

Financial Markets, Sovereign Default and Credit Rating Agencies

Inaugural-Dissertation
zur Erlangung des akademischen Grades eines
Doktors der Wirtschaftswissenschaften
(Dr. rer. pol.)

an der
Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf



von
Dipl.-Kffr. Laura Natalie Cüppers
geb. am 02. April 1986 in Mönchengladbach

Diese Arbeit wurde als Dissertation von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät
der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf angenommen.

Erstgutachter:	Prof. Dr. Heinz-Dieter Smeets
Zweitgutachter:	Prof. Dr. Ulrike Neyer
Datum der Disputation:	20. Juni 2016

Vorwort

Die vorliegende Dissertation entstand während meiner Zeit als wissenschaftliche Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, insbes. Internationale Wirtschaftsbeziehungen an der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf. Zahlreiche Personen haben mich dabei auf meinem Weg begleitet und zum Gelingen dieser Arbeit beigetragen, von denen ich einige im Folgenden besonders erwähnen möchte:

An erster Stelle gilt mein Dank meinem Doktorvater, Herrn Prof. Dr. Heinz-Dieter Smeets, für die persönliche Betreuung sowie die fachliche Hilfestellung während meiner Promotion und besonders für die vertrauensvolle Zusammenarbeit sowie die mir gewährten Möglichkeiten und Freiheiten. Ich bedanke mich bei Frau Prof. Dr. Ulrike Neyer für die konstruktiven Anmerkungen und ihre Denkanstöße sowie für die Erstellung des Zweitgutachtens.

Bei meinen aktuellen und ehemaligen Kollegen am Lehrstuhl für Internationale Wirtschaftsbeziehungen – Christian Fürtjes, Angélique Herzberg, Birgit Knoke, Lucas Kramer, Anita Schmid und Marco Zimmermann – möchte ich mich für die angeregten Diskussionen, die gute Zusammenarbeit und die tolle Arbeitsatmosphäre sowie unzählige unterhaltsame Kaffeepausen bedanken. Darüber hinaus haben mir bei der Lösung ökonomischer, theoretischer sowie technischer Probleme folgende Kollegen an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät zur Seite gestanden: Tim Böker, Monika Bucher, Leonie Giessing, Achim Hauck, Ulrich Heimeshoff und Markus Penatzer. Bei meinen empirischen Studien wurde ich im Hinblick auf die besonders zeitintensive Datenaufbereitung von zahlreichen studentischen Hilfskräften des Lehrstuhls – insbesondere Inna Kurennoy und Hendrik Kufmaul – unterstützt.

Mein besonderer Dank gilt all meinen Freunden und meiner Familie für ihre jahrelange Unterstützung und ihre Bereitschaft, jederzeit für Ablenkung zu sorgen. Meiner Freundin Merle danke ich für ihr offenes Ohr und ihr Talent, mich jederzeit zum Lachen zu bringen, meinem Bruder Philipp für seinen tatkräftigen Support in allen Lebenslagen und sein geschwisterliches Verständnis auch ohne viele Worte. Meinen Eltern, die immer für mich da sind und an mich glauben, danke ich von Herzen. Sie haben mir den Mut und die Zuversicht gegeben, mich jeder Herausforderung zu stellen. Der größte Dank gilt Christian, der mir mit seinem fachlichen Rat, seiner Gelassenheit und seinem Vertrauen in mich durch so manches Tief der Promotion geholfen hat und ohne den das Feiern der Höhen nur halb so schön ist.

Contents

1	Introduction	1
2	The Informational Role and Regulation of Credit Rating Agencies (Informationsfunktion und Regulierung von Ratingagenturen)	6
2.1	Einleitung	7
2.2	Informationstheoretische Relevanz von Ratings	7
2.2.1	Informationsfunktion von Ratings	8
2.2.2	Wirkung von Unternehmensratings auf die Informationsverteilung	10
2.2.3	Wirkung von Länderratings auf die Informationsverteilung	11
2.3	Regulierungsbegründung	12
2.4	Neugestaltung der Regulierung	14
2.5	Zusammenfassung	16
	Literaturverzeichnis	17
3	A Theoretical Approach on the Probability of Sovereign Default (Theoretische Modellierung der Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten)	19
3.1	Einleitung	20
3.2	Einflussfaktoren der staatlichen Defaultentscheidung	22
3.2.1	Ability-to-pay	24
3.2.2	Willingness-to-pay	30
3.3	Modell der Staatsschuldenkrise in der Eurozone	36
3.3.1	Diskretionärer Default als Option einer Regierung	38
3.3.2	Verhalten der Marktakteure	45
3.3.3	Modellgleichgewicht und komparative Statik	47
3.4	Theoretische Modellierung der Willingness-to-pay	51
3.4.1	Identifikation der Willingness im Modell	52
3.4.2	Einfluss institutioneller Rahmenbedingungen auf die Willingness	55
3.4.3	Unterschiedliche Präferenzen der Regierungen	58
3.5	Fazit und Ausblick	62
	Literaturverzeichnis	66

4	Rating Determinants during the European Debt Crisis	70
4.1	Introduction	71
4.2	Literature	73
4.3	The Model	74
4.3.1	Explanatory Variables	75
4.3.2	Dependent Variable	78
4.3.3	Estimation Technique	79
4.4	Empirical Results	80
4.4.1	Data	80
4.4.2	Linear Estimation	82
4.4.3	Non-linear Estimations	86
4.4.4	Looking for Crisis Effects	89
4.5	Conclusion	91
	Bibliography	94
	Appendix	97
5	Sovereign Rating Channel and Sovereign Ceiling	98
5.1	Introduction	99
5.2	Theoretical and Institutional Background	100
5.2.1	Transmission Channels of Sovereign Risk onto the Corporate Sector . . .	101
5.2.2	Economic Impact of Sovereign Ratings	103
5.2.3	Credit Rating Agencies and the Sovereign Ceiling	105
5.3	Literature Overview	108
5.4	Sample and Estimation Technique	109
5.4.1	Data and Stylized Facts	109
5.4.2	Corporate Rating Model	112
5.5	Empirical Results	119
5.5.1	Sovereign Rating Channel	119
5.5.2	Sovereign Ceiling	121
5.5.3	Crisis Effects	124
5.6	Conclusion	127
	Bibliography	130
	Appendix	134
6	How Do Oil Price Changes Affect German Stock Returns?	135
6.1	Introduction	136
6.2	Literature Review	137
6.3	Theoretical Background	138
6.4	Modelling Oil Price Shocks	140

6.5	Panel Analysis	141
6.5.1	Data	141
6.5.2	Model structure	142
6.5.3	Results	143
6.6	Disaggregated Analysis	144
6.7	Dependence on Oil	146
6.7.1	Cost-side Dependence	146
6.7.2	Demand-side Dependence	147
6.7.3	Other Forms of Dependence	148
6.8	Conclusion and Policy Implications	149
	Bibliography	151
	Appendix	153

List of Tables

4.1	Description of Variables	81
4.2	Descriptive Statistics of the Sovereign Rating Variable	81
4.3	Descriptive Statistics by Sovereign Rating Grades	82
4.4	Estimation Results: Linear Model	84
4.5	Estimation Results: Non-linear Model	87
4.6	Estimation Results: Crisis Effects	89
4.7	Estimation Results: Crisis Effects without Greece and Cyprus	97
5.1	Descriptive Statistics	111
5.2	Corporations at or above the Ceiling	111
5.3	Balance Sheet and Macroeconomic Variables	114
5.4	Estimation Results: Corporate Rating Model	118
5.5	Estimation Results: Influence of Sovereign Risk on Corporate Rating	119
5.6	Estimation Results: Sovereign Ceiling Effects	122
5.7	Estimation Results: Difference in Difference	123
5.8	Estimation Results: Crisis Effects	126
5.9	Full Estimation Results	134
6.1	Descriptive Statistics	142
6.2	Estimation Results: Equation (6.6)	143
6.3	Estimation Results: Equation (6.7)	144
6.4	Granger Causality Rest Results	145
6.5	Company Classification and Oil Intensity	147
6.6	Cost-side Dependence η for all Industries	153

List of Figures

2.1	Übersicht über die Funktionen von Ratingagenturen	9
2.2	Veränderung des Informationsstands durch ein Unternehmensrating	11
2.3	Veränderung des Informationsstands durch Länderratings	12
3.1	Entscheidungskalkül des Staates	44
3.2	Ableitung des Marktgleichgewichts und komparative Statik	48
3.3	Variation der Willingness-to-pay	54
4.1	Development of Sovereign Credit Ratings for selected European Countries	71
4.2	Estimated Cut-Off Points	88
5.1	Corporate and sovereign ratings	112

Chapter 1

Introduction

The unprecedented sequence of economic crises beginning with the so-called subprime crisis in 2007 still challenges economic policy makers as well as economic researchers. The subprime crisis, which was originally restricted to the US mortgage and housing market, became a worldwide financial crisis in 2008 when Lehman Brothers collapsed. This financial crisis was followed by the first worldwide economic recession since WWII in 2009 and by the European debt crisis which was triggered by Greece's appeal towards the EU member states for financial support to cover their outstanding government debt obligations in 2010. As many of the symptoms which accompanied these crises, such as a struggling financial sector and a stressed public financial situation, prevail in many European countries up until the present, there has been an intensifying debate among economic researchers about the interconnection between the aforementioned four economic crises. Most of the research on this question is centered around examining the increasing significance of financial markets with respect to overall economic activity and to its consequences for economic policy in general. In short, the aim of this exercise is to provide economic policy makers with suggestions as to how to cope with and eventually solve the ongoing economic problems associated with these crises. This dissertation expands on the existing research by comprising five essays on financial markets, sovereign defaults and the role of Credit Rating Agencies (CRAs) during the European sovereign debt crisis. Four of these essays examine the particularly controversial debate (even among economists) about CRAs with respect to their assessment of default risks in the market of sovereign debt, both in general and regarding to the European debt crisis in particular.

Chapter 2, entitled **The Informational Role and Regulation of Credit Rating Agencies** (co-authored by Heinz-Dieter Smeets and published in *WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium* (2015), Vol. 44, No. 1, pp. 26-29), analyzes the necessity of and justification for regulation of CRAs with regard to sovereign credit ratings. The increasing criticism of the CRAs for their assessment of sovereign default risk during the European sovereign debt crisis led to new regulatory measurements by the European Union. The aims of these measures were to reduce the power of CRAs and the effects of rating changes on the real economy. Our analysis of the informational role of issuer credit ratings in the market for corporate and sovereign bonds shows that credit ratings are able to reduce the information asymmetry in financial markets, and thus that a regulation of CRAs could not be justified by the correction of market failures in the rating process. The problem with credit ratings, both in the financial and in the sovereign debt crisis instead arose from the fact that credit ratings are widely used in regulation of financial markets. Credit ratings determine the equity requirements of banks, the investment guidelines of investment funds and insurance companies as well as the eligibility criteria for collateral used by the European Central Bank. A downgrade of a corporation or a sovereign could thus result in fire sales with potentially severe negative consequences for the real economy. As long as regulatory measures do not reduce the mechanistic reliance on credit ratings, they will not reduce the effects of credit rating changes. A rating calendar for sovereign ratings which only

allows three unsolicited ratings per year and restricts the publication of rating changes on days when European financial markets are closed (as it is now under the new regulation mandatory), can be thus regarded to only cure specific symptoms of the debt crisis rather than its origins.

In chapter 3, entitled **A Theoretical Approach to Probability of Sovereign Default**, a model of sovereign debt crises is used to analyze the determinants of the probability of sovereign default. The sovereign defaults of Greece in 2010 and 2012 as well as of Cyprus in 2013, showed, that the prevailing market perception before the crisis to evaluate sovereign bonds of European countries as riskless assets was incorrect. The assessment of sovereign default risks, as well as sovereign credit ratings as a measure of sovereign risk, therefore gained a considerable amount of public attention. In contrast to a corporate default, the default of a sovereign is more complicated to assess, because a sovereign debt problem can be caused both by lack of ability and or lack of willingness to pay. Because legal prosecution is lacking, a government always has the choice to default, even if sufficient financial resources are available to service the debt. This strategic decision about the default is based on a cost-benefit analysis, which depends on the preferences of the government. While the focus of the existing literature on sovereign defaults lies on the role of the ability to pay in sovereign debt crises, little is known about the role of willingness to pay itself as well as its relevance for the default probability during the European debt crisis. The theoretical model of sovereign debt crises presented in chapter 3 allows us to explicitly model the willingness to pay as a government's strategic decision. The results show that a change in the cost or benefits of a default, and thus a change in the willingness to pay, influences the probability of sovereign default. This is also valid under circumstances in which the fundamental economic situation remains unchanged.

Chapter 4, **Rating Determinants during the European Debt Crisis**, is an empirical analysis of the determinants of sovereign credit ratings by Standard and Poor's (S&P's). Because of the severe downgrades during the European debt crisis – especially for Portugal, Italy, Ireland, Greece and Spain, the so called PIIGS countries – the CRAs were made responsible for exacerbating the crisis with their unjustified rating adjustments. In order to obtain a deeper understanding of the rating assignments and to determine whether or not the downgrades were comprehensible, this chapter empirically analyzes the quantitative determinants of sovereign credit ratings in Europe, using a dataset of 41 European countries between 2005 and 2013. By applying both linear and non-linear panel data techniques, we are able to account for the discrete and ordered nature of the sovereign credit rating variable. Moreover, we control for short and long-term effects of the rating determinants. The main finding of this paper is that basic economic indicators such as debt, GDP per capita and inflation explain large parts of sovereign credit ratings. We also find evidence for a change in the rating approach during the crisis which now acquires a stronger focus on growth and debt as well as an additional negative effect for the crisis countries beyond the economic fundamentals. Our results suggest that with respect to the accusations towards the CRAs, that most rating changes during the European debt crisis

were in accordance with the development of the economic situation in the affected countries or can alternatively be explained by changes in the CRAs' evaluations of the willingness to pay.

In chapter 5, entitled **Sovereign Rating Channel and Sovereign Ceiling**, we analyze the impact of sovereign rating changes on the real economy by examining their influence on corporate ratings. Although all three major CRAs relaxed the strict sovereign ceiling policy that was in force until 1997 and according to which no corporation was able to get a higher rating than that of the corresponding sovereign, the sovereign risk still plays a major role in the assessment of corporate risk. Before the sovereign debt crisis this policy was rather unproblematic because the generally high sovereign ratings in the European Monetary Union (EMU) did not have a restricting effect on corporate ratings. With the severe downgrades of EMU countries, however, the link between sovereign and corporate risk became increasingly relevant. Using a panel data set of 145 non-financial corporations in 27 European Countries between 2008 and 2013 we estimate the impact of sovereign on corporate credit ratings. In a first step, we find strong empirical evidence for a sovereign rating channel by estimating a corporate linear model: a change in sovereign credit rating by four notches leads to a change in corporate rating by one notch. Secondly, we identify a strong sovereign ceiling effect by applying both a linear panel model and a Difference in Difference estimation: corporations at or above the sovereign ceiling are downgraded disproportionately stronger than corporations in the control group. Thirdly, our results point towards a shift in the assessment of the role of sovereign risk for corporate risk since the beginning of the sovereign debt crisis: CRAs now discriminate stronger between the different countries in the EMU regarding their sovereign risk and its impact on the corporate credit rating. In general, our results show that the downgradings of sovereign credit ratings during the crisis had a substantial influence on the corporate credit ratings in Europe, accompanying a rise in the cost of financing for the corporations in the crisis affected countries. This additional burden on the corporate sector enhances the general negative effects caused by worsening macroeconomic fundamentals and could therefore explain the downturn in overall economic activity in Europe.

The final chapter, chapter 6, is somewhat different in that it focuses on the German stock market instead of on the European sovereign bond market and by explicitly precluding the time period of the financial and European debt crisis. On the other hand, we use similar techniques of empirical analysis, including the application of a panel data model. The title of the chapter is **How Do Oil Price Changes Affect German Stock Returns?** (co-authored by Heinz-Dieter Smeets and published in *International Journal of Energy Economics and Policy*, Vol. 5, No. 1, 2015, pp. 321-334). In this contribution, we analyze the effects of oil price changes on the stock return of 17 German DAX companies between 1982 and 2007 by applying both, linear panel data estimations and Granger causality tests. In contrast to previous studies, our focus is not only on analyzing the general effects of changes in oil prices but also to identify the channels of transmission through which the oil prices affect the stock returns. To being, we

identify a non-linear and asymmetric relationship between oil prices quoted in US dollars and the German stock market by estimating a fixed effects model for the different DAX companies on a monthly database. The fact that the oil prices quoted in US dollars and not in euros affect the stock return – the present discounted value of future profits of a firm – strongly points towards the existence of a signalling (transmission) channel. The market participants form their expectations on (future) profits based on oil prices quoted in US dollars because they are readily available. Additionally, further evidence is provided for the signalling channel on a disaggregated and daily database by applying Granger (non-)causality tests. The results reveal, however, that only certain industries are affected by oil price shocks, whereas others remain unaffected. We show that these varying effects of oil price shocks mainly result from the cost- and demand-side dependence on oil that different companies are exposed to.

Chapter 2

The Informational Role and Regulation of Credit Rating Agencies (Informationsfunktion und Regulierung von Ratingagenturen)¹

¹Dieser Artikel entstand in Zusammenarbeit mit Prof. Dr. Heinz-Dieter Smeets und erschien in *WiSt - Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, Jahrgang 44 (2015), Heft 1, S. 26-29.

2.1 Einleitung

Im Zuge der Finanz- und der europäischen Staatsschuldenkrise rückten Ratingagenturen und ihre Ratingurteile vermehrt in den Fokus der öffentlichen Diskussion. Im Rahmen der Finanzkrise 2008-2009 wurde den Ratingagenturen ein Versagen bei der Durchführung ihrer Bonitätsbeurteilungen vorgeworfen. Durch die viel zu positive Bewertung der strukturierten Finanzprodukte innerhalb des Verbriefungsprozesses sollen sie maßgeblich dazu beigetragen haben, dass aus der Krise des amerikanischen Hypothekenmarktes eine globale Finanzkrise wurde. Im Rahmen der Staatsschuldenkrise wird jetzt erneut die Frage nach der „Schuld“ der Ratingagenturen diskutiert, wobei der Schwerpunkt nun auf den vorher weniger beachteten Länderratings als Bonitätsurteil für Staatsschuldtitel liegt. Den Agenturen wird vorgehalten, durch eine unverhältnismäßige Herabstufung einiger Länder die europäische Staatsschuldenkrise verschärft zu haben (Vgl. hierzu bspw. Gärtner und Griesbach (2012)). In diesem Zusammenhang wurde von Seiten der Politik eine vermehrte Regulierung der Ratingagenturen gefordert, um die von (Länder-)Ratings ausgehende negative Wirkungen sowohl auf die Finanzmarktstabilität als auch die Realwirtschaft abzumildern. Daher sollen im Folgenden – vor dem Hintergrund der informationstheoretischen Relevanz von Ratings – die neueren Regulierungsvorschriften sowie deren Begründung und Wirkungen diskutiert werden.

2.2 Informationstheoretische Relevanz von Ratings

Bei einem Rating handelt es sich um die subjektive Einschätzung der relativen Wahrscheinlichkeit eines Zahlungsausfalls eines Schuldtitels durch eine Ratingagentur. Dabei ist die Marktstruktur im Bereich der Ratingagenturen dadurch gekennzeichnet, dass die drei größten Agenturen Standard & Poor's (S&Ps), Moody's Investor Services (Moody's) und Fitch Ratings (Fitch) ca. 90% des Weltmarktanteils auf sich vereinen (Beck und Wienert, 2010). Ihrer Einschätzung verleihen die Ratingagenturen durch die Vergabe eines Ratingsymbols aus einer ordinalen Rangskala (bspw. AAA (S&Ps) bzw. Aaa (Moody's) für Schuldtitel mit der geringsten Ausfallwahrscheinlichkeit) Ausdruck. So sollen Ratings lediglich die subjektive Meinung der Agenturen über die Bonitätslage widerspiegeln und explizit nicht als Investitionsempfehlung verstanden werden.² Neben Ratings für Emittenten (Länder- und Unternehmensratings), die deren generelle Bonitätslage widerspiegeln, vergeben Ratingagenturen auch Ratings für einzelne Emissionen (Rating für Finanzprodukte) und beraten Unternehmen bei der Ausgestaltung von Finanzprodukten. Daraus möglicherweise entstehende Interessenkonflikte wurden bereits im Zusammenhang mit der Finanzkrise vielfältig diskutiert (Vgl. hierzu bspw. Hiß und Nagel (2011) S. 182-196).

In Bezug auf das Verhältnis zwischen den Vertragsparteien sind Unternehmensratings insbe-

²Die Ratingagentur S&Ps weist darauf explizit innerhalb ihres Haftungsausschlusses hin: „S&P's opinions, analyses and rating acknowledgment decisions [...] are not recommendations to purchase, hold, or sell any securities or to make any investment decisions, and do not address the suitability of any security“ (S&Ps, 2015).

sondere dadurch charakterisiert, dass sie in der Regel vom Emittenten in Auftrag gegeben und von diesem auch bezahlt werden (Issuer-Pays-Modell). Daraus resultiert über den Ratingprozess hinweg eine enge Zusammenarbeit mit der Ratingagentur. Durch die Erstellung eines Rating-Handbooks und der sogenannten „Management-Präsentation“ werden die für die Beurteilung der Bonität relevanten Informationen durch den Emittenten aufbereitet und der Agentur zur Verfügung gestellt. Darüber hinaus kann es im Rahmen der Beurteilung zu weiteren Managementgesprächen oder auch Unternehmensbegehungen etc. kommen. Die Ratingagentur erhält dadurch tiefere Einblicke in die zu beurteilenden Unternehmen, die anderen Marktteilnehmern nicht zur Verfügung stehen (Schmidt, 2007).

Im Gegensatz dazu erfolgt bei der Erstellung eines Länderratings normalerweise kein Einbezug des Emittenten in den Ratingprozess. Dies liegt darin begründet, dass Länderratings in der Regel vom Emittenten weder beauftragt noch bezahlt werden, was schon allein daran zu erkennen ist, dass die meisten Länder von allen drei großen Agenturen ein Rating erhalten und nicht nur von einer, die sie beauftragt haben. Die Ratingagenturen verwenden die Einschätzung des Länderrisikos vielmehr zur Beurteilung des Bonitätsrisikos eines in diesem Land ansässigen Unternehmens. Dies wird mit der „Power-to-tax“ der Staaten begründet. Dahinter steht die Vorstellung, dass Liquiditätsengpässe des Staates durch die Erhöhung von Steuern kurzfristig überbrückt werden können – allerdings auf Kosten der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage, was wiederum negativ auf die Unternehmen zurück wirken kann (Käfer und Michaelis, 2012, S. 96). Diese Länderrisiko einschätzungen werden dann als Länderratings publiziert. Insofern basieren Länderratings im Gegensatz zu Unternehmensratings nicht auf Informationen, die die Ratingagentur aus der Zusammenarbeit mit dem Emittenten erhält, sondern lediglich auf öffentlich zugänglichen Informationen. Um die informationstheoretische Relevanz von Länder- und Unternehmensratings differenziert zu untersuchen, soll im Folgenden zunächst die grundsätzliche Informationsfunktion eines Ratings vor dem Hintergrund der Prinzipal-Agenten-Beziehung zwischen einem Kreditgeber und -nehmer betrachtet werden.

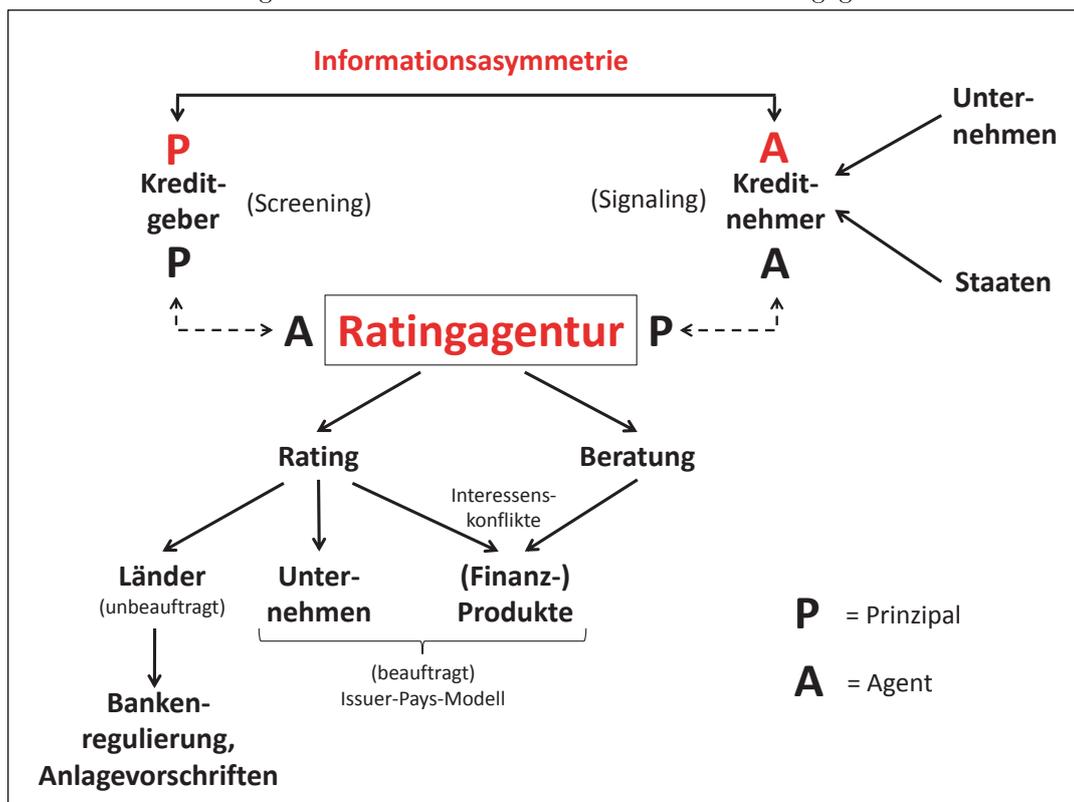
2.2.1 Informationsfunktion von Ratings

Die Ratingagenturen nehmen bei ihrer Bewertung eine Aggregation von Informationen vor und stellen diese dem Markt zur Verfügung. Auf informationseffizienten Kapitalmärkten, auf denen alle Marktteilnehmer gleich gut informiert sind — wie es beispielsweise in der neoklassischen Finanzmarkttheorie angenommen wird — besteht keine Notwendigkeit für eine Ratingagentur als Informationsintermediär aufzutreten, da ein Rating keine neuen Informationen enthalten kann. Eine ökonomisch relevante Informationsfunktion kann ein Rating daher nur auf informationsineffizienten Kapitalmärkten erfüllen.

Grundsätzlich sind die Märkte sowohl für Staats- als auch für Unternehmensanleihen durch Informationsasymmetrien gekennzeichnet, da die Kreditnehmer naturgemäß besser über ihr Bonitätsrisiko informiert sind als die Kreditgeber. Diese Informationsasymmetrien können theore-

tisch zu verschiedenen Problemen sowohl vor Vertragsabschluss als auch im Laufe der Kreditbeziehung führen und damit eine ineffiziente Kapitalallokation hervorrufen (Vgl. allgemein zur Prinzipal-Agenten-Theorie Kräkel, 2015, Kapitel 2). Vor Vertragsabschluss besteht auf Seiten der Kreditgeber (Prinzipal) Unsicherheit über die Qualitätseigenschaften (*Hidden Characteristics*) des Kreditnehmers (Agent). Da schlechtere Eigenschaften mit höheren Zinsen einhergehen, kann für die Kreditnehmer ein Anreiz bestehen, ihre negativen Eigenschaften zu verbergen. Sollte dies dazu führen, dass die Kreditgeber das Bonitätsrisiko nicht verlässlich beurteilen können und es den guten Kapitalnehmern darüber hinaus nicht gelingt, ihre Qualität hinreichend zu belegen, kann dies über das Problem der „adversen Selektion“ zu Verzerrungen bis hin zum Marktversagen führen. Informationsasymmetrien nach Vertragsabschluss resultieren entweder daraus, dass der Prinzipal nicht in der Lage ist, die Handlungen des Agenten zu beobachten (*Hidden Action*) und daher opportunistisches Verhalten (*Moral Hazard*) ermöglicht wird bietet oder aber daraus, dass ihm selbst wenn er die Handlungen beobachten kann, die dahinterstehende Absicht des Agenten nicht bekannt ist (*Hidden Intention*). Da der Vertrag und dadurch ein Abhängigkeitsverhältnis zwischen Prinzipal und Agent aber bereits zustande gekommen ist, hat dieser kein geeignetes Instrument mehr, um den Agenten zu vorteilhaftem Handeln zu bewegen (*Hold up*) (Theurl und Schätzle, 2011, S. 5-8).

Abbildung 2.1: Übersicht über die Funktionen von Ratingagenturen



Quelle: Eigene Darstellung.

Die Informationsasymmetrie zwischen Kreditgebern und -nehmern sowie die daraus resultie-

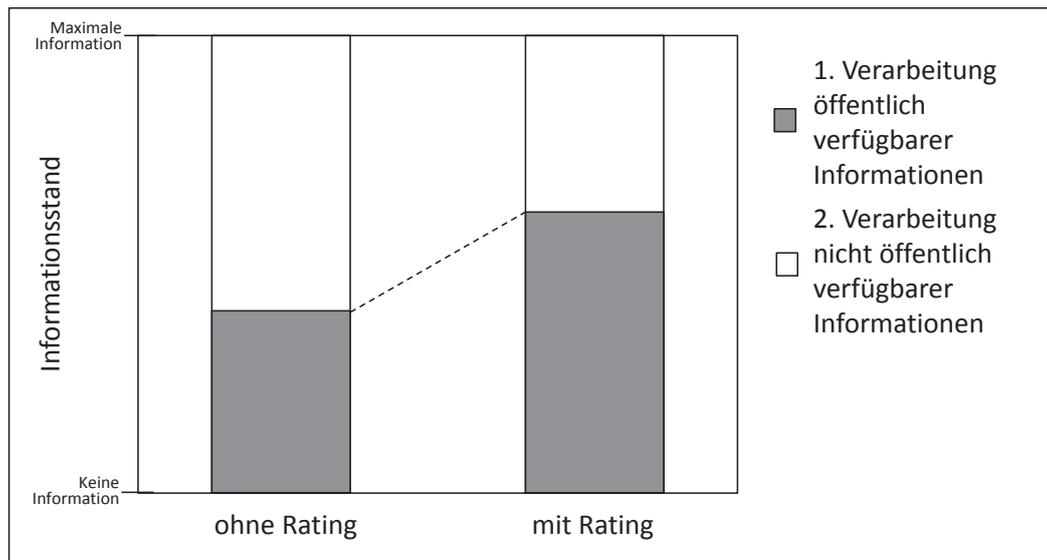
renden – zuvor beschriebenen – Probleme können entweder dadurch reduziert werden, dass die Beteiligten selbst zur Informationsverbesserung beitragen (Signaling, Screening) oder aber einen (spezialisierten) Dritten – hier: eine Ratingagentur – einschalten, der diese Funktion übernimmt. Wenn dies der Fall ist, entstehen auf diese Weise aber auch neue Prinzipal-Agenten-Beziehungen (Vgl. dazu ausführlich Morkoetter und Westerfeld (2008)), wie in Abbildung 2.1 deutlich wird. Geht man also von einem Markt mit Informationsasymmetrien aus, so ist zu prüfen, ob Ratings ein geeignetes Instrument zum Abbau dieser Marktunvollkommenheit darstellen. Dafür soll im Folgenden zunächst die Informationsverteilung an den Märkten für Unternehmens- und Staatsanleihen beschrieben und anschließend der Einfluss eines Ratings darauf untersucht werden.

2.2.2 Wirkung von Unternehmensratings auf die Informationsverteilung

Eine nachfolgende Darstellung erfolgt dabei in Anlehnung an Wagner (1991, S. 69 ff.), der die Marktteilnehmer anhand ihres Informationsstandes in die Gruppen Basis, Outsider, Insider und Kapitalnehmer einordnet. In Abbildung 2.2 werden die Gruppen dabei zur Vereinfachung nach der Art der ihnen zur Verfügung stehenden Informationen (öffentlich oder nicht öffentlich) zusammengefasst. In die erste Gruppe der Marktteilnehmer gehören diejenigen Akteure, die ausschließlich auf öffentlich verfügbare Informationen zurückgreifen. Diese können darüber hinaus danach eingeteilt werden, ob sie selber Kosten für die Informationsgewinnung aufwenden (Outsider) oder ob sie darauf verzichten (Basis). In dieser Gruppe kann man bestenfalls von halbstrenger bzw. schwacher Informationseffizienz sprechen. Demgegenüber verfügt die zweite Gruppe über Zugang zu nicht öffentlichen Informationen. Dabei handelt es sich zum einen um Insider, die aufgrund ihrer Position (z.B. Bankmitarbeiter) über bessere Informationen verfügen und zum anderen um die Kapitalnehmer selbst, die naturgemäß über den maximalen Informationsstand bezüglich der eigenen Bonität verfügen.

Abbildung 2.2 zeigt des Weiteren die Veränderung des Informationsstands der Marktteilnehmer durch die Veröffentlichung eines Unternehmensratings. Der Informationsstand der ersten Gruppe erhöht sich, während derjenige der zweiten Gruppe konstant bleibt. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass die Ratingagentur Zugang zu nicht öffentlich verfügbaren Informationen hat und diese ins Rating einfließen lässt. Dies erscheint bei einem beauftragten Rating aufgrund des Einbezugs der Emittenten in den Ratingprozess plausibel, da die Ratingagentur Einblicke in das betreffende Unternehmen erhält, die Außenstehenden nicht gewährt werden. Dabei wird man ferner davon ausgehen können, dass der Informationsgewinn bei kleinen (unbekannteren) Unternehmen relevanter sein wird als bei großen Unternehmen, da im zweiten Fall – aufgrund von Publikationspflichten und allgemeinem (Medien-)Interesse – die öffentlich verfügbaren Informationen umfangreicher sein werden. Durch die Verarbeitung der zuvor nicht öffentlichen Informationen und der Bereitstellung als Kennzahl kann der Informationsnachteil der Kapitalgeber demzufolge verringert werden. Das Rating eines Unternehmens trägt also grundsätzlich

Abbildung 2.2: Veränderung des Informationsstands durch ein Unternehmensrating



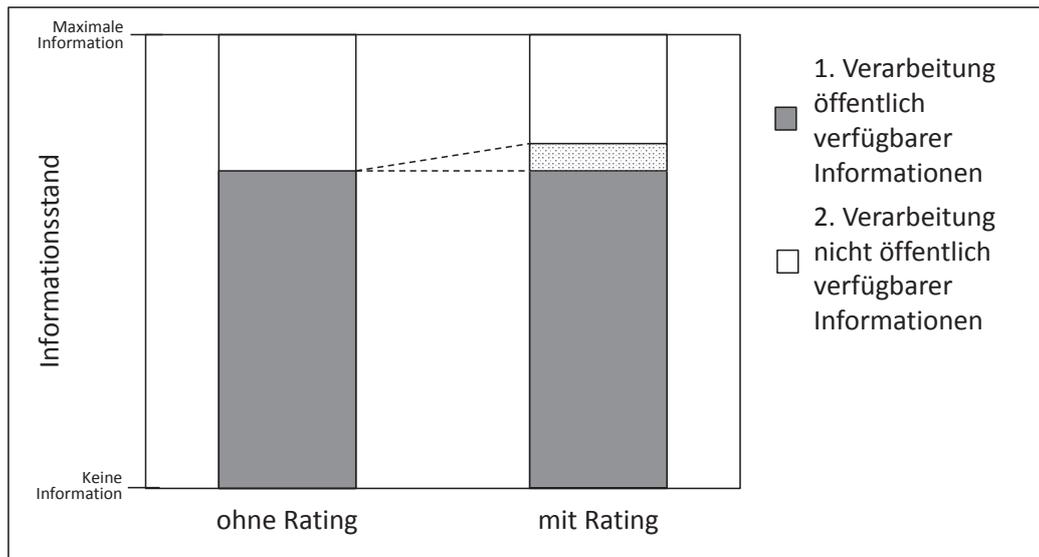
Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Wagner (1991).

zum Abbau der bestehenden Informationsasymmetrien zwischen Kapitalgeber und -nehmer bei und kann daher als geeignetes Instrument zur Verringerung der mit Informationsasymmetrien einhergehenden Problematiken angesehen werden.

2.2.3 Wirkung von Länderratings auf die Informationsverteilung

Auf dem Markt für Staatsanleihen kann im Vergleich zu Unternehmensanleihen allgemein von einem höheren Anteil öffentlich verfügbarer Informationen ausgegangen werden, da es sich bei den relevanten Daten im Wesentlichen um makroökonomische Kennzahlen handelt, die leicht zu beschaffen sind und deren Interpretation, im Vergleich zu Unternehmenskennzahlen, einfacher ist. Kennzahlen wie die Schuldenstands- oder die Neuverschuldungsquote eines Landes sind bspw. durch die im Stabilitäts- und Wachstumspakt vorgegebenen Grenzwerte leichter zu bewerten als die Fremdkapitalquote eines Unternehmens. Geht man nun davon aus, dass das Länderrating unbeauftragt erstellt wird und während des Ratingprozesses keine Zusammenarbeit zwischen der Ratingagentur und dem zu bewertenden Land erfolgt, dann gehen in das Rating nur öffentlich verfügbare Informationen ein. Durch die Veröffentlichung dieses Ratings wird sich zwar der Informationsstand der Basis erhöhen, da diesen Marktteilnehmern nun ohne die Aufwendung zusätzlicher Kosten eine größere Informationsmenge zur Verfügung steht. Der maximale Informationsstand aller Marktteilnehmer, die öffentlich verfügbare Informationen verarbeiten, wird sich aber, wie aus Abbildung 2.3 ersichtlich, durch ein Rating zunächst einmal nicht erhöhen, da die Ratingagentur dieselben Informationen verarbeitet wie die Marktteilnehmer. Zu einer Erhöhung des Informationsstands kann es lediglich unter der Annahme kommen, dass die Ratingagenturen in der Lage sind, dieselben Informationen, bspw. aufgrund einer grö-

Abbildung 2.3: Veränderung des Informationsstands durch Länderratings



Quelle: Eigene Darstellung.

ßeren Expertise im Umgang mit Kennzahlen, effizienter auszuwerten. Dieser positive Effekt bei Länderratings würde aber im Vergleich zu Unternehmensratings, bei denen er durch den Einbezug zuvor nicht öffentlicher Informationen entsteht, wesentlich geringer ausfallen und kommt darüber hinaus auch nur zum Tragen, wenn das Bewertungsmodell der Ratingagenturen tatsächlich besser ist als das der anderen Marktteilnehmer. Zu eindeutig positiven Effekten für die Outsider kommt es nur dadurch, dass diese jetzt wesentlich weniger Informationsbeschaffungs- und -auswertungskosten aufwenden müssen, als in der Situation ohne Rating. Die bestehende Informationsasymmetrie zwischen Kapitalgeber und -nehmer lässt sich daher durch das Länderrating nicht bzw. nur in begrenztem Ausmaß verringern.

2.3 Regulierungsbegründung

Vor dem Hintergrund der zuvor erläuterten informationstheoretischen Grundlagen stellt sich somit zunächst die Frage nach der ökonomischen Begründung einer Regulierung von Ratingagenturen. Dabei wäre zu erwarten, dass sich die Argumente in erster Linie auf ein Marktversagen beim Ratingprozess selbst stützen. Die bisherigen Überlegungen haben allerdings gezeigt, dass Ratings durchaus in der Lage sind, die Informationsasymmetrie zwischen Kreditgebern und -nehmern zu reduzieren – auch wenn sich das Ausmaß der zusätzlichen öffentlich verfügbaren Informationen bei Unternehmens- und Länderratings deutlich unterscheidet. Voraussetzung für diese positive Entwicklung ist jedoch, dass die Informationen von den Ratingagenturen zum einen adäquat verarbeitet und darüber hinaus nicht durch Interessenkonflikte verfälscht werden. Dieses Problem wird etwa im Zusammenhang mit Unternehmensratings diskutiert, da in diesem Bereich die Auftraggeber des Ratings (Emittenten) zugleich auch diejenigen sind,

die dafür zahlen (*Issuer-Pays-Modell*). Trotz dieser potenziellen Probleme und im Gegensatz zur öffentlichen Kritik attestieren empirische Untersuchungen den Ratingagenturen insgesamt einen guten Leistungsausweis – zumindest bis zum Beginn der Finanzkrise. Auch die Herabstufungen während der europäischen Staatsschuldenkrise sind nicht per se als Fehlleistung zu beurteilen (IWF, 2010; Kiff et al., 2012). Die gegenwärtige Regulierung basiert daher auch nicht (primär) auf einem Marktversagen im Ratingprozess selbst, sondern vielmehr auf Interdependenzen, die mit einem Rating verbunden sind. Dabei wird zum einen auf Interdependenzen abgestellt, die zwischen einzelnen Geschäftsfeldern der Ratingagenturen entstehen. Ein Beispiel hierfür bilden mögliche Interessenkonflikte, die sich aus der Beratung bezüglich der Ausgestaltung von Finanzprodukten und deren nachfolgendem Rating durch ein und dieselbe Agentur ergeben können. In diesem Fall ist der spezialisierte Dritte möglicherweise nicht unparteiisch und es würden informationsverfälschende Eigeninteressen einfließen, die wiederum eine staatliche Regulierung erfordern können. Diese Probleme wurden insbesondere im Zusammenhang mit der Finanzkrise offenkundig. Zum anderen geht es um Interdependenzen zwischen dem Rating und damit verbundenen (unerwünschten) Wirkungen in anderen Bereichen der Volkswirtschaft. Im Mittelpunkt dieser Diskussion steht die Verwendung (insbesondere) von Länderratings im Rahmen der Bankenregulierung und von Anlagevorschriften. Diese Interdependenz hat gerade während der Staatsschuldenkrise eine bedeutende Rolle gespielt. Den Ausgangspunkt einer krisenverstärkenden Wirkung von Länderratings bildeten dabei Anlagevorschriften (bspw. für Banken, Versicherungen und Pensionsfonds), die an ein bestimmtes Mindestrating (bspw. Investment-Grade) geknüpft waren. Als diese Schwelle(n) durch fortdauernde Herabstufungen unterschritten wurde(n), kam es zu quasi-automatischen (Zwangs-)Verkäufen entsprechender Titel, in deren Konsequenz wiederum die Kurse sanken und daher die Zinsen stiegen. Die Folge waren starke Verwerfungen an den betroffenen Finanzmärkten (*Cliff-Effects*). Dies führte im nächsten Schritt dazu, dass sich die bilanzielle Vermögens- und Gewinnsituation der Banken in den Krisenstaaten (zusätzlich verstärkt durch die Verpflichtung zur Fair-Value-Bewertung der Vermögensaktiva nach IFRS) nachhaltig schwächte. Als unmittelbare Folge konnte dabei eine erhebliche Verminderung des Eigenkapitals der Banken beobachtet werden, die wiederum aus regulatorischen Gründen deren Kreditvergabemöglichkeiten signifikant einschränkte und im Einzelfall sogar die Fortführung der Geschäftstätigkeit in Frage stellte (Vgl. zur Eigenkapitalunterlegung in der Regulierung Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht, 2004). Maßgeblich zu dieser Entwicklung beigetragen hat dabei die Tatsache, dass bestehende Regulierungsvorschriften für Finanzinstitutionen selbst die Anlage in Anleihen des (heimischen) Staates privilegiert. Für europäische Staatsanleihen, die mindestens mit AA- bewertet werden, muss – im Gegensatz zu vergleichbar bewerteten Unternehmensanleihen – gemäß Basel-II überhaupt keine Risikovorsorge getroffen werden. Somit bildeten diese Regulierungsvorschriften gleichzeitig einen Anreiz für Banken, zunehmend die Kreditvergabe an private Kreditnehmer durch die Kreditvergabe an öffentliche Schuldner zu substituieren, was im Zuge der weltweiten Finanzkrise ab August 2008

und der daran anschließenden Weltwirtschaftskrise ab 2009 auch tatsächlich eintrat (Lambert, 2014). Dieser Teufelskreis von Banken- und Staatsschuldenkrise ist dadurch gekennzeichnet, dass auf der einen Seite (staatliche) Bankenrettungen die Haushaltslage verschlechtern, während auf der anderen Seite Kursverluste von Staatsanleihen die Liquiditätssituation der Banken negativ beeinflussten. Die zuvor erläuterten Interdependenzen und deren Wirkungen während der Finanz- und Staatsschuldenkrise haben letztlich dazu geführt, dass dem immer lauter werdenden Ruf nach einer strengeren Regulierung der Ratingagenturen von Seiten der Europäischen Union (bereitwillig) nachgegeben wurde.

2.4 Neugestaltung der Regulierung

Bis in die jüngere Vergangenheit gab es keine signifikante Regulierung von Ratingagenturen. Entsprechende Vorschriften bestanden im Wesentlichen aus einer an Auflagen hinsichtlich der Unabhängigkeit und des Monitorings des Ratingprozesses gebundenen Registrierungspflicht für Ratingagenturen (EU, 2009; 2011). Im Zusammenhang mit der europäischen Staatsschuldenkrise kam es 2013 jedoch zu einer (weiter) verschärften Regulierung von Ratingagenturen, in deren Mittelpunkt nun die folgenden Maßnahmen stehen (EU, 2013):

1. Veröffentlichung von unbeauftragten Länderratings nur noch zu vorab angekündigten Terminen außerhalb der Handelszeiten der europäischen Finanzmärkte und maximal zwei- bis dreimal im Jahr.
2. Reduktion von Interessenkonflikten beispielsweise durch die regelmäßige Rotation der Ratingagentur und die Festlegung von Grenzen für die Kapitalbeteiligung beauftragter Analysten an den zu bewertenden Unternehmen.
3. Erhöhung der Haftbarkeit der Ratingagenturen für ihre Ratingurteile, sofern diese vorsätzlich oder grob fahrlässig den Regulierungsregeln zuwider gehandelt haben.
4. Kritische Überprüfung des „übermäßigen Rückgriffs auf Ratings“ durch Finanzinstitute (Art. 5a), die Europäische Aufsichtsbehörde (Art. 5b) und im Unionsrecht (Art. 5c) sowie Veränderung entsprechender Regelungen bis 2020, sofern geeignete Alternativen gefunden werden.

Diese Regulierungsvorschriften setzen – wie unschwer zu erkennen ist – nahezu ausschließlich an den zuvor aufgezeigten Interdependenzen an. Dabei bleibt jedoch zunächst offen, ob diese neuen Vorschriften auch zielführend sind.

Betrachtet man zunächst die Rotationsvorschrift bei der Erstellung von Ratings für strukturierte Finanzprodukte, so können auf diese Weise sicherlich Interessenkonflikte reduziert werden. Dieser möglichen Verbesserung der Ratingqualität stehen allerdings auch Nachteile gegenüber. Diese können insbesondere im Wegfall von Lern- und Skaleneffekten sowie *economies of scope* innerhalb der Ratingagentur begründet sein. Darüber hinaus könnte die disziplinierende

Wirkung der Reputation aufgrund der zeitlich begrenzten Geschäftsbeziehung abgeschwächt werden. Deutlich kritischer sind aber die Vorgaben im Rahmen der Länderratings zu beurteilen. Die Begrenzung der Veröffentlichung auf wenige, im Voraus festgelegte Tage im Jahr und dann wiederum an einem Freitag nach Handelsschluss zeigt deutlich, dass man versucht, die Wirkung der Ratings zu reduzieren, ohne jedoch an den Ursachen anzusetzen. Das grundsätzliche Verbot, Länderratings außerhalb der festgesetzten Tage zu veröffentlichen, gleicht dem Verbot, bei einem Kranken Fieber zu messen, um dessen ernsten Zustand zu verschleiern. Da sich die Einschätzung der Ausfallwahrscheinlichkeit in diesem Bereich weitgehend auf öffentliche Informationen stützt, ist allerdings kaum damit zu rechnen, dass am Markt nur deshalb keine Kursreaktionen zustande kommen werden, weil zum Zeitpunkt der akuten Krise keine Länderratings veröffentlicht werden dürfen. Und selbst wenn keine unmittelbare Reaktion zustande käme, würden die Kursanpassungen spätestens beim nächsten erlaubten Ratingtermin umso stärker ausfallen. Dies liegt darin begründet, dass nicht das Länderrating selbst das Problem bildet, sondern die darauf basierenden Regulierungen. Erst wenn weder Anlagevorschriften noch die Bankenregulierung auf Ratings zur Beurteilung von Ausfallwahrscheinlichkeiten zurückgreifen würden, wären die Länderratings und deren Anpassung „unschädlich“. Als Ergebnis würde man sie wohl einfach ignorieren.

Damit stellt sich aber auch die Frage nach adäquaten Alternativen. Hierbei wird gelegentlich auf Credit Default Swaps (CDS) verwiesen. Im Gegensatz zu Länderratings stellt ein CDS-Kurs ein objektiveres Maß (in Geldeinheiten) für die Ausfallwahrscheinlichkeit einer Staatsanleihe dar, das zudem nicht auf Basis der intransparenten Scorebildung einzelner Unternehmen zustande kommt, sondern das Ergebnis eines Marktprozesses darstellt. Bezogen auf die aktuelle Staatsschuldenkrise hätte ein solches Vorgehen allerdings keinen wesentlichen Unterschied erbracht, da die so gemessenen Risikoprämien ebenfalls deutlich angestiegen sind und ähnliche Reaktionen ausgelöst hätten. Eine deutliche Verbesserung der gegenwärtigen Situation ließe sich hingegen bereits dadurch erreichen, dass Banken die von ihnen gehaltenen Staatsanleihen mit Eigenkapital unterlegen müssten – unabhängig davon, woran das Risiko gemessen wird. Auf diese Weise – möglichst ergänzt durch das Verbot, gegenüber Staaten Klumpenrisiken eingehen zu dürfen – ließe sich das Verlustrisiko der Banken als Folge von Staatsschuldenkrisen erheblich reduzieren, da sie weniger Staatsanleihen halten würden. Es bleibt aber die bisher unbeantwortete Frage nach glaubwürdigen Alternativen für Ratings (Adamek und Miremad, 2012). Aus politischer Sicht versucht man also durch die Regulierung, die von Länderratings ausgehenden Wirkungen weitgehend zu beschränken. Dies ist – wie zuvor erläutert – entweder dadurch zu realisieren, dass andere Regulierungen nicht auf Ratings zurückgreifen oder dadurch, dass die Ratings (temporär) nicht angepasst werden (dürfen). In dieses Bild passt auch der Vorschlag, eine europäische Ratingagentur aufzubauen, die möglicherweise politisch „genehme“ Ratings bereitstellt (Beck und Wienert, 2010). Im weitesten Sinne könnte auch dies als Regulierungsmaßnahme interpretiert werden. Alle Regulierungen, die am Länderrating selbst

ansetzen, können vor diesem Hintergrund aber bestenfalls „second-best“ Lösungen darstellen, weil sie nur die Wirkungen, nicht aber die Ursachen der unerwünschten Effekte betreffen.

2.5 Zusammenfassung

Die hier angestellten Überlegungen haben gezeigt, dass Ratings grundsätzlich in der Lage sind, die Informationsasymmetrie zwischen Kreditgeber und -nehmer zu reduzieren. Voraussetzung für diese positive Entwicklung ist jedoch, dass die Ratingagenturen die Informationen adäquat verarbeiten und sich mögliche Interessenkonflikte nicht negativ auf die Qualität des Ratings auswirken. Verschärfte Regulierungsforderungen resultieren aber nicht primär aus dem Ratingprozess selbst, sondern vielmehr aus Interdependenzen, die mit dem Rating einhergehen. Im Mittelpunkt stehen dabei die Bankenregulierung und Anlagenvorschriften auf der einen Seite sowie Interessenkonflikte zwischen Rating und Beratung auf der anderen Seite. Während die neuen Regelungen Interessenkonflikte vermindern können, stellen die Vorschriften bezüglich der Länderratings weder Maßnahmen dar, die die Stabilität des Banken- und Finanzsystems potentiell verbessern, noch die Interdependenz zwischen Staatsschulden- und Banken Krisen abzuschwächen vermögen. Die Kritik sollte sich daher weniger gegen die Ratings als vielmehr gegen diejenigen Regulierungen richten, die darauf basieren.

Literaturverzeichnis

- Adamek, Jürg und Aalexandre Miremad (2012): Kreditratingagenturen und ihre Rolle in der Schuldenkrise. *Die Volkswirtschaft*, 85(10):24–28.
- Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004): Internationale Konvergenz der Kapitalmessung und Eigenkapitalanforderung, Übersetzung der Deutschen Bundesbank.
- Beck, Hanno und Helmut Wienert (2010): Brauchen wir eine europäische Rating-Agentur. *Wirtschaftsdienst*, 90(7):464–469.
- EU (2009): Verordnung 1060/2009 EG. *Amtsblatt L 301/1, 2009*.
- EU (2011): Verordnung 513/2011 EG. *Amtsblatt L 145, 2011*.
- EU (2013): Verordnung 462/2013 EG. *Amtsblatt L 143/1, 2013*.
- Gärtner, Manfred und Björn Griesbach (2012): Rating agencies, self-fulfilling prophecy and multiple equilibria? An empirical model of the European sovereign debt crisis 2009-2011. *Economics Working Paper Series, University of St. Gallen, School of Economics and Political Science*.
- Hiß, Stefanie und Sebastian Nagel (2011): *Ratingagenturen zwischen Krise und Regulierung*. Nomos, Baden-Baden, 1. Aufl.
- Internationaler Währungsfond (2010): Global Financial Stability Report, Kapitel 3. *Oktober 2010, Washington DC*.
- Käfer, Benjamin und Jochen Michaelis (2012): Länderrisiko: Die ökonomischen Konsequenzen einer Herabstufung durch die Ratingagenturen. *Wirtschaftsdienst*, 92(2):95–100.
- Kiff, John; Sylwia Nowak und Liliana Schumacher (2012): Are Rating Agencies Powerful? An Investigation into the Impact and Accuracy of Sovereign Ratings. *IMF Working Paper No. 12/23*.
- Kräkel, Matthias (2015): *Organisation und Management*. Mohr Siebeck, Tübingen, 6. Aufl.
- Lambert, Claudia (2014): Die Verbindung zwischen Staats- und Bankenkrise: Wie kann man diese entkoppeln? *DIW Roundup 11*.
- Morkoetter, Stefan und Simone Westerfeld (2008): Asset Securitisation : die Geschäftsmodelle von Ratingagenturen im Spannungsfeld einer Principal-Agent-Betrachtung. *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen : Pflichtblatt der Frankfurter Wertpapierbörse*, 61(9):393–396.
- Schmidt, Matthias (2007): Zweck, Ziel und Ablauf des Ratings aus Emittentensicht. In: *Handbuch Rating*, Hg. Hans E. Büschgen, Gabler, Wiesbaden. 2. Aufl.

Standard & Poor's (2015): Standard & Poor's Ratings Services Disclaimers and Regulatory Disclosures. <https://www.standardandpoors.com>, abgerufen am 07.01.2016.

Theurl, Theresia und Dominik Schätzle (2011): Ratingagenturen in der Kritik: Eine Analyse der Reformforderungen und -vorschläge. *Arbeitspapiere des Instituts für Genossenschaftswesen der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster*, 116.

Wagner, Wolf-Christof (1991): *Rating mittelständischer Unternehmungen: Fundierung und Konzeption einer standardisierten Unternehmensbeurteilung durch Rating*. P. Lang, Frankfurt am Main und New York.

Chapter 3

A Theoretical Approach on the Probability of Sovereign Default

(Theoretische Modellierung der Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten)

3.1 Einleitung

Bis zum Beginn der Europäischen Staatsschuldenkrise wurden von Industriestaaten ausgegebene Staatsschuldtitel von den Märkten als risikolose Anlagen angesehen. Diese Einschätzung wurde auch von den Ratingagenturen (weitgehend) geteilt, die für alle Mitgliedsländer der Europäischen Währungsunion gute bis sehr gute Länderratings vergab. Die Entwicklungen im Rahmen der Krise haben jedoch gezeigt, dass es auch bei einem Industrieland als Schuldner zu einem Default kommen kann. Die Bewertung der Defaultwahrscheinlichkeit bzw. des Ausfallrisikos von Staatsschuldtiteln ist also spätestens seit Beginn der Europäischen Staatsschuldenkrise durch die Beantragung eines ersten Hilfspakets durch Griechenland im Jahr 2010 wieder verstärkt in das Bewusstsein der Öffentlichkeit getreten. Dies spiegelt sich auch in einem deutlich gesteigerten Interesse in der ökonomischen Forschung an der Identifizierung und Quantifizierung der Risikofaktoren für staatliche Kredite wider. Besondere Aufmerksamkeit wird in diesem Zusammenhang der Vergabe von Länderratings durch die Ratingagenturen zuteil. Auslöser hierfür waren die teilweise starken Herabstufungen der Länderratings zu Beginn und teilweise auch während des weiteren Verlaufs der europäischen Staatsschuldenkrise. Vielfach wurde den Ratingagenturen vorgeworfen, die PIIGS-Staaten¹ ungerechtfertigt herabgestuft und damit die Krise verstärkt zu haben. Diese Kritik beruht auf der Tatsache, dass Länderratings mit Hilfe von Fundamentaldaten nur beschränkt nachvollzogen werden können und so die Ratingentwicklung in empirischen Studien nicht vollständig erklärt werden kann.² Diese Kritik, auch von Seiten der Politik, mündete letztlich in neuen Regulierungsvorschriften für die Ratingagenturen durch die Europäische Kommission im Jahr 2013.

Da die Veränderung eines Länderratings aufgrund der daran geknüpften Regulierungen mit weitreichenden Konsequenzen verbunden ist³, stellt sich die Frage, ob diese Kritik gerechtfertigt ist und welche Determinanten zur Bestimmung eines Länderratings herangezogen werden müssen. Aus theoretischer Perspektive ist die Frage nach den Einflussfaktoren eines Länderratings weitestgehend unbeantwortet, da die überwiegende Mehrheit an Arbeiten zu den Determinanten von Länderratings empirische Studien sind. Diese empirischen Studien beschränken sich – nicht zuletzt wegen der (besseren) Verfügbarkeit der Daten – zumeist auf die Analyse des Einflusses ökonomischer Kennzahlen auf das Länderrating, darüber hinausgehende Einflussfaktoren werden hingegen selten betrachtet. Diese auf Fundamentaldaten basierenden empirischen Studien können allerdings häufig die Ratingentwicklung nicht vollständig erklären. In diesem Kapitel sollen daher die möglichen Einflussfaktoren eines Länderrating auf Basis eines theoretischen Modells identifiziert und damit eine differenzierte Beurteilung der Ratingentwicklungen in der Krise ermöglicht werden. Als Ausgangspunkt dient hierzu die Definition von Länderratings als

¹Mit PIIGS-Staaten werden die von der Krise besonders stark betroffenen Länder Portugal, Italien, Irland, Griechenland und Spanien verstanden.

²Eine vielbeachtete Studie zu diesem Thema wurde beispielsweise von Gärtner und Griesbach (2012) durchgeführt, die zu dem Schluss kam, dass ein Großteil der Entwicklung der Länderratings auf die „Meinungen“ der Ratingagenturen – also eine rein subjektive Komponente – zurückzuführen seien.

³Zur Regulierung mit Hilfe von Ratings vergleiche die Ausführungen in Kapitel 2.

Messgröße der Defaultwahrscheinlichkeit. Standard and Poor's (S&P's), eine der drei marktführenden Ratingagenturen, definiert ein Länderrating wie folgt: „The sovereign credit ratings are opinions about the ability and willingness of a sovereign to service its financial obligations to nonofficial (commercial) creditors on time and in full.“ Mit einem Länderrating verleiht die Ratingagentur also ihrem subjektiven Urteil über die Ausfallwahrscheinlichkeit der Staatsverschuldung Ausdruck. Bei der theoretischen Analyse der Determinanten eines Länderratings ist demnach eigentlich die Frage nach den Determinanten eines staatlichen Defaults zu beantworten. Gemäß S&P's wird die Defaultwahrscheinlichkeit nicht nur durch die Zahlungsfähigkeit eines Staates, der sogenannten *Ability-to-pay*, sondern auch durch seine Zahlungsbereitschaft oder *Willingness-to-pay* bestimmt. Diese grundsätzliche Unterteilung der Einflussfaktoren der Defaultwahrscheinlichkeit in *Ability-to-pay* und *Willingness-to-pay* findet sich auch in der Literatur zur Theorie der Staatsverschuldung wieder (Vgl. bspw. Burnside, 2005). Im Gegensatz zur Analyse der Determinanten von Länderratings wird die Frage nach der Ausfallwahrscheinlichkeit von Staatsschulden auch in zahlreichen empirischen und theoretischen Studien untersucht. Der Schwerpunkt liegt dabei jedoch fast ausschließlich auf der Bedeutung der *Ability-to-pay*, während die Rolle der *Willingness-to-pay* im Hinblick auf die Ausfallwahrscheinlichkeit größtenteils unberücksichtigt bleibt.

Die Zielsetzung besteht daher im Folgenden zunächst darin, die Determinanten der Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten und damit auch die Determinanten von Länderratings als Maß für das Ausfallrisiko theoretisch zu fundieren. Im Hinblick auf die in der Literatur bisher nur in geringem Maße erfolgte Auseinandersetzung mit der Zahlungsbereitschaft von Staaten, soll der Schwerpunkt der Analyse auf der Modellierung des Einflusses der *Willingness-to-pay* liegen.

Dazu werden in Kapitel 3.2 zunächst die Konzepte der *Ability-* und der *Willingness-to-pay* als Einflussfaktoren eines staatlichen Default beschrieben und ein Überblick über die relevante Literatur in diesem Bereich gegeben. In Kapitel 3.3 wird ein theoretisches Schuldenkrisenmodell vorgestellt, in dem sowohl die *Ability-to-pay* Berücksichtigung findet aber vor allem auch eine Implementierung der *Willingness-to-pay* als strategische Entscheidung möglich ist. Dazu werden die Verhaltensfunktion der Regierung und die Reaktionsfunktion der Marktakteure sowie deren Erwartungsbildung erläutert. Im Rahmen der theoretischen Modellierung der *Willingness-to-pay* in Kapitel 3.4 wird in Abschnitt 3.4.1 gezeigt, wie die *Willingness-to-pay* im Modell identifiziert werden kann und welche Auswirkungen Veränderungen der Kosten-Nutzen-Abwägung der Regierung im Modell haben. Darauf aufbauend werden in den Unterkapiteln 3.4.2 und 3.4.3 der Einfluss konkreter wirtschaftspolitischer Situationen auf die Zahlungsbereitschaft der Regierung untersucht und die Effekte auf die Defaultwahrscheinlichkeit vor dem theoretischen Hintergrund modelliert. In Kapitel 3.5 werden die wirtschaftspolitischen Implikationen der theoretisch abgeleiteten Ergebnisse in Bezug auf die Rolle der Ratingagenturen in der Europäischen Staatsschuldenkrise diskutiert. Die Analyse schließt mit einer Zusammenfassung und Bewertung der Ergebnisse in Hinblick auf die empirische Überprüfung der Determinanten

von Länderratings.

3.2 Einflussfaktoren der staatlichen Defaultentscheidung

Als Ausgangspunkt für die Analyse der Ausfallwahrscheinlichkeit von Staatsschuldtiteln soll zunächst auf die Besonderheiten staatlicher Verschuldung in Abgrenzung zur Verschuldung von Unternehmen eingegangen werden. Üblicherweise werden Staatsschulden von Regierungen zur Finanzierung von Budgetdefiziten des Staatshaushaltes in Form von Anleihen und Wertpapieren mit fester Laufzeit und konstantem Zinssatz ausgegeben. Bei der Ausgabe von Staatsschuldtiteln geht der betreffende Staat als Schuldner die vertragliche Verpflichtung ein, in Zukunft Zins- und Tilgungszahlungen an den Halter der Staatsschuldtitel, den Gläubiger, zu leisten. Wenn diese Zahlungen nicht fristgerecht erfolgen, kommt es zu einem Default. Insofern unterscheiden sich die grundsätzliche Struktur von Staatsschulden zunächst nicht von der Finanzierung eines Unternehmens in Form von Kapitalmarktkrediten.⁴ Ein wesentlicher Unterschied besteht allerdings darin, dass Staaten im Gegensatz zu Unternehmen (per Definition) nicht den privatrechtlichen Haftungsbestimmungen unterliegen. Zur Bestimmung der Defaultwahrscheinlichkeit eines Staates reicht es daher nicht aus, die *Ability-to-pay* des Staates zu analysieren. In Ermangelung einer eindeutigen vertraglichen Durchsetzungsmöglichkeit bei Staatsschuldtiteln muss einer Regierung somit zumindest hypothetisch eine diskretionäre Entscheidungsgewalt über die Rückzahlung ihrer Schulden zugebilligt werden. Diese impliziert somit im Unterschied zu Unternehmensanleihen die Existenz einer *Willingness-to-pay* des Staates, also der Möglichkeit der Verweigerung einer vertraglich vereinbarten Zins- oder Tilgungszahlung durch eine Regierung, was durch eine potentiell eingeschränkte Durchsetzung des Zahlungsanspruchs für den Gläubiger realisierbar wird. Grundlage für diese Entscheidung einer Regierung über die Bedienung des Schuldendienstes bildet daher eine Kosten-Nutzen-Abwägung der Regierung über einen Default.

Bevor aber die *Ability-to-pay* und die *Willingness-to-pay* als Einflussfaktoren der Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten näher analysiert werden können, soll im Folgenden zunächst der Begriff des „staatlichen Defaults“, definiert werden. Neben der Übersetzung des in der englischsprachigen Literatur überwiegend verwendeten Begriffs *sovereign default* werden im Deutschen auch Staatsbankrott und staatlicher Zahlungsausfall bzw. Zahlungsunfähigkeit weitestgehend synonym verwendet.⁵ Sowohl im Englischen als auch im Deutschen gibt es allerdings keine einheitliche Definition, wann ein Default eingetreten ist. Den meisten Definitionen gemeinsam ist das Kriterium des tatsächlich stattgefundenen Zahlungsverzugs, bei dem eine zu einem festgelegten Zeitpunkt fällige Zins- oder Tilgungszahlung ganz oder auch nur teilweise nicht geleistet wurde (Vgl. z.B. Busch et al. (2010)). In manchen Definitionen wird dabei dem Staat eine gewisse Schonfrist im Anschluss an den eigentlichen Fälligkeitstermin eingeräumt, bevor der

⁴Im Vergleich zur Unternehmensfinanzierung unterliegt der Staat allerdings der Restriktion, dass Bankkredite oder eine Finanzierung durch Eigenkapital zur Finanzierung der Budgetdefizite nicht zur Verfügung stehen und die Ausgabe von Staatsanleihen die einzige Finanzierungsmöglichkeit ist.

⁵Im Folgenden wird zur Vereinfachung immer von Default gesprochen.

Default festgestellt wird (Vgl. z.B. Bank of Canada 2015). Sowohl die Bank of Canada als auch die Ratingagentur S&P's (2013a) definieren neben dem beschriebenen tatsächlichen Zahlungsverzug allerdings auch eine Umstrukturierung der Schulden, die die Gläubiger schlechter stellt, als es in den vorher gültigen Verträgen der Fall war, als Defaultevent. Im Gegensatz zur weiter gefassten Defaultdefinition, die sich auf alle vom Staat eingegangenen Verpflichtungen bezieht, berücksichtigen Ratingagenturen für die Festlegung ihrer Ratings jedoch nur Zahlungsausfälle gegenüber privaten Gläubigern und nicht gegenüber supranationalen Institutionen wie der Europäischen Zentralbank (EZB) und dem Internationalen Währungsfond (IWF) oder auch gegenüber anderen Staaten (Standard & Poor's, 2013b).

Diese Unterschiede in der Definition eines Defaultereignisses führen dazu, dass gerade die verschiedenen Ereignisse in der EWU im Zuge der Staatsschuldenkrise durchaus unterschiedlich bewertet werden. Die Bank of Canada zählt in ihrer *Database of Sovereign Defaults 2015* im Rahmen der Staatsschuldenkrise bis 2014 z.B. sechs Defaultereignisse, während die Ratingagenturen nur drei verzeichnen. Der Haircut auf die griechischen Staatsschulden im März 2012 und der Schuldenrückkauf der griechischen Regierung im Dezember 2012 werden von den drei großen Ratingagenturen und der Bank of Canada als Default gewertet. Gleiches gilt für die Umschuldung in Zypern im Juni 2013, bei der die zypriotische Regierung Papiere, deren Fälligkeitstermine zwischen 2013 und dem ersten Quartal 2016 lagen, gegen Papiere mit Laufzeiten zwischen fünf und zehn Jahren getauscht hat (Moody's, 2013). Bei allen drei Umschuldungen waren jeweils auch private Anleger betroffen. Die Umschuldungen in Portugal und Irland im Jahre 2013 werden hingegen nur von der Bank of Canada als Default gewertet, da diese Umschuldungen „lediglich“ offizielle Gläubiger betrafen. Dies gilt auch für die Umschuldung in Griechenland im November 2013, bei der die Geberländer sich mit Griechenland auf eine Senkung der Zinsen auf bereits vergebene Kredite und die Verlängerung der Kreditlaufzeiten einigten, was ökonomisch einem impliziten Schuldenschnitt gleichkommt. Bei keinem dieser Fälle kam es allerdings tatsächlich zu einem konkret feststellbaren Zahlungsverzug, bei dem eine fällige Zins- oder Tilgungszahlung ausfiel, da jeweils bereits im Vorhinein die Fristen durch die Umstrukturierung, die die bis dahin bestehenden Verträge außer Kraft gesetzt hat, verschoben wurden. Bei einer engen Definition des Default über tatsächlichen Zahlungsverzug wäre keines dieser Ereignisse als Default gewertet worden, obwohl die privaten und offiziellen Gläubiger auf große Teile ihrer Forderungen verzichten mussten. Das einzige Mal, bei dem eine Zahlung eines Mitglieds der EWU seit deren Gründung tatsächlich nicht geleistet wurde, war die griechische Rate an den IWF über 1,7 Milliarden Dollar, die im Juni 2015 fällig war. Gemäß der Definitionen der Ratingagenturen handelt es sich bei diesem Ereignis allerdings nicht um einen Default, da lediglich ein institutioneller Gläubiger betroffen war.

Diese Diskussion zeigt anschaulich die Problematik der verschiedenen Defaultdefinitionen. Da eine zu enge Definition nur über den tatsächlichen Zahlungsverzug dazu führt, dass viele Ereignisse, bei denen den Gläubigern Verluste entstehen und damit deren Risiko beeinflussen,

nicht berücksichtigt werden, soll im Folgenden eine weitergehende Definition des staatlichen Defaults verwendet werden: Als Defaultevent werden nicht nur der tatsächlich erfolgte Zahlungsausfall gewertet, sondern auch solche Umstrukturierungen der ausstehenden Schulden, die die Gläubiger schlechter stellen als es vorher der Fall war.

Zur Analyse der Einflussfaktoren der Defaultwahrscheinlichkeit, also der Wahrscheinlichkeit des Eintreffens eines solchermaßen definierten Defaultereignisses, sollen im Folgenden die Auslöser für einen staatlichen Default näher analysiert werden. Grundsätzlich kann es aus zwei Gründen zu einem staatlichen Default kommen: entweder der Staat ist zahlungsunfähig und damit grundsätzlich nicht in der Lage, seine Schulden zu begleichen, oder die Regierung eines Staates ist trotz gegebener Zahlungsfähigkeit nicht bereit, die erforderlichen Zahlungen zu leisten. Der erste Aspekt bezieht sich auf die *Ability-to-pay* eines Staates und der zweite auf die *Willingness-to-pay*.

3.2.1 Ability-to-pay

Zu einem Default aufgrund mangelnder *Ability-to-pay* eines Staates kommt es immer dann, wenn der Staat tatsächlich nicht in der Lage ist, seine Verbindlichkeiten zu bedienen, da er nicht über genügend finanzielle Ressourcen verfügt. Die Fähigkeit eines Staates, seine Verbindlichkeiten zu bedienen, ohne dass es zum Default kommt, wird dabei auch als Solvenz bezeichnet. Die Solvenz eines Staates wird dabei häufig im Zusammenhang mit der Tragfähigkeit der Staatsverschuldung diskutiert. Diese beschreibt die Fähigkeit eines Staates, die aktuelle Fiskalpolitik, bzw. den Policy-Mix aus Geld- und Fiskalpolitik unendlich lange fortführen zu können und dabei solvent zu bleiben (Burnside, 2005). Die Tragfähigkeitsanalyse basiert also auf der Solvenz eines Staates, geht aber insofern darüber hinaus, dass dabei eine Beurteilung der aktuellen Politik stattfindet. Ein weiterer Unterschied zwischen Solvenz und Tragfähigkeit ist die Betrachtung eines unterschiedlichen Zeithorizontes. Während Solvenz in der Regel mittel- bis langfristig, also über einen endlichen Zeitraum definiert wird, bezieht sich die Tragfähigkeit auf einen unendlichen Zeithorizont. Im Kontext der vorliegenden Fragestellung der Determinanten der Defaultwahrscheinlichkeit im Rahmen der *Ability-to-pay* steht dabei die Solvenzbetrachtung im Vordergrund, da es weniger auf eine Beurteilung der aktuellen Politik ankommt, sondern insbesondere auf die Bestimmung der Ausfallwahrscheinlichkeit von aktuell ausgegebenen Staatsschuldtiteln. Da diese Staatsschuldtitel immer eine begrenzte Laufzeit von in der Regel maximal 30 Jahren⁶ aufweisen, erscheint ein unendlicher Zeithorizont als wenig plausibel bei einer Einschätzung der Defaultwahrscheinlichkeit im Allgemeinen und durch eine Ratingagentur im Speziellen.

Ein Großteil der Literatur zur Dynamik der Staatsverschuldung fokussiert nichtsdestotrotz auf die Analyse der Tragfähigkeit oder Nachhaltigkeit der Staatsverschuldung. Als wesentli-

⁶Deutsche Staatsanleihen werden beispielsweise mit Laufzeiten zwischen 3 Monaten und 30 Jahren ausgegeben, wobei beispielsweise 2014 lediglich 15,7% der ausstehenden Staatsanleihen eine Restlaufzeit von ≥ 10 Jahren aufwiesen (Bundesministerium der Finanzen, 2014).

ches Konzept wird dabei die *Present Value Borrowing Constraint (PCVB)* ermittelt, bei der eine tragfähige Verschuldungssituation dadurch gekennzeichnet ist, dass die heutigen Schulden maximal dem diskontierten Wert der in einem unendlichen Zeitraum zu erwartenden Primärüberschüsse entsprechen. Ist diese Bedingung erfüllt, wäre der Staat in der Lage, seine Verbindlichkeiten bis in die Unendlichkeit hinein zu decken. Unabhängig vom zeitlichen Betrachtungshorizont werden die wesentlichen Parameter der Tragfähigkeitsanalyse mit denen einer Solvenzanalyse identisch sein. Im Folgenden soll daher die Herleitung der PVBC als Tragfähigkeitsbedingung in Anlehnung an Afonso und Rault (2010)⁷ beschrieben werden und daraus die Solvenzbedingung abgeleitet werden. Im Anschluss daran wird die Zahlungsfähigkeit noch einmal weiter nach dem Zeithorizont differenziert und in Solvenz und Liquidität unterschieden, die beide gleichermaßen Voraussetzung für die *Ability-to-pay* sind.

Ausgangspunkt der Überlegungen zur Analyse der Tragfähigkeit ist dabei die statische Budgetrestriktion, die in jeder Periode erfüllt sein muss.

$$B_t - B_{t-1} = (G_t - T_t) + r_t B_{t-1} \quad (3.1)$$

Die Neuverschuldung als Veränderung des staatlichen Schuldenstands B in einer Periode t ergibt sich dabei aus dem Primärdefizit bestehend aus den Staatsausgaben G_t minus den Staatseinnahmen T_t zuzüglich der Zinslast auf die ausstehende Staatsverschuldung mit r_t als durchschnittlichem Zinssatz auf die Staatsschulden. Zur besseren Vergleichbarkeit im Rahmen einer länderübergreifenden finanzwirtschaftlichen Analyse ist es sinnvoll, die absoluten Werte zu normieren und in Relation zu einer volkswirtschaftlichen Bezugsgröße anzugeben, wobei typischerweise auf das nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP) zurückgegriffen wird. Gleichung (3.1) wird daher durch Y_t mit $Y_t = (1+y_t)Y_{t-1}$ geteilt, wobei y_t dem nominalen Wirtschaftswachstum zum Zeitpunkt t entspricht.

$$b_t = g_t - \rho_t + \frac{1+r_t}{1+y_t} b_{t-1} \quad (3.2)$$

Die Gleichung (3.2) beschreibt somit eine Differenzgleichung 1. Ordnung über die Schuldenquote b . Diese Differenzgleichung lässt sich durch Vorwärtsinduktion lösen, sodass daraus die intertemporale Budgetrestriktion bei unendlichem Zeithorizont wird. Dazu wird Gleichung (3.2) zunächst umgeformt

$$b_{t-1} = \frac{1+r_t}{1+y_t} (\rho_t - g_t) + b_t \frac{1+r_t}{1+y_t} \quad (3.3)$$

und anschließend vorwärts iteriert:

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \prod_{j=1}^s \frac{1+y_{t+j}}{1+r_{t+j}} (\rho_{t+s} - g_{t+s}) + \lim_{s \rightarrow \infty} b_t \prod_{j=1}^s \frac{1+y_{t+j}}{1+r_{t+j}} \quad (3.4)$$

⁷Weitere Ausführungen zur Ableitung der PVBC finden sich beispielsweise bei Wilcox (1989).

⁸Kleine Buchstaben beschreiben dabei die jeweilige Quote, also $b_t = B_t/Y_t$, $g_t = G_t/Y_t$ und $\rho_t = T_t/Y_t$

Unter der Annahme eines konstanten Wirtschaftswachstums und eines konstanten durchschnittlichen Zinssatzes auf die Staatsschulden⁹ lässt sich Gleichung (3.4) vereinfachen zu

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} (\rho_{t+s} - g_{t+s}) + \lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} \quad (3.5)$$

Die heutige Schuldenquote entspricht also dem Barwert aller zukünftigen Primärüberschussquoten sowie dem zukünftigen Wert der bestehenden Staatsschuld im Verhältnis zum BIP bei einem unendlichen Zeithorizont der Betrachtung. Solange der Grenzwert der Staatsschuldenquote > 0 ist, könnte ein Staat auch dauerhaft Primärdefizite realisieren. Voraussetzung hierfür wäre jedoch, dass ein Staat bis in die Unendlichkeit hinein einen Kreditgeber findet, der auf eine (Teil-)Rückzahlung der ausstehenden Forderungen und damit auf den damit verbunden Konsum von Gütern verzichtet. O'Connell und Zeldes (1988) zeigen jedoch, dass dieses Verhalten unter der Annahme rationaler Akteure und einer endlichen Anzahl von Kreditgebern für diese nicht rational ist. Aus der Perspektive des Kreditgebers handelt es sich bei der Vergabe eines Kredites um einen Verzicht auf heutigen Konsum, für den er jedoch in der Zukunft (nämlich bei Rückzahlung der Kreditsumme) mit einem höheren Konsumniveau kompensiert wird. Da die typische Präferenzordnung im Hinblick auf die zeitliche Struktur des Konsumentenverhaltens aktuellen Konsum höher einstuft als zukünftigen Konsum wird ein Kreditgeber zusätzlich über die Zahlung von Zinsen für die Verlagerung seines Konsums in die Zukunft kompensiert. Bei einem Grenzwert der Staatsverschuldung von $\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} > 0$ gibt es für jeden Zeitpunkt in der Unendlichkeit jedoch mindestens einen Gläubiger, der Staatsschuldtitel hält. Für diesen Kreditgeber wird somit der Verzicht auf Konsum in der Vorperiode nicht mit höherem Konsum in einer späteren Periode entlohnt, sodass das Nichthalten von Staatsschuldtiteln der Kreditvergabe an den Staat vorzuziehen wäre. Bei einer Verschuldungsstrategie einer Regierung, bei der der zukünftige Wert der bestehenden Staatsschuld positiv ist, wäre daher kein rationaler Agent bereit, Staatsschuldtitel zu halten (Chalk und Hemming, 2000). Grund hierfür ist, dass der Staat gewissermaßen immer neue Schulden aufnimmt um seine bestehenden Verbindlichkeiten ad Infinitum zu bedienen, wobei die letzten Investoren den Verlust in Form von Konsumverzicht zu tragen haben. Eine solche Verschuldungsstrategie kann nicht zuletzt auch als ein sogenanntes *Ponzi-Game*, bzw. im deutschen Pyramidensystem, bezeichnet werden.¹⁰ Durch den kontinuierlichen Anstieg der benötigten Kreditsumme kommt es zwangsläufig irgendwann zum Zusammenbruch des Pyramidensystems, da es nicht mehr ausreichend Gläubiger gibt, die bereit sind, den Finanzierungsbetrag bereitzustellen. Als Grenzwert der Staatsverschuldung muss vor diesem Hintergrund also die sogenannte *No-Ponzi-Game*-Bedingung erfüllt sein.

⁹Modellierung von Afonso und Rault (2010): Durchschnittlicher Zinssatz r_t schwankt um einen konstanten Mittelwert r . Innerhalb der Zinslast wird dann jeweils nur der Anteil berücksichtigt, der auf den mittleren durchschnittlichen Zinssatz entfällt. Die Abweichung des Zinssatzes in der aktuellen Periode und die dadurch höhere bzw. niedrigere Zinslast wird in den Staatsausgaben berücksichtigt $E_t = G_t + (r_t - r)B_{t-1}$.

¹⁰Dieses System wurde nach dem amerikanischen Betrüger Charles Ponzi benannt, der Investoren hohe Renditen bei sehr geringem Risiko versprach. Die Auszahlungen an die Investoren wurden durch die Einlagen neuer Investoren finanziert.

$$\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} \leq 0 \quad (3.6)$$

Aus Perspektive der Kreditnehmer würde ein negativer Wert des Grenzwertes der Staatsverschuldung allerdings implizieren, dass in der Unendlichkeit die privaten Akteure beim Staat verschuldet sind, der Staat also eine Forderung gegenüber Privaten hat. Vor dem Hintergrund des Optimierungskalküls des Staates, das dem der Kreditgeber entspricht, bedeutet ein negativer Wert, dass der Staat in einer vorherigen Periode auf Konsum verzichtet hat, dafür jedoch nicht entlohnt wird, sodass aus Perspektive des Staates $\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} \geq 0$ gelten müsste. Aus der Kombination der beiden Rationalitätsbedingungen folgt daher, dass die Ungleichung (3.6) nur mit Gleichheit erfüllt sein kann, woraus sich die sogenannte Transversalitätsbedingung¹¹ wie folgt ergibt:

$$\lim_{s \rightarrow \infty} b_{t+s} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} = 0 \quad (3.7)$$

Die Restriktion (3.7) wird häufig auch als *No-Ponzi-Game*-Bedingung bezeichnet, da sie genau dann erfüllt ist, wenn die Wachstumsrate der Staatsverschuldung kleiner ist als der Zinssatz. Die Transversalitätsbedingung entspricht allerdings nicht exakt der *No-Ponzi-Game*-Bedingung wie oben gezeigt wurde, sondern ergibt sich aus einer Kombination dieser mit der Optimalitätsbedingung des Staates (Herzberg, 2014).

Gleichung (3.5) vereinfacht sich unter Berücksichtigung von (3.7) zur *PVBC* als Bewertungsmaßstab für eine tragfähige Staatsverschuldung:

$$b_t = \sum_{s=1}^{\infty} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} (\rho_{t+s} - g_{t+s}), \quad (3.8)$$

Die aktuelle Schuldenquote ist gemäß der *PVBC* also dann als tragfähig zu bezeichnen, wenn sie maximal dem Barwert aller in der Zukunft erwarteten Primärüberschussquoten entspricht. Im Rahmen der Tragfähigkeitsanalyse der Staatsverschuldung dient Gleichung (3.8) in der Regel als Beurteilungsmaßstab für die aktuelle Fiskalpolitik bzw. den Policy-Mix aus Geld- und Fiskalpolitik der jeweiligen Regierung. Als nachhaltig bzw. tragfähig kann die aktuelle Wirtschaftspolitik dann bezeichnet werden, wenn sie sich unendlich lange weiter verfolgen lässt, ohne dass Bedingung (3.8) verletzt wird (Burnside, 2005).

Die formale Solvenzbedingung für einen Staat ist der Tragfähigkeitsbedingung sehr ähnlich und lässt sich aus dieser ableiten. Statt eines unendlichen Zeithorizontes wird nun ein endlicher Zeithorizont bspw. $n = 30$ betrachtet, sodass aus Gleichung (3.5)

$$b_t = \sum_{s=1}^n \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} (\rho_{t+s} - g_{t+s}) + b_{t+n} \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} \quad (3.9)$$

¹¹Bei einem Optimierungsproblem mit unendlichem Zeithorizont handelt es sich bei der Transversalitätsbedingung um die Restriktion, die eine eindeutige Lösung unter gemeinsamer Berücksichtigung der Bedingung erster Ordnung und der Ausgangsbedingung ermöglicht. Die Restriktion ist immer dann erfüllt, wenn der Barwert der Zustandsvariablen für $t \rightarrow \infty$ gegen Null konvergiert (Becker, 2008).

wird. Die aktuelle Schuldenquote darf also maximal so hoch sein wie der diskontierte Wert der Primärüberschüsse in den kommenden n Jahren plus dem diskontierten Wert der Verschuldung zum Ende des Betrachtungszeitraums b_{t+n} . Die Restriktion für einen endlichen Zeitraum beträgt dabei $b_{t+n} = 0$, da der Staat am Ende der Laufzeit n seine Verbindlichkeiten bei den Kreditgebern ebenso vollständig begleichen muss wie die privaten Kreditnehmer ihre Verbindlichkeiten gegenüber dem Staat. Als Solvenzbedingung ergibt sich daher

$$b_t = \sum_{s=1}^n \left(\frac{1+y}{1+r} \right)^{s+1} (\rho_{t+s} - g_{t+s}). \quad (3.10)$$

Die mittel- bis langfristige *Ability-to-pay* ist also immer dann gegeben, wenn der Barwert der zukünftigen Primärüberschussquoten über einen bestimmten Zeithorizont mindestens der aktuellen Schuldenquote entspricht. Eine Aussage über die Solvenz eines Staates lässt sich daher über einen Vergleich der aktuellen Schuldenquote mit dem Barwert der zukünftig erwarteten Primärüberschussquoten treffen. Solange die Schuldenquote kleiner bzw. gleich dem Barwert ist, ist der Staat grundsätzlich in der Lage, seine Schulden aus eigener Kraft zu bezahlen. Zu einem Default kommt es immer dann, wenn die Schuldenquote den Barwert zukünftiger Primärüberschüsse übersteigt, da der Staat dann innerhalb des betrachteten Zeithorizontes weniger Einnahmen zu verbuchen hat, als er benötigt, um die Schulden zu begleichen.

Die Solvenzbedingung (3.10) charakterisiert im Wesentlichen eine Art ökonomische Restriktion für die Finanzpolitik einer Regierung, die aus theoretischer Sicht bindend für die fiskalpolitischen Gestaltungsmöglichkeiten des Staates sein sollte. In der Praxis ergibt sich jedoch das Problem, dass sowohl die Höhe der zukünftigen Primärüberschussquoten als auch die Zins- und Wirtschaftswachstumsentwicklungen unsicher sind und somit von der Erwartungsbildung sowohl auf Seiten der potentiellen Kreditgeber des Staates als auch auf Seiten der Regierung abhängen. Fallen diese Erwartungen auseinander, kann es aber selbst wenn Gleichung (3.10) grundsätzlich erfüllt wäre zu einem Zahlungsausfall des Staates kommen. Schätzen z.B. die Gläubiger des Staates die zukünftige Entwicklung der Wachstumsrate des BIP niedriger ein, als dies tatsächlich der Fall wäre, könnten Sie an der Zahlungsfähigkeit des Staates zweifeln und möglicherweise eine weitere Finanzierung bestehender Staatsschulden verweigern.¹² In einem solchen Szenario könnte die *Ability-to-pay* von einem Solvenz- zu einem Liquiditätsproblem werden, da die Regierung hierdurch in eine Situation geraten könnte, in der nicht ausreichend finanzielle Mittel zur Verfügung stehen um die kurzfristig ausstehenden Zahlungsverpflichtungen zu bedienen. Im Gegensatz zu Unternehmen stellt dies für den Staat jedoch nur dann ein Zahlungsausfallrisiko dar, wenn die entsprechenden Zahlungsverpflichtungen sich aus (von Privatinvestoren) gehaltenen Zins- und/oder Tilgungszahlungen ergeben. Andernfalls hätte die Regierung die Möglichkeit, die Zahlungsverpflichtungen (bspw. vorgesehene Transferzahlungen des Staatshaushaltes an die Renten- und Pensionskassen) auszusetzen und/oder zu kürzen, ohne

¹²In der Praxis könnte dies mit einer nicht vollständig zugeteilten Emission neuer Staatsanleihen auf dem Primärmarkt einhergehen.

dass dies einen Kreditausfall nach sich zieht.¹³ Tatsächlich ist es deshalb einer Regierung eher möglich, in einer Liquiditätskrise durch Umschichtung von Zahlungsströmen einen drohenden Zahlungsausfall des Staates hinauszuzögern, als dies einem Privatschuldner möglich wäre. Dies hat sich nicht zuletzt in der Griechenlandkrise offenbart, in der es der griechischen Regierung zwischen März und Mai 2015 gelungen ist, die Bedienung der ausstehenden Zins- und Tilgungszahlungen aufrechtzuerhalten, indem man u.a. Zahlungen an Pensionäre und Rentner aussetzte, liquide Mittel aus Staatsfonds und Körperschaften des öffentlichen Rechts (widerrechtlich) abgeschöpfte und Zahlungsverpflichtungen an öffentliche Gläubiger wie den IWF und die EZB zurückgestellt hat. Insofern ist das Liquiditätsrisiko für die Bewertung des Ausfallrisikos von Staatsanleihen insgesamt weit weniger relevant als bei Unternehmensanleihen. Zudem sollte die Liquidität des Staates immer gesichert sein, wenn die Solvenzbedingung (3.10) erfüllt ist, da in diesem Fall immer die notwendigen Zahlungsmittel am Kapitalmarkt von den Investoren bereitgestellt würden. Alternativ zu den beschriebenen Notmaßnahmen kann eine Regierung aber auch eine – über falsche Erwartungsbildung der Kapitalmarktgeber ausgelöste – Liquiditätskrise (und damit drohenden Default von Staatsanleihen) durch eine Kreditaufnahme bei anderen Staaten oder supranationalen Institutionen wie der Weltbank oder dem IWF lösen, um so die Zeit zu überbrücken bis die Erwartungen wieder an die richtigen Werte angepasst werden und somit eine Finanzierung der Staatsfinanzen über den Kapitalmarkt wieder möglich wird. Faktisch ist dies, in Form des 3. Griechenland-Hilfspaketes, auch die Lösung für die griechische Regierung gewesen, obwohl in diesem Fall sicherlich stark angezweifelt werden kann, ob Griechenland die Solvenzbedingung tatsächlich erfüllt. Nichtsdestotrotz kann somit das Liquiditätsproblem mittelfristig immer in ein Solvenzproblem für die Staatsverschuldung übertragen werden, sodass die Solvenzbedingung (3.10) als notwendige Bedingung für die Vermeidung eines staatlichen Zahlungsausfalls aufgrund mangelnder Zahlungsfähigkeit angesehen werden kann.

Im Rahmen einer empirischen Analyse der Defaultwahrscheinlichkeit bzw. zur Entstehung von Staatsschuldenkrisen wird daher in der Regel auf die Solvenz eines Staates abgestellt. Die für eine solche Analyse wesentlichen Determinanten lassen sich dabei direkt aus der Solvenzbedingung (3.10) ableiten:

- Staatsschuldenquote,
- Primärüberschussquote,
- Wirtschaftswachstum und
- durchschnittlicher Zinssatz.

Aufgrund der guten Verfügbarkeit der Daten finden diese in den meisten empirischen Untersuchungen Verwendung. Neben diesen direkten Determinanten der Solvenz wird die *Ability-*

¹³Ein Unternehmen könnte freilich eine solche Maßnahme nicht durchführen, da z.B. die Nichtbedienung einer fälligen Forderung aus Lieferung und Leistung ebenfalls als Zahlungsausfall gewertet werden würde.

to-pay darüber hinaus von all jenen Variablen bestimmt, die einen Einfluss auf die direkten Determinanten haben.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die *Ability-to-pay* gesichert sein muss, damit ein Staat überhaupt in der Lage ist, seinen Zahlungsverpflichtungen nachzukommen. Dabei handelt es sich allerdings nur um die notwendige Bedingung, da eine gegebene *Ability-to-pay* nicht ausreicht, um einen staatlichen Default zu verhindern, da die Entscheidung über einen Default letztlich bei der Regierung liegt. Hinreichende Bedingung für die Vermeidung eines Zahlungsausfalls ist daher die *Willingness-to-pay*. Erst wenn beide Bedingungen erfüllt sind, wird ein Staat seine Staatsschulden bedienen.

3.2.2 Willingness-to-pay

Zur Analyse des Konzepts *Willingness-to-pay* als Determinante der Defaultentscheidung werden im Folgenden zuerst die rechtlichen Besonderheiten der Staatsverschuldung analysiert. Im Anschluss daran folgt ein kurzer Überblick über die Literatur zur Theorie der Staatsverschuldung, in deren Mittelpunkt die Kosten eines Defaults als Anreiz zur Begleichung der Schulden stehen. Abschließend soll näher auf die strategische Entscheidung der Regierung über einen Default und ihr Nutzenkalkül eingegangen werden.

Im Gegensatz zu Unternehmen oder Privatpersonen verfügt ein Staat über eine Reihe von Möglichkeiten, die eigentlich eine ständige Finanzierung der fälligen Zahlungen erlauben sollten. Aufgrund des Besteuerungsmonopols des Staates kann dieser einerseits neue Steuern einführen, bestehende erhöhen oder sogar Zwangseinteignungen durchführen. Andererseits könnte er auch die Staatsausgaben massiv senken, um die notwendigen Mittel zur Finanzierung zu erhalten. In Staaten, in denen die Regierung Einfluss auf die Zentralbank ausübt, ist darüber hinaus eine Monetarisierung der Staatsschuld möglich. Meyer (2009) spricht daher auch nur von der relativen Zahlungsunfähigkeit eines Staates im Gegensatz zur absoluten Zahlungsunfähigkeit, die erst eintreten würde, wenn alle Bürger eines Staates zahlungsunfähig wären. Es ist natürlich möglich, dass ein Staat sich so stark verschuldet, dass tatsächlich keine Bedienung der Staatsschulden mehr möglich ist und die in Kapitel 3.2.1 beschriebene Restriktion verletzt ist. Ein Staat kann sich allerdings auch für zahlungsunfähig erklären, wenn er die mit der Schuldenbedienung verbundene Last für die Bevölkerung für nicht mehr tragbar hält, wie es beispielsweise in Argentinien 2002 der Fall war. Dabei handelte es sich um die bereits angesprochene bewusste Entscheidung der Regierung, die Schulden nicht mehr zu bedienen, obwohl die dazu notwendigen Mittel theoretisch vorhanden waren (Busch et al., 2010).

Aufgrund verschiedener rechtlicher Besonderheiten und dem Fehlen einer staatlichen Insolvenzordnung ist es dem Staat im Gegensatz zu Unternehmen möglich, diese Entscheidungen zu treffen. Ein Unternehmen, das seinen Zahlungsverpflichtungen nicht mehr nachkommen will, weil ihm die damit verbundenen Anstrengungen zu hoch erscheinen, kann mit Hilfe von Rechtsmitteln dazu verpflichtet werden, die Zahlungen zu leisten. Aufgrund der staatlichen Immunität

können Forderungen gegenüber einem Staat jedoch nicht gerichtlich durchgesetzt werden.¹⁴ Diese staatliche Immunität ist im Völkerrecht festgelegt und bedeutet, dass die Handlungen eines Staates der Gerichtsbarkeit eines anderen Staates entzogen sind. Bis zur Mitte des zwanzigsten Jahrhunderts galt diese Immunität auch für geschäftliche Transaktionen eines Staates mit privaten Akteuren anderer Staaten, so dass ein Gläubiger keinerlei Möglichkeit hatte, seine Forderungen gegenüber dem Staat durchzusetzen. Seit Mitte der 1970er Jahre¹⁵ wurde diese absolute Immunität allerdings gelockert und gilt jetzt nur noch für Staatsakte und deren Auswirkungen und nicht mehr für kommerzielle Aktivitäten des Staates. Darüber hinaus wurden, um die Attraktivität von Staatsanleihen zu steigern, gerade in den letzten Jahren immer mehr Anleihen nach internationalem Recht ausgegeben. Diese unterliegen daher auch der Gerichtsbarkeit ausländischer Gerichte. Der konkrete Zugriff auf die Vermögenswerte eines Staates bleibt allerdings nach wie vor schwierig. Selbst wenn ein internationales Gericht die grundsätzliche Rechtmäßigkeit eines solchen Zugriffs auf ausländische Vermögenswerte festgestellt hat, befinden sich diese Vermögenswerte jedoch in der Regel auf dem Hoheitsgebiet des beklagten Staates und damit außerhalb des Einflussbereichs der Gläubiger. Ein aktuelles Beispiel für die Schwierigkeit, als Gläubiger im Falle eines Defaults per Rechtsmittel Zugriff auf die Vermögenswerte eines Staates zu erlangen, ist der neun Jahre währende Rechtsstreit um die Vermögenswerte der argentinischen Zentralbank, der aufgrund der Ausgabe der Staatsanleihen unter internationalem Recht in den USA geführt wurde. Mit der Begründung, der Verzicht auf staatliche Immunität im Falle eines Prozesses, den die argentinische Regierung bei der Ausgabe der Staatsschuldtitel 1994 ankündigte, sei auch auf die Zentralbank als ausführendes Organ der Regierung anzuwenden, erlaubte zwar 2013 ein amerikanisches Bezirksgericht den Zugriff auf die Vermögenswerte der argentinischen Zentralbank. Dieses Urteil wurde jedoch am 31.08.2015 von einem amerikanischen Berufungsgericht wieder aufgehoben (Raymond, 2015).

Neben der eingeschränkten Durchsetzbarkeit der Forderungen gegenüber Staaten besteht ein weiteres Problem im Fehlen einer Insolvenzordnung für Staaten. Wenn ein Unternehmen nicht mehr dazu in der Lage ist, seinen Verpflichtungen nachzukommen, greift das Insolvenzrecht. Das Unternehmen meldet Konkurs an und das Insolvenzverfahren wird eröffnet. Dieses Verfahren dient der Verwertung der Insolvenzmasse mit dem Ziel, möglichst viele der Gläubiger auszahlen zu können.¹⁶ Eine entsprechende gesetzliche Regelung bei einem staatlichen Default existiert dagegen nicht, so dass auch eine geordnete Insolvenz nicht möglich ist. Ein Teil des Problems stellt dabei sicherlich die Tatsache dar, dass ein Staat auch nach einer Insolvenz nicht zerschlagen oder aufgelöst wird, wie ein liquidiertes Unternehmen, sondern fortbesteht.

Aufgrund einer fehlenden staatlichen Insolvenzordnung und der eingeschränkten Durchsetz-

¹⁴Einen ausführlichen Überblick über die rechtlichen Grundlagen der Staatsverschuldung und der gerichtlichen Durchsetzbarkeit von Forderungen in der Vergangenheit liefert Panizza et al. (2009).

¹⁵In den USA gilt seit 1976 der Foreign Sovereign Immunity Act und in Großbritannien seit 1978 der State Immunity Act (Wright, Mark L. J., 2011).

¹⁶Die obigen Ausführungen beziehen sich auf das deutsche Insolvenzrecht und die deutsche Insolvenzordnung (InsO) vom 05.10.1994. Auch wenn die Verfahren in anderen Ländern im Detail unterschiedlich ablaufen, ist es doch so, dass die Bedienung eines größtmöglichen Anteils der Forderungen der Gläubiger das Ziel des Insolvenzverfahrens ist.

barkeit der Forderungen besteht – in Ermangelung eines konkreten Sanktionsmechanismus – bei einem Kredit an einen Staat also immer das Risiko, dass dieser sich dazu entscheidet, seinen Verpflichtungen nicht nachzukommen und es zum Default kommt.¹⁷ Dennoch gibt es einen sehr großen Markt für Staatsschuldentitel und die große Mehrheit an Verbindlichkeiten wird von den Staaten fristgerecht und vollständig bedient. Im Jahr 2014 belief sich die ausstehende Staatsverschuldung in der Welt auf über 62 Bio. US-Dollar, was knapp 80% des Weltbrutto-sozialprodukts entspricht. Lediglich 0,2% davon fielen aus. In den letzten zehn Jahren wurden im Schnitt je 0,5% der Staatsschulden nicht bedient. Wobei es – abgesehen von den bereits diskutierten Defaultereignissen im Laufe der Staatsschuldenkrise in Griechenland, Zypern, Irland und Portugal – seit 1975 zu keinem einzigen Default eines Industriestaates kam (Bank of Canada, 2015).¹⁸

Ausgehend von diesem scheinbaren Widerspruch hat sich ein breiter Literaturzweig zur Ökonomie von Staatsschulden entwickelt, in dem der Fokus auf den für eine Regierung anfallenden Kosten eines Defaults liegt.¹⁹ Ausgangspunkt ist dabei die Arbeit von Eaton und Gersovitz (1981), in der die Entscheidung der Regierung über einen Default innerhalb eines wiederholten Spieles modelliert wird. Bei einem Default würden die Gläubiger der Regierung in den nächsten Perioden kein Kapital mehr zur Verfügung stellen und sie somit dauerhaft vom Kapitalmarkt ausschließen. Eine Regierung, die auf internationales Kapital angewiesen ist, hat daher zumindest bis zu einem bestimmten staatlichen Verschuldungsgrad einen Anreiz, ihre Schulden zu bedienen. Die Ergebnisse von Eaton und Gersovitz wurden allerdings in den folgenden Jahren aus verschiedenen Gründen kritisiert. Dabei standen insbesondere die Drohung des dauerhaften Ausschlusses vom Kapitalmarkt (vgl. u.a. Kletzer (1994)) und die im Modell unterstellte Alternativlosigkeit der Staatsverschuldung als Mittel zur Konsumglättung (Bulow und Rogoff, 1989) im Mittelpunkt der Diskussion. Diese Arbeiten zeigten, dass ein angedrohter dauerhafter Ausschluss vom Kapitalmarkt nicht glaubwürdig bzw. nicht wirksam ist und daher aus theoretischer Perspektive nicht als Anreiz zur Bedienung der Staatsschuld dient. Im Folgenden entwickelten sich verschiedene Ansätze, in denen andere Kosten eines Defaults diskutiert wurden. Dabei kann allgemein zwischen direkten und indirekten Kosten als Anreiz für die Bedienung der Staatsschuld unterschieden werden. Bei den direkten Kosten für den Staat handelt es sich in erster Linie um Sanktionen, beispielsweise Außenhandelsanktionen wie die Verweigerung von Handelskrediten oder die Beschlagnahmung von Waren auf ausländischen Rechtsgebieten. Die indirekten Kosten beziehen sich insbesondere auf den Reputationsverlust einer Regierung, der

¹⁷In der Literatur wird dieses Risiko auch als *sovereign risk* bezeichnet. Darunter wird das Risiko verstanden, dass ein staatlicher Schuldner defaultet.

¹⁸Die Definition der Industrieländer ist dabei an die Abgrenzung des Internationalen Währungsfonds angelehnt und entspricht den *advanced economies*. Das einzige heute zu den Industriestaaten zählende Land, bei dem es in den letzten 40 Jahren zu einem Default kam, ist Slowenien. Nach dem Auseinanderbrechen der Republik Jugoslawien und in den ersten Jahren der Unabhängigkeit kam es in Slowenien zwischen 1992 und 1996 zu einer Reihe von Zahlungsausfällen bei Staatsschulden. Zu dieser Zeit zählte Slowenien jedoch noch nicht zu den Industriestaaten.

¹⁹Einen ausführlichen Überblick über die verschiedenen Stränge in der theoretischen Literatur zu den Kosten eines Defaults gibt es beispielsweise bei Panizza et al. (2009) und Wright (2011). Die folgenden Ausführungen fassen die wesentlichen Aspekte dieser Überblicke knapp zusammen.

mit einem Default einhergeht. Die Annahme dabei ist, dass eine Regierung durch einen Default Informationen über die allgemeine wirtschaftliche Situation der Volkswirtschaft nicht nur den Gläubigern gegenüber sondern auch gegenüber verschiedenen anderen Transaktionspartnern offenbart. Dies könnte unter anderem zu einem Rückgang an ausländischen Direktinvestitionen führen, weil ausländische Anleger die wirtschaftliche Lage negativer bewerten, oder bei inländischen Akteuren zu einem Vertrauensverlust mit negativen realwirtschaftlichen Konsequenzen führen.

Da in der Literatur in der Regel von einem Default in Bezug auf die Auslandsverschuldung, also den Staatsschuldtiteln in ausländischer Währung, ausgegangen wird, folgen aus einem Default und dem damit einhergehenden Wertverlust der Staatsanleihen keine direkten Effekte für die Vermögen der einheimischen Bevölkerung, da diese normalerweise keine substantiellen Mengen an Staatsschuldtiteln in ausländischer Währung hält. Sollten sich allerdings doch Anleihen in größerer Menge ausländischer Währung im Portfolio der heimischen Bevölkerung befinden, geht ein Default auch zu deren Lasten (Broner et al., 2010).²⁰ Die Unterscheidung für den Staat, ob tatsächlich nur ausländische Anleger betroffen wären, ist grundsätzlich schwierig. Dies gilt insbesondere für die Verschuldung in der Eurozone. Der größte Teil der Staatsschulden wird von den Mitgliedsländern der EWU in Euro ausgegeben.²¹ Eine Regierung innerhalb der Eurozone kann bei einem Default also eigentlich nie sichergehen, dass keine heimische Bevölkerung betroffen ist.

Empirische Studien haben darüber hinaus gezeigt, dass ein Default zu negativen Effekten auf die realwirtschaftliche Entwicklung, insbesondere auf Output und Wirtschaftswachstum, führt. Furceri und Zdzienicka (2012) zeigten beispielsweise in einer empirischen Studie mit 154 Ländern, dass Staatsschuldenkrisen im Zeitraum von 1970 bis 2008 zu einem um 6-10 Prozent reduzierten Outputwachstum führten. Die negativen Auswirkungen auf den Output sind dabei besonders stark ausgeprägt, wenn die Staatsschuldenkrise in Verbindung mit einer Banken- und Währungskrise auftritt (Paoli et al., 2006). Neben diesen ökonomischen Kosten können mit einem Default allerdings auch politische Kosten verbunden sein. Borensztein und Panizza (2008) haben gezeigt, dass in der Vergangenheit ein Default mit einer überdurchschnittlich hohen Wahrscheinlichkeit zum Amtsverlust für den Finanzminister und anderer wichtiger Politiker einer Regierung geführt hat. Wenn – was plausibel erscheint – davon ausgegangen wird, dass die Regierungsbeteiligung für die Politiker mit einem bestimmten Nutzen (Rente) verbunden ist, kann dies dazu führen, dass die betreffenden Politiker einen Default hinauszögern.

Insgesamt lässt sich daher festhalten, dass in der Literatur zur Ökonomie der Staatsverschuldung verschiedene Arten von Kosten, die mit einem Default einhergehen, intensiv diskutiert werden. Diese werden als Anreiz für eine Regierung verstanden, die Staatsschulden trotz

²⁰Dies könnte beispielsweise in Form von Finanzanlagen in Fonds der Fall sein.

²¹Die einzigen Länder innerhalb der Eurozone mit einem nennenswerten Anteil an Staatsverschuldung in ausländischer Währung im Jahre 2014 waren neben Lettland (23,7%), das erst im Jahr 2014 der Währungsunion beitrug, Portugal (14,3%), Irland (9,5%) sowie Deutschland (3,6%). Alle anderen Mitgliedsländer haben mehr als 97,5% ihrer Staatsschulden in Euro ausgegeben (Eurostat, 2015).

mangelnder rechtlicher Einklagbarkeit zu bedienen. Eine Analyse des mit einem Default einhergehenden Nutzens für eine Regierung fehlt allerdings sowohl in den theoretischen als auch in den empirischen Arbeiten genauso, wie die daraus resultierende Analyse der Kosten-Nutzen-Abwägung, die die Grundlage einer Defaultentscheidung ist. Die Berücksichtigung erfolgt allenfalls implizit, indem davon ausgegangen wird, dass die Kosten ausreichend hoch sind, um einen diskretionären Default auszuschließen. Diese strategische Entscheidung der nutzenmaximierenden Regierung liegt jedoch dem Konzept der *Willingness-to-pay* zugrunde.

Der Nutzen eines Defaults ist natürlich in erster Linie in dem Freiwerden der finanziellen Mittel, die bisher für den Schuldendienst vorgesehen waren, zu sehen. Diese Ressourcen kann die Regierung nach einem Default anderweitig verwenden und damit z.B. populäre Maßnahmen für die eigenen Wähler finanzieren. Darüber hinaus können die zur Bedienung der Staatsschuld notwendigen Einsparungen, die in der Regel mit unpopulären Maßnahmen verbunden wären, vermieden werden. Dieser Nutzen wird dabei von verschiedenen Regierungen aufgrund anderer Präferenzen unterschiedlich bewertet. Ein Unterschied in den Präferenzen könnte beispielsweise darin bestehen, dass bestimmte Parteien eine höhere Präferenz für die Stabilisierung der Staatsfinanzen haben. Andere Parteien dagegen legen möglicherweise einen größeren Wert auf eine geringere Beschränkung ihres Haushaltsbudgets, z.B. um getätigte Wahlversprechen zu finanzieren, und sehen daher die Möglichkeit eines (selektiven) Defaults als eine gangbare Alternative an. Eine mögliche Erklärung für eine tendenziell eher an der Stabilität der Staatsfinanzen orientierte Präferenz einer Partei könnte die Tatsache darstellen, dass ihre Wähler sich aus einem Klientel rekrutieren, das (zumindest) einen Teil seines Vermögens in Staatsanleihen hält, wodurch es bei einem Default zu Vermögenseinbußen bei diesen Wählern kommen würde. Auf der anderen Seite lassen sich Präferenzordnungen mit einer geringen Neigung zur Vermeidung eines Defaults dadurch erklären, dass durch Transfer- oder Sozialleistungen vornehmlich Bevölkerungsschichten mit geringerem Vermögen/Einkommen profitieren und diese gleichzeitig den möglichen Auswirkungen eines staatlichen Zahlungsausfalls einen geringeren Disnutzen zuordnen.²²

Neben den Präferenzen hinsichtlich der Verwendung der finanziellen Mittel wird die Kosten-Nutzen-Abwägung bei einem Default auch durch die Zeitpräferenz der Regierung beeinflusst. Auf Grund der in der Regel auf einige Jahre beschränkten Amtszeit wird häufig davon ausgegangen, dass jeder Politiker einem Nutzen in der heutigen Periode einen höheren Wert beimisst als demselben Nutzen in der Zukunft. Sowohl zukünftiger Nutzen als auch zukünftige Kosten gehen daher mit einem Diskontfaktor $0 < \alpha < 1$ in die Nutzenfunktion ein. Es scheint jedoch plausibel anzunehmen, dass dieser Diskontfaktor variiert je nachdem, ob der Politiker einer etablierten Partei, die bereits seit einigen Wahlperioden besteht, oder einer jüngeren Partei, die erst vor kurzem gegründet wurde, angehört.²³ Die Partei, unter der es zum staatlichen

²²Eine vergleichbare Argumentation findet sich beispielsweise in Aghion und Bolton (1990).

²³Parteien wie *Syriza* (Gründung als Partei 2012), die *Alternative für Deutschland* (2013) oder *Podemos* (2014) wären dabei aktuelle Beispiele für jüngere Parteien.

Default kommt muss damit rechnen, für eine längere Zeit von den Wählern von der Regierungsbildung ausgeschlossen zu werden. Dies ist für eine etablierte Partei mit entsprechend vielen Abgeordneten und gewachsenen Strukturen (Verwaltung, Mitglieder etc.) mit höheren Kosten verbunden als für eine junge Partei, die erst seit ein paar Jahren existiert. Die Zeitpräferenz der Regierung ist außerdem immer dann relevant, wenn die Kosten und der Nutzen eines Default zeitlich auseinander fallen. Wenn eine Regierung sich für den Schuldendienst entscheidet, fallen die damit verbundenen Kosten, wie bspw. eine Erhöhung der Steuern, in der aktuellen Periode (t) an, die Kosten eines Defaults, wie bspw. der Ausschluss vom Kapitalmarkt und damit die Unmöglichkeit der weiteren Aufnahme von Schulden, werden jedoch zumindest zum Teil erst in der nächsten Periode ($t + 1$) fällig. Eine Regierung mit einem kurzfristigen Zeithorizont wird den Nutzen eines Defaults – der Wegfall der Kosten der Solvenz – höher bewerten, als die in den nächsten Perioden und damit evtl. schon für eine neue Regierung anfallenden Kosten des Defaults. Der mit einem Default verbundene ökonomische oder politische Nutzen kann durchaus einen Teil der mit einem Default einhergehenden Kosten aufwiegen oder diese sogar übersteigen. Zur umfassenden Analyse der *Willingness-to-pay* einer Regierung müssen also sowohl die mit einem Default verbundenen Kosten als auch der damit verbundene Nutzen berücksichtigt werden. Dies ist insbesondere dann von Bedeutung, wenn der Einfluss einer veränderten *Willingness* im Rahmen der Staatsschuldenkrise auf die Defaultwahrscheinlichkeit und damit das Rating untersucht werden soll.

Da die *Willingness-to-pay* durch Kosten und Nutzen eines Defaults bestimmt wird, hängt deren konkrete Beurteilung im Wesentlichen von den der Nutzenfunktion der Regierung zugrunde liegenden Präferenzen ab. Da diese nur schwer zu beobachten und noch schwerer zu quantifizieren sind, ist die Bestimmung der Determinanten der *Willingness-to-pay* wesentlich komplexer als die oben diskutierten Determinanten der *Ability-to-pay*. Bei empirischen Überprüfungen der Rolle der *Willingness-to-pay* für die Defaultwahrscheinlichkeit wird daher im Wesentlichen auf Daten zurückgegriffen, die die politischen und institutionellen Rahmenbedingungen innerhalb eines Landes charakterisieren und so zumindest einen indirekten Schluss auf die Präferenzen der Regierung erlauben.²⁴ Der Fokus solcher Studien zum Einfluss politischer Faktoren auf die Defaultwahrscheinlichkeit liegt allerdings zumeist auf der Erklärung der Zusammenhänge in Entwicklungsländern. Als relevante Faktoren für die Defaultwahrscheinlichkeit bzw. die Wahrscheinlichkeit einer Staatsschuldenkrise, werden dabei die politische Stabilität des Landes (Citron und Nickelsburg, 1987; Balkan, 1992), der Demokratisierungsgrad (Balkan, 1992; Van Rijckeghem und Weder, 2009), die Korruptionsneigung (Thießen und Weigl, 2011) sowie die Qualität der Institutionen (Manasse und Roubini, 2009) identifiziert. Zur Messung dieser politischen und institutionellen Rahmenbedingungen werden verschiedene Indizes wie bspw. der Index für politische Stabilität der Weltbank oder der Korruptionsindex von Transparency International herangezogen. Weitere Parameter mit signifikantem Einfluss auf die Defaultwahr-

²⁴Ein Überblick über empirische Studien zum Einfluss politischer Faktoren auf die Defaultwahrscheinlichkeit wird beispielsweise bei Hatchondo und Martinez (2010) gegeben.

scheinlichkeit sind das Auftreten und die Häufigkeit eines Regierungswechsels (Hatchondo et al., 2007; Manasse und Roubini, 2009) bzw. des Wechsels der Finanz- oder Wirtschaftsminister als Schlüsselfiguren einer Regierung (Moser, 2007). Neben solchen politischen und institutionellen Variablen wird die *Willingness-to-pay* darüber hinaus auch von allen ökonomischen Variablen beeinflusst, die die Kosten oder Nutzen eines Defaults verändern. Häufig genannt wird in diesem Zusammenhang der Offenheitsgrad einer Volkswirtschaft (Manasse et al., 2003), da die Kosten eines Defaults tendenziell mit dem Grad der internationalen ökonomischen Verflechtung ansteigen. Der Offenheitsgrad einer Volkswirtschaft kann beispielsweise durch den Anteil der Auslandsverschuldung an der Gesamtverschuldung oder über die Leistungsbilanz approximiert werden. All diesen Studien haben jedoch gemeinsam, dass die Determinanten der *Willingness-to-pay* eher heuristisch gewählt werden und keine theoretische Ableitung erfolgt. Im Folgenden soll daher ein Staatsschuldenkrisenmodell vorgestellt werden, in dem die strategische Entscheidung der Regierung über einen Default explizit berücksichtigt werden kann und so eine Analyse des Einflusses der verschiedenen angesprochenen Variablen auf die *Willingness-to-pay* möglich ist.

3.3 Modell der Staatsschuldenkrise in der Eurozone

Im Gegensatz zum Literaturstrang zur Ökonomie der Staatsverschuldung, in dem die *Willingness-to-pay* zumindest implizit über die Analyse der Kosten berücksichtigt wird, fokussiert die Literatur zur Entstehung von Staatsschuldenkrisen in erster Linie auf die *Ability-to-pay*, also die Zahlungsfähigkeit. Dies gilt sowohl für die theoretische Modellierung von Schuldenkrisen als auch für die empirische Auseinandersetzung mit historischen staatlichen Defaultereignissen. Darüber hinaus liegt der Schwerpunkt innerhalb der Modelle auf der Analyse der Auslandsverschuldung, die in der Regel in Fremdwährung begeben wurde, da sie zumeist Schuldenkrisen in Entwicklungsländer modellieren, bei denen der Anteil der Auslandsverschuldung in der Regel sehr groß ist. Bei der Analyse der Ursachen von Schuldenkrisen spielte daher der Wechselkurs und seine Entwicklung meist eine große Rolle, zumal Schuldenkrisen in der Vergangenheit auch häufig gemeinsam mit einer Währungskrise auftraten, diese auslösten oder von ihr ausgelöst wurden.²⁵ Im Hinblick auf eine Analyse von Schuldenkrisen innerhalb einer Währungsunion ergeben sich daraus mehrere Unterschiede, die in einer Modellierung berücksichtigt werden müssen. Wie bereits erwähnt, ist ein Großteil der innerhalb der EWU ausgegebenen Staatsschuldtitle in Euro denominiert. Die Definition des Euro als heimische Währung im Kontext der Schuldenproblematik ist jedoch problematisch. Der Euro ist natürlich de facto die heimische Währung der Mitgliedsländer der EWU, da es sich dabei um das offizielle Zahlungsmittel handelt. Im Sinne der Theorie der Staatsverschuldung muss der Euro aber als ausländische Währung betrachtet werden, da das wesentliche Unterscheidungsmerkmal zwischen heimischer

²⁵Eine Analyse solcher sogenannten „twin crises“ steht z.B. bei Bauer et al. (2003) und Dreher et al. (2005) im Mittelpunkt der Analyse von Schuldenkrisen.

und ausländischer Wahrung in Bezug auf die Staatsverschuldung die Moglichkeit des Staates ist, uber die Geldpolitik der Wahrung, in der die Schulden ausgegeben wurden, eigenstandig zu bestimmen (Gros, 2013). Einzelne Staaten innerhalb einer Wahrungunion haben nur einen sehr begrenzten Einfluss²⁶ auf die Zentralbank und konnen daher ihre Schulden auch nicht auf eigene Initiative uber die Zentralbank monetarisieren²⁷. Die Unterscheidung zwischen inlandischer und auslandischer Verschuldung ist zwar auch in der EWU relevant, kann jedoch nicht an der Wahrung festgemacht werden. Da ein groer Teil der Auslandsverschuldung der Staaten der EWU zudem von anderen Staaten der EWU gehalten wird, fallt auerdem der Wechselkurs als Variable weg, so dass eine Schuldenkrise in der Eurozone nicht in Kombination mit einer Wahrungskrise auftreten kann.

Aufgrund der ahnlichkeit der strategischen Entscheidung sowohl bei der *Willingness-to-pay* als auch bei der Aufgabe der Wechselkursbindung im Rahmen einer Wahrungskrise der zweiten Generation wurde jedoch beispielsweise von Arghyrou und Kontonikas (2011) der Versuch unternommen, die Entwicklungen zu Beginn der Staatsschuldenkrise mit Hilfe von Wahrungskrisenmodellen zu erklaren. Dazu wird in diesem Modell allerdings ein Default mit einem Austritt aus der Wahrungunion gleichgesetzt. Da dies mit der Einfuhrung einer neuen Wahrung zu flexiblen Wechselkursen einhergeht, wird die strategische Entscheidung der Regierung uber die Freigabe des Wechselkurses getroffen. So wird aus dem intendierten Schuldenkrisenmodell auf Basis eines Wahrungskrisenmodells letztlich doch ein reines Wahrungskrisenmodell. Die Objektvariable des Entscheidungsproblems fur die Regierung in einem Wahrungskrisenmodell stellt gemeinhin der Output-Gap bzw. das damit zusammenhangende Wechselkursniveau im Falle der Beibehaltung oder der Aufgabe des Pegs dar. Gleichzeitig ist die Wechselkursentwicklung auch fur die Investoren die fur ihr Nutzenkalkul treibende Variable, so dass eine Modellierung des Problems uber den Wechselkurs in einem Wahrungskrisenmodell moglich ist. Bei einer Schuldenkrise fehlt jedoch die Moglichkeit, die Entscheidungsprobleme der beiden Akteure uber eine gemeinsame Variable zu determinieren, da der Wechselkurs fur die Halter von Staatsschuldtiteln nicht der ausschlaggebende Faktor ist. Dies gilt insbesondere dann, wenn die Staatsschuldtitel in der heimischen Wahrung der Investoren denominiert sind. Daruber hinaus ist die Konstruktion der Verbindung eines staatlichen Defaults mit einem Austritt aus der Wahrungunion auf Grund der vertraglichen Ausgestaltung der EWU problematisch. Zur Erklarung von Schuldenkrisen ist diese Analogie daher konzeptionell nicht geeignet.

Neben diesem Versuch von Arghyrou und Kontonikas (2011), die strategische Entscheidung einer Regierung uber einen Default innerhalb eines Wahrungskrisenmodells zu berucksichtigen, gibt es nur wenige Arbeiten, die in der Modellierung einer Staatsschuldenkrise die *Willingness-*

²⁶Innerhalb der Eurozone haben die einzelnen Mitgliedsstaaten durch ihr Stimmrecht im EZB-Rat zwar grundsatzlich die Moglichkeit, Einfluss auf die geldpolitischen Entscheidungen der EZB zu nehmen, da jedes Mitgliedsland aber nur uber (maximal) eine Stimme verfugt ist der Einfluss, den ein einzelnes Land nehmen kann, auerst begrenzt.

²⁷Eine direkte Finanzierung der Staatsverschuldung durch den Erwerb von Staatsschuldtiteln durch die Zentralbank ist innerhalb der EWU zudem durch Art. 123 (1) des Vertrags uber die Arbeitsweise der Europaischen Union verboten.

to-pay berücksichtigen. Eine Ausnahme stellt die Arbeit von Acharya und Rajan (2013) dar, in der für die Modellierung des Defaults nicht nur die *Ability-to-pay* sondern explizit auch die *Willingness-to-pay* berücksichtigt wird. Der Schwerpunkt bei Acharya und Rajan (2013) liegt jedoch auf der Analyse des Zeitinkonsistenzproblems der Politik und der Frage, wie Regierungen mit einem kurzfristigen Zeithorizont die Bedienung der Staatsschuld glaubhaft kommunizieren können und welche Rahmenbedingungen²⁸ dabei helfen. Darüber hinaus ist die Modellierung auf Entwicklungsländer und deren Problematik ausgerichtet. Eine Analyse der Europäischen Staatsschuldenkrise ist mit diesem Modell somit nicht möglich. Im Folgenden soll daher ein Staatsschuldenkrisenmodell von Tamborini (2015) vorgestellt werden, in dem die strategische Entscheidung der Regierung, die der *Willingness-to-pay* zugrunde liegt, bereits grundsätzlich berücksichtigt wird und in dem die Besonderheiten der Verschuldung in der Eurozone modelliert werden können.

3.3.1 Diskretionärer Default als Option einer Regierung

Allgemein wird im Modell von Tamborini (2015) die Interaktion zwischen der Regierung eines Staates und einem Kontinuum von privaten Anlegern analysiert. Die Regierung unterliegt dabei einem Nutzenkalkül, das direkt von ihrer Entscheidung über die fiskalpolitischen Rahmenbedingungen beeinflusst wird und dessen Bestimmungsgründe nicht näher spezifiziert werden. Konkret wird dabei lediglich unterstellt, dass die Nutzenfunktion der Regierung typischerweise nicht kongruent mit der Maximierung der Gesamtwohlfahrt der Bürger im Sinne eines „wohlwollenden Diktators“ ist. Stattdessen wird angenommen, dass sie explizit davon abweichende Ziele verfolgen könnte, die möglicherweise eher an den Realitäten des politischen Wahlzyklus angelehnt sind. Neben dem in diesem Kontext häufig zu beobachtenden Anreiz, über direkte und/oder indirekte Staatsnachfrage den Arbeitsmarkt und die Konjunktur kurzfristig zu verbessern, könnte dies u.a. auch die Möglichkeit der Nutzung fiskalpolitischer Instrumente zur Umverteilung zugunsten der eigenen Wählergruppen umfassen. In beiden Fällen handelt es sich dabei aber um eine – dem langfristigen Allgemeinwohl zuwiderlaufende – Wirtschaftspolitik, so dass die tatsächliche Nutzenfunktion des Staates nicht der der jeweiligen Regierung entsprechen muss. Im Zentrum des Modells von Tamborini steht jedoch nicht die Analyse dieses durchaus interessanten Moral-Hazard-Problems demokratischer politischer Regime in Bezug auf die Fiskalpolitik, sondern sie bildet lediglich den Hintergrund für das „Spiel“ zwischen der Regierung und den Investoren. Zu diesem Zweck wird daher im Folgenden primär auf die bindenden Restriktionen für die Ausgestaltung der Fiskalpolitik einer Regierung abgestellt. Den Ausgangspunkt hierfür bildet naturgemäß die staatliche Budgetrestriktion:

$$D_{t+1} = D_t + \theta_t \cdot D_t - B_{t+1} - M_{t+1} + X_{t+1} \quad (3.11)$$

²⁸Den Einfluss rechtlicher Rahmenbedingungen der Staatsschulden, wie z.B. Collective Action Clauses, auf die *Willingness-to-pay* werden auch bei Fernández und Fernández (2007) analysiert.

Die in Gleichung (3.11) ausgedrückte Version der Budgetrestriktion entspricht im Wesentlichen der Definition der (zeitdiskreten) statischen finanzpolitischen Beschränkung für das politische Agieren einer Regierung wie sie ebenfalls in Kapitel 3.2.1 zugrunde gelegt wurde. Dabei ergibt sich die nominale Staatsschuld D in Periode $t + 1$ aus der Staatsschuld in der vorherigen Periode, den Zinszahlungen auf die ausstehende Staatsschuld abhängig vom durchschnittlichen Zinssatz θ und dem Schuldenstand der Periode t abzüglich des Primärüberschusses B in $t + 1$ sowie eventueller Kredite durch die Notenbank M_{t+1} . Einzig die Variable X_{t+1} stellt eine Besonderheit bei der Modellierung von Tamborini (2015) dar. Hierbei handelt es sich um eine außerplanmäßige fiskalpolitisch relevante Aufwendung, wie beispielsweise in Folge eines Bail-Outs privater Geschäftsbanken durch die Regierung. Im Modell wird dabei zum einen unterstellt, dass ($X > 0$) ist und somit in jeder Periode zu einer Erhöhung des Schuldenstandes beiträgt und zum anderen, dass die Ausprägung von X_{t+1} eine diskretionäre Entscheidungsvariable der jeweiligen Regierung darstellt. Zwar ist diese zusätzliche Implementierung der Variablen X_{t+1} in die Budgetrestriktion ökonomisch durchaus plausibel, da man diese als eine Art Schockvariable im Hinblick auf die Planung des Staatshaushaltes ansehen könnte, deren Ausprägung in Deutschland z.B. in Form von sog. Nachtragshaushalten festgelegt wird. Andererseits stellt jedoch die Annahme eines strikt positiven „Nachtragshaushalts“ eine weder theoretisch noch empirisch belastbare Hypothese dar, auf deren Problematik im späteren Verlauf noch eingegangen werden soll.²⁹ Grundsätzlich stellt die Budgetrestriktion demnach eine Identitätsgleichung zwischen den zentralen Parametern fiskalpolitischen Handelns dar. Als von der Regierung unmittelbar zu kontrollierende Variablen sind hierbei die Höhe des Primärüberschusses $B_{t+1} = T_{t+1} - G_{t+1}$ und die Höhe des Nachtragshaushaltes X_{t+1} zu nennen. In diesen Parametern spiegeln sich die politischen Ausgestaltungsmöglichkeiten einer Regierung wider, wobei dem Parameter B_{t+1} , also der Differenz der Staatseinnahmen T und der Staatsausgaben im engeren Sinne G , zweifellos eine dominante Rolle zukommt. In den meisten demokratischen Ländern – so wie auch in Deutschland – sind Regierungen demzufolge verpflichtet, die Höhe der Staatseinnahmen und -ausgaben sowie der Neuverschuldung zu Beginn eines Haushaltsjahres in Form eines Haushaltsgesetzes finanzpolitisch vor dem Hintergrund der Budgetrestriktion zu planen. Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass die direkte monetäre Staatsfinanzierung über die Zentralbank ausgeschlossen wird, also $M_{t+1} = 0$ ist, sind daher lediglich die Höhe der bestehenden Staatsschuld D_t sowie der hierauf zu entrichtende durchschnittliche Zinssatz θ exogene Variablen für die Regierung bei der Erfüllung der Budgetrestriktion, deren Ausprägungen jedoch im Gegensatz zu den anderen Variablen zu Beginn des Haushaltsjahres bekannt sind.

Wird Gleichung (3.11) in Relation zum nominalen BIP ausgedrückt und durch $Y_{t+1} = (1 + z) \cdot Y_t$ dividiert, wobei z dem nominalen Wirtschaftswachstum entspricht, wird daraus

$$d_{t+1} = \frac{1 + \theta_t}{1 + z} d_t - b_{t+1} + x_{t+1} \quad (3.12)$$

²⁹ Exemplarisch für eine negative Ausprägung von X_{t+1} seien Erlöse von Mobilfunklizenzen wie z.B. in Deutschland die Versteigerung der UMTS-Lizenzen im Jahr 2001 erwähnt.

Hierbei geben kleine Buchstaben jeweils die Quoten in Bezug zum BIP der zugehörigen Periode an, also z.B. $d_{t+1} = \frac{D_{t+1}}{Y_{t+1}}$. Löst man diese nach der Primärüberschussquote auf erhält man:

$$b_{t+1} = \frac{1 + \theta_t}{1 + z} d_t - d_{t+1} + x_{t+1} \quad (3.13)$$

Gleichung (3.13) drückt aus, dass die Primärüberschussquote eines Landes die Zinsaufwendungsquote $\theta \cdot d_t$ zuzüglich etwaiger Sonderaufwendungen in Relation zum BIP decken muss, wenn die Neuverschuldungsquote $NVQ = d_{t+1} - d_t$ gleich Null ist, die Regierung also einen ausgeglichenen Staatshaushalt anstrebt. Andererseits würde eine positive Neuverschuldungsquote mit $d_{t+1} > d_t$ einer Regierung erlauben, die Zahlungsfähigkeit des Staates mit einer geringeren Budgetüberschussquote aufrechtzuerhalten. Aus der dynamischen Struktur dieser relativen Version der staatlichen Budgetrestriktion erkennt man jedoch leicht die Problematik, die mit einer (permanenten) positiven Neuverschuldung einhergeht. Erhöht sich nämlich die Schuldenquote in Periode $t + 1$ gegenüber der Vorperiode, dann wird in der darauffolgenden Periode $t + 2$ c.p. eine höhere Budgetüberschussquote $b_{t+2} > b_{t+1}$ benötigt, um die Liquidität des Staates sicherzustellen. Würde man stattdessen die im Vergleich zur Vorperiode zusätzlich anfallenden Zins- und Tilgungszahlungen mit einer erneuten Erhöhung der Neuverschuldungsquote ausgleichen, wird in der Periode $t + 2$ eine noch höhere Staatsschuldenquote $d_{t+2} > d_{t+1} > d_t$ generiert, die unter Annahme sonst gleichbleibender Rahmenbedingungen zu einer im Zeitablauf immer weiter ansteigenden Staatsverschuldung in Relation zur Wirtschaftsleistung führt. Übersteigt die Staatsschuldenquote dabei eine kritische Grenze, dann besteht die Gefahr, dass potentielle Kreditgeber des Staates nicht mehr bereit sein werden, zusätzliche Kredite zu gewähren oder sogar die Prolongation bestehender Staatsschuldtitel verweigern. Die einzige Möglichkeit des Staates, seinen Zahlungsverpflichtungen nachzukommen bestände dann darin, seine Primärüberschussquote durch Staatsausgabensenkung und/oder Einnahmeerhöhungen drastisch zu verbessern. Zumindes kurzfristig ist jedoch der Spielraum für Anpassungen im Primärhaushalt der Staaten nach oben begrenzt, so dass bei Erreichen einer bestimmten Schuldenstandsquote die staatliche Solvenz nicht mehr gegeben ist, also die *Ability-to-pay* verloren geht.³⁰ Wäre der Verschuldungsgrad sogar so hoch, dass auch in der langen Frist eine nicht realisierbare Primärüberschussquote c.p. zur Liquiditätssicherstellung notwendig wäre, dann kann man von einer Insolvenz des Staates sprechen.³¹

Die langfristige (also für $t \rightarrow \infty$) Erfüllung der relativen Budgetrestriktion ist somit gleichbedeutend mit einer gegebenen Schuldentragfähigkeit eines Staates. Aufgrund der vorangegangenen Überlegungen stellt die Schuldenstandsquote ein entscheidendes Kriterium für das Vorhan-

³⁰Bencek und Klodt (2011) identifizierten beispielsweise eine Primärüberschussquote von 5% als für einen Staat maximal aus eigener Kraft zu erreichende Primärüberschussquote. Ihre Analyse der erzielten Primärüberschussquoten der OECD-Mitgliedsländer zwischen 1980 und 2010 zeigte, dass es lediglich in 3% der Fälle einem Staat gelang, eine Primärüberschussquote von 5% oder höher zu realisieren.

³¹Eine staatliche Insolvenz ist somit eine hinreichende aber nicht notwendige Bedingung, für eine nicht mehr gegebene *Ability-to-pay* der betreffenden Regierung.

densein der Schuldentragfähigkeit dar. Tatsächlich existieren eine Reihe von Schuldentragfähigkeitsdefinitionen, die direkt an die Schuldenstandsquote gekoppelt sind. Die wohl bekannteste orientiert sich dabei an der dynamischen Budgetrestriktion, nach der für die Veränderung der Schuldenstandsquote \dot{d} langfristig (also für $t \rightarrow \infty$) gelten muss, dass $\dot{d} \leq 0$ ist, d.h., dass die Schuldenstandsquote im Zeitablauf zumindest konstant bleibt oder aber – im Optimalfall – stetig kleiner wird.³² Diese Definition wird von Tamborini (2015) in vereinfachter Form durch $\dot{d} = 0$, bzw. im Kontext des zeitdiskret formulierten Modellrahmens durch $\Delta d_t = 0$, übernommen. Die Tragfähigkeitsbedingung der Staatsverschuldung ist demnach im Tamborini-Modell weniger strikt als z.B. die in der Eurozone über den Stabilitäts- und Wachstumspakt (SWP) festgelegte Richtlinie von $d_t \leq 60\%$.³³ Mathematisch folgt aus dieser Definition $d_{t+1} = d_t = \bar{d}$, so dass die langfristige Schuldentragfähigkeitsbedingung bzw. die Budgetrestriktion im langfristigen Gleichgewicht bei erfüllter *Ability-to-pay* aus Gleichung (3.13) abgeleitet werden kann als:

$$b_{t+1}^* = \frac{\theta_t - z}{1 + z} \bar{d} + x_{t+1}. \quad (3.14)$$

Die Variable b_{t+1}^* gibt dabei die im langfristigen Gleichgewicht notwendige Primärüberschussquote an, für die die *Ability-to-pay*, also die Schuldentragfähigkeit eines Staates immer erfüllt ist. Sie ist umso höher, je höher die (langfristige) Schuldenquote eines Landes \bar{d} und die Höhe des Nachtragshaushalts in Relation zum BIP ist, während ein positives Wirtschaftswachstum $z > 0$ diese c.p. senkt. Zudem hängt b_{t+1}^* von der Höhe des durchschnittlichen Zinssatzes für die ausstehenden Staatsschulden θ ab. Grundsätzlich wird die Ausprägung von θ von einer Vielzahl an Variablen potentiell beeinflusst und variiert zudem grundsätzlich im Zeitablauf.³⁴ Genauer gesagt ergibt sich der Zinssatz aus der Preisdynamik am Primärmarkt für Staatsschuldentitel. Eine für diese Preisdynamik wesentliche Komponente ist dabei das Insolvenzrisiko eines Staates, das sich in Form einer im Ausfallrisiko steigenden Risikoprämie widerspiegeln sollte. Das Ausfallrisiko wiederum hängt neben anderen (hauptsächlich makroökonomischen Faktoren) maßgeblich von der Verschuldungsquote eines Staates ab. Unter Berücksichtigung der Tragfähigkeitsbedingung $\Delta d_t = 0$ und bei Betrachtung des langfristigen Gleichgewichtszustands der Ökonomie, wodurch die makroökonomischen Kennzahlen, wie z.B. das Wirtschaftswachstum, gegen einen positiven Wert konvergieren sollten, ist die langfristige Solvenz des Staates jedoch immer gesichert. Demzufolge konvergiert in diesem Fall das Ausfallrisiko und damit die vom Markt hierfür verlangte Risikoprämie gegen Null. Somit ergibt sich der für die langfristige Liquiditätssicherung des Staates einstellende durchschnittliche Zinssatz für die Staatsschulden

³²Vgl. hierzu u.a. de Grauwe (2012).

³³Obwohl die Bedingung $\Delta d_t = 0$ auf den ersten Blick suggeriert, dass eine Neuverschuldung grundsätzlich zu jeder Zeit ausgeschlossen sei, ist die Bedingung so zu verstehen, dass die Schuldenquote von heute der Schuldenquote zum Zeitpunkt $T = t + n$ mit $n \rightarrow \infty$ entspricht, sich also auf das langfristige Gleichgewicht bezieht. Kurzfristige Abweichungen hiervon, z.B. über die Schuldenfinanzierung der Wirkungen automatischer Stabilisatoren, ist grundsätzlich möglich, solange diese wieder im Boom zurückgeführt wird. Die von Tamborini (2015) hier übernommene Notation stellt somit eine Vereinfachung des Sachverhalts dar.

³⁴Die dynamische Komponente der Zinsentwicklung wird u.a. durch den Zeitindex t der Variablen widerspiegelt.

als Realisation des Marktzinssatzes am Primärmarkt i_t^* , wobei die konkrete Ausprägung von i_t^* unabhängig von der *Ability-to-pay* des Staates ist. Ersetzt man demzufolge θ_t durch i_t^* in Gleichung (3.14) ergibt sich:

$$b^* = \frac{i^* - z\bar{d}}{1 + z} + x. \quad (3.15)$$

Aufgrund der Annahme der Gültigkeit von Gleichung (3.15) als Grenzwert des langfristigen Gleichgewichts des dynamischen Prozesses, den die allgemeine Budgetrestriktion aus Gleichung (3.14) beschreibt, kann an dieser Stelle zur Vereinfachung der Notation auf die Zeitindizes verzichtet werden. Man bedenke jedoch, dass bspw. für i^* gilt, dass $i^* = f(t, \mathbf{\Gamma})$, also die Marktzinssatz nach wie vor potentiell sowohl von der Zeit als auch von einem Vektor $\mathbf{\Gamma}$ anderer Variablen abhängt.³⁵ Unter der Voraussetzung, dass die nominale Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts klein ist und somit $z \rightarrow 0$ und demzufolge $(1 + z \approx 1)$ konvergieren, vereinfacht sich Gleichung (3.15) zu:³⁶

$$b^* = (i^* - z)\bar{d} + x. \quad (3.16)$$

Im Grunde genommen kann Gleichung (3.13) als eine Variation der dynamischen Budgetrestriktion aufgefasst werden, die nach der notwendigen Budgetüberschussquote b^* aufgelöst wurde. Der Vorteil dieser Schreibweise besteht letztlich darin, eine konkrete – die langfristige *Ability-to-pay* ausdrückende – funktionale Form für die Budgetüberschussquote eines Staates in Abhängigkeit wesentlicher finanzwissenschaftlicher Kennzahlen, insbesondere des durchschnittlichen Zinssatzes i^* , zu erhalten. Diese ermöglicht im nächsten Schritt die Analyse des Entscheidungsproblems eines Staates im Hinblick auf einen diskretionär herbeigeführten Zahlungsausfall.

Das erklärte Ziel des Modells von Tamborini (2015) besteht darin, die Auswirkungen auf den durchschnittlichen Zinssatz von Staatsanleihen als Folge des Interaktionsprozesses zwischen einer Regierung und den potentiellen Kreditgebern des Staates darzustellen, bei dem die Regierung eine von der langfristigen Tragfähigkeitsbedingung abweichende Zielvorstellung über die Primärüberschussquote besitzt. Obwohl dies von Tamborini (2015) nicht explizit so genannt wird, korrespondiert diese Annahme bezüglich der Verhaltensparameter der Regierung mit der im zweiten Kapitel ausführlich diskutierten Vorstellung, dass Regierungen unterschiedliche Präferenzen im Hinblick auf die Wichtigkeit der Bedienung ausstehender Zahlungsverpflichtungen aus bestehenden Verbindlichkeiten besitzen und somit einen Anreiz haben könnten, zugunsten einer geringeren Budgetüberschussquote einen (zumindest selektiven) Staatsdefault in Kauf zu

³⁵Mögliche Elemente des Zeilenvektors $\mathbf{\Gamma}$ könnten u.a. das allgemeine Zinsniveau, die Inflationsrate oder die Risikoeinstellung der Marktakteure darstellen.

³⁶Diese Approximation ist typischerweise erfüllt, wenn $z \leq 0,05$ gilt. In Anbetracht der Tatsache, dass Gleichung (3.14) die Situation im langfristigen Gleichgewicht beschreibt, erscheint diese Annahme durchaus plausibel, da ein langfristiges nominales Wirtschaftswachstum von weniger als 5% bei Preisniveaustabilität (in der EWU definiert als Inflationsrate von unter 2%) für ein reales Wirtschaftswachstum bis zu 3% vorliegt. Vor dem Hintergrund, dass die langfristigen Wachstumsraten in der EU durchschnittlich bei deutlich unter 2% verharren, besteht sogar ein gewisser Spielraum für höhere Inflationsraten, ohne dass dies für die Annahme problematisch wird.

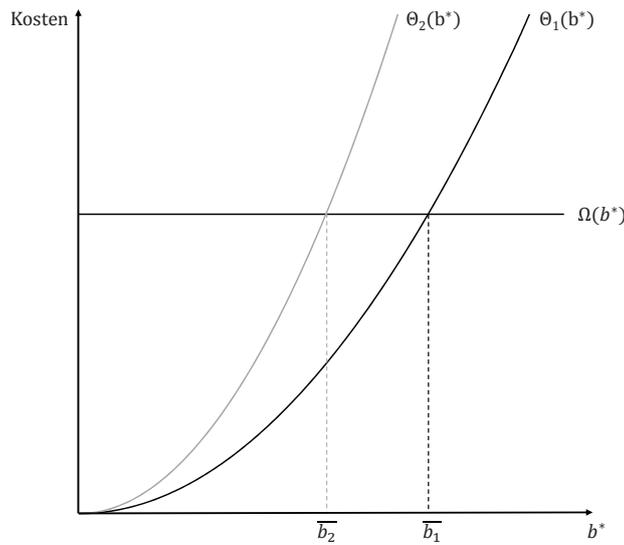
nehmen. Daher handelt es sich bei der Analyse von Tamborini (2015) faktisch um eine Analyse der *Willingness-to-pay* einer Regierung.

Die eigentliche Grundvoraussetzung für eine Analyse der *Willingness-to-pay* besteht darin, die Präferenzstruktur der Regierung in Form einer Nutzen- bzw. Kostenfunktion algebraisch darzustellen. In der Praxis gestaltet sich eine solche Modellierung jedoch als verhältnismäßig problematisch, da viele bereits im zweiten Kapitel angesprochene Einflussfaktoren nur sehr schwer quantifizierbar sind, wie z.B. die politisch relevanten Kosten eines Defaults für eine Regierung. Dementsprechend umgeht Tamborini (2015) dieses Problem dadurch, dass er lediglich die mathematischen Eigenschaften des Kosten- bzw. Nutzenkalküls eines diskretionär herbeigeführten (selektiven) Zahlungsausfalls für eine Regierung charakterisiert. Entscheidend sind in diesem Zusammenhang zum einen, dass sowohl Kosten als auch Nutzen eines Defaults direkt von der Budgetüberschussquote abhängen und zum anderen in welcher Weise diese Beeinflussung erfolgt. Konkret nimmt Tamborini (2015) an, dass

$$\begin{aligned} \Omega(b^*) > 0 \quad \text{mit} \quad \Omega'(b^*) = 0 \\ \Theta(b^*) > 0 \quad \text{mit} \quad \Theta(b^* = 0) < \Omega(b^*) \quad \text{und} \quad \Theta'(b^*) > 0; \quad \Theta''(b^*) > 0 \end{aligned} \quad (3.17)$$

Dabei bezeichnen $\Omega(b^*)$ und $\Theta(b^*)$ jeweils die Kosten bzw. den Nutzen eines absichtlichen Zahlungsausfalls (oder alternativ den Nutzen bzw. den Disnutzen aus der Aufrechterhaltung der Liquidität des Staates) für eine Regierung in Abhängigkeit von der Budgetüberschussquote. Es wird somit angenommen, dass ein Zahlungsausfall für jede Regierung grundsätzlich mit negativen Aspekten verbunden ist, die aber unabhängig von der Höhe der notwendigen Budgetüberschussquote sind. Demgegenüber steigen die Kosten der Vermeidung eines Defaults nicht nur mit der Budgetüberschussquote des Staates, sondern nehmen hierbei sogar exponentiell zu. Letzteres erscheint vor dem Hintergrund, dass die Generierung sehr hoher Primärüberschussquoten zur Sicherstellung der bestehenden Zahlungsverpflichtungen die politischen Gestaltungsmöglichkeiten einer Regierung zunehmend einschränken, durchaus plausibel, wie die Diskussion im vorangegangenen Kapitel verdeutlicht hat. Demgegenüber muss die Annahme konstanter Defaultkosten für eine Regierung als eher kritisch angesehen werden, wenn man diese in einem politisch-ökonomischen Kontext einbettet. So würde man beispielsweise erwarten, dass eine Regierung, die bereits bei einer sehr geringen notwendigen Primärüberschussquote einen Zahlungsausfall provoziert, höhere Kosten in Form von bspw. Reputationsverlusten erleiden sollte, als bei einer verhältnismäßig hohen Budgetüberschussquote, was tendenziell eher für $\Omega'(b^*) < 0$ sprechen würde. Tatsächlich sind die Annahmen bezüglich der Kostenfunktionen in Gleichung (3.17) von Tamborini (2015) in Anlehnung an das Entscheidungskalkül eines Staates in den Währungskrisenmodellen der 2. Generation nach Obstfeld (1996) gewählt worden. In diesen wird die diskretionäre Entscheidung einer Regierung zur Aufgabe oder Beibehaltung ei-

Abbildung 3.1: Entscheidungskalkül des Staates



Bei im Vergleich zur Ausgangssituation ($\Theta_1(b^*)$) höheren Kosten der Solvenz, beispielsweise durch eine höhere Präferenz der Regierung für die Erhöhung von Transferzahlungen – ausgedrückt durch einen steileren Verlauf der Kostenfunktion $\Theta_2(b^*)$ – ergibt sich eine niedrigere tolerierte Primärüberschussquote \bar{b}_2 für die Regierung.

nes fixen Wechselkurses analysiert, wobei hier die Objektvariable der Regierung durch die vom (Schatten)-Wechselkurs abhängige Outputlücke gegeben ist.³⁷

In Abbildung 3.1 ist der Verlauf der beiden in (3.17) charakterisierten Gleichungen interpretiert als Kostenfunktion der jeweiligen Alternative ($\Omega(b^*)$ als die (politischen) Kosten eines Defaults und $\Theta(b^*)$ als die (politischen) Kosten einer Erfüllung der Liquiditätsbedingung) graphisch dargestellt. Analog zum Vorgehen bei den Währungskrisenmodellen lässt sich hieraus sehr leicht das Entscheidungsverhalten der Regierung im Hinblick auf einen Default ableiten. Aufgrund der Annahmen über den Verlauf der beiden Funktionsgraphen existiert immer genau ein Schnittpunkt an der Stelle $b^* = \bar{b}$, bei dem die Kosten eines Defaults genau den Kosten der Vermeidung des Defaults entsprechen, während für alle $b^* < \bar{b}$ (für alle $b^* > \bar{b}$) die Aufbringung der notwendigen Budgetüberschussquote (der diskretionäre Zahlungsausfall) für die Regierung vorteilhaft ist. Demzufolge kann für alle möglichen Verläufe der entsprechenden Kostendefinitionen (in Abhängigkeit der jeweiligen Ausprägung der Präferenzen der jeweiligen Regierungen) eine Verhaltensfunktion GR der Regierung abgeleitet werden durch:

$$GR = \begin{cases} b^* = (i^* - z)\bar{d} + x, & \text{wenn } b^* < \bar{b} \\ \text{Default,} & \text{wenn } b^* \geq \bar{b} \end{cases} \quad (3.18)$$

Im Modell von Tamborini (2015) stellt Gleichung (3.18) lediglich den Ausgangspunkt für die Analyse der Fragestellung bezüglich der Zinsentwicklung dar.³⁸ In Bezug auf die theore-

³⁷Die Kosten der Regierung bei Aufgabe des fixen Wechselkursregimes werden hierbei ebenfalls als unabhängig von der Höhe der Outputlücke betrachtet, was aber in diesem Kontext durchaus als plausibel angenommen werden kann.

³⁸In Tamborini (2015) wird die Bedingung jedoch zusätzlich vereinfacht, indem sowohl für die nominale Wachs-

tische Fundierung der *Willingness-to-pay* der Regierung eines Staates stellt jedoch die zweite Zeile in Gleichung (3.18) den entscheidenden Durchbruch dar. Letztlich wird hierdurch ausgedrückt, dass unter den gegebenen mathematischen Annahmen an die Kostenfunktionen eine Regierung ab einer gewissen kritischen Primärüberschussquote $b^* = \bar{b}$ immer zu einem strategischen Default bereit ist. Obwohl die Parameter der Funktion nicht spezifiziert werden, ist durch den Verlauf der beiden Kostenfunktionen die eindeutige Existenz von \bar{b} für alle möglichen Präferenzen einer Regierung gesichert. Dies wäre selbst dann der Fall, wenn bspw. – wie oben diskutiert – die Kosten des Defaults einen in der Budgetüberschussquote fallenden Verlauf aufweisen würden. In einer Situation, in der eine Regierung z.B. eine Budgetüberschussquote von $b^* = 5\%$ erwirtschaften müsste, um die langfristige Schuldentragfähigkeit bei gegebenen ökonomischen Rahmenbedingungen zu gewährleisten, aber eine Budgetüberschussquote von $\bar{b} = 4\%$ bereits als eine mit ihren persönlichen politischen Zielen nicht mehr vereinbare fiskalpolitische Größe ansieht, wird sie in einen (selektiven) Zahlungsausfall einwilligen. Dies ist im Übrigen unabhängig davon, ob die Folgen des Defaults höhere langfristige gesamtwirtschaftliche Kosten verursachen als die Anpassung der Budgetüberschussquote z.B. durch Steuererhöhungen und/oder Ausgabenkürzungen. Die Ausfallwahrscheinlichkeit von Staatsschuldtiteln wird somit nicht ausschließlich durch die Solvenz eines Staates, sondern eben auch durch die Bereitschaft einer Regierung zur Begleichung der Zahlungsverpflichtungen determiniert. Über diese Erkenntnis hinaus erlaubt jedoch die Analyse des Modells von Tamborini (2015) auch eine Identifikation der Höhe und der diese beeinflussenden Parameter der *Willingness-to-pay* eines Landes.

3.3.2 Verhalten der Marktakteure

Ausgehend von der Ableitung der GR-Funktion modelliert Tamborini (2015) nachfolgend das Entscheidungsproblem auf der Nachfrageseite des Marktes für Staatsschuldtitel. Hier steht der Regierung ein Kontinuum von Investoren als zweiter Spieler gegenüber. Diese treffen jeweils individuell eine Portfolioentscheidung bezüglich der risikobehafteten Anlage in die Staatsanleihen des betreffenden Landes und einer exogen verfügbaren risikolosen Anleihe mit dem Zinssatz \bar{i} . Die Investoren werden dabei als risikoneutral und rational handelnd modelliert. Als Risikomaß wird eine Ausfallwahrscheinlichkeit der Staatsschuldtitel über eine Bernoulli-Verteilung angenommen, wobei $p \in (0, 1)$ die Wahrscheinlichkeit eines Ausfalls angibt. Unter der Voraussetzung eines vollständig funktionierenden Finanzmarktes und der daraus resultierenden Arbitrageprozesse wird die Risikoprämie für die Haltung von Staatsanleihen $i > \bar{i}$ somit determiniert über:

$$\begin{aligned} (1 + \bar{i}) &= (1 + i) \cdot (1 - p) \\ \Leftrightarrow i &= \frac{\bar{i} - p}{1 - p} \end{aligned} \quad (3.19)$$

tumsrate des BIP als auch für die Schockvariable x ein Wert von Null angenommen wird.

Bei einer Defaultwahrscheinlichkeit $p = 0$ entspräche der vom Markt geforderte Zinssatz für die Staatsanleihen daher dem risikolosen Zinssatz \bar{i} , wird aber mit steigender Ausfallwahrscheinlichkeit immer größer. Wie aber bereits in Kapitel 3.2 dargelegt, kann die Ausfallwahrscheinlichkeit von Staatsschulden theoretisch von zwei Dingen beeinflusst werden, der *Ability-to-pay* und der *Willingness-to-pay*. Im Kontext des Modellrahmens sind jedoch die fundamentalen Faktoren der Zahlungsfähigkeit über die langfristige Gleichgewichtsbetrachtung als potentielle Auslöser eines Defaults ausgeschlossen worden. Damit kann eine positive Ausfallwahrscheinlichkeit $p > 0$ im Modell nur über die Zahlungsbereitschaft des Staates motiviert werden. Aus Gleichung (3.18) folgt, dass ein Staatsdefault genau dann stattfindet, wenn die notwendige Budgetüberschussquote b^* größer ist, als die für eine Regierung gerade noch tolerierbare Primärüberschussquote \bar{b} . Wäre \bar{b} den Investoren zu Beginn einer beliebigen Periode t bekannt, dann könnten diese auch die Ausfallwahrscheinlichkeit durch den Abgleich mit der beobachtbaren Größe b^* vorhersagen. Genauer gesagt wäre diese immer gleich Null, solange $b^* < \bar{b}$ und sonst gleich 1. Da jedoch das Kosten-Nutzenkalkül eines strategischen Staatsdefaults durch eine Regierung als äußerst intransparentes Entscheidungsproblem angesehen werden muss, erscheint es plausibel, dass die Investoren den wahren Wert \bar{b} nicht beobachten können, sondern lediglich Erwartungen hierüber bilden. Vor dem Hintergrund, dass das Entscheidungsproblem der Regierung nicht explizit modelliert wurde, stellt sich somit aber die Frage, wie der Erwartungsbildungsprozess der Investoren konkret determiniert wird. In Ermangelung eines anderen Ansatzpunktes geht Tamborini (2015) dabei von einer heterogenen Erwartungsbildung über \bar{b} auf der individuellen Ebene aus. D.h., jeder Investor schätzt die tatsächliche kritische Budgetüberschussquote unabhängig voneinander aus einer individuellen Zufallsverteilung mit der jeweiligen Ausprägung \bar{b}_r . Die einzige Annahme über diese Verteilung besteht darin, dass diese im Erwartungswert das richtige \bar{b} darstellt, also $E_j[\bar{b}_r] = \bar{b}$ für alle Investoren j , die individuelle Verteilungsfunktion für die einzelnen Investoren ist dagegen völlig unbeschränkt.³⁹ Ihre daraus resultierende Erwartung stellt dabei eine private Information des Investors dar und kann auch nicht glaubhaft öffentlich gemacht werden. Das Ergebnis der Zufallsziehung interpretiert jeder Investor unter Berücksichtigung der Verhaltensfunktion der Regierung (3.18) dann in Bezug auf die Ausfallwahrscheinlichkeit der Staatsschulden mit $p = 0$, wenn seine Erwartungsziehung $\bar{b}_r > b^*$ ergibt bzw. $p = 1$ wenn sich $\bar{b}_r < b^*$ einstellt. Jeder Investor geht also in Abhängigkeit seiner Erwartungsbildung über \bar{b} entweder von einem sofortigen Default des Staates aus oder aber von einer vollkommen sicheren Anlage in Staatsanleihen. Aggregiert man jedoch die individuellen, über den heterogenen Erwartungsbildungsprozess abgeleiteten, Ausfallwahrscheinlichkeiten p_j über alle Anleger N zu $\sum_{j=1}^N p_j$, dann gibt $p^* = \frac{1}{N} \cdot \sum_{j=1}^N p_j$ aber gerade die von dem Kontinuum der Marktakteure am Primärmarkt für Staatsanleihen erwartete Ausfallwahrscheinlichkeit der Staatsschuldtitel eines Landes zum Zeitpunkt t an. Geht die Anzahl dieser Marktteilnehmer

³⁹So könnte ein Investor z.B. auf Grundlage einer Bernoulli- und ein anderer auf der Grundlage einer Normalverteilungsfunktion seine Stichprobenziehung durchführen. Im ersten Fall würde ein Investor damit niemals den wahren Wert \bar{b} ziehen können und auch im zweiten Fall wird dies aufgrund der Stetigkeit der Normalverteilungsfunktion mit einer Wahrscheinlichkeit Null erfolgen.

(also die Größe des Kontinuums) $N \rightarrow \infty$, dann kann aufgrund der getätigten Annahmen über die heterogene Beliefstruktur und unter Anwendung des zentralen Grenzwertsatzes der Wahrscheinlichkeitstheorie $p^* = \frac{1}{N} \cdot \sum_{j=1}^N p_j = F(\bar{b}_r)$ geschrieben werden, wobei $F(\bar{b}_r)$ den Wert der Verteilungsfunktion einer Normalverteilung mit dem Erwartungswert \bar{b} angibt. Mit anderen Worten lässt sich unter den Bedingungen im Modell von Tamborini (2015) der Anteil der einen strategischen Zahlungsausfall einer Regierung erwartenden Investoren im Markt über eine Normalverteilung eindeutig bestimmen. Daher lässt sich Gleichung (3.19) wie folgt darstellen:

$$i = \frac{1 + \bar{i}}{1 - F(\bar{b}_r)} - 1. \quad (3.20)$$

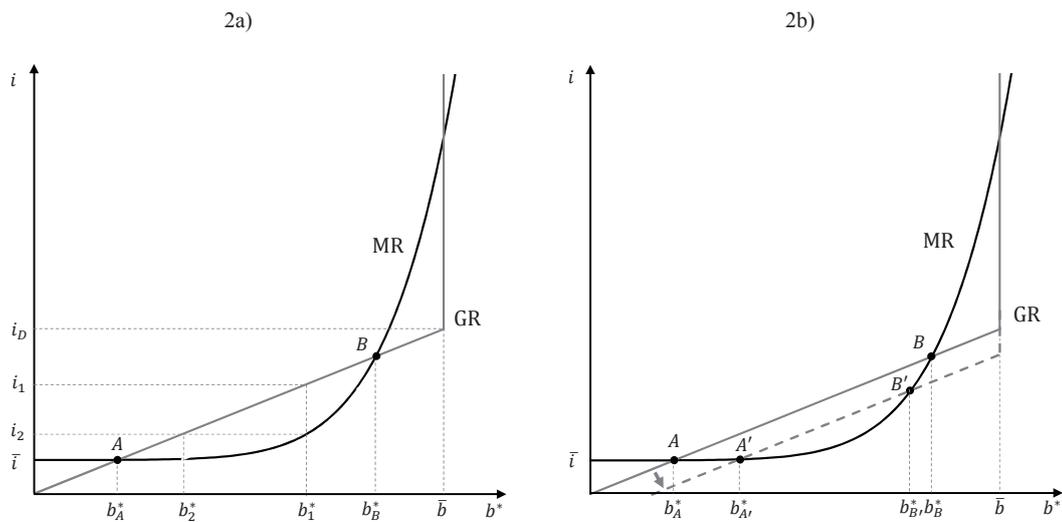
Gleichung (3.20) zeigt, dass der Marktzinssatz für Staatsschuldtitel i im Modell von Tamborini (2015) abhängt von der Höhe des sicheren Zinssatzes \bar{i} sowie vom Wert der Verteilungsfunktion $F(\bar{b}_r) \in [0, 1]$, die das Verhalten des Kontinuums der Investoren darstellt. Dabei kann $F(\bar{b}_r)$ interpretiert werden als die im Markt implizierte Ausfallwahrscheinlichkeit der Staatsschuldtitel aufgrund eines durch die Regierung veranlassten strategischen Defaults, die über die heterogene Erwartungsbildung der Marktteilnehmer bezüglich der kritischen Budgetüberschussquote \bar{b} determiniert wird.

3.3.3 Modellgleichgewicht und komparative Statik

Die Besonderheit von Gleichung (3.20) besteht darin, dass hier eine Interdependenz zwischen dem Verhalten der Regierung, ausgedrückt durch Gleichung (3.18), und dem Verhalten des Kontinuums der Investoren über $F(\bar{b}_r)$ impliziert wird. Grund hierfür ist, dass die Entscheidung der Regierung über den Default (proportional) vom Zinssatz i^* abhängt, da dieser (u.a.) die Höhe der notwendigen Budgetüberschussquote b^* determiniert. Für ein gegebenes \bar{b} wird eine Regierung somit eher strategisch defaulten, je höher der Zinssatz für die ausstehenden Staatsschulden ist. Gleichung (3.20) impliziert jedoch, dass dieser Zinssatz von den Erwartungen der Investoren bezüglich eines strategischen Defaults abhängt. Insofern besteht eine interaktive Beziehung zwischen der Regierung und dem Kontinuum der Investoren, so dass das Verhalten eines einzelnen Spielers direkt Auswirkungen auf die Nutzen beider Spieler hat. Gesucht ist daher eine Situation, in der das Verhalten beider Spieler vor dem Hintergrund der im Modell angenommenen Parameter konsistent ist und gleichzeitig keine Anreize bestehen, von dieser Situation abzuweichen. Die Ableitung eines solchen Gleichgewichts im Modell von Tamborini (2015) kann dabei wie in Abbildung 3.2a graphisch dargestellt werden.

Gemäß der Verhaltensfunktion der Regierung verläuft GR linear und steigend in i . Sie gibt an, welche Primärüberschussquote b^* von der Regierung bei einem bestimmten vom Markt geforderten Zinssatz i^* notwendigerweise realisiert werden muss um d konstant zu halten. Je höher der Zinssatz i^* ist, zu dem die neuen Staatsschulden ausgegeben werden, umso höher werden die Zinszahlungen. Diesen höheren Zinszahlungen muss die Regierