Es werden explizit nicht nur die im Jahr 2013 neu errichteten Anlagen betrachtet.

Neben direkt messbaren Nutzen und Kosten<sup>152</sup> fließen auch externe Effekte in die Berechnung ein.<sup>153</sup> Einigen externen Effekten können monetäre Werte beigemessen werden (z.B. Einfluss auf die Gesundheit, Klimawandel), und bei einigen externen Effekten (z.B. Geo-Politische Effekte, Versorgungssicherheit) sind mangels zufriedenstellender Ansätze zur Monetarisierung keine Zahlungsäquivalente bekannt.<sup>154</sup>

Da gesamtwirtschaftliche Effekte betrachtet werden, fließen jegliche innerstaatliche Liefer- und Leistungsbeziehungen, wie Finanzierungskosten der Investoren und Energieunternehmen, die Vergütungen für produzierten Ökostrom und die EEG-Umlage, nicht in die Berechnung ein.<sup>155</sup>

---

<sup>150</sup> Aufgrund guter Datenverfügbarkeit wird die Berechnung für das Jahr 2013 vorgenommen.

<sup>151</sup> Einerseits sind so die Ergebnisse besser mit den Ergebnissen zur individuellen Vorteilhaftigkeit zu vergleichen und andererseits unterliegen die Berechnungen durch Konzentration auf zwei erneuerbare Energien geringeren Schätzunsicherheiten.

<sup>152</sup> Z.B. dem Nutzen aufgrund von eingesparten fossilen Energieimporten oder Kosten für das Vorhalten konventioneller Kraftwerke, um die Versorgungssicherheit zu gewährleisten, können aufgrund gezahlter oder eingesparter Zahlungsmittel Werte beigemessen werden.

<sup>153</sup> Eine ausführliche Definition und Erläuterung zu externen Effekten in: Mühlenkamp (1994), S. 158 ff.. Beispielsweise Krewitt (2007) befasst sich in seinem Artikel ausschließlich mit externen Kosten der Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien.

<sup>154</sup> Vgl. Krewitt und Schlomann (2006), S. 1 f.. Mehr dazu in Abschnitt 4.3.3.2.1.3.

<sup>155</sup> Die im EEG festgeschriebenen Vergütungssätze für produzierten Strom aus erneuerbaren Energien, werden wie bereits beschrieben durch die EEG-Umlage auf den Strompreis der Verbraucher umgelegt. Durch das EEG findet eine Umverteilung von Zahlungsmitteln innerhalb der Gesellschaft statt. Eine Behandlung der Distributionseffekte wird in Abschnitt 4.3.3.2.1.3 gegeben. Es werden keine staatlichen Fördergelder für das EEG eingesetzt, insofern ist es nicht notwendig eine Diskussion über den Vermögensstock bzw. über den Umfang in dem geflossene Gelder einen Mehrwert für die Gesellschaft schaffen, zu führen.

Die im Folgenden berechneten gesamtwirtschaftlichen Effekte bilden im ersten Schritt die Auswirkungen durch die EEG-Förderung inklusive sämtlicher Wechselwirkungen ab, die entstehen aufgrund Einbettung der deutschen Klimaschutzmaßnahmen in den EU-Emissionshandel. In diesem Zusammenhang wird die bereits beschriebene Problematik thematisiert, dass die in Deutschland vorgenommenen Bemühungen des Klimaschutzes durch das EEG aufgrund der Einbettung in den EU-Emissionshandel ins Leere laufen.<sup>156</sup> Als nächstes wird ein kurzer Überblick über die Funktionsweise des EU-Emissionshandelssystems gegeben.

Durch die im Jahr 2003 in Kraft getretene Emissionshandelsrichtlinie der Europäischen Union (2003/87/EG) haben sich die Mitgliedstaaten verpflichtet, ihre im Kyoto-Protokoll vereinbarten Ziele gemeinsam durch Teilnahme an einem verbindlichen europäischen Emissionshandelssystem zu erreichen.<sup>157</sup> Im Vergleich zum Jahr 2005 wollen die Mitgliedsstaaten ihre Emissionen bis zum Jahr 2020 um 21 Prozent senken.<sup>158</sup> Im EU-Emissionshandelssystem sind nicht die EU-Staaten, sondern Unternehmen bzw. Betreiber bestimmter Energie- und Industrieanlagen zum Aufbringen ausreichender Zertifikate verpflichtet. Insbesondere Anlagen mit hohen Emissionen unterliegen dem Emissionshandel, hierunter fallen unter anderem die Strom- und Wärmezeugung mit fossilen Brennstoffen, Ö raffinerien, Eisen- und Stahlwerke, Aluminium-, Chemie-, Papier- und Glasindustrie und die Flugzeugbranche. Etwa 50 Prozent der in der EU entstehenden Klimagasemissionen und 11.500 treibhausgasemittierende Anlagen werden durch das europäische Emissionshandelssystem geregelt.<sup>159</sup> Das europäische Emissionshandelssystem ist der weltweit größte Markt zum Handeln mit Klimazertifikaten.<sup>160</sup>

Die Europäische Union legt eine absolute Emissionsmenge und entsprechend die Anzahl der zu verteilenden Zertifikate fest. Die Zertifikate werden an die Staaten der Europäischen Union verteilt. Die Mitgliedsstaaten wiederum verteilen das ihnen zugewiesene Zertifikatkontingent an die in ihrem Land ansässigen Industrien.<sup>161</sup> Am Ende eines jeden Kalenderjahres sind die dem Emissionshandel unterliegenden Anlagenbetreiber verpflichtet, die Menge der von

---

<sup>156</sup> Vgl. Fußnote 33.

<sup>157</sup> Vgl. Energieagentur NRW (2013), S. 5 sowie Hübner (2013), S. 6.

<sup>158</sup> Vgl. Energieagentur NRW (2013), S. 4.

<sup>159</sup> Vgl. Bärwaldt et al. (2009), S. 10.

<sup>160</sup> Vgl. Bärwaldt et al. (2009), S.10.

<sup>161</sup> Die Mitgliedstaaten können die Verteilung der Zertifikate national regeln. In Deutschland regelt das Treibhausgas-Emissionshandelsgesetz (TEHG) die Zuteilung von Emissionsrechten. Vgl. Energieagentur NRW (2013), S. 5 f..

ihnen emittierten Treibhausgase offenzulegen und durch die entsprechende Anzahl an Zertifikaten zu unterlegen.

Im Jahr 2013 wurden 2.084 Mrd. Zertifikate ausgegeben, bis zum Jahr 2020 sollen jährlich 1,74 % weniger Zertifikate ausgegeben werden.<sup>162</sup> Da weniger Emissionsberechtigungen ausgegeben als benötigt werden, sind die emissionshandelspflichtigen Anlagenbetreiber verpflichtet, CO<sub>2</sub> zu vermeiden oder zusätzliche Zertifikate im Handel mit anderen Unternehmen direkt oder über private Handelsplattformen zu erwerben. Betroffene Unternehmen betreiben Handel mit Zertifikaten, denn die Kosten der Vermeidung einer Tonne CO<sub>2</sub> hängen von der Unternehmensbranche und dem Technisierungsgrad der Anlagen ab. Unternehmen, die vergleichsweise geringe CO<sub>2</sub>-Vermeidungskosten haben, werden tendenziell mehr CO<sub>2</sub> vermeiden als unbedingt nötig, in der Hoffnung, mit ihren nicht benötigten Zertifikaten Preise zu erzielen, die über den CO<sub>2</sub>-Vermeidungskosten liegen. Andersherum werden Unternehmen, die hohen Vermeidungskosten gegenüberstehen, Zertifikate hinzukaufen, sobald der Preis unter den Kosten für eine Tonne CO<sub>2</sub>-Vermeidung liegt. Dieses betriebswirtschaftliche Vorgehen der anlagenbetreibenden Unternehmen zeigt den großen Vorteil von Emissionshandelsystemen: CO<sub>2</sub> wird dort vermieden, wo am kostenwirksamsten die höchsten Reduktionen erzielt werden können.<sup>163</sup>

Die Produktion von Strom aus erneuerbaren Energien senkt die Nachfrage nach herkömmlich produziertem Strom aus fossilen Energiequellen in Deutschland. Dadurch werden von deutschen Unternehmen weniger schädliche Treibhausgase emittiert, was dazu führt, dass deutsche Unternehmen nur eine geringere Anzahl von CO<sub>2</sub>-Zertifikaten benötigen. Diese CO<sub>2</sub>-Zertifikate können gegen eine Gebühr an andere EU-Unternehmen veräußert werden. Als Folge davon werden die in Deutschland eingesparten Treibhausgase in einem anderen europäischen Land emittiert.<sup>164</sup>

Bei einer Anpassung der EU-Emissionsregelungen könnte ein positiver Klimaeffekt durch das EEG möglich sein. Es könnte durch Regelungsmechanismen sichergestellt werden, dass die in Deutschland eingesparten Emissionen, die sich u. a. in Form von frei verfügbaren CO<sub>2</sub>-Zertifikaten widerspiegeln, nicht in einem anderen EU-Land in gleicher Höhe emittiert werden. Der gesamtwirtschaftliche Effekt einer solchen Anpassung des Regulationsmechanismus wird in einer zweiten Berechnung geschätzt.

---

<sup>162</sup> Vgl. European Commission (2016).

<sup>163</sup> Vgl. Weimann (2010), S. 159 ff.

<sup>164</sup> Vgl. Fußnote 33.

Es gibt einige gesamtwirtschaftliche Nutzen und Kosten, die unabhängig davon anzusetzen sind, ob die EEG-Förderung nun tatsächlich zu einer Einsparung von schädlichen Treibhausgasen führt oder nicht.<sup>165</sup> Allerdings gibt es auch Nutzen- und Kostenpositionen, die je nach Argumentation mit unterschiedlichen Werten in die Berechnung einfließen. Aus diesem Grund wird für jede der beiden beschriebenen Grundfälle (a. Status quo: kein Effekt auf den Klimawandel und b. Effekt auf den Klimawandel durch beispielsweise Anpassung der EU-Zertifikatsregelungen) eine Unter- und Obergrenze der gesamtwirtschaftlichen Effekte geschätzt.

#### **4.3.3.2 Gesamtwirtschaftliche Effekte der Förderung von Photovoltaik und Windkraft an Land**

##### **4.3.3.2.1 Gesamtwirtschaftliche Effekte in Deutschland durch das EEG**

Wie eben dargestellt, wird als erstes der Status quo dargestellt, d.h. die Förderung von Photovoltaik- und Windkraftanlagen wird unter Berücksichtigung des Zusammenspiels mit dem EU-Emissionshandel betrachtet. Table 35 stellt die gesamtwirtschaftlichen Effekte des aus Photovoltaik und Windkraft produzierten Stroms dar.

---

<sup>165</sup> Hierzu zählen beispielsweise Nutzen aus einer verbesserten Versorgungssicherheit und Einsparungen durch verringerte Energieimporte oder Kosten, die durch das Vorhalten konventioneller Kraftwerke entstehen.



**Table 35: Gesamtwirtschaftliche Effekte: Nutzen und Kosten aus Photovoltaik und Windkraftanlagen im Jahr 2013**

**I. Nutzen (Werte in EUR)**

	Status Quo : EEG-Förderung hat keinen positiven Einfluss auf den Klimawandel		Simulation Anpassung der Regelungen zum Zertifikathandel: EEG-Förderung hat einen positiven Einfluss auf den Klimawandel	
	Abschnitt 3.3.2.1, Untergrenze	Abschnitt 3.3.2.1, Obergrenze	Abschnitt 3.3.2.2, Untergrenze	Abschnitt 3.3.2.2, Obergrenze
<b>A. Eingesparte Kosten durch Ersatz fossiler Energieträger</b>				
Klimawandel			264.643.304	5.395.764.334
davon Photovoltaik			98.444.793	2.007.173.036
davon Windkraft			166.198.511	3.388.591.298
Gesundheit		2.922.807.200		2.922.807.200
davon Photovoltaik		2.280.393.580		2.280.393.580
davon Windkraft		642.413.620		642.413.620
Materialschäden		38.752.260		38.752.260
davon Photovoltaik		25.257.690		25.257.690
davon Windkraft		13.494.570		13.494.570
Ernteverluste		103.075.160		103.075.160
davon Photovoltaik		90.407.940		90.407.940
davon Windkraft		12.667.220		12.667.220
Biodiversität		456.547.990		456.547.990
davon Photovoltaik		379.593.250		379.593.250
davon Windkraft		76.954.740		76.954.740
Geo-Politische Effekte		n.q.		
Große-nicht nukleare Unfälle		n.q.		
Sonstige externe Effekte: wie Lärmemissionen, visuelle Beeinträchtigungen, Bergschäden durch Kohleabbau		n.q.		
<b>B. Eingesparte Kosten durch Ersatz von Kernenergie</b>				
Große Unfälle		n.q.		
Radioaktive Abfälle		n.q.		
Proliferationsrisiko		n.q.		

Quellen / Erläuterungen

Umweltbundesamt (2014a); ZSW (2015). Eine detaillierte Berechnung ist in Anhang A: Tabelle A.2 und A.3 dargestellt.

Sterblichkeitsrisiko und nicht tödliche Gesundheitsschäden

Materialschäden durch Luftschadstoffe

Wirkung von Luftschadstoffen auf Agrarprodukte

Wirkung von Luftschadstoffen auf die Artenvielfalt.

Krewitt (2007), Tabelle 5.

Eintrittswahrscheinlichkeiten von Dammbrech, Gasexplosionen, Grubenunfälle etc.. sind so gering sind, dass externer Faktor vernachlässigbar ist. Krewitt (2007), S. 148 f..

Krewitt (2007), S. 149 f..

Unfälle mit sehr geringer Eintrittswahrscheinlichkeit, aber katastrophalen Auswirkungen. Krewitt (2007), S. 149 f..

Risiken aus dem Kontrollverlust eines Atomprogramms und Nuklearmaterial, Technologie und Know-How gelangen ungewollt ins Ausland. Krewitt (2007), S. 149 f..

**C. Sonstige Effekte**

Versorgungssicherheit	n.q.				Versorgungssicherheit durch geringere Abhängigkeit vom Ausland. Krewitt (2007), S. 148 f..
Vermiedene fossile Energieimporte				2.060.283.143	BMWi (2014). Eine detailliertere Berechnung ist in Anhang A: Tabelle A.4 dargestellt.
davon Photovoltaik				780.763.266	
davon Windkraft				1.279.519.877	
Wert von Innovationsförderung / Wert Export moderner Energietechnologien	n.q.				BMWi (2014b). Keine Quantifizierung der erhofften Effekte möglich.
<b>Nutzen gesamt</b>	<b>2.060.283.143</b>	<b>5.581.465.753</b>	<b>2.324.926.447</b>	<b>8.916.946.944</b>	

**II. Kosten (Werte in EUR)**

	Abschnitt 3.3.2.1, Untergrenze	Abschnitt 3.3.2.1, Obergrenze	Abschnitt 3.3.2.2, Untergrenze	Abschnitt 3.3.2.2, Obergrenze
<b>A. Externe Kosten durch Produktion der Photovoltaik- und Windkraftanlagen</b>				
<b>Klimawandel</b>	<b>8.976.821</b>	<b>183.026.772</b>	<b>8.976.821</b>	<b>183.026.772</b>
davon Photovoltaik	7.117.612	145.119.700	7.117.612	145.119.700
davon Windkraft	1.859.209	37.907.072	1.859.209	37.907.072
<b>Gesundheit</b>	<b>48.653.700</b>	<b>48.653.700</b>	<b>48.653.700</b>	<b>48.653.700</b>
davon Photovoltaik	19.285.200	19.285.200	19.285.200	19.285.200
davon Windkraft	29.368.500	29.368.500	29.368.500	29.368.500
<b>Biodiversität</b>	<b>3.454.017</b>	<b>3.454.017</b>	<b>3.454.017</b>	<b>3.454.017</b>
davon Photovoltaik	1.415.190	1.415.190	1.415.190	1.415.190
davon Windkraft	2.038.827	2.038.827	2.038.827	2.038.827
<b>Materialschäden</b>	<b>606.614</b>	<b>606.614</b>	<b>606.614</b>	<b>606.614</b>
davon Photovoltaik	261.696	261.696	261.696	261.696
davon Windkraft	344.918	344.918	344.918	344.918
<b>Ernteverluste</b>	<b>582.794</b>	<b>582.794</b>	<b>582.794</b>	<b>582.794</b>
davon Photovoltaik	226.956	226.956	226.956	226.956
davon Windkraft	355.838	355.838	355.838	355.838
Nicht quantifizierbare externe Kosten				

Umweltbundesamt (2014a); ZSW (2015). Eine detaillierte Berechnung ist in Anhang A: Tabelle A.2 und A.3 dargestellt. Weitere Beschreibungen s.o. Nutzen.

Analog der oben aufgeführten nicht quantifizierbaren eingesparten Kosten, entstehen analoge externe Kosten bei der Produktion von Photovoltaik- und Windkraftanlagen.

## B. Sonstige Effekte

Wertverlust der Anlagen aus erneuerbaren Energien

				7.014.375.000	
davon Photovoltaik				4.405.000.000	In den Jahren 2000 bis 2012 wurden 86 Milliarden Euro in die Errichtung neuer Photovoltaikanlagen in Deutschland investiert (vgl. BMWi (2014b), S. 24). Photovoltaikanlagen werden über 20 Jahre abgeschrieben (vgl. Amtliche AFA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000)). Es wird angenommen, dass die im Jahr 2013 angeschafften Anlagen im Wert von 4,2 Milliarden Euro durchschnittlich über sechs Monate abgeschrieben wurden.
davon Windkraft				2.609.375.000	In den Jahren 2000 bis 2012 wurden 38,2 Milliarden Euro in die Errichtung neuer Windkraftanlagen in Deutschland investiert (vgl. BMWi (2014b), S. 24). Windkraftanlagen werden über 16 Jahre abgeschrieben (vgl. Amtliche AFA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000)). Es wird angenommen, dass die im Jahr 2013 angeschafften Anlagen im Wert von 7,1 Milliarden Euro durchschnittlich über sechs Monate abgeschrieben wurden.
Vorhalten konventioneller Kraftwerke				20.500.000	Kosten für Reservekraftwerke im Winterhalbjahr 2013/2014 über alle Erneuerbare Energien betragen 41 Millionen Euro (lt. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014), S. 54). Es wird angenommen, dass 50% davon im Ausland vorgehalten.
<b>Kosten Gesamt</b>	<b>7.097.148.946</b>	<b>7.250.698.897</b>	<b>7.076.648.946</b>	<b>7.250.698.897</b>	
<b>Nutzen abzgl. Kosten</b>	<b>- 5.036.865.803</b>	<b>- 1.669.233.144</b>	<b>- 4.751.722.499</b>	<b>1.666.248.047</b>	

### Legende

n.q. nicht quantifizierbar

keine nennenswerten Effekte

nicht zu vernachlässigende Auswirkungen

schwerwiegende Auswirkungen zu erwarten

Die Analyse bezieht sich nur auf Photovoltaik und nicht auf Solarthermie. Die Begriffe werden häufig analog verwendet. Die Abgrenzung ist jedoch wichtig, denn die Einbeziehung von Solarthermie würde sich auf die oben angegebenen Werte v.a. der Energieimporte und Versorgungssicherheit auswirken.

#### 4.3.3.2.1.1 Nutzen

Der sich ergebende Nutzen setzt sich zusammen aus eingesparten Kosten durch den Ersatz der fossilen Energieträger, aus eingesparten Kosten durch den Ersatz der Kernenergie und aus weiteren Effekten beispielsweise auf die Versorgungssicherheit und Energieimporte.

##### *Eingesparte Kosten durch Ersatz fossiler Energieträger*

Aus Photovoltaik und Onshore-Windkraft produzierte Energie verdrängt fossile Energieträger, weshalb weniger schädliche Treibhausgase in Deutschland ausgestoßen werden. Die verschiedenen Treibhausgase haben üblicherweise schädliche Auswirkungen auf den Klimawandel, die Gesundheit (durch ein höheres Sterblichkeitsrisiko und höhere allgemeine Gesundheitsschäden), Materialschäden und Ernteverluste sowie die Artenvielfalt. Es kann berechnet werden, wie viel Treibhausgase konkret durch Photovoltaik und Windkraftanlagen in Deutschland im Jahr 2013 verdrängt wurden. Die positiven Effekte durch die Verdrängung der Luftschadstoffe können monetär bewertet werden. Die Berechnung ist detailliert in Anhang 4 Table 37 dargestellt.

Wie bereits beschrieben, kommt es durch den in Deutschland produzierten und vorrangig ins Stromnetz einzuspeisenden Ökostrom global betrachtet zu keiner Einsparung von schädlichen Treibhausgasen. Aus diesem Grund ist in Table 35 bei der Darstellung des Status quo ein Nutzen in Höhe von 0 Euro für den Klimawandel abgebildet. Bezüglich der Auswirkungen der EEG-Förderung auf die Gesundheit, Material, Ernte und Biodiversität wird für den Status quo für die Ermittlung der Untergrenze angenommen, dass es keine positiven Effekte gibt.

Emittierte Schadstoffe könnten sich jedoch auch lokal auswirken,<sup>166</sup> d.h., wenn eine Verlagerung der Emissionen ins EU-Ausland stattfindet, könnte es in Deutschland verringerte Gesundheits- und Materialschäden, eine verbesserte Ernte und Biodiversität geben. Der Wert der genannten Verbesserungen könnte mit maximal 3,5 Milliarden Euro angesetzt werden.<sup>167</sup> In die Berechnung des Wertes ist bereits die durchschnittliche Zahlungsbereitschaft der deutschen Bevölkerung zur Emissionsvermeidung eingeflossen.<sup>168</sup> Durch Berücksichtigung einer

---

<sup>166</sup> Ein Indiz für lokale Wirkungen von Treibhausgasen ist beispielsweise die schlechte Luftqualität die sich in den industriellen Megastädten negativ auf die Gesundheit auswirkt. Beispielsweise das Treibhausgas Stickstoff hat negative Folgen für die Umwelt, die sich hauptsächlich lokal auswirken (vgl. ÖAW (2015)).

<sup>167</sup> Die konkrete Berechnung ist dem Anhang 4 Table 37 und Table 38 zu entnehmen.

<sup>168</sup> Vgl. Umweltbundesamt (2014b), S. 10.

Zeitpräferenzrate von 1% „wird eine Präferenz für einen gegenwärtigen Konsum gegenüber einem Konsum in der Zukunft abgebildet.“<sup>169</sup>

Sollten die Emissionen in ein EU-Land verlagert werden, welches sich geographisch in der Nähe von Deutschland befindet, könnte der Nutzen auch deutlich geringer sein als 3,5 Milliarden Euro. Um eine entsprechende Unter- sowie Obergrenze der gesamtwirtschaftlichen Effekte ermitteln zu können, wird in Table 35 die Untergrenze der eingesparten Kosten durch den Ersatz fossiler Energieträger mit 0 Euro angesetzt und für die Obergrenze ein geschätzter maximaler Nutzen in Höhe von 3,5 Milliarden Euro.

Hinzu kommen einige intangible Effekte<sup>170</sup>, die Krewitt (2007) in seiner Studie unter anderem anhand ihrer Bedeutung klassifiziert hat. Diese Klassifizierung ist ergänzend zu den monetären Effekten in Table 35 dargestellt.

Eine *grüne Markierung* zeigt externe Effekte an, die sich nicht nennenswert auswirken. Die Eintrittswahrscheinlichkeiten von großen nicht-nuklearen Unfällen wie Dammbruch, Gasexplosionen sowie Grubenunfällen sind so gering, dass die positiven externen Effekte vernachlässigbar sind (*grün markiert*). Ebenso sind sonstige externe Effekte wie Lärmemissionen, visuelle Beeinträchtigungen oder Bergschäden durch Kohleabbau nicht nennenswert (*ebenfalls grün markiert*). Geo-politische Effekte sind nicht quantifizierbar, aber auch nicht zu vernachlässigen (*gelb markiert*).<sup>171</sup>

#### *Eingesparte Kosten durch Ersatz von Kernenergie*

Der Wirkungszusammenhang zwischen dem Rückgang von Atomkraft und erneuerbaren Energien wird in der Literatur kontrovers diskutiert. Gemäß dem Fraunhofer Institut wird Kernkraft nicht durch erneuerbare Energien substituiert.<sup>172</sup> Laut Bauer et al. (2012) spielen erneuerbare Energien eine untergeordnete Rolle bei der Substitution von nuklearem Strom,

---

<sup>169</sup> ZSW (2015), S. 29. Durch eine Diskontierungsrate werden auch immer Auswirkungen auf zukünftige Generationen berücksichtigt. Gerade bei der Klimadiskussion wird häufig thematisiert, dass die Kosten der Klimapolitik heute getragen werden müssen, um der Folgegeneration einen lebenswerten Planeten zu hinterlassen (vgl. Core-Project (2016), S. 55). Bei der Bewertung staatlicher Projekte werden üblicherweise Diskontierungen vorgenommen, um deren Effizienz und Opportunitätskosten in die Bewertung einfließen zu lassen (vgl. Bayer (2004), S. 142). In Deutschland werden Diskontierungen bei Projektbewertungen üblicherweise zwischen 3% bis 4% angesetzt (vgl. beispielsweise Evans und Sezer (2005), S. 47, 56 und Hepburn et al. (2009), S. 143). Die vom EU-Projekt NEEDS angesetzte und vom Umweltbundesamt übernommene Zeitpräferenzrate von 1% zeigt, dass die zukünftigen Effekte mit noch größerer Bedeutung in die heutige Entscheidung einfließen, als es üblicherweise bei höheren Diskontraten der Fall ist.

<sup>170</sup> Die Umweltökonomie spricht bei nicht monetär quantifizierbaren Effekten von intangiblen Effekten (vgl. Hanusch (2011), S. 10).

<sup>171</sup> Krewitt (2007), Tabelle 5.

<sup>172</sup> Vgl. Fraunhofer ISI (2011), S. 20.

während lt. der Zeitschrift *Energiewirtschaftliche Tagesfragen* (2013) der Rückgang der Atomenergie maßgeblich durch die erneuerbaren Energien ausgeglichen wird.

Zusätzlich zu den verschiedenen Meinungen zur Substitution von Atomkraft und den unterschiedlichen Einschätzungen von Atomkraftrisiken durch Fachleute ist eine Bewertung der externen Kosten methodisch derzeit nicht möglich. Zwar sind die Eintrittswahrscheinlichkeiten von großen Unfällen und Risiken in Verbindung mit radioaktivem Abfall und Proliferationsrisiken<sup>173</sup> sehr gering, die Folgen könnten jedoch katastrophal sein.<sup>174</sup> In der Berechnung wird der Ansatz von Krewitt (2007) übernommen.<sup>175</sup> Table 35 bildet die Folgen des Ersatzes der Kernenergie als nicht quantifizierbar und gleichzeitig von besonderer Bedeutung (*rot markiert*) ab.

#### *Sonstige Effekte: Versorgungssicherheit, Energieimporte und Innovationsförderung*

Zu den übrigen positiven Effekten zählt eine verminderte Abhängigkeit vom Ausland, der Wert vermiedener fossiler Energieimporte und externe Effekte der Innovationsförderung. Die Diskussionen über den Nutzen aus einer verminderten Abhängigkeit vom Ausland sowie aus verringerten Energieimporten sind eng verbunden. Ungefähr 70% der in Deutschland verbrauchten Primärenergieträger werden importiert.<sup>176</sup> Die vermehrte Produktion von Ökostrom vermindert die Abhängigkeit vom Ausland durch geringere Importe fossiler Rohstoffe.<sup>177</sup> Laut Fraunhofer ISI (2014) erhöhen die erneuerbaren Energien die Versorgungssicherheit mit Energie um 17%.<sup>178</sup> Eine tatsächliche Quantifizierung der verbesserten Versorgungssicherheit ist jedoch nicht möglich. Laut Krewitt (2007) stellt die Versorgungssicherheit derzeit keinen nennenswerten Effekt dar (*grün markiert*). Eine Verringerung der wirtschaftlichen Beziehungen zum Ausland könnte sich allerdings gerade auf Deutschland als Exportland negativ auswirken und zu politischen Spannungen führen.

---

<sup>173</sup> Ein klassisches Proliferationsrisiko besteht in der Gefahr des Missbrauchs „friedlicher“ Kernenergie, um geheime Atomprogramme aufzubauen. In entwickelten Ländern wie Deutschland besteht vornehmlich die Gefahr des Diebstahls von nuklearem Material, Wissen und Technologie und deren Transfer ins Ausland.

<sup>174</sup> Vgl. Krewitt (2007), S. 149.

<sup>175</sup> Aufgrund unterschiedlicher Ausprägungen von Risikoempfinden sowie Unsicherheiten in der Einschätzung der Eintrittswahrscheinlichkeiten sowie des Schadensausmaßes bei Atomkraftrisiken, ist eine Quantifizierung nicht möglich bzw. führt zu stark unterschiedlichen Ergebnissen (vgl. Umweltbundesamt (2012), S. 26 ff.). Der monetär bewertbare Gesamtnutzen wird durch die Übernahme des Nutzens aus verdrängter Kernenergie in Table 35 nicht unmittelbar beeinflusst. Jeder Betrachter kann dem Nutzen aus der Verdrängung einen hohen oder niedrigen Wert beimessen, die jeweilige Einschätzung hängt wohl mit dem persönlichen Risikoempfinden zusammen.

<sup>176</sup> ZSW (2015), S. 16.

<sup>177</sup> Vgl. Krewitt (2007), S. 148 f. und ZSW (2015), S. 16 f..

<sup>178</sup> Vgl. Fraunhofer ISI (2014), Tabelle 10 und S. 39. Der Beitrag zur Energiesicherheit wird danach durch eine verminderte Importabhängigkeit, verminderte Preisvolatilität, verminderte Erzeugungskosten etc. geleistet.

Weimann (2013) stellt ebenfalls das Streben nach Autarkie in Bezug auf die Versorgungssicherheit in Frage. Die Märkte für fossile Brennstoffe seien diversifiziert, sodass keine Gefahr einer Abhängigkeit oder eines Energieengpasses für Deutschland bestünde. Im Gegenteil, Weimann (2013) zeigt auf, wie die erhöhte Netzinstabilität als Folge der Volatilität des Ökostroms die Nachfrage nach Gas steigert, wodurch die Abhängigkeit von Gasimporten aus Russland steigt.<sup>179</sup>

Der monetäre Wert der tatsächlich vermiedenen fossilen Energieimporte kann näherungsweise bestimmt werden. Hierfür werden die Berechnungen des BMWi (2014b) aufgegriffen und umgerechnet.<sup>180</sup> Fossile Energieimporte im Wert von schätzungsweise 781 Millionen Euro aufgrund von Photovoltaik und von 1,2 Milliarden Euro durch Onshore-Windkraft konnten vermieden werden. Unabhängig davon, ob eine verringerte Abhängigkeit von Energieimporten und damit einhergehende Autarkie als vorwiegend positiv oder negativ erachtet wird, ist die berechnete tatsächliche Einsparung von Energieimporten zu berücksichtigen.

Als nächstes werden die externen Effekte der Innovationsförderung dargestellt. Forschung und Entwicklung im Bereich der erneuerbaren Energien wird in Deutschland durch Fördergelder unterstützt. So wurden für Forschung und Entwicklung allein im Jahr 2013 im Bereich Photovoltaik 48,7 Millionen Euro und für Windkraft 52,6 Millionen Euro ausgegeben.<sup>181</sup> Wird davon ausgegangen, dass die Fördergelder an Forschungseinrichtungen und Unternehmen innerhalb Deutschlands geflossen sind, sind die Zahlungen nicht als gesamtwirtschaftliche Effekte zu berücksichtigen. Der Wert von beispielsweise neu angemeldeten Patenten für kosteneffiziente Energietechnologien, Unternehmensgründungen sowie marktreifen Produkte, deren Entwicklung erst durch die deutsche Innovationsförderung möglich wurde, sollte hingegen als Nutzen berücksichtigt werden.<sup>182</sup> Es ist jedoch keine Untersuchung bekannt, die der Innovationsförderung einen monetären Wert beimisst.

Große Kritik wird an den durch das EEG hervorgerufenen Subventionsanreizen geübt. Die differenzierten Vergütungssätze für die verschiedenen erneuerbaren Energien würden Wett-

---

<sup>179</sup> Vgl. Weimann (2013), S. 794.

<sup>180</sup> In Anhang 4 Table 39 ist die Berechnung der vermiedenen jährlichen Kosten für importierte fossile Brennstoffe dargestellt.

<sup>181</sup> BMWi (2014a), S. 81. Von Bedeutung sind ebenfalls F&E-Ausgaben von privaten Unternehmen und Venture Capital (vgl. GWS et al. (2014), S. 113). Dennoch betragen die F&E-Ausgaben nur einen Bruchteil der jährlich zu entrichtenden Einspeisevergütungen (in 2007 z.B. nur knapp 3%) (vgl. Frondel et al. (2010).

<sup>182</sup> Vgl. GWS et al. (2014), S. 113.

bewerbsdefizite ausgleichen und damit jegliche Innovationsanreize ersticken.<sup>183</sup> Das EEG führt zu einer „flächendeckenden Verbreitung technisch bzw. ökonomisch unterlegener Technologien“<sup>184</sup>. Die Argumentation, die EEG-Förderung führe zu einem Kapazitätsaufbau von Anlagen erneuerbarer Energien in Deutschland, die anschließend auch exportiert werden könnten, kann nur zum Teil bestätigt werden. Inzwischen führt die EEG-Förderung genauso zu einem Kapazitätsaufbau im Ausland und beschert z. B. der chinesischen Herstellungsbranche durch hohe deutsche Importquoten von Anlagen einen Aufschwung.<sup>185</sup>

In den vorherigen Abschnitten wurden verschiedenen Nutzenkomponenten dargestellt und - wenn möglich - monetär bewertet. Zusammengefasst belaufen sich die bisher genannten positiven gesamtwirtschaftlichen Effekte von Photovoltaik und Windkraft an Land schätzungsweise mindestens auf 2,1 Milliarden Euro und gegebenenfalls gar auf 5,6 Milliarden Euro. Der tatsächliche Wert könnte auch noch deutlich höher sein, da es - wie beschrieben - eine Reihe von Effekten gibt, die von großem positiven Nutzen sind, jedoch nicht quantifiziert werden können.

#### **4.3.3.2.1.2 Kosten**

Als nächstes sind die Kosten zu ermitteln und dem Nutzen gegenüberzustellen. Neben den externen Kosten, die bei der Produktion der Photovoltaik- und Windkraftanlagen anfallen, sind ebenfalls Änderungen des Vermögensstocks an Anlagen zur Erzeugung erneuerbarer Energien sowie Kosten für das Vorhalten konventioneller Kraftwerke zu berücksichtigen.

##### *Externe Kosten durch Produktion der Photovoltaik- und Windkraftanlagen*

Bei der Produktion der Photovoltaik-/Windkraftanlagen, die im Jahr 2013 neu angeschafft und installiert wurden, fallen Luftschadstoffe an. Diese Treibhausgase haben, wie bereits beschrieben, negative Auswirkungen auf das Klima, die Gesundheit usw. und können analog zum Vorgehen bei dem Nutzen monetär bewertet werden. Die negativen externen Effekte aus der Produktion von Photovoltaik- und Windkraftanlagen betragen weltweit 335 Millionen Euro.<sup>186</sup>

---

<sup>183</sup> Ein einheitlicher EEG-Fördersatz würde zu einem Konkurrieren aller erneuerbarer Energien untereinander führen, sodass der Marktmechanismus einen sinnvollen Energiemix geschaffen hätte (vgl. Frondel et al. (2010), S. 127 und Ifo Institut und FfE (2012), S. 148).

<sup>184</sup> Frondel et al. (2010), S. 129. Vgl. auch Weimann (2013), S. 794 f..

<sup>185</sup> Vgl. Frondel et al. (2010), S. 126 ff.

<sup>186</sup> Die Zahl ist berechnet auf Basis von Daten vom Umweltbundesamt (2014a), Tab. 15 und der ZSW (2015), Tab. 31.



80% der in Deutschland installierten Photovoltaikmodule kommen aus Asien<sup>187</sup>, und 30% der Windkraftanlagen kommen aus dem Ausland<sup>188</sup>. Es wird angenommen, dass die negativen Auswirkungen auf Gesundheit und Material sowie Ernte und Biodiversität entsprechend zu den genannten Anteilen in der Nähe der Emission der Treibhausgase im Ausland auftreten. Die übrigen 20% (70%) der Photovoltaikanlagen (Windkraftanlagen) werden annahmegemäß in Deutschland hergestellt, insofern sind Kosten in Höhe von 53,3 Millionen Euro in den gesamtwirtschaftlichen Effekten zu berücksichtigen.<sup>189</sup>

Die negativen Auswirkungen auf das Klima sind separat zu betrachten, denn diese wirken sich nicht hauptsächlich lokal in der Nähe des Emissionsortes der Treibhausgase aus, sondern verteilen sich weltweit. Eine Verteilung der Kosten des Klimawandels anhand der Bevölkerungszahlen der Länder oder der Landesflächen scheint nicht so geeignet, da so weder die Kaufkraft als auch die unterschiedlichen Klimaabhängigkeiten von Regionen berücksichtigt werden.

Die entstandenen Kosten könnten beispielweise entsprechend der im Rahmen des EU-Projekts NEEDS ermittelten Zahlungsbereitschaften für Deutschland für den Klimawandel angesetzt werden. Dann wären Kosten in Höhe von 183 Millionen zu berücksichtigen.<sup>190</sup>

Es wäre auch möglich, die Verteilung der Kosten anhand der Bruttoinlandsprodukte vorzunehmen, z.B. weil mit dem Bruttoinlandsprodukt die Zahlungsbereitschaft der Bevölkerung eines Landes für eine Vermeidung des Klimawandels grob approximiert werden kann. Da das deutsche Bruttoinlandsprodukt (in 2013: 3.745.317 Millionen USD) 4,9% des weltweiten Bruttoinlandsprodukts (in 2013: 76.362.589 Millionen USD) ausmacht, würden nach diesem Ansatz 8,9 Millionen Euro auf Deutschland entfallen.<sup>191</sup>

Zusätzlich entstehen durch die Freisetzung von Luftschadstoffen bei der Herstellung der Anlagen nicht quantifizierbare externe Kosten. Diese externen Kosten sind analog zu den bereits beim Nutzen aufgeführten intangiblen externen Effekten und werden deshalb nicht noch einmal aufgeführt und beschrieben. Der zu erwartende Umfang der intangiblen externen Kosten

---

<sup>187</sup> Vgl. Fraunhofer ISE (2015), S. 32 (92).

<sup>188</sup> Vgl. Fraunhofer IWES (2015), S. 40.

<sup>189</sup> Für detaillierte Berechnungen vgl. Table 35 und Anhang 4 Table 37 und 38.

<sup>190</sup> Vgl. Table 35 und Anhang 4 Table 37 und 38.

<sup>191</sup> Vgl. World Bank (2016) und Table 35 und Anhang 4 Table 37 und 38.

sollte im Vergleich zu dem externen Nutzen geringer sein, weil verhältnismäßig wenige Luftschadstoffe bei der Produktion der Photovoltaik- und Windkraftanlagen freigesetzt werden.<sup>192</sup>

Hervorzuheben sind jedoch die externen Kosten, die vor allem beim Bau von Windkraftparks entstehen. Ein Teil der (vornehmlich ländlichen) Bevölkerung wird durch Schattenwurf, Lärmbelästigung und Eiswurf beeinträchtigt. Auch wird häufig von einer visuellen Beeinträchtigung für die Gesamtbevölkerung aufgrund der Verschandelung der Umwelt mit Windparks gesprochen. Laut Krewitt (2007) stellen die negativen Auswirkungen auch hier allerdings in Summe keine nennenswerten Effekte dar.<sup>193</sup>

*Sonstige Kosten: Veränderung Vermögensstock, Versorgungssicherung in sonnen- und windarmen Zeiten*

Wertänderungen des Vermögensstocks der Anlagen zur Erzeugung erneuerbarer Energien sowie die finanziellen Mittel zur Sicherung der Stromversorgung in sonnen- und windarmen Zeiten sind ebenfalls als Kosten zu berücksichtigen. Die Veränderung des Vermögensstocks der Anlagen aus erneuerbaren Energien kann näherungsweise bestimmt werden. Für den Import von Photovoltaikanlagen kann schätzungsweise ein Zahlungsmittelabfluss ins Ausland von 2,576 Milliarden Euro und für den Import von Windkraftanlagen-Onshore von 1,768 Milliarden Euro angenommen werden.<sup>194</sup> Da allerdings als Gegenleistung die entsprechenden Anlagen in Deutschland aufgebaut werden, kommt es zu einer Erhöhung des Vermögensstocks in Höhe des oben genannten Werts, weshalb die Investitionskosten an sich nicht zu berücksichtigen sind.

---

<sup>192</sup> Bei der Produktion der Anlagen aus erneuerbaren Energien fallen deutlich weniger Luftschadstoffe an, als durch deren Einsatz im Nachhinein verdrängt werden. Insofern ist der intangible externe Nutzen höher als die intangiblen externen Kosten. Zumal ein Großteil der in Deutschland im Einsatz befindlichen erneuerbaren Energien Anlagen im Ausland hergestellt werden (siehe Erläuterungen zu Importkosten im Laufe des Abschnitts), so fallen ein Teil der externen Kosten auch dort an.

<sup>193</sup> Krewitt (2007), S. 149.

<sup>194</sup> 80% der in Deutschland installierten Photovoltaikmodule kommen aus Asien und 30% der Windkraftanlagen kommen aus dem Ausland (vgl. Fraunhofer ISE (2015), S. 32 (92) und Fraunhofer IWES (2015), S. 40). Konkrete Angaben zu den Importausgaben sind nicht bekannt. Auch das Statistische Bundesamt kann trotz Erhebung von Im- und Exportwerten mit Hilfe von Warennummern entsprechend der EU-Vorgaben auskunftsgemäß keine konkrete Aussage hierzu treffen (Telefonische Auskunft 2015).

Laut dem Fraunhofer Institut für Solare Energiesysteme (ISE) fließen 30% der Einspeisevergütung für Photovoltaik-Warenimporte nach Asien (vgl. Fraunhofer ISE (2015), S. 32(92)). Da die Einspeisevergütung im Jahr 2013 8,587 Milliarden Euro beträgt ((Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014), S. 51), kann ein Zahlungsmittelabfluss von ungefähr 2,576 Milliarden Euro für den Import von Photovoltaikmodulen angenommen werden.

In 2013 wurden 7,06 Milliarden Euro in die Errichtung neuer Windkraftanlagen investiert. 16,5% der neu installierten Leistung zählt zu den Offshore- und 83,5% zu den Onshore-Windkraftanlagen (vgl. BMWi (2014b), S. 8, S. 24). Unter Berücksichtigung der oben beschriebenen Importquote von 30% für Windkraftanlagen, ergibt sich ein Zahlungsmittelabfluss von 1,768 Milliarden Euro.

Die bestehenden Anlagen verlieren über die Nutzungsdauer sukzessive an Wert, dieser wird buchhalterisch durch Abschreibung der Anlagen berücksichtigt. Die kumulierte Abschreibung aller Photovoltaik- und Windkraftanlagen im Jahr 2013 kann als Verminderung des Vermögensstocks als Kostenposition angesetzt werden. Der Wert der kumulierten Abschreibungen beträgt schätzungsweise 7,014 Milliarden Euro.<sup>195</sup>

Neben den Wertänderungen des Vermögensstocks verursacht die Sicherstellung der Versorgungssicherheit Kosten. Die Versorgungssicherheit kann durch wetterbedingte Schwankungen der aus Photovoltaik- und Windkraftanlagen produzierbaren Strommenge gefährdet sein. Zur Sicherung der Stromversorgung werden konventionelle Kraftwerke vorgehalten, um in produktionsarmen Zeiten den Strombedarf decken zu können. Im Winterhalbjahr 2013/2014 sind dafür 41 Millionen Euro an Kosten entstanden.<sup>196</sup> Da die Kraftwerke nicht vollständig im Inland vorgehalten werden<sup>197</sup>, ist zumindest der Teil der ins Ausland geflossenen Zahlungen in den gesamtwirtschaftlichen Effekten zu berücksichtigen. Es wird angenommen, dass 50% der Zahlungen zum Vorhalten konventioneller Kraftwerke (20,5 Millionen Euro) ins Ausland fließen.<sup>198</sup>

Die in den vorherigen Abschnitten dargestellten Kosten von Photovoltaik und Windkraft an Land belaufen sich schätzungsweise mindestens auf 7,1 Milliarden Euro und gegebenenfalls auf 7,3 Milliarden Euro. Der tatsächliche Wert könnte aufgrund einiger Schätzspielräume auch noch deutlich niedriger oder höher sein.

Nach den ausführlichen Diskussionen zu Nutzen und Kosten können diese nun gegenübergestellt werden. Für das Jahr 2013 wird insgesamt ein negativer gesamtwirtschaftlicher Effekt geschätzt. Dieser liegt zwischen - 5,0 Milliarden und - 1,7 Milliarden Euro.

---

<sup>195</sup> In den Jahren 2000 bis 2013 wurden 90,2 Milliarden Euro in die Errichtung neuer Photovoltaik- und 45,3 Milliarden Euro in Windkraftanlagen in Deutschland investiert (vgl. BMWi (2014b), S. 24). Photovoltaikanlagen werden über 20 Jahre und Windkraftanlagen über 16 Jahre abgeschrieben (vgl. Amtliche AFA-Tabelle, BMF-Schreiben (2000)). Wird angenommen, dass die im Jahr 2013 angeschafften Anlagen durchschnittlich über sechs Monate abgeschrieben wurden, kann mit einer Verminderung des Vermögensstocks für Photovoltaikanlagen von 4,405 Milliarden und für Windkraftanlagen mit 2,609 Milliarden Euro gerechnet werden. Es sei darauf hingewiesen, dass die vor dem Jahr 2000 angeschafften Anlagen hier nicht berücksichtigt werden, die Abschreibungen würden dann noch etwas höher ausfallen. Im Gegenzug werden aus den Abschreibungen für Windkraftanlagen diejenigen für Offshore-Anlagen nicht herausgerechnet, was die Abschreibungen etwas erhöht. Da im Jahr 2013 beispielsweise ca. 16,5% der Investitionen in Offshore-Anlagen geflossen sind (abgeleitet von BMWi (2014b), S. 8) und die Investitionen in Offshore-Anlagen erst in den letzten Jahren verstärkt gestiegen sind, kann der Effekt vernachlässigt werden.

<sup>196</sup> Vgl. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014b), S. 54.

<sup>197</sup> Vgl. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014b), S. 54.

<sup>198</sup> Der Literatur ist nicht zu entnehmen, welcher Teil der Kosten ins Ausland fließen und welche auf andere erneuerbare Energien als Photovoltaik und Windkraft an Land entfallen (z.B. Offshore).

#### 4.3.3.2.1.3 Weitere Effekte, die nicht in der Berechnung zu berücksichtigen sind

Neben den vorherigen beschriebenen Nutzen und Kosten gibt es noch weitere Effekte, die aus verschiedenen Gründen nicht in der Berechnung berücksichtigt werden. So kommt es bei Verfolgen des Ziels, die soziale Wohlfahrt der Volkswirtschaft zu maximieren, regelmäßig zu Verteilungseffekten zu Lasten eines Teils der Bevölkerung. Bei der Förderung von erneuerbaren Energien wird regelmäßig der Vorwurf der sozialen Unverträglichkeit erhoben. Vor allem bereits wohlhabende Gruppen würden von den EEG-Regelungen profitieren, während sozial schwächere Individuen die Kosten zu tragen hätten.<sup>199</sup> Neben den sozialen Verteilungseffekten gibt es noch regionale Verteilungswirkungen zugunsten ländlicher Regionen.<sup>200</sup>

Diese sogenannten Distributionseffekte innerhalb einer Gesellschaft werden in klassischen Kosten-Nutzen-Analysen regelmäßig nicht berücksichtigt.<sup>201</sup> Dennoch sollte die Erreichung von sozialem Wohlstand nicht nur einen Teil der Bevölkerung besonders belasten.<sup>202</sup> Da in der Querschnittsbetrachtung Effekte und Leistungsbeziehungen innerhalb Deutschlands nicht berücksichtigt werden, werden Verteilungseffekte nicht berücksichtigt.

Auch der Marktwert des erzeugten Ökostroms fließt nicht in die Berechnung ein.<sup>203</sup> Wenn es keine Förderung der erneuerbaren Energien geben würde, wäre der Strom alternativ mit Hilfe anderer Erzeugungsmethoden (fossile Energieerzeugung usw.) hergestellt worden. Unabhängig davon wird der erzeugte Strom aus erneuerbaren Energien hauptsächlich in Deutschland verbraucht, sodass Zahlungen für Ökostrom hauptsächlich innerhalb Deutschlands fließen und sich aus gesamtdeutscher Perspektive nicht auswirken.<sup>204</sup>

---

<sup>199</sup> Vgl. Heindl et al. (2014), S. 508 f..

<sup>200</sup> Vgl. Growitsch et al. (2015), S. 72 ff..

<sup>201</sup> Vgl. Westermann (2012), S. 7 und Hanusch (2011), S. 4. Die Kosten-Nutzen-Analyse berücksichtigt Verteilungseffekte nicht, indem sie argumentiert, die Verteilung von Einkommen und Vermögen sei von der Gesellschaft bewusst gestaltet (vgl. Westermann (2012), S. 7 und Hanusch (2011), S. 4). Außerdem wäre die Quantifizierung der Effekte problematisch. Erweiterte Kosten-Nutzen-Analysen berücksichtigen Verteilungsfragen sobald möglich explizit. (Vgl. Hanusch (2011), S. 4 f.; S. 153 ff.)

<sup>202</sup> Auch wenn Verteilungseffekte in Kosten-Nutzen-Analysen nicht quantifiziert werden, werden Entscheidungsträger etwaige sozialen und regionale Schief lagen, die durch eine staatliche Investition hervorgerufen werden, wohl in ihre Entscheidung über Durchführung oder Ablehnung eines Projektes einfließen lassen.

<sup>203</sup> Der produzierte Ökostrom substituiert Strom aus anderen Energiequellen (Öl, Gas etc.). Es wäre anzunehmen, dass durch die vermehrte Ökostromerzeugung die Wertentwicklung von konventionellen Kraftwerken (Öl, Gas, Kohle etc.) beeinflusst wird. Vermutlich führt eine niedrigere Auslastung der Kraftwerke zu deren geringerer Abnutzung. Der daraus entstehende höhere Wert der Kraftwerke (der sich gegebenenfalls durch geringere Abschreibungen zeigt), könnte als Nutzenposition in die Berechnung einfließen. Aufgrund bestehender Unsicherheiten bezüglich der monetären Schätzung des Effekts, kann dieser nicht in der Berechnung einfließen. Da dieser Effekt grundsätzlich als gering eingeschätzt wird, ist eine mangelnde Berücksichtigung vertretbar.

<sup>204</sup> Aus diesem Grund werden auch die Auswirkungen des Merit-Order-Effekts vernachlässigt. Der Merit-Order-Effekt beschreibt das Sinken der Marktpreise für Strom aus erneuerbaren Energien aufgrund des stark angestiegenen Angebots an Ökostrom. Erläuterungen hierzu gibt beispielsweise GWS et al. (2012), S. 15 ff. und BMWi (2014b), S. 33 f..

Auch durch das EEG gestiegene Energiepreise, die tatsächlichen staatlichen Investitionen in Forschung und Entwicklung, Kosten für den Netzausbau und Netzstabilität sowie die Finanzierungskosten der Investoren und Energieunternehmen sind aufgrund der Zahlungsflüsse innerhalb Deutschland nicht zu berücksichtigen.

Als Nutzen könnte der in Deutschland erwirtschaftete Exportüberschuss an Strom berücksichtigt werden. Da der exportierte Strom aber hauptsächlich durch neue Kohlekraftwerke generiert wird und kaum durch erneuerbare Energien, werden die aus dem Exportüberschuss generierten Zahlungsflüsse nicht berücksichtigt.<sup>205</sup>

Die Kosten, die beim Rückbau von fossiler und atomarer Energiegewinnung entstehen, fließen ebenfalls nicht in die gesamtwirtschaftliche Betrachtung ein, weil - wie bereits diskutiert - fraglich ist, in welchem Umfang die erneuerbaren Energien die Herstellung von Atomenergie substituieren. Außerdem wird der Abbruch und die Rekultivierung von Energieanlagen wohl hauptsächlich durch deutsche Unternehmen umgesetzt, sodass auch hier Ausgaben der Energieunternehmen den Einnahmen der Abbruchunternehmen gegenüberstehen.

Als Letztes werden die Wirkungen der Förderung erneuerbarer Energien auf die Beschäftigung betrachtet. Die intensive Förderung der erneuerbaren Energien wird seitens der Bundesministerien häufig mit dem Schaffen von Arbeitsplätzen gerechtfertigt.<sup>206</sup> Laut BMUB (2016) beträgt die Bruttobeschäftigung durch erneuerbare Energien 355.000 Arbeitsplätze.<sup>207</sup>

Von Bedeutung ist jedoch insbesondere die Nettobeschäftigung, die von einer Vielzahl von Studien kritisch gesehen wird.<sup>208</sup> Als ein Hauptgrund für mangelnde positive Netto-Beschäftigungseffekte wird die Substitution der herkömmlichen Energieträger angeführt, denn dort fallen Arbeitsplätze weg, die durch neue Arbeitsplätze in den erneuerbaren Energien lediglich ausgeglichen werden. Hinzu kommt der Kaufkraftverlust in Milliardenhöhe der privaten und industriellen Stromverbraucher aufgrund gestiegener Strompreise.<sup>209</sup>

---

<sup>205</sup> Fraunhofer ISE (2015), S. 29 (92).

<sup>206</sup> Vgl. Frondel et al. (2010), S. 128.

<sup>207</sup> Vgl. BMUB (2016), S. 57.

<sup>208</sup> U.a. Hentrich et al. (2004), S. 72, Hillebrand et al. (2006), u.a. S. 3.493, Frondel et al. (2010), S. 122 ff., Weimann (2013), S. 794. O'Sullivan et al. (2015) analysieren die Beschäftigung aus erneuerbaren Energien im Detail. Auch die Bruttobeschäftigung bei Photovoltaik nimmt ab, in Zahlen: 56.000 in 2013 und 38.300 in 2014 und die für Windkraft an Land zu: 119.000 in 2013 und 130.500 in 2014 (vgl. O'Sullivan et al. (2015), Tabelle 1).

<sup>209</sup> Vgl. u. a. Frondel et al. (2010), S. 122 ff..

Da eine Großzahl von Studien keine Nettobeschäftigungseffekte feststellen kann,<sup>210</sup> wird ein entsprechender Effekt nicht in die Berechnung aufgenommen. Positive Nettobeschäftigungseffekte der deutschen Energieförderung gibt es hingegen im Ausland, vornehmlich in China und Japan, da hier ein Großteil der von Deutschland importierten Anlagen für erneuerbare Energien hergestellt werden.<sup>211</sup>

#### **4.3.3.2 Gesamtwirtschaftliche Effekte bei Anpassung der Zertifikat-Regelungen zugunsten des Klimawandels**

Wie eingangs beschrieben, hat das EEG aufgrund fehlender Beschränkungen des Zertifikat-handels keinen positiven Effekt auf den Klimawandel. Es könnte jedoch durch Regelungsmechanismen sichergestellt werden, dass die in Deutschland eingesparten Emissionen schädlicher Treibhausgase nicht in einem anderen EU-Land in gleicher Höhe emittiert werden.

Der Emissionshandel wird in der Literatur regelmäßig als geeignetes Instrument zum Klimaschutz genannt.<sup>212</sup> Lediglich die Ausgestaltung entscheidet darüber, ob der EU-Emissionshandel erfolgreich zum Klimaschutz beitragen kann.

In diesem Abschnitt werden gesamtwirtschaftliche Effekte berechnet, die vermutlich entstehen würden, wenn es durch den Einsatz erneuerbarer Energien in Deutschland tatsächlich zu einer globalen Verminderung von Luftschadstoffen kommen würde.

Auswirkungen der Anpassungen der EU-Regelungen werden beispielhaft anhand der Zahlen des Jahres 2013 dargestellt. Hierzu werden die Berechnungen aus dem vorherigen Abschnitt herangezogen. Änderungen ergeben sich ausschließlich hinsichtlich des Nutzens. Durch die verringerte Emission von Treibhausgasen kommt es zu positiven Auswirkungen auf den Klimawandel. Wie in Table 35 dargestellt, beträgt der Nutzen aus dem Klimawandel für Deutschland schätzungsweise 265 Millionen Euro, wenn der Nutzen anhand des Bruttoinlandsprodukts Deutschland im Verhältnis zum weltweiten Bruttoinlandsprodukt verteilt wird.<sup>213</sup>

Ein Nutzen von schätzungsweise 5,396 Milliarden Euro wäre zu berücksichtigen, wenn explizit die Zahlungsbereitschaft Deutschlands für den Klimawandel zu Grunde gelegt wird.<sup>214</sup>

---

<sup>210</sup> Vgl. Frondel et al. (2010), S. 124.

<sup>211</sup> Vgl. Frondel et al. (2010), S. 125. Gleichzeitig gehen im Ausland keine Arbeitsplätze in anderen Energiesektoren verloren und auch negative Einkommenseffekte der Bevölkerung und Industrie liegen nicht vor.

<sup>212</sup> Vgl. Krewitt und Schlomann (2006), S. 43 ff., Böhringer (2010), S. 70 ff., Hübner et al. (2012), S. 292, Ifo und IfE (2012), S. 99 sowie Weimann (2013), S. 795.

<sup>213</sup> Das Vorgehen ist analog zum vorherigen Abschnitt, vgl. hier insbesondere: Externe Kosten durch Produktion der Photovoltaik- und Windkraftanlagen.

<sup>214</sup> Vgl. Anhang 4 Table 37.

Wenn der übrige Nutzen sowie die Kosten sich annahmegemäß nicht verändern, entsteht schätzungsweise ein gesamtwirtschaftlicher Effekt zwischen -4,8 Milliarden Euro und 1,7 Milliarden Euro. Bei Anpassung der EU-Emissionsregelungen könnte es möglich sein, einen positiven gesamtwirtschaftlichen Effekt durch die EEG-Förderung zu erzielen.

#### **4.3.4 Zusammenfassung und Diskussion kollektiver Vorteilhaftigkeit**

Grundsätzlich sei darauf hingewiesen, dass die durchgeführte Querschnittsbetrachtung auf einer Reihe von Werten basiert, die wiederum durch komplizierte Modelle geschätzt wurden. Die Qualität der Berechnungen hängt im Wesentlichen von der Qualität der herangezogenen Studien ab.<sup>215</sup> Getroffene Annahmen, vorgenommene Schätzungen und nicht quantifizierbare Effekte können einen erheblichen Einfluss auf die Ergebnisse der Berechnungen haben. Der Anspruch auf Vollständigkeit wird nicht erhoben.

In der gesamtwirtschaftlichen Analyse ist es jedoch auch nicht unbedingt schädlich, wenn die Berechnungen nicht im Detail korrekt sind. Wie anhand der lebhaften Diskussionen rund um das Thema Klimaschutz im Allgemeinen, wie aber auch in den einzelnen Effekten auf Innovationen, Beschäftigung etc. im Detail zu erkennen ist, wird das Ergebnis auch immer etwas durch die Perspektive beeinflusst. Die Kernaussage hinter der hier vorgenommenen gesamtwirtschaftlichen Analyse ist, dass bei Zugrundelegen von bewertbaren Effekten im Status quo, d.h. unter fehlendem Einfluss auf den Klimawandel, es kaum möglich sein wird, einen positiven Effekt für die deutsche Volkswirtschaft zu erzielen. Die berechnete Untergrenze liegt hier bei -5,0 Milliarden Euro und der maximale gesamtwirtschaftliche Effekt ist mit -1,7 Milliarden Euro ebenfalls negativ.

„Im Ergebnis zeigt sich, dass die deutsche Förderpolitik in Form eines Einspeisevergütungssystems, das rechtlich auf dem seit 1. April 2000 geltenden Erneuerbaren-Energien-Gesetz (EEG) basiert, keine kosteneffiziente Art ist, die Erneuerbaren Energien im Energieportfolio eines Landes zu etablieren. Stattdessen bringt dieser Fördermechanismus massive Lasten für die Stromverbraucher mit sich, ohne aber die Volkswirtschaft tatsächlich auf lange Sicht stimulieren zu können und einen substantiellen Beitrag zur Energieversorgungssicherheit zu leisten.“<sup>216</sup>

Auf Basis der monetär bewertbaren gesamtwirtschaftlichen Effekte kann H3 angenommen werden. Allerdings können die nicht quantifizierbaren Effekte in Teilen (z.B. durch den Er-

---

<sup>215</sup> Das Umweltbundesamt (2012), S. 13 weist daraufhin, dass Schätzungen zu externen Kosten in verschiedenen Studien stark (von einem Faktor von bis zu 40.000) voneinander abweichen.

<sup>216</sup> Frondel et al. (2010), S. 109.

satz von Kernenergie) sehr großen Nutzen stiften. Auch wenn deren Wert tatsächlich nicht monetär bewertet werden kann, sollte die mögliche Nutzensteigerung nicht vollständig außer Acht gelassen werden.<sup>217</sup> Der Nutzen aus den nicht quantifizierbaren Effekten müsste mindestens 1,7 Milliarden Euro betragen, um einen Ausgleich zwischen Nutzen und Kosten zu schaffen. Vor allem die in Table 35 *gelb* (nicht zu vernachlässigende Auswirkungen) und *rot* (schwerwiegende Auswirkungen zu erwarten) markierten intangiblen Effekte könnten je nach Argumentation den Wert der 1,7 Milliarden Euro erreichen oder gar übersteigen. Als diese wichtigsten Effekte wurden geopolitische Auswirkungen, große Unfälle, radioaktive Abfälle sowie Proliferationsrisiken genannt. Gerade in Zeiten großer Unsicherheit in Europa und steigender Terrorgefahr kann der Sicherheitsaspekt bezüglich großer radioaktiver Unfälle und Abfälle eine besondere Bedeutung zukommen. An dieser Stelle sei erneut darauf hingewiesen, dass in der Literatur die Substitution von Kraftwerken durch Erneuerbare Energien in Teilen angezweifelt wird.<sup>218</sup>

Vor dem Hintergrund etwaiger Unsicherheiten bleibt letztendlich unklar, ob die gesamtwirtschaftlichen Effekte im Status quo positiv oder negativ sind. Je nachdem, welche Sichtweise und Perspektive jeder in Deutschland lebende Mensch bezüglich der zahlreichen nicht monetär-bewertbaren Faktoren einnimmt, kann die Förderung durch das EEG subjektiv als gerechtfertigt und wünschenswert oder im Gegenteil als unsinnig und verschwenderisch empfunden werden. Eine allgemeingültige Antwort gibt es wohl derzeit nicht.

Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass vermutlich ein Großteil der Bevölkerung nicht über die tatsächlich nur begrenzte Wirkung des EEG informiert ist und stattdessen von einem Klimaschutz durch die EEG-Förderung ausgeht.<sup>219</sup> Beispielhaft wird diese Vermutung unterstützt durch die gesamtwirtschaftliche Analyse des BMWi<sup>220</sup>, da auch hier beschrieben wird, wie das EEG zur Erreichung der energiepolitischen Ziele der Bundesregierung durch Redu-

---

<sup>217</sup> Schäden eines Kernschmelzunfalls in Deutschland variieren laut verschiedenen Studien zwischen 500 Milliarden und 5 Billionen Euro (vgl. Umweltbundesamt (2012), S. 28). Da umstritten ist, inwiefern der Atomausstieg durch erneuerbare Energien ermöglicht wird, kann je nach Sichtweise kein oder nur ein geringer Prozentsatz dieser Beträge als Nutzen berücksichtigt werden. An den hohen Beträgen wird aber deutlich, dass je nach Perspektive sehr große Spielräume bei der Bewertung externer Nutzen möglich sind.

<sup>218</sup> Vgl. Fraunhofer ISI (2011), S. 20 und Bauer et al. (2012), u.a. S. 16.089. Sollten tatsächlich erneuerbare Energien nicht oder nur zu einem geringen Umfang Atomenergie in Deutschland substituieren, wäre entsprechend kein oder nur ein anteiliger Nutzen in die Ermittlung der gesamtdeutschen Effekte einzubeziehen.

<sup>219</sup> So sind allein im Internet zahlreiche Beiträge zu finden, die das EEG als wirksame Klimaschutzmaßnahme beschreiben. So schreibt beispielweise Greenpeace (2013): „Das Erneuerbare-Energien-Gesetz hat sich bewährt [...]“. Der Titel eines Artikels auf der Plattform Energiezukunft (2010) lautet „EEG: Gut für Umwelt und Wirtschaft“. Ein Beitrag auf der Plattform Geothermie (2010) beschreibt: „Jede Kilowattstunde Strom aus Erneuerbaren Energien schützt das Klima, denn sie ersetzt eine Kilowattstunde aus dem konventionellen Energiemix“.

<sup>220</sup> Vgl. GWS et al. (2014).



zierung der Treibhausgasemissionen beiträgt. Nicht erwähnt wird in diesem Zusammenhang, dass die in Deutschland eingesparten Emissionen aufgrund des EU-Emissionshandels an anderer Stelle in der EU emittiert werden.

Gleichzeitig wird wohl nur einem kleinen Teil der Bevölkerung bekannt sein, dass die Emissionsentwicklung in Deutschland und anderen Industrieländern im Vergleich zu den Entwicklungs- und Schwellenländern nur eine untergeordnete Rolle spielt.<sup>221</sup>

Die Simulation unter 0 zeigt, dass durch Anpassung der Regelungen zum Zertifikathandel der Nutzen der deutschen EEG-Förderung wesentlich gesteigert werden könnte. Im optimalen Fall könnte (bereits ohne die weiteren nicht quantifizierbaren positiven Effekte) ein gesamtwirtschaftlicher Effekt von schätzungsweise 1,7 Milliarden Euro erreicht werden.

Die Forschungsfrage kann nach Berechnung und Analyse individueller und kollektiver Vorteilhaftigkeiten beantwortet werden. Die Gewinner des EEG sind in jedem Fall Investoren, die in Photovoltaikanlagen investieren. Wenn die Investitionen in Windkraft-Onshore Anlagen einbezogen werden, ist es weniger eindeutig ob die Investoren positive Renditen erzielen können. Ob das bis Ende des Jahres 2016 geltende EEG auch aus gesamtwirtschaftlicher deutscher Sicht lohnenswert ist, kann nicht eindeutig beantwortet werden.

## **4.4 Ausblick EEG 2017: Beschreibung neuer Regelungen und Einschätzung der Effekte**

### **4.4.1 Die neuen Regelungen des EEG 2017**

Im Folgenden wird ein Ausblick auf das EEG 2017 gegeben, in dem die Neuregelungen und die Auswirkungen des EEG 2017 für Investoren und die Gesellschaften dargestellt werden. Einen detaillierten Überblick über die Novelle, das Gesetzgebungsverfahren, anzuwendende Übergangsregelungen und Besonderheiten bei den Ausschreibungen geben Altrock und Vollprecht (2016). Im Folgenden werden lediglich die wesentlichen Änderungen dargestellt.

Ab dem 1. Januar 2017 sollen die festen Vergütungssätze teilweise abgeschafft werden. Die Vergütung des erneuerbaren Stroms wird künftig über Ausschreibungen geregelt. Damit wird die Höhe der Förderung vom Markt und nicht länger staatlich festgelegt. Eine Ausnahme soll für Betreiber kleiner Anlagen gelten, die bis zu 750 KW (150 KW bei Biomasse)<sup>222</sup> Strom erzeugen, das betrifft fast alle privaten Photovoltaik-Aufdachanlagen.<sup>223</sup> Diese kleineren An-

---

<sup>221</sup> Vgl. Böhringer (2010), S. 56 f..

<sup>222</sup> Vgl. § 22 Abs. 3 und 4 EEG 2017.

<sup>223</sup> Vgl. BMWi (2016b).

lagen erhalten weiterhin die auf 20 Jahre festgelegte Einspeisevergütung.<sup>224</sup>

Als zweite große Neuerung sollen für alle erneuerbare Energien Ausbaumengen festgelegt werden. Hierbei sollen verfügbare Netzkapazitäten berücksichtigt werden. Hier ist vor allem die Windenergie an Land zu nennen, die zukünftig nicht mehr unbegrenzt in Gebieten mit Netzengpässen angesiedelt werden soll. Diese Begrenzung soll gelten, bis die Netze ausreichend ausgebaut sind.<sup>225</sup>

Als Ziel der neuen EEG-Regelungen nennt das BMWi die Sicherung des weiteren kontinuierlichen Ausbaus der erneuerbaren Energien bei besserer Planbarkeit durch die festgelegten Ausbaukorridore und die Ausschreibungen. Ausschreibungen sollen gleichzeitig den Wettbewerb zwischen den Anlagenbetreibern fördern und die Förderkosten des weiteren Ausbaus senken. Als letztes Ziel wird die Vielfalt der Anlagenbetreiber genannt, die durch Berücksichtigung von Herausforderungen kleiner Akteure und bei der Onshore-Windenergie von lokalen Bürgerenergiegesellschaften bei den Ausschreibungen unterstützt werden soll.<sup>226</sup>

„Bei den Ausschreibungen treten die Betreiber neuer Anlagen gegeneinander an. Eine Zahlung erhalten nur diejenigen, die ihre Anlage mit möglichst niedrigen Kosten wirtschaftlich betreiben können. (...)“<sup>227</sup>

#### **4.4.2 Auswirkungen und Beurteilung des EEG 2017**

Die mit dem EEG 2017 eingeführten Regelungen sollen einer ersten Bewertung differenziert nach individueller und kollektiver Vorteilhaftigkeit unterzogen werden.

Bezüglich der individuellen Vorteilhaftigkeiten für Investitionen in Photovoltaik-Aufdachanlagen, die eine Leistung pro Jahr von weniger als 750 KW aufweisen, liegen die Vergütungssätze weiterhin bei im Vergleich zum Strompreis niedrigen 11,09 bis 12,70 Cents/kWh und werden für 20 Jahre festgeschrieben.<sup>228</sup> Wie das Ergebnis der Kapitalwertberechnungen in Figure 16 zeigt, ist bei diesen niedrigeren Einspeisevergütungen bei gleichbleibend hohem Niveau der Strompreise die Einspeisung des produzierten Stroms gegenüber dem Eigenverbrauch nachteilig. Eine Änderung bezüglich der Vorteilhaftigkeit im Vergleich zum

---

<sup>224</sup> Bereits errichtete Anlagen genießen Bestandsschutz. außerdem müssen Anlagen, die bis Ende 2016 genehmigt werden und bis spätestens 2018 in Betrieb gehen nicht an den Ausschreibungen teilnehmen. Eine weitere Ausnahme gibt es für Offshore-Windparks, diese müssen erst ab 2021 an Ausschreibungen teilnehmen.

<sup>225</sup> Vgl. § 25 EEG 2017.

<sup>226</sup> Vgl. BMWi (2016b).

<sup>227</sup> BMWi (2016b).

<sup>228</sup> Vgl. § 48 EEG (2017).

EEG 2014 wird sich demnach wahrscheinlich nicht ergeben. Vermutlich können für Photovoltaik-Kleinanlagen bei Eigenverbrauch weiterhin positive Kapitalwerte erzielt werden.

Auswirkungen auf Kapitalwerte bezüglich größerer Investitionsvolumina und anderen erneuerbaren Energien ab dem Jahr 2017 sind schwer abzuschätzen. Derzeit ist unklar, welche Fördersätze sich ab dem Jahr 2017 auf dem Bietermarkt durchsetzen können und welche Fördersätze von den Investoren als wirtschaftlich ausreichend erachtet werden. Grundsätzlich steigt das Risiko für Investoren aufgrund der erhöhten Unsicherheiten bezüglich der Fördersätze. Es könnte sein, dass eine Bewerbung um Fördergelder abgelehnt wird und ein geplantes Projekt aus diesem Grund nicht umgesetzt wird. Bis zum Ergebnis der Ausschreibung angefallene Kosten (beispielsweise für die Projektplanung) können erheblich sein. Ebenfalls wäre es aufgrund des Bietermarkts möglich, dass ein Projekt den Zuschlag erhält, bei dem am Ende aufgrund zu optimistischer Kalkulationen das beantragte Fördergeld nicht ausreicht, um die Anlagen wirtschaftlich zu betreiben.

Insgesamt sind die Änderungen des EEG 2017 für den Großteil der Investoren aufgrund der Ausschreibungsverfahren aufwendiger, wenn nicht gar deutlich nachteilig, wenn aufgrund der erreichten Begrenzung des jährlichen Zubaus oder Bevorzugung der Konkurrenz keine Förderung erhalten werden kann.

Das EEG 2017 hat ebenfalls weitreichende Auswirkungen für die Gesellschaft. Insgesamt bremst der Gesetzgeber durch festgelegte Ausbaukorridore den Zubau mit erneuerbaren Energien.<sup>229</sup> Die Errichtung von Anlagen zur Erzeugung erneuerbarer Energien ist auch ohne Förderung möglich. Inwiefern Projekte jedoch tatsächlich ohne staatliche Förderung umgesetzt werden, bleibt abzuwarten. Die Begrenzung der EEG-Förderung sollte dazu führen, dass die EEG-Umlage für Stromverbraucher nicht weiter steigt. Der Forderung von Frondel et al. (2010) nach einem Lastenabbau für Stromverbraucher wird so zumindest in Teilen nachgekommen.

Durch den Wettbewerb der Investoren um Fördergelder könnte der Einsatz kosteneffizienterer Anlagen und erneuerbarer Energien unterstützt werden. Vermutlich werden hierdurch auch Anreize zur Forschung und Entwicklung wieder steigen. Der Forderung nach einheitlichen

---

<sup>229</sup> Vgl. Altrock und Vollprecht (2016), S. 312. In den Jahren vor 2014 wurden jährlich durchschnittlich 3,6 GW Kapazitäten an Solar- und Photovoltaikanlagen installiert (vgl. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2015), S. 52), gefördert werden sollen ab dem Jahr 2017 lediglich 2,5 GW jährlich (vgl. BMWi (2016b)). In 2014 wurden 4 GW Onshore-Windkraftanlagen installiert (vgl. Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2015), S. 52), in dem Jahr 2017 sollen lediglich 2,8 GW bzw. ab dem Jahr 2018 2,9 GW Onshore-Windkraftkapazitäten unterstützt werden.

Vergütungssätzen – was vermutlich noch stärkere Innovationsanreize schaffen würde - wurde nicht nachgekommen.<sup>230</sup>

In der Literatur wird häufig ein marktorientiertes System gefordert, das unter anderem europäische und globale Gegebenheiten berücksichtigt.<sup>231</sup> Zumindest den Regulationsmechanismen des Marktes wurde wieder mehr Freiraum eingeräumt.

Vor dem Hintergrund der Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Analyse scheint die Senkung der Förderung der Anlagen erneuerbarer Energien bei gleichzeitiger stärkerer Marktorientierung für die Gesellschaft als sinnvoll und wünschenswert. Für Investoren hingegen verschlechtern sich die Bedingungen durch das EEG 2017 gegenüber der bisher geltenden Gesetzgebung.

## **4.5 Zusammenfassung**

Die vorliegende Studie soll Aufschluss darüber geben, wie sich das EEG auf Renditen von Investoren, die in erneuerbare Energien investieren bzw. investieren wollen, auswirkt. Ebenfalls wird dargestellt, inwiefern die Gesellschaft durch das EEG kosteneffizient Klimaschutzziele erreichen kann und ob die hierbei entstehenden Nutzen die Kosten übersteigen.

Die Ergebnisse der Kapitalwerte für Investoren variieren stark, je nach Art der erneuerbaren Energie und betrachtetem Investitionszeitpunkt. Die Kapitalwerte für Investitionen in Photovoltaikanlagen sind eindeutig. Hier können Investoren zu jedem der Investitionszeitpunkte beachtliche Renditen erzielen. Die Simulation in einer Situation ohne EEG-Förderung zeigt sogar, dass eine Investition ohne die festgeschriebenen Vergütungen keine positiven Renditen erwirtschaften könnte.

Die Ergebnisse für Investitionen in Windkraft-Onshore Anlagen zeigen indes, dass unter den getroffenen Annahmen Windkraftparks nur bei Investitionsbeginn im Jahr 2015 wirtschaftlich geführt werden können. Die Kapitalwerte für Windkraftparks an Land wären in jedem der Investitionszeitpunkte noch niedriger, wenn es keine EEG-Förderung geben würde.

Aufgrund der unterschiedlichen Ergebnisse der Investitionssimulationen in Photovoltaik- und Windkraftanlagen kann nicht pauschal der Schluss gezogen werden, Investoren würden in jedem Falle durch das EEG positive Renditen erzielen.

---

<sup>230</sup> Vgl. Frondel et al. (2010), S. 127 und Ifo Institut und FfE (2012), S. 148).

<sup>231</sup> Vgl. Hübner et al. (2012), Ifo und FfE (2012) sowie Weimann (2013).

Die gesamtwirtschaftliche Betrachtung aus Sicht der in Deutschland lebenden Bevölkerung ist facettenreich und enthält zahlreiche Schätzspielräume. Der gesamtwirtschaftliche Effekt der Stromerzeugung durch Photovoltaik- und Windkraftanlagen allein für das Jahr 2013 wird hier auf -5 bis -1,7 Milliarden Euro geschätzt. Tendenziell würden die negativen Zahlen dazu verleiten zu folgern, dass das EEG somit insgesamt aus Sicht der Gesellschaft nicht wünschenswert ist.

Aufgrund der tatsächlichen Höhe nicht-quantifizierbarer (vorwiegend positiver) Effekte wäre es jedoch möglich, dass der Nutzen dann doch die Kosten übersteigt.

Ein wesentlicher in dieser Studie diskutierter Aspekt ist die Betrachtung der EEG-Förderung vor dem Hintergrund des europäischen Emissionshandels. Durch die Einbindung Deutschlands in den Emissionshandel kommt es durch Umverteilung der Emissionsrechte in Form von Zertifikaten zu keiner Einsparung von Kohlenstoffdioxid. Die hohen Kosten des EEG laufen ins Leere und haben keinen klimaschützenden Effekt. Würde eine Anpassung der EU-Emissionsregelungen eine tatsächliche Einsparung der in Deutschland eingesparten Schadstoffe sicherstellen, würde das EEG zum Klimaschutz beitragen und somit könnte ein höherer gesamtdeutscher Nutzen aus der EEG-Förderung erzielt werden. Dennoch würden die quantifizierbaren Kosten weiterhin den Nutzen übersteigen. Aus der durchgeführten Untersuchung lässt sich tendenziell ableiten, dass das EEG keinen Klimaschutzeffekt erzielt und hohe Kosten verursacht, dem ein geringerer Nutzen gegenübersteht.

Neben der Analyse der bisher geltenden EEG-Regelungen werden auch die Neuregelungen des EEG 2017 vorgestellt und diskutiert. Für Investitionen ab Jahresbeginn 2017 wird ein verstärkter Wettbewerb zwischen den Projekten zur Erzeugung erneuerbarer Energien langfristig die Lasten für Stromverbraucher reduzieren können und den Einsatz kosteneffizienterer erneuerbarer Energien fördern. Vor dem Hintergrund der Ergebnisse der gesamtwirtschaftlichen Analyse scheint das EEG für die Gesellschaft als wünschenswert. Investoren sehen sich mit höheren Unsicherheiten konfrontiert, da beispielsweise Förderungen erst nach aufwendigen und erfolgreichen Ausschreibungsverfahren garantiert werden und Ausbaukorridore die zu fördernden Anlagen begrenzen. Durch das EEG 2017 wird dennoch nicht allen Forderungen der Literatur hinsichtlich der Umgestaltung des Klimaschutzes nachgekommen.

Joachim Weimann fasst die Anforderungen an eine erfolgreiche Klimapolitik wie folgt zusammen: „Gute Klimapolitik erfüllt drei Aufgaben: Sie führt dazu, dass CO<sub>2</sub> kosteneffizient vermieden wird, sie setzt die richtigen Anreize und Signale für Investitionen in Forschung und Entwicklung, weil mit der vorhandenen Technik die angestrebten Ziele nicht erreicht

werden können, und sie hilft dabei, eine internationale Lösung voranzubringen, weil nur dann eine wirksame Klimapolitik gelingen kann.<sup>232</sup> Keine dieser Anforderungen wird durch EEG 2017 erfüllt.

Vor allem die Forderung nach einer internationalen Lösung ist wichtig, wenn berücksichtigt wird, dass zwischen den Jahren 2000 und 2012 die CO<sub>2</sub>-Emissionen zwar in Europa um 11,6% gesenkt werden konnten, sie weltweit jedoch um 35% gestiegen sind.<sup>233</sup>

Das kann unter anderem an den durch Einsparungen in der EU hervorgerufenen Veränderungen von Angebot und Nachfrage für fossile Brennstoffe auf dem Weltmarkt liegen. Die sinkende Nachfrage nach fossilen Brennstoffen einiger umweltbewusster Länder wird paradoxerweise dazu führen, dass Förderer fossiler Brennstoffe aus Entwicklungs- und Schwellenländern noch größere Mengen an Rohstoffen abbauen, was weiterhin zu sinkenden Preisen für fossile Brennstoffe führt. Staaten, in denen Umweltschutz eine untergeordnete Rolle spielt (z.B. China, Indien, USA), erfreuen sich der gesunkenen Weltmarktpreise und beziehen entsprechend mehr fossile Brennstoffe, die sie unter dem Ausstoß von klimaschädlichen Treibhausgasen verbrennen.<sup>234</sup>

Als globale Lösung wird eine globale Emissionssteuer oder ein globaler Emissionshandel vorgeschlagen, wobei ein globaler Emissionshandel aus verschiedenen Gründen vorzuziehen ist.<sup>235</sup> Da die Einführung eines globalen Emissionshandels angesichts der mangelnden Bestrebungen einiger Nationen zum Klimaschutz nicht absehbar ist, wäre zu überlegen, wie zumindest kurz- und mittelfristig die Klimapolitik in Deutschland und der EU ausgestaltet werden sollte.

Aufgrund der hohen Lasten durch das EEG wird in der Literatur vorgeschlagen, das EEG abzuschaffen und stattdessen nur den EU-Zertifikatehandel zu entwickeln und fortzuführen.<sup>236</sup>

Es wäre anzuraten eine Abschaffung des EEG nur unter umfangreicher Aufklärung der Gesellschaft vorzunehmen, denn vermutlich sind dem Großteil der deutschen Bevölkerung die komplexen Wirkungen des EEG nicht bekannt. So werden viele Bürger nicht über die hohen Kosten des EEGs und den fehlenden klimaschützenden Effekt informiert sein.

---

<sup>232</sup> Weimann (2013), S. 795.

<sup>233</sup> Eigene Berechnung basieren auf Ziesing (2013), S. 98 f. (Tabelle 1 und 2).

<sup>234</sup> Vgl. Böhringer (2010), S. 58, Weimann (2010), S. 179 und Sinn (2012), S. 18.

<sup>235</sup> Vgl. Weimann (2010), S. 183 ff.

<sup>236</sup> Vgl. Hübner et al. (2012), Ifo und FfE (2012), Sinn (2012) sowie Weimann (2013).

Es sei darauf hingewiesen, dass die Ergebnisse dieser Studie durch die zahlreichen zu treffenden Annahmen und Schätzspielräume sowie durch die Auswahl der betrachteten Arten zur Erzeugung von Ökostrom (Photovoltaik und Windkraft an Land) limitiert sind.

Weiterer Forschungsbedarf bezüglich der Wirkungen des bisher geltenden EEG besteht beispielsweise in Hinblick auf ex post Betrachtungen von tatsächlich in der Praxis umgesetzten Projekten. So können die tatsächlichen Renditen von Projekten zur Erzeugung von Ökostrom ermittelt werden.

Weiterführende Untersuchungen hinsichtlich der Wirkungen des neuen EEG 2017 sind aufgrund der Brisanz der gesamten Klimapolitik von großem Interesse. Neben der identifizierten Interessensgruppe der in Deutschland lebenden Bevölkerung sind vermutlich auch Investoren, Hersteller von Anlagen zur Erzeugung erneuerbarer Energien (im In- und Ausland) und Projektierer durch die neuen Regelungen verunsichert und haben Bedarf an weiterführenden einzel- und gesamtwirtschaftlichen Darstellungen und Analysen.

# Anhang

**Table 36 Anhang 4: Berechnung der erzielbaren Absatzpreise durch Windkraftanlagen unter Wettbewerb**

	2005	2011	2015
	in EUR/kWh		
<b>Private Verbraucher</b>			
Preisbestandteil Strompreis Beschaffung und Vertrieb*			
Private Verbraucher Energy & Supply €/kWh Konsum < 1000 kWh	0,1067	0,1305	0,1424
Private Verbraucher Energy & Supply €/kWh 1000 kWh < Konsum < 2500 kWh	0,0747	0,0908	0,0920
Private Verbraucher Energy & Supply €/kWh 2500 kWh < Konsum < 5000 kWh	0,0661	0,0807	0,0772
Private Verbraucher Energy & Supply €/kWh 5000 kWh < Konsum < 15000 kWh	0,0629	0,0791	0,0744
Private Verbraucher Energy & Supply €/kWh Konsum > 15000 kWh	0,0608	0,0745	0,0741
Durchschnitt	0,0742	0,0911	0,0920
Anpassung Einfluss Klimapolitik 14 EU-Staaten (EU-15-Staaten ohne Deutschland)**	-25,3%	-29,4%	-31,6%
<i>I. Angepasster durchschnittlicher Preis für Beschaffung und Vertrieb</i>	<i>0,0555</i>	<i>0,0643</i>	<i>0,0629</i>
<b>Industriekunden</b>			
Preisbestandteil Strompreis Beschaffung und Vertrieb*			
Industrie Energy & Supply €/kWh Konsum < 20MWh	0,0722	0,1000	0,0804
Industrie Energy & Supply €/kWh 20 MWh < Konsum < 500 MWh	0,0718	0,0734	0,0610
Industrie Energy & Supply €/kWh 500 MWh < Konsum < 2000 MWh	0,0648	0,0657	0,0519
Industrie Energy & Supply €/kWh 2000 MWh < Konsum < 20000 MWh	0,0573	0,0601	0,0488
Industrie Energy & Supply €/kWh 20000 MWh < Konsum < 70000 MWh	0,0554	0,0557	0,0459
Durchschnitt	0,0643	0,0710	0,0576
Anpassung Einfluss Klimapolitik 14 EU-Staaten (EU-15-Staaten ohne Deutschland)**	-14,0%	2,1%	11,5%
<i>II. Angepasster durchschnittlicher Preis für Beschaffung und Vertrieb</i>	<i>0,0553</i>	<i>0,0725</i>	<i>0,0642</i>
Durchschnittlicher Preis aus I. und II. (50% Private Verbraucher, 50% Industriekunden)	0,0554	0,0684	0,0636
Abzgl. Kosten für Vertrieb Energieversorgungsunternehmen****	4,9%	24,9%	29,2%
<b>Durchschnittlicher Preis für Beschaffung</b>	<b>0,0527</b>	<b>0,0514</b>	<b>0,0450</b>

\* Der Strompreis laut Eurostat setzt sich aus den folgenden Preisbestandteilen zusammen: Beschaffung, Vertrieb, Netzentgelte, Steuern, Abgaben und Umlagen. Hier dargestellt sind nur die Preisbestandteile für Beschaffung und Vertrieb. Bei Eurostat (2016) sind die Preise für die Jahre 2007 bis 2014 verfügbar. Aus diesem Grund wurden für das Jahr 2005 (2015) die Werte des Jahres 2007 (2014) verwendet.

\*\* Berechnungen basierend auf Daten von Eurostat (2016). Durchschnittlicher Strompreis für Haushalte mittlerer Größe in Deutschland. Die Daten wurden anhand von europäischen Vergleichsländern angepasst (EU-15 Staaten, ohne Deutschland). Daten wurden bereinigt um in den Endverbrauchspreisen enthaltene Umsatzsteuer.

\*\*\* Berechnungen basierend auf Daten von Eurostat (2016). Durchschnittlicher Strompreis (ohne Steuern) für Industrielle Unternehmen mittlerer Größe in Deutschland. Die Daten wurden anhand von europäischen Vergleichsländern angepasst (EU-15 Staaten, ohne Deutschland).

\*\*\*\* Abgeleitet von Informationen zu Preisbestandteilen für Haushaltskunden aus den Monitoringberichten der Jahre 2011 (Bundesnetzagentur (2011), S. 35), 2013 (Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2014a), S. 152) und 2015 (Bundesnetzagentur und Bundeskartellamt (2015), S. 214). Informationen zu Preisbestandteilen bzgl. der Kosten für Vertrieb und Marge bei Industriekunden sind nicht verfügbar. Aus Mangel an Informationen, werden die Vertriebskosten an Haushaltskunden angewandt.



**Table 37 Anhang 4: Wert der vermiedenen\* und verursachten Emissionen durch Photovoltaik im Jahr 2013**

	CO2	CH4	N2O	SO2	NOx	Feinstaub	CO***	NMVOc	Summe (in Euro)
<i>Emissionsbilanz der Stromerzeugung aus Photovoltaik (vgl. Umweltbundesamt (2014a), Tab. 9)</i>									
Brutto vermiedene Emissionen (in Tonnen)	21.899.114	75.456	335	10.803	160.967	815	4.190	792	
Verursachte Emissionen (in Tonnen)	1.607.680	4.178	50	1.860	2.379	989	37.837	165	
<i>Wertansätze zur Ermittlung der verschiedenen Schadenskosten in Euro/Tonne** (vgl. ZSW (2015), Tab. 31)</i>									
Schadenskosten durch..									
.. Klimawandel	84	2.110	25.180						
.. Gesundheitsschäden				12.600	13.100	42.000		1.740	
.. Ernteverluste			-	150	570			350	
.. Materialschäden				550	120				
.. Biodiversität				890	2.300			- 310	
<i>Wert der vermiedenen Emissionen (in Euro)</i>									
.. Klimawandel	1.839.525.576	159.212.160	8.435.300						<b>2.007.173.036</b>
.. Gesundheitsschäden				136.117.800	2.108.667.700	34.230.000		1.378.080	<b>2.280.393.580</b>
.. Ernteverluste			-	1.620.450	91.751.190			277.200	<b>90.407.940</b>
.. Materialschäden				5.941.650	19.316.040				<b>25.257.690</b>
.. Biodiversität				9.614.670	370.224.100			- 245.520	<b>379.593.250</b>
<i>Wert der verursachten Emissionen (in Euro)</i>									
.. Klimawandel	135.045.120	8.815.580	1.259.000						<b>145.119.700</b>
.. Gesundheitsschäden				23.436.000	31.164.900	41.538.000		287.100	<b>96.426.000</b>
.. Ernteverluste			-	279.000	1.356.030			57.750	<b>1.134.780</b>
.. Materialschäden				1.023.000	285.480				<b>1.308.480</b>
.. Biodiversität				1.655.400	5.471.700			- 51.150	<b>7.075.950</b>

\* Die Emissionen werden nur vermieden, wenn es zu einer Anpassung der EEG-Regelungen kommt.

\*\* Die Werte basieren auf Preisen im Jahr 2014. Die Werte spiegeln die Schadenskosten für Deutschland wieder, indem Bevölkerungsdichte als auch Einkommensniveau bei der Berechnung berücksichtigt werden. Die Umweltkosten liegen über dem Durchschnitt der EU-27 Staaten. Vgl. Umweltbundesamt (2014b), S. 9f..

\*\*\* Für das Treibhausgas CO sind keine Wertansätze bekannt. Es kann daher nicht in die Berechnung einfließen.

Die Ermittlung der externen Kosten der Stromerzeugung für Windkraft an Land erfolgt analog anhand Umweltbundesamt (2014a), Tab. 15 und ZSW (2015), Tab. 31.

**Table 38 Anhang 4: Externe Nutzen und Kosten der Stromerzeugung aus Photovoltaik im Jahr 2013 in Deutschland**

	Monetäre Nutzen und Kosten aus Stromerzeugung*	Hiervon entfällt auf Deutschland***			
		Status Quo: EEG-Förderung		Anpassung Regelungen Zertifikathandel	
		Untergrenze	Obergrenze	Untergrenze	Obergrenze
<b>I. Nutzen</b>					
<i>Wert der vermiedenen Emissionen (in Euro)</i>					
.. Klimawandel	2.007.173.036	-	-	98.444.793	2.007.173.036
.. Gesundheitsschäden	2.280.393.580	-	2.280.393.580	-	2.280.393.580
.. Ernteverluste	90.407.940	-	90.407.940	-	90.407.940
.. Materialschäden	25.257.690	-	25.257.690	-	25.257.690
.. Biodiversität	379.593.250	-	379.593.250	-	379.593.250
<b>I. Kosten</b>					
<i>Wert der verursachten Emissionen (in Euro)</i>					
.. Klimawandel	145.119.700	145.119.700	7.117.612	145.119.700	7.117.612
.. Gesundheitsschäden**	96.426.000	19.285.200	19.285.200	19.285.200	19.285.200
.. Ernteverluste**	1.134.780	226.956	226.956	226.956	226.956
.. Materialschäden**	1.308.480	261.696	261.696	261.696	261.696
.. Biodiversität**	7.075.950	1.415.190	1.415.190	1.415.190	1.415.190

\* Die Ermittlung der Werte ergibt sich aus dem Anhang: Tabelle A.2.

\*\* Annahmegemäß treten die Auswirkungen auf Gesundheitsschäden, Ernteverluste, Materialschäden und Ernteverluste eher lokal, d.h. in der näheren Umgebung der emittierten Treibhausgase auf. Da 80% der in Deutschland installierten Photovoltaikmodule aus Asien kommen (vgl. Fraunhofer ISE (2015), S. 32(92)), wird angenommen, dass sich die Auswirkungen zu 80% an den Produktionsstandorten in China und nur zu 20% in Deutschland auswirken.

Da deutsche Unternehmen wie Siemens Wind Power and Renewables, Enercon und Nordex zu den umsatzstärksten Windenergieanlagenherstellern weltweit zählen (vgl. Statista (2016)) und 70% der im Jahr 2014 neu errichteten Onshore-Windenergieanlagen von deutschen Unternehmen geliefert wurden (Fraunhofer IWES (2015), S. 40) werden Auswirkungen auf Gesundheit, Ernte, Material und Biodiversität bei der Herstellung von Windkraftanlagen in Höhe von 70% für Deutschland angenommen.

**Table 39 Anhang 4: Vermiedene jährliche Kosten für Importe fossiler Brennstoffe für das Jahr 2013**

In 2013 eingesparte fossile Brennstoffimporte durch den Einsatz erneuerbarer Energien im Bereich Strom betragen 3,8 Milliarden Euro.

Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien 2013:

	Bruttostromerzeugung (GWh)	in %	Eingesparte fossile Brennstoffimporte in EUR
Wasserkraft	20.800	13,79%	523.866.965
<b>Windenergie Onshore</b>	<b>50.803</b>	<b>33,67%</b>	<b>1.279.519.877</b>
Windenergie Offshore	905	0,60%	22.793.250
<b>Photovoltaik</b>	<b>31.000</b>	<b>20,55%</b>	<b>780.763.266</b>
biog. Festbrennstoffe	12.580	8,34%	316.838.770
biog. flüssige Brennstoffe	450	0,30%	11.333.660
Biogas	27.180	18,01%	684.553.083
Klärgas	1.350	0,89%	34.000.981
Deponiegas	470	0,31%	11.837.379
biog. Anteil des Abfalls	5.260	3,49%	132.477.896
Geothermie	80	0,05%	2.014.873
	150.878	100,00%	3.800.000.000

Quelle: Berechnungen auf Basis von BMWi (2014c), S. 9 und S. 23.

## Literaturverzeichnis

- Agentur für Erneuerbare Energien e.V. (AEE), 2013, Studienvergleich: Entwicklung der Volllaststunden von Kraftwerken in Deutschland, [http://www.forschungsradar.de/uploads/media/AEE\\_Dossier\\_Studienvergleich\\_Volllaststunden\\_juli13.pdf](http://www.forschungsradar.de/uploads/media/AEE_Dossier_Studienvergleich_Volllaststunden_juli13.pdf) (Stand: 14.03.2016).
- Altrock, M. und Vollprecht, J., 2016, Das EEG 2017 im Überblick, *ZNER* 2016, Heft 4, S. 306-312.
- Aquila Capital, 2013, Leitfaden zur Beurteilung von Windkraft-Projekten, <http://www.aquila-capital.de/research/leitfaden-zur-beurteilung-von-windkraft-projekten> (Stand: 1.09.2015).
- Bannier, C. E., 2016, Bewertungsmethoden in der Projektfinanzierung Erneuerbarer Energien, Realoptionsanalyse vs. Kapitalwertmethode, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 68(1), 75-110.
- Basiszinskurve, 2016, Basiszins gemäß IDW, <http://www.basiszinskurve.de/historische-entwicklung.html> und <http://www.basiszinskurve.de/basiszinssatz-gemaess-idw.html> (Stand: 4.11.2016) .
- Bauer, N., Brecha, R. J. und Luderer, G., 2012, Economics of Nuclear Power and Climate Change Mitigation Policies, Physics Faculty Publications, Paper 2, [http://ecommons.udayton.edu/phy\\_fac\\_pub/2](http://ecommons.udayton.edu/phy_fac_pub/2) (Stand: 5.10.2016).
- BMF-Schreiben, 2004, Bemessungsgrundlage bei Verwendung eines dem Unternehmen zugeordneten Gegenstandes: Umsatzsteuer, 13.04.2004 - IV B 7 - S 7206 - 3/04, BStBl 2004 I S. 468.
- Bayer, S., 2004, Nachhaltigkeitskonforme Diskontierung – Das Konzept des „Generation Adjusted Discounting“, *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 73 (2004), 1, S. 142-157
- Bärwaldt, K., Leimbach, B., Müller, F., 2009, Globaler Emissionshandel. Lösung für die Herausforderungen des Klimawandels?, Friedrich-Ebert-Stiftung (Hrsg.), Internationale Politikanalyse, <http://library.fes.de/pdf-files/id/ipa/06287.pdf> (Stand: 23.11.2016).
- Brinker, W., 2010, Versorgungssicherung aus der Perspektive eines Regionalversorgers, in: *Energiewirtschaft in Europa, Im Spannungsfeld zwischen Klimapolitik, Wettbewerb und Versorgungssicherheit*, Dratwa, F. A., Ebers, M., Pohl, A. K., Spiegel B., Strauch, G. (Hrsg.), Springer-Verlag, Berlin Heidelberg 2010.
- Bundesverband der Energie- und Wasserwirtschaft e.V. (BDEW), 2015, Strompreisanalyse März 2015, [https://www.bdew.de/internet.nsf/id/9D1CF269C1282487C1257E22002BC8DD/\\$file/150409%20BDEW%20zum%20Strompreis%20der%20Haushalte%20Anhang.pdf](https://www.bdew.de/internet.nsf/id/9D1CF269C1282487C1257E22002BC8DD/$file/150409%20BDEW%20zum%20Strompreis%20der%20Haushalte%20Anhang.pdf) (Stand: 5.10.2016).

- Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (BMUB), 2007, Erfahrungsbericht 2007 zum Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG-Erfahrungsbericht), [https://www.erneuerbare-energien.de/EE/Redaktion/DE/Downloads/Berichte/erfahrungsbericht-eeg-2007.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=2](https://www.erneuerbare-energien.de/EE/Redaktion/DE/Downloads/Berichte/erfahrungsbericht-eeg-2007.pdf?__blob=publicationFile&v=2) (Stand: 6.10.2016).
- Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (BMUB), 2014, Aktionsprogramm Klimaschutz 2020, Kabinettsbeschluss vom 3. Dezember 2014, [http://www.bmub.bund.de/fileadmin/Daten\\_BMU/Download\\_PDF/Aktionsprogramm\\_Klimaschutz/aktionsprogramm\\_klimaschutz\\_2020\\_broschuere\\_bf.pdf](http://www.bmub.bund.de/fileadmin/Daten_BMU/Download_PDF/Aktionsprogramm_Klimaschutz/aktionsprogramm_klimaschutz_2020_broschuere_bf.pdf) (Stand: 6.10.2016).
- Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit (BMUB), 2016, Klimaschutz in Zahlen, Fakten, Trends und Impulse deutscher Klimapolitik, [http://www.bmub.bund.de/fileadmin/Daten\\_BMU/Pool/Broschueren/klimaschutz\\_in\\_zahlen\\_broschuere\\_2016\\_de\\_bf.pdf](http://www.bmub.bund.de/fileadmin/Daten_BMU/Pool/Broschueren/klimaschutz_in_zahlen_broschuere_2016_de_bf.pdf) (Stand 19.10.2016).
- Bundesministeriums für Wirtschaft und Arbeit (BMWA), 2004, Dokumentation zur Förderung erneuerbarer Energien, Gutachten des Wissenschaftlichen Beirats beim Bundesministerium für Wirtschaft und Arbeit, Nr. 534, <http://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/Publikationen/Dokumentationen/erneuerbare-energien-doku-534,property=pdf,bereich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf> (Stand: 25.10.2016).
- Bundesministerium für Wirtschaft und Technologie (BMWi), 2013, Energie in Deutschland, Trends und Hintergründe zur Energieversorgung, <http://www.bmwi.de/DE/Mediathek/publikationen,did=251954.html> (Stand: 25.10.2016).
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), 2014a, Erneuerbare Energien: Innovation durch Forschung, Jahresbericht 2013 zur Forschungsförderung, <https://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/E/erneuerbare-energien-innovation-durch-forschung-jahresbericht-2013-zur-forschungsfoerderung,property=pdf,bereich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf> (Stand: 25.10.2016).
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), 2014b, Erneuerbare Energien in Zahlen. Nationale und internationale Entwicklungen im Jahr 2013, [https://www.regierung.schwaben.bayern.de/Aufgaben/Bereich\\_2/Energiewende/erneuerbare-energien-in-zahlen.pdf](https://www.regierung.schwaben.bayern.de/Aufgaben/Bereich_2/Energiewende/erneuerbare-energien-in-zahlen.pdf) (Stand: 6.10.2016).
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), 2016a, EEG 207 beschlossen: Start in die nächste Phase der Energiewende <https://www.bmwi.de/DE/Themen/Energie/Erneuerbare-Energien/eeg-2017-wettbewerbliche-verguetung.html> (Stand: 25.07.2016).

- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), 2016b, Fragen und Antworten zum EEG 2017, <http://www.bmwi.de/DE/Themen/Energie/Erneuerbare-Energien/faq-eeg-2017,did=773140.html> (Stand: 23.08.2016).
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), 2016c, Handbuch über staatliche Beihilfen. Handreichung für die Praxis von BMWi-EA6, [http://www.esf.de/portal/SharedDocs/PDFs/DE/Sonstiges/handbuch-beihilfe-bmwi.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=1](http://www.esf.de/portal/SharedDocs/PDFs/DE/Sonstiges/handbuch-beihilfe-bmwi.pdf?__blob=publicationFile&v=1) (Stand: 6.10.2016).
- Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), 2016d, Klimaschutz, <http://www.bmwi.de/DE/Themen/Industrie/Industrie-und-Umwelt/klimaschutz,did=338368.html?view=renderPrint> (Stand: 28.12.2016).
- Boehmer-Beuth, U., 2003, Energie aus Windkraft, Volkswirtschaftliche Fehlsteuerung und / oder risikoreiche Kapitalanlage?, <http://www.qsl.net/d/dj4be/im+++/w/energie.pdf> (Stand: 6.10.2016).
- Böhringer, C., 2010, 1990 bis 2010: Eine Bestandsaufnahme von zwei Jahrzehnten europäischer Klimapolitik, Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 11(s1): 56-74.
- Brealey, R. A., Myers, S. C. und Allen, F., 2014, Principles of corporate Finance, 11. Auflage, McGraw-Hill Irwin Verlag.
- Bretzke, W.-R., 2012, Umweltpolitik in Deutschland. Eine politikfeldanalytische Einführung, Grundwissen Politik, Springer Fachmedien, Wiesbaden 2012.
- Brüseken, S., 2010, Unternehmensbewertung und Steuerrecht. Abbildung des deutschen Steuerrechts im DCF-Kalkül nach der Unternehmensteuerreform 2008, Diplomica Verlag GmbH, Hamburg.
- Bundesverband Solarwirtschaft e.V. (BSW-Solar), 2012, BSW-Solar Photovoltaik Preisindex, <http://www.solaranlagen-portal.com/photovoltaik/kosten> (Stand: 29.02.2016).
- Bundesverband Solarwirtschaft e.V. (BSW-Solar), 2014, Statistische Zahlen der deutschen Solarstrombranche, [https://www.solarwirtschaft.de/fileadmin/media/pdf/2013\\_2\\_BSW\\_Solar\\_Faktenblatt\\_Photo voltaik.pdf](https://www.solarwirtschaft.de/fileadmin/media/pdf/2013_2_BSW_Solar_Faktenblatt_Photo voltaik.pdf) (Stand: 18.10.2016).
- Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahn, 2011, Monitoringbericht 2011, [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2011/MonitoringBericht2011.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2011/MonitoringBericht2011.pdf?__blob=publicationFile) (Stand 31.10.2016).
- Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahn und Bundeskartellamt, 2013, Monitoringbericht 2012, [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?__blob=publicationFile) (Stand: 18.10.2016).

entur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?\_\_blob=publicationFile  
(Stand 18.10.2016).

Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahn und Bundeskartellamt, 2014a, Monitoringbericht 2013, [https://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2013/131217\\_Monitoringbericht2013.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=15](https://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2013/131217_Monitoringbericht2013.pdf?__blob=publicationFile&v=15) (Stand: 31.10.2016).

Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahn und Bundeskartellamt, 2014b, Monitoringbericht 2014, [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2014/Monitoringbericht\\_2014\\_BF.pdf%3F\\_\\_blob=publicationFile%26v=4](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2014/Monitoringbericht_2014_BF.pdf%3F__blob=publicationFile%26v=4) (Stand: 18.10.2016).

Bundesnetzagentur für Elektrizität, Gas, Telekommunikation, Post und Eisenbahn und Bundeskartellamt, 2015, Monitoringbericht 2015, [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2015/Monitoringbericht\\_2015\\_BA.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=4](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2015/Monitoringbericht_2015_BA.pdf?__blob=publicationFile&v=4) (Stand: 28.10.2016).

Core-Project, 2016, The Economy, Unit 18: Economics and the Environment, <http://www.core-econ.org/about-our-ebook/> (Stand 24.11.2016).

Deutsche WindGuard (Bearb.), 2013, Kostensituation der Windenergie an Land in Deutschland, Berichtsnummer: SP13007A2, Studie im Auftrag von Bundesverband WindEnergie e.V. und VDMA Power Systems, [https://www.windenergie.de/sites/default/files/download/publication/kostensituation-der-windenergie-land-deutschland/20140730\\_kostensituation\\_windenergie\\_land.pdf](https://www.windenergie.de/sites/default/files/download/publication/kostensituation-der-windenergie-land-deutschland/20140730_kostensituation_windenergie_land.pdf) (Stand: 18.10.2016).

Deutsche WindGuard, 2015, Installierte Windenergieleistung in Deutschland, <https://www.wind-energie.de/infocenter/statistiken/deutschland/installierte-windenergieleistung-deutschland> (Stand: 19.07.2016).

Deutsche WindGuard (Bearb.), 2015, Kostensituation der Windenergie an Land in Deutschland - Update, Berichtsnummer: SP15027A1, Studie im Auftrag von Bundesverband WindEnergie e.V. und VDMA Power Systems, [https://www.windenergie.de/sites/default/files/download/publication/kostensituation-der-windenergie-land-deutschland-update/20151214\\_kostensituation\\_der\\_windenergie\\_an\\_land\\_in\\_deutschland\\_update.pdf](https://www.windenergie.de/sites/default/files/download/publication/kostensituation-der-windenergie-land-deutschland-update/20151214_kostensituation_der_windenergie_an_land_in_deutschland_update.pdf) (Stand: 17.10.16).

Edgerton, J., 2011, Taxes and Business Investment: New Evidence from Used Equipment, Working Paper, <http://edge.marginalq.com> (Stand: 21.10.2016).

- Ender, C., 2006, Windenergienutzung in Deutschland – Stand 31.12.2005, DEWI Magazin, Nr. 28.
- Ender, C., 2012, Wind Energy Use in Germany – Stand 31.12.2011, DEWI Magazin, Nr. 40.
- Ender, C., 2015, Wind Energy Use in Germany – Stand 31.12.2014, DEWI Magazin, Nr. 46.
- Enercon, 2016, E-82, <http://www.enercon.de/produkte/ep-2/e-82/> (Stand: 25.12.2016).
- Energieagentur NRW, 2013, Der europäische Emissionshandel 2013-2020, Einführung und Überblick,  
<https://broschueren.nordrheinwestfalendirekt.de/broschuerenservice/energieagentur/der-europaeische-emissionshandel-2013-2020/1486> (Stand: 23.11.2016).
- Energiewirtschaftliche Tagesfragen, 2013, Was bedeutet der Ausstieg der Kernenergie?,  
 Energiewirtschaftliche Tagesfragen, 63 Jg. (2013), Heft 10
- Energiezukunft, 2010, EEG: Gut für Umwelt und Wirtschaft,  
<http://www.energiezukunft.eu/umwelt/politik/eeg-gut-fuer-umwelt-und-wirtschaft-gn10228/?printView=1> (Stand: 18.12.2016).
- European Commission, 2016, Emissions Trading System: Allowances and caps: Cap for fixed installation decreases each year., [http://ec.europa.eu/clima/policies/ets/cap/index\\_en.htm](http://ec.europa.eu/clima/policies/ets/cap/index_en.htm)  
 (Stand: 18.11.2016).
- Eurostat, 2016, freizugängliche Datenbank, Online einzusehen unter:  
<http://ec.europa.eu/eurostat/de/data/database> (Stand: 25.10.2016).
- Evans, D. J. und Sezer, H., 2005, Social discount rates for member countries of the European Union, Journal of Economic Studies, Vol. 32, 1, S. 47-49.
- FMH, 2016, FMH-Index Zinsentwicklung, <https://index.fmh.de/fmh-index/zinsentwicklung/detailversion/print.aspx> (Stand: 10.11.2016).
- Frankfurter Allgemeine Zeitung (FAZ), 2014, Ein Fünftel der Windparks wirft keine Rendite ab,  
<http://www.faz.net/aktuell/finanzen/fonds-mehr/windparks-anleger-mit-falschen-versprechungen-in-investitionen-gelockt-13281722.html> (Stand: 29.07.2016).
- Fraunhofer ISE, 2015, Aktuelle Fakten zur Photovoltaik in Deutschland, Fassung vom 7. Januar 2015, Aktuelle Fassung abrufbar unter [www.pv-fakten.de](http://www.pv-fakten.de).
- Fraunhofer-Institut für System- und Innovationsforschung (Fraunhofer ISI) (Bearb.), 2011, CO<sub>2</sub>-Minderung im Stromsektor durch den Einsatz erneuerbarer Energien im Jahr 2008 und 2009 - Gutachten, Bericht für die Arbeitsgruppe Erneuerbare Energien-Statistik (A-GEE-Stat) im Auftrag des Zentrums für Sonnenenergie- und Wasserstoff-
- Forschung Baden-Württemberg (ZSW), [http://www.isi.fraunhofer.de/isi-wAssets/docs/x/de/publikationen/Abschlussbericht\\_Gutachten-CO2-ISI\\_2008-2009.pdf](http://www.isi.fraunhofer.de/isi-wAssets/docs/x/de/publikationen/Abschlussbericht_Gutachten-CO2-ISI_2008-2009.pdf)  
 (Stand: 25.10.2016).



- Fraunhofer-Institut für System- und Innovationsforschung (Fraunhofer ISI), Gesellschaft für Wirtschaftliche Strukturforchung mbH (GWS), Institut für ZukunftsEnergieSysteme (I-ZES), Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW) (Bearb.), 2011, Einzel- und gesamtwirtschaftliche Analyse von Kosten und Nutzenwirkungen des Ausbaus der Erneuerbaren Energien im Strom- und Wärmemarkt, Update der quantifizierten Kosten- und Nutzenwirkungen für 2010, Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit, [http://www.isi.fraunhofer.de/isi-wAssets/docs/x/de/publikationen/knee\\_update\\_2011\\_bf.pdf](http://www.isi.fraunhofer.de/isi-wAssets/docs/x/de/publikationen/knee_update_2011_bf.pdf) (Stand: 20.10.2016).
- Fraunhofer-Institut für System- und Innovationsforschung (Fraunhofer ISI), 2014, Wirkung erneuerbarer Energien auf die Versorgungssicherheit, Untersuchung im Rahmen des Projekts „Wirkungen des Ausbaus erneuerbarer Energien (ImpRES)“ gefördert vom Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, [http://www.impres-projekt.de/impres-wAssets/docs/ImpRES\\_Energiesicherheit\\_Uebersicht-und-Vorgehensweise\\_v18.pdf](http://www.impres-projekt.de/impres-wAssets/docs/ImpRES_Energiesicherheit_Uebersicht-und-Vorgehensweise_v18.pdf) (Stand: 21.10.2016).
- Fraunhofer Institut für Windenergie und Energiesystemtechnik (Fraunhofer IWES), 2015, Windenergie Report Deutschland 2014, [http://windmonitor.iwes.fraunhofer.de/windmonitor\\_de/5\\_Veroeffentlichungen/1\\_windenergiereport/](http://windmonitor.iwes.fraunhofer.de/windmonitor_de/5_Veroeffentlichungen/1_windenergiereport/) (Stand: 20.10.2016).
- Fraunhofer Institut für Windenergie und Energiesystemtechnik (Fraunhofer IWES), 2016, Volllaststunden, [http://windmonitor.iwes.fraunhofer.de/windmonitor\\_de/3\\_Onshore/5\\_betriebsergebnisse/1\\_volllaststunden/](http://windmonitor.iwes.fraunhofer.de/windmonitor_de/3_Onshore/5_betriebsergebnisse/1_volllaststunden/) (Stand: 3.08.2016).
- Frenz, W., 2014, Erneuerbare Energien in den EU-Umwelt- und Energiebeihilferichtlinien, ZNER 2014, Heft 4, S. 345-355.
- FrondeI, M. und Schmidt, C. M., 2010: Die EEG-Förderung erneuerbarer Energien: Kein Erfolgsmodell, in: Wirtschaftsdienst, Zeitgespräch, Heft 10, S. 647-653.
- FrondeI, M., Ritter, N., Schmidt, C. M. und Vance, C., 2010, Die ökonomischen Wirkungen der Förderung erneuerbarer Energien: Erfahrungen aus Deutschland, Zeitschrift für Wirtschaftspolitik (Lucius & Lucius, Stuttgart), Jg. 59 (2010) Heft 2: 107-133.
- Gasch, R. und Twele, J., 2005, Windkraftanlagen. Grundlagen, Entwurf, Planung und Betrieb, 4. Auflage, Wiesbaden, Teubner Verlag/GWV Fachverlage GmbH.
- Gawel, E., Korte, K. und Tews, K., 2015a, Distributional Challenges of Sustainability, Policies the Case of the German Energy Transition, Sustainability, 7, S. 16599-16615.
- Gawel, E., Korte, K. und Tews, K., 2015b, Energiewende im Wunderland: Mythen zur Sozialverträglichkeit der Förderung erneuerbarer Energien durch das EEG, UFZ Helmholtz Zentrum für Umweltforschung, Discussion Papers Department of Economics 2/2015.

- Geothermie, 2010, Redebausteine für die Kostendiskussion bezüglich EEG-Umlage, <http://www.geothermie.de/fileadmin/useruploads/bundesverband/presse/Redebausteine.pdf> (Stand: 18.12.2016).
- Greenpeace, 2013, Warum das EEG besser ist als ein Quotenmodell, von: Nanna Zimmermann, <https://www.greenpeace.de/themen/energiewende/warum-das-eeg-besser-ist-als-ein-quotenmodell> (Stand: 18.12.2016).
- Growitsch, C., Meier, H., Schleich, S., 2015, Regionale Verteilungswirkungen des Erneuerbare-Energien-Gesetzes Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 16(1), 72-87.
- Gesellschaft für Wirtschaftliche Strukturforschung mbH (GWS), Fraunhofer-Institut für System- und Innovationsforschung, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Institut für ZukunftsEnergieSysteme (Bearb.), 2012, Renewable energy deployment – do the benefits outweigh the costs?, GWS Discussion Paper 2012/5, <https://ideas.repec.org/p/gws/dpaper/12-5.html> (Stand: 21.10.2016).
- Gesellschaft für Wirtschaftliche Strukturforschung mbH (GWS), Energiewirtschaftliches Institut an der Universität zu Köln (EWI), Prognos AG (Bearb.), 2014, Gesamtwirtschaftliche Effekte der Energiewende, Endbericht, Projekt Nr. 31/13 des Bundesministerium für Wirtschaft und Energie (BMWi), <http://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/Publikationen/gesamtwirtschaftliche-effekte-der-energiewende,property=pdf,bereich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf> (Stand: 6.10.2016).
- Handelsblatt, 2013, Der Irsinn der Energiewende, Nr. 157 vom 16.08.2013, S. 42 Wochenende.
- Hillebrand, B., Buttermann, H. G., Behringer, J. M. und Bleuel, M., 2006, The expansion of renewable energies and employment effects, Germany Energy Policy, 34 (2006) 3484–3494.
- Hanusch, H., 2001, Nutzen-Kosten-Analyse, Verlag Vahlen München, 3. Auflage.
- Hau, E., 2008, Windkraftanlagen, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 4. Auflage.
- Hau, E., 2014, Windkraftanlagen, Springer-Verlag Berlin Heidelberg, 5. Auflage.
- Heindl, P., Schüßler, R. und Löschel, A., 2014, Ist die Energiewende sozial gerecht?, Wirtschaftsdienst, Zeitschrift für Wirtschaftspolitik, 94. Jahrgang, Ausgabe 7, S. 508-514.
- Hentrich, S., Wiemers, J. und Ragnitz, J., 2004, Beschäftigungseffekte durch den Ausbau erneuerbarer Energien, Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Sonderheft 1/2004, Halle (Saale).

- Hepburn, C., Koundouri, P., Panopoulou, E. und Pantelidis, T., 2009, Social discounting under certainty: A cross-country comparison, *Journal of Environmental Economics and Management*, 57 (2009), S. 140-150.
- Hübner, M., Schmidt, C. M. und Weigert, B., 2012, Energiepolitik: Erfolgreiche Energiewende nur im europäischen Kontext, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, 2012 13 (4): 286-307
- Hübner, C., 2013, Emissionshandel – Prinzip und Verantwortung, Konrad-Adenauer-Stiftung (Hrsg.), *Analysen & Argumente*, Ausgabe 118.
- Ifo Institut, Forschungsstelle für Energiewirtschaft e.V. (FfE) (Bearb.), 2012, Die Zukunft der Energiemärkte. Ökonomische Analyse und Bewertung von Potenzialen und Handlungsmöglichkeiten, Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie, [https://www.ffe.de/download/article/429/Forschungsbericht\\_Zukunft\\_Energie\\_komplett.pdf](https://www.ffe.de/download/article/429/Forschungsbericht_Zukunft_Energie_komplett.pdf), (Stand: 21.10.2016).
- IG Windkraft Austrian Wind Energy Association, 2015, Vergleich der Fördersysteme für erneuerbare Energien. Quotensysteme, Ausschreibungen, Einspeisetarife/-prämien und Investitionsförderungen im internationalen Vergleich, <https://www.igwindkraft.at/mmedia/download/2015.03.25/142729200772414.pdf> (Stand: 24.12.2016).
- International Energy Agency, Energy Statistics Division, 2011, Bundeszentrale für politische Bildung, 2012, Energiemix nach Staaten, <http://www.bpb.de/nachschlagen/zahlen-und-fakten/europa/75140/themengrafik-energiemix-nach-staaten> (Stand: 21.10.2016).
- Intergovernmental panel on climate change (IPCC), 2014, Summary for policymakers. Climate Change 2014: Impacts, Adaptation, and Vulnerability, Part A: Global and Sectoral Aspects. Contribution of Working Group II to the Fifth Assessment Report of the Intergovernmental Panel on Climate Change, [http://ipcc-wg2.gov/AR5/images/uploads/WG2AR5\\_SPM\\_FINAL.pdf](http://ipcc-wg2.gov/AR5/images/uploads/WG2AR5_SPM_FINAL.pdf), (Stand: 21.10.2016).
- Internationales Wirtschaftsforum Regenerative Energien (IWR), 2016, Erneuerbare Energien werden subventioniert - Staat zahlt keinen Cent, <http://www.iwr-institut.de/de/presse/presseinfos-energiewende/erneuerbare-energien-werden-subventioniert-staat-zahlt-keinen-cent> (Stand: 2.12.2016).
- KfW, 2016, Konditionenübersicht für Endkreditnehmer bzw. Merkblatt Erneuerbare Energien, Konditionen der verschiedenen Zeitpunkte auf Anfrage, [https://www.kfw.de/inlandsfoerderung/Unternehmen/Energie-Umwelt/Finanzierungsangebote/Erneuerbare-Energien-Standard-\(270-274-275\)/#4](https://www.kfw.de/inlandsfoerderung/Unternehmen/Energie-Umwelt/Finanzierungsangebote/Erneuerbare-Energien-Standard-(270-274-275)/#4) (Stand: 27.10.2016).

- Krewitt, W. und Schломann, B., 2006, Externe Kosten der Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien im Vergleich zur Stromerzeugung aus fossilen Energieträgern, Gutachten im Rahmen von Beratungsleistungen für das Bundesministerium für Umwelt, Naturschutz und Reaktorsicherheit, <http://www.pvaustria.at/wp-content/uploads/5-erneuerbaren-Energien-fossilen-Energietraegern.pdf> (Stand: 21.10.2016).
- Krewitt, W., 2007, Die externen Kosten der Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien im Vergleich zur fossilen Stromerzeugung, Energie und Umwelt (Beitragsreihe), UWSF – Z Umweltchem Ökotox, 19 (3) 144-151.
- Kruschwitz, L., 2014, Investitionsrechnung, De Gruyter Oldenbourg, 14. Auflage München.
- Lange, J., 2015, Einführung in die Projektfinanzierung von Erneuerbare-Energien-Projekten., in: Finanzierung Erneuerbarer Energien, Gerhard, M., Rüschen, T., Sandhövel, A. (Hrsg.), S. 631-655, Frankfurt School Verlag, 2. Auflage Frankfurt am Main.
- Lönker, O. und May, H., 2005, Mehr wagen - Die Energieversorger entdecken die Offshore-Windkraft: Eon, Vattenfall und RWE wollen in den kommenden Jahren Milliarden in neue Kraftwerke in Nord- und Ostsee investieren. Was die Konzerne aufs Meer treibt., Neue Energie, 10, 2005, S. 20-28.
- Bayerisches Landesamt für Steuern (LfSt Bayern), 2013, Hilfe zu Photovoltaikanlagen, BeckVerw288645.
- Lühn, M., 2011, Volleinspeisung versus anteiligem Direktverbrauch bei Photovoltaikanlagen: Vergleich der Wirtschaftlichkeit mithilfe des vollständigen Finanzplans, Arbeitspapiere der Nordakademie, Nr. 2011-01.
- Moorkamp, S., 2015, Photovoltaikanlagen im Umsatzsteuerrecht, Steuerliche Problemfelder, Steuer- und Bilanzpraxis, S. 141-157.
- Mühlenkamp, H., 1994, Kosten-Nutzen-Analyse, Oldenbourg Verlag, München, Wien.
- NEEDS (New Energy Externalities Developments for Sustainability), 2009, 4th Periodic Activity Report M37-M54, Project no.: 502687 <http://www.needs-project.org> (Stand: 22.10.2016).
- OFD Karlsruhe, 2006, Betreiben von Anlagen zur Erzeugung von Strom oder Wärme: Unternehmereigenschaft, 20.9.2006, S 7204/2.
- O'Sullivan, M. (DLR), Lehr, U. (GWS) und Edler, D. (DIW), 2015, Bruttobeschäftigung durch erneuerbare Energien in Deutschland und verringerte fossile Brennstoffimporte durch erneuerbare Energien und Energieeffizienz, Zulieferung für den Monitoringbericht 2015, Forschungsvorhaben des Bundesministerium für Wirtschaft und Energie, <http://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/E/bruttobeschaeftigung-erneuerbare-energien-monitoring-report-2015,property=pdf,bereich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf> (Stand: 6.10.2015).

- Österreichische Akademie der Wissenschaften (ÖAW), 2015, Das unterschätzte Treibhausgas, <http://www.oeaw.ac.at/oesterreichische-akademie-der-wissenschaften/die-oeaw/article/das-unterschaetzte-treibhausgas/> (Stand: 18.12.2016).
- Rahmstorf, S., 2013, Ursachen und Folgen des Klimawandels – ein kurzer Überblick über den Wissensstand im historischen Kontext, Mauerwerk 2013, 17, Heft 5.
- Schanz, S., 2011, Die Vorteilhaftigkeit von Photovoltaikanlagen unter Berücksichtigung der Besteuerung, Deutsches Steuerrecht, Heft 37, S. 1733-1780.
- Renewable Energy Policy Network for the 21st Century (REN21), Renewables 2016, Global Status Report, [http://www.ren21.net/wp-content/uploads/2016/05/GSR\\_2016\\_Full\\_Report\\_lowres.pdf](http://www.ren21.net/wp-content/uploads/2016/05/GSR_2016_Full_Report_lowres.pdf) (Stand: 10.11.2016).
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, 2015, Jahresgutachten 15/16, Zukunftsfähigkeit in den Mittelpunkt, [http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/fileadmin/dateiablage/gutachten/jg201516/wirtschaftsgutachten/jg15\\_ges.pdf](http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/fileadmin/dateiablage/gutachten/jg201516/wirtschaftsgutachten/jg15_ges.pdf) (Stand: 25.10.2016).
- Samuelson, P. A., 1964, Tax deductibility of economic depreciation to insure invariant valuations, Journal of Political Economy, Vol. 72, No. 6 (Dec., 1964), S. 604-606.
- Sinn, H.-W., 2012, Das grüne Paradoxon: Plädoyer für eine illusionsfreie Klimapolitik, Ullstein Taschenbuch, Berlin 2012.
- Smith, L. K., 2009, New Market Policy Effects on Used Markets: Theory and Evidence, The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy, Vol. 9: Iss. 1 (Topics), Article 32.
- Statista, 2015, Wichtige Windenergieanlagenhersteller weltweit nach Umsatz im Jahr 2015 (in Milliarden Umsatz), <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/270700/umfrage/wichtige-windenergieanlagenhersteller-weltweit-nach-umsatz/> (Stand: 2.11.2016).
- Statistisches Bundesamt, 2016, Bevölkerung auf Grundlage des Zensus 2011, Wiesbaden 2016, [https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Bevoelkerung/Bevoelkerungss tand/Tabellen/Zensus\\_Geschlecht\\_Staatsangehoerigkeit.html](https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/GesellschaftStaat/Bevoelkerung/Bevoelkerungss tand/Tabellen/Zensus_Geschlecht_Staatsangehoerigkeit.html) (Stand: 22.10.2016).
- Steinbrenner, H.-P., 2008, Der Einsatz derivativer Instrumente in kleineren und mittelständischen Unternehmen, in: Goeke, M. (Hrsg.), Praxishandbuch Mittelstandsfinanzierung, Mit Leasing, Factoring & Co. Unternehmerische Potenziale ausschöpfen, S. 213 ff.
- Stiftung Weltbevölkerung, 2013, Zum Jahresbeginn: 7.202.951.000 Menschen leben auf der Erde; <http://www.weltbevoelkerung.de/aktuelles/details/show/detail/News/zum-jahresbeginn-7202951000-menschen-leben-auf-der-erde.html> (Stand: 12.08.2016).

- Tobias, S., 2007, Investitionsrechnung von Projekten in Windkraftanlagen, Bewertungsbesonderheiten und Investitionscontrolling, Hamburg, Diplomica GmbH.
- Traber, T. und Kemfert, C., 2009, Impacts of the German Support for Renewable Energy on Electricity Prices, Emissions, and Firms, *The Energy Journal*, 30 (3), S. 155-178.
- trend:research GmbH, Leuphana Universität Lüneburg, 2013, Definition und Marktanalyse von Bürgerenergie in Deutschland, im Auftrag der Initiative „Die Wende – Energie in Bürgerhand“ und der Agentur für Erneuerbare Energien, [https://www.buendnis-buergerenergie.de/fileadmin/user\\_upload/downloads/Studien/Studie\\_Definition\\_und\\_Marktanalyse\\_von\\_Buergerenergie\\_in\\_Deutschland\\_BBEn.pdf](https://www.buendnis-buergerenergie.de/fileadmin/user_upload/downloads/Studien/Studie_Definition_und_Marktanalyse_von_Buergerenergie_in_Deutschland_BBEn.pdf) (Stand: 25.10.2016).
- Technische Universität Berlin (TU Berlin) (Bearb.), 2011, Studie - Kosten des Ausbaus der erneuerbaren Energien, im Auftrag der Vereinigung der Bayerischen Wirtschaft e.V. (vbw), Bayerische Chemieverbände, Bayerische Papierverbände, Verband der Bayerischen Energie- und Wasserwirtschaft e.V., [http://www.baypapier.com/fileadmin/user\\_upload/Downloads/Standpunkte/Studie\\_Kosten\\_Erneuerbare\\_Energien.pdf](http://www.baypapier.com/fileadmin/user_upload/Downloads/Standpunkte/Studie_Kosten_Erneuerbare_Energien.pdf) (Stand: 25.10.2016).
- Transdisciplinary Panel on Energy Change (TPEC), 2012, TPEC Thesenpapier: Fördersystem der erneuerbaren Energien weiterentwickeln, Plattform Energiewende, Potsdam - Institute for Advanced Sustainability Studies, <http://publications.iass-potsdam.de/pubman/item/escidoc:309107> (Stand: 10.11.2016).
- Umweltbundesamt, 2011, Stromerzeugung aus erneuerbaren Energien – klimafreundlich und ökonomisch sinnvoll, <https://www.umweltbundesamt.de/impressum> (Stand: 28.12.2016).
- Umweltbundesamt, 2012, Methodenkonvention 2.0 zur Schätzung von Umweltkosten. Ökonomische Bewertung von Umweltschäden, <https://www.umweltbundesamt.de/publikationen/oekonomische-bewertung-von-umweltschaeden-0> (Stand: 25.10.2016).
- Umweltbundesamt, 2013, Bestandsaufnahme und Analyse von Studien zur Schätzung von Klimaschutznutzen und -kosten, *Climate Change* 20/2013, [https://www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/378/publikationen/climate\\_change\\_20\\_2013\\_bestandsaufnahme\\_und\\_analyse\\_von\\_studien\\_zur\\_schaetzung\\_von\\_klimaschutznutzen\\_und\\_-kosten\\_0.pdf](https://www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/378/publikationen/climate_change_20_2013_bestandsaufnahme_und_analyse_von_studien_zur_schaetzung_von_klimaschutznutzen_und_-kosten_0.pdf) (Stand: 25.10.2016).
- Umweltbundesamt, 2014a, Emissionsbilanz erneuerbarer Energieträger, Bestimmung der vermiedenen Emissionen im Jahr 2013, *Climate Change* 29/2014, <https://www.umweltbundesamt.de/publikationen/emissionsbilanz-erneuerbarer-energetraeger-2013> (Stand: 25.10.2016).

- Umweltbundesamt, 2014b, Best-Practice-Kostensätze für Luftschadstoffe, Verkehr, Strom- und Wärmeerzeugung, Anhang B der „Methodenkonvention 2.0 zur Schätzung von Umweltkosten“, [https://www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/378/publikationen/uba\\_methodenkonvention\\_2.0\\_-\\_anhang\\_b\\_0.pdf](https://www.umweltbundesamt.de/sites/default/files/medien/378/publikationen/uba_methodenkonvention_2.0_-_anhang_b_0.pdf) (Stand: 17.11.2016).
- Umweltbundesamt, 2016, Chronik weltweiter Temperaturen, Niederschläge und Extremereignisse seit 2010, <https://www.umweltbundesamt.de/publikationen/chronik-weltweiter-temperaturen-niederschlaege> (Stand: 25.10.2016).
- Wagner, G. und Weitzman, M. L., 2016, Climate Shock: The Economic Consequences of a Hotter Planet, Princeton University Press.
- Weimann, J., 2010, Die Klimapolitik Katastrophe, Deutschland im Dunkel der Energiesparlampe, 3. Auflage, Metropolis Verlag.
- Weimann, J., 2013, Rettet die Energiewende? Warum eigentlich?, Wirtschaftsdienst, 2013 Heft 11, S. 793-795.
- Unger, J. und Hurtado, A., 2013, Energie, Ökologie und Unvernunft, Wiesbaden, Springer Fachmedien.
- Westermann, G., 2012, Kosten-Nutzen-Analyse, Erich Schmidt Verlag, Berlin.
- Wirtschaftsministerium Baden-Württemberg, 2005, Förderprogramme im Energiebereich für mittelständische Unternehmen (Bundes- und Landesprogramme), [http://www.bubw.de/PDF\\_Dateien/Wichtig\\_fuer\\_alle\\_Branchen/BaWue\\_Energiefoerderung\\_KMU.pdf](http://www.bubw.de/PDF_Dateien/Wichtig_fuer_alle_Branchen/BaWue_Energiefoerderung_KMU.pdf) (Stand: 27.10.2016).
- Wittlinger, J., (2013), Fotovoltaik: Einzelfragen und steuerliche Optimierung, Steuer Consultant, 7-8/2013, S. 16-20.
- Wolf, B., Hill, M., Pfaue, M., 2011, Strukturierte Finanzierungen. Grundlagen des Corporate Finance, Technik der Projekt- und Buy-out- Finanzierung, Asset-Backed-Strukturen, 2. Auflage; Schäffer Poeschel, Stuttgart.
- World Wind Energy Association (WWEA), 2014, Key Statistics of World Wind Energy Report 2013, [http://wwindea.org/webimages/WWEA\\_WorldWindReportKeyFigures\\_2013.pdf](http://wwindea.org/webimages/WWEA_WorldWindReportKeyFigures_2013.pdf) (Stand: 25.10.2016).
- World Bank, 2016, GDP (current US\$), <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD?end=2013&start=1997> (Stand: 2.11.2016).
- Zentrum für Sonnenenergie- und Wasserstoff-Forschung Baden-Württemberg (ZSW) (Bearb.), 2015, Evaluierung der inländischen KfW-Programme zur Förderung Erneuerbarer

Energien in den Jahren 2013 und 2014, Gutachten im Auftrag der KfW Bankengruppe, <https://www.kfw.de/PDF/Download-Center/Konzernthemen/Research/PDF-Dokumente-alle-Evaluationen/Evaluierung-EE-2013-und-2014.pdf> (Stand: 21.10.2016).

Ziesing, H. J., 2013, Weltweite CO<sub>2</sub>-Emissionen 2012: Schwächeres Wirtschaftswachstum dämpft Emissionszunahme, in: Zeitschrift für Energiewirtschaft, Recht, Technik und Umwelt, H. 9, 2013, S. 96-109.

## Rechtsquellen

BMF-Schreiben, 2000, Amtliche AfA-Tabelle vom 15. Dezember 2000 – IV D 2 – S 1551 – 188/00, BStBl 2000 I S. 1532, lfd. Nr. 3.1.6.

Einkommensteuergesetz (EStG), 2005, vom 16. Oktober 1934 (RGBl. I 1934, S. 1005) in der Fassung des Gesetzes zur Umsetzung von EU-Richtlinien in nationales Steuerrecht und zur Änderung weiterer Vorschriften (Richtlinien-Umsetzungsgesetz – EURLUmsG) vom 09. Dezember 2004 (BGBl. I 2004, S. 3310).

Einkommensteuergesetz (EStG), 2011, vom 16. Oktober 1934 (RGBl. I 1934, S. 1005) in der Fassung des Jahressteuergesetzes 2010 vom 8. Dezember 2010 (BGBl. I 2010, S. 1768).

Einkommensteuergesetz (EStG), 2015, vom 16. Oktober 1934 (RGBl. I 1934, S. 1005) in der Fassung des Gesetzes zur Anpassung der Abgabenordnung an den Zollkodex der Union und zur Änderung weiterer steuerlicher Vorschriften vom 22. Dezember 2014 (BGBl. I 2014, S. 2417).

Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG), 2004, Gesetz für den Vorrang Erneuerbarer Energien vom 21. Juli 2004 (BGBl. I 2004, S. 1918).

Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG), 2009, Gesetz für den Vorrang Erneuerbarer Energien vom 25. Oktober 2008 (BGBl. I 2008, S. 2074) in der Fassung des Gesetzes zur Änderung des Erneuerbaren-Energien-Gesetzes vom 11. August 2010 (BGBl. I 2010, S. 1070).

Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG), 2014, Gesetz für den Ausbau Erneuerbarer Energien vom 21. Juli 2014 (BGBl. I 2014, S. 1066) in der Fassung des Gesetzes zur Änderung des Erneuerbare-Energien-Gesetzes vom 22. Dezember 2014 (BGBl. I 2014, S. 2406).

Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG), 2017, Gesetz für den Ausbau Erneuerbarer Energien vom 21. Juli 2014 (BGBl. I. 2014, S. 1066) in der Fassung des Gesetzes zur Einführung von Ausschreibungen für Strom aus erneuerbaren Energien und zu weiteren Änderungen des Rechts der erneuerbaren Energien vom 13. Oktober 2016 (BGBl. I 2016, S. 2258).

Umsatzsteuergesetz (UStG), 2005, vom 26. November 1979 (BGBl. I 1997, S. 1953) in der Fassung des Gesetzes zur Umsetzung von EU-Richtlinien in nationales Steuerrecht und zur



Änderung weiterer Vorschriften (Richtlinien-Umsetzungsgesetz – EURLUmsG) vom 09. Dezember 2004 (BGBl. I 2004, S. 3310, 3318).

Umsatzsteuergesetz (UStG), 2011, vom 26. November 1979 (BGBl. I 1997, S. 1953) in der Fassung des Jahressteuergesetzes 2010 (JStG 2010) vom 08. Dezember 2010 (BGBl. I 2010, S. 1768).

Umsatzsteuergesetz (UStG), 2015, vom 26. November 1979 (BGBl. I 1997, S. 1953) in der Fassung des Gesetzes zur Anpassung der Abgabenordnung an den Zollkodex der Union und zur Änderung weiterer steuerlicher Vorschriften vom 22. Dezember 2014 (BGBl. I 2014, S. 2417).

## 5 Summary and Conclusion

This thesis is comprised of three studies. The first two empirically examine how tax reforms affect investors' trading behavior and capital markets. The third study investigates how investors and society are affected by legislation that enhances renewable energy investments.

The study *Capitalization of Capital Gains Taxes: Attention, Deadlines, and Media Coverage* in Chapter 2 adds to existing literature as the findings support that capitalization of taxes in share prices is not only driven by the tax burden and the announcement of the upcoming reform itself but also by the attention level of market participants. It empirically addresses the association between capitalization effects, deadlines and media coverage using the introduction deadline of a reform regarding the taxation of capital gains of individual investors on January 1, 2009 as natural experiment. Results suggest that the introduction deadline of the tax reform and the dissemination of its information in the capital market play an important role for the time that investors need to react on the tax change. We find that the awareness and level of information of market participants increases with daily press articles on the capital gains tax reform. Moreover, we provide evidence of a strong and temporary increase in abnormal trading volumes, daily returns, and share prices shortly before the introduction date at turn-of-the-year 2008-2009 and a subsequent reversal of returns and trading volumes in the following five trading days. Inattentive investors paid a high mark-up to acquire "tax-free" shares in the last trading days of 2008. Market reactions were stronger for small-cap and loser stocks and driven by individual investors with small trading volumes.

Chapter 3 represents the essay *Financial transaction taxes: Announcement effects, short-run effects, and long-run effects*, which analyzes the impact of the French FTT on trading volume, the price level, liquidity and volatility. The essay adds to existing literature as it accounts for short-run and long-run effects and investigates not only intraday volatility but also long-term volatility measures (weekly and monthly volatility). The study also controls for the announcement period. Results suggest that the strong negative effect on trading volumes, which was described by earlier literature, becomes insignificant when considering the announcement and short-run effect. We also find evidence for an increase of intraday volatilities and a decrease in weekly and monthly volatilities which suggests a stabilizing effect of FTT on financial markets.

The third study, *The renewable energy act: Evaluation of the impact on investors and society* (translation from the German language), analyzes which interest groups benefit from feed-in

tariffs, which are legally guaranteed by the EEG. Relying on net present value calculations, the results show that investors can obtain positive returns after each greater revision to the EEG in 2005, 2011 and 2015 when operating photovoltaic plants, whereas an economic operation without the renewable energy regulations would have not been possible.

The consequences of the EEG for the society are very complex and hard to assess. The cross-sectional analysis of the year 2013 presents the benefits and costs resulting from the governmental support of photovoltaic plants and wind power stations. The macroeconomic effect (benefits minus costs) of the EEG in 2013 is estimated with € -5 to -1.7 billion, which means that the EEG has an overall negative impact for the society. However, no exact number can be calculated as the overall macroeconomic effect depends on the one hand on the line of argumentation and assumptions on nearly every aspect that is incorporated in the calculation (e.g., value of employment effects, supply reliability, distribution of air pollution), and on the other hand, on the importance of effects which cannot be monetarized (like radioactive accidents etc.). Nevertheless, there is a chance that the non-monetary contributions of the EEG are of such a positive value, that the overall effect might be positive in the end.

## 6 Zusammenfassung auf Deutsch

Diese Dissertation besteht aus drei Studien. Die ersten beiden untersuchen empirisch die Wirkungen von Steuerreformen auf Kapitalmärkte und das Handelsverhalten von Investoren. Die dritte Studie untersucht, inwiefern Investoren und die Gesellschaft beeinflusst werden durch Gesetzgebung die den Einsatz erneuerbarer Energien fördert.

Die Studie *Capitalization of Capital Gains Taxes: Attention, Deadlines, and Media Coverage* im zweiten Kapitel, ergänzt bestehende Literatur indem die Ergebnisse zeigen, dass die Kapitalisierung von Steuern in Aktienpreisen nicht nur von der Steuerlast und der Ankündigung einer bevorstehenden Reform, sondern auch von dem Aufmerksamkeitsgrad der Marktteilnehmer abhängt. Es wird empirisch das Zusammenspiel zwischen Kapitalisierungseffekten, Einführungsfristen und Medienberichterstattung untersucht, wobei die Einführung der Reform der Veräußerungsgewinnbesteuerung privater Investoren zum 1. Januar 2009 als Untersuchungsgegenstand dient. Ergebnisse suggerieren, dass die Zeitpunkte an denen Investoren auf eine Steuerreform reagieren, von dem Datum der Einführung der Steuerreform und der Verbreitung von Informationen über dieselbe im Kapitalmarkt beeinflusst wird. Entsprechend der Untersuchungsergebnisse, steigt mit der Anzahl täglicher Presseartikel über die Veräußerungsgewinnbesteuerung das Bewusstsein und das Informationsniveau von Marktteilnehmern. Weiterhin zeigen wir einen starken und vorübergehenden Anstieg von abnormalen Handelsvolumina, täglichen Renditen und Aktienpreisen kurz vor Einführung der Steuer zum Jahreswechsel 2008/2009 und eine anschließende Umkehr von Renditen und Handelsvolumina in den darauffolgenden fünf Handelstagen. Unaufmerksame Investoren zahlten einen hohen Aufschlag beim Kauf von „steuerfreien“ Aktien in den letzten Handelstagen im Jahr 2008. Bei kleineren Börsenwerten sowie Verlustaktien haben wir stärkere Marktreaktionen festgestellt. Die gemessenen Marktreaktionen werden insbesondere von Privatinvestoren getrieben, die mit kleineren Volumina handeln.

Kapitel 3 enthält den Aufsatz *Financial transaction taxes: Announcement effects, short-run effects, and long-run effects*, der den Einfluss der französischen Finanzmarkttransaktionssteuer auf Handelsvolumina, Aktienpreise, Liquidität und Volatilität analysiert. Die Studie ergänzt bestehende Literatur indem kurz- und langfristige Effekte berücksichtigt und nicht nur untertägige, sondern auch langfristige Volatilitäten gemessen werden (wöchentliche und monatliche Volatilitäten). Die Untersuchung kontrolliert ebenfalls auf den Ankündigungszeitraum. Ergebnisse legen nahe, dass der stark negative Effekt auf Handelsvolumina der in bisheriger Literatur festgestellt werden konnte insignifikant wird, sobald Ankündigungs- und

kurzfristige Effekte explizit in den Berechnungen berücksichtigt werden. Wir finden außerdem Hinweise für höhere untertägige Volatilitäten und sinkende wöchentliche und monatliche Volatilitäten, was einen stabilisierenden Effekt von Finanzmarkttransaktionssteuern auf Finanzmärkte suggeriert.

Die dritte Studie, *Das Erneuerbare-Energien-Gesetz: Bewertung der Effekte für Investoren und die Gesellschaft*, untersucht, welche Interessensgruppen von einer staatlich zugesicherten Einspeisevergütung profitieren. Berechnete Kapitalwerte zeigen, wie Investoren durch das Betreiben von Photovoltaikanlagen auch nach jeder umfangreicheren EEG-Novelle in den Jahren 2005, 2011 und 2015 Überrenditen erzielen können, die ohne die EEG Förderung nicht wirtschaftlich betrieben werden könnten.

Die Folgen des EEG für die Gesellschaft sind sehr komplex und schwer zu beurteilen. Die Querschnittsanalyse des Jahres 2013 stellt Nutzen und Kosten resultierend aus der Förderung von Photovoltaik und Windkraftanlagen dar. Makroökonomische Effekte (Nutzen abzüglich Kosten) des EEG im Jahr 2013 liegen schätzungsweise zwischen -5,0 und -1,7 Milliarden Euro, was insgesamt bedeutet, dass die Wirkungen des EEG für die Gesellschaft als negativ einzuschätzen sind. Allerdings kann kein exakter Wert des makroökonomischen Effekts berechnet werden. Das liegt einerseits an den angeführten Argumentationen und Annahmen hinsichtlich zahlreicher Effekte die in die Bewertung einfließen (z.B. Wert der Beschäftigungseffekte, Versorgungssicherheit, Verteilung von Luftverschmutzung) und andererseits an der Bedeutung der Effekte die nicht monetär bewertet werden können (wie radioaktive Unfälle usw.). Nichtsdestotrotz besteht die Möglichkeit, dass die nicht monetär bewertbaren Folgen des EEG in der Gesamtheit betrachtet einen positiven Nutzen generieren, der gegebenenfalls die Kosten des EEG übersteigt.

## General References

- Amoako-Adu, B., Rashid, M. and Stebbins, M. 1992. Capital gains tax and equity values: Empirical test on stock price reaction to the introduction and reduction of capital gains tax exemption, *Journal of Banking and Finance* 16: 275–287.
- Andrei, D. and Hasler, M. 2015. Investor attention and stock market volatility, *The Review of Financial Studies* 28: 33–72.
- Baltagi, B. H., Li, D. and Li, Q. 2006. Transaction tax and stock market behavior: Evidence from an emerging market, *Empirical Economics* 31, 393–408.
- Becchetti, L., Ferrari, M. and Trenta, U. 2014. The impact of the French Tobin tax, *Journal of Financial Stability* 15, 127–148.
- Bernartzi, S. and Thaler, R. H. 2004. Save more tomorrow: Using behavioral economics to increase employee saving, *Journal of Political Economy* 112: 164–187.
- Blouin, J. L., Hail, L. and Yetman, M. H. 2009. Capital gains taxes, pricing spreads, and arbitrage: Evidence from cross-listed firms in the U.S., *The Accounting Review* 84: 1321–1361.
- Brinker, W. 2010. Versorgungssicherung aus der Perspektive eines Regionalversorgers, in: *Energiewirtschaft in Europa, Im Spannungsfeld zwischen Klimapolitik, Wettbewerb und Versorgungssicherheit*, Dratwa, F. A., Ebers, M., Pohl, A. K., Spiegel B., Strauch, G. (Hrsg.), Springer-Verlag, Berlin Heidelberg 2010.
- Capelle-Blancard, G. 2016. The abrogation of the “impôt sur les opérations de bourse” did not foster the French stock market, *Finance Research Letters* 17, 257-266.
- Capelle-Blancard, G. and Havrylchyk, O. 2013. The impact of the French securities transaction tax on market liquidity and volatility, CES Working Paper No. 2013.85.
- Chou, R. K. and Wang, G. H. K. 2006. Transaction tax and market quality of the Taiwan stock index futures, *The Journal of Futures Markets* 26, 1195–1216.
- Colliard, J.-E. and Hoffmann, P. 2013. Sand in the chips? Evidence on taxing transactions in modern markets, SSRN Working Paper.
- Dai, Z., Maydew, E., Shackelford, D. and Zhang, H. 2008. Capital gains taxes and asset prices: Capitalization or lock-in?, *The Journal of Finance* 63: 709–742.
- DellaVigna, S., and Pollet, J. M. 2009. Investor inattention and Fridays earnings announcements, *The Journal of Finance* 64: 709–749.
- Di Wiesenhoff, V.S. and Egori, R. 2013. 2013 Italian financial transaction tax, *Derivatives & Financial Instruments* 15, 48–63.

- Fama, E.F. 1970. Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *The Journal of Finance* 25, 383–417.
- Feldstein, M., Slemrod, J. and Yitzhaki, S. 1980. The effects of taxation on the selling of corporate stock and the realization of capital gains. *Quarterly Journal of Economics* 94, 777–791.
- Hemmelgarn, T. and Nicodème, G. 2010. The 2008 financial crisis and taxation policy. *European Commission Taxation Papers*, Working Paper No. 20 2010.
- Hsieh, S.-F. 2013. Individual and institutional herding and the impact on stock returns: Evidence from Taiwan stock market, *International Review of Financial Analysis* 29: 175–188.
- Hundsdoerfer, J., Kieswetter, D. and Sureth, C. 2008. Forschungsergebnisse in der Betriebswirtschaftlichen Steuerlehre – eine Bestandaufnahme, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 78. Jg. 2008 H1.
- Itzkowitz, J., Itzkowitz, J. and Rothbort, S. 2016. ABCs of trading: Behavioral biases affect stock turnover and value, *Review of Finance* 20: 663–692.
- König, R. 2012. Geleitwort in: Steuern, Wahrnehmung und Entscheidungsprozesse, von: Schmidt, S., Schriften zum Steuer-, Rechnungs- und Prüfungswesen.
- Lang, M. H. and Shackelford, D. A. 2000. Capitalization of capital gains taxes: Evidence from stock price reactions to the 1997 rate reduction, *Journal of Public Economics* 76: 69–85.
- Lou, D. 2014. Attracting investor attention through advertising, *The Review of Financial Studies* 27: 1797–1829.
- Meyer, S., Wagener, M. and Weinhardt, C. 2015. Politically motivated taxes in financial markets: The case of the French financial transaction tax, *Journal of Financial Services Research* 47, 177–202.
- Nowotny, E. and Zagler, M. 2009. Der öffentliche Sektor. Einführung in die Finanzwissenschaft, 5. Auflage, Springer Verlag.
- Pantzalis, C. and Ucar, E. 2014. Religious holidays, investor distraction, and earnings announcement effects, *Journal of Banking and Finance* 47: 102–117.
- Pomeranets, A. and Weaver, D. 2013. Securities transaction taxes and market quality, SSRN Working Paper No. 1980185.
- Rühl, T.R. and Stein, M. 2014. The impact of financial transaction taxes: Evidence from Italy, *Economics Bulletin* 33. 25–33.
- Shackelford, D. and Verrecchia, R. 2002. Intertemporal tax discontinuities, *Journal of Accounting Research* 40, 205–222.

- Shackelford, D. A., Shaviro, D. N. and Slemrod, J. 2010. Taxation and the financial sector, *National Tax Journal* 63, 781–806.
- Wagner, G. and Weitzman, M. L. 2016. *Climate Shock: The Economic Consequences of a Hotter Planet*, Princeton University Press.
- Summers, L. H. and Summers, V. P. 1989. When financial markets work too well: A cautious case for a securities transactions tax, *Journal of Financial Services Research* 3, 261–286.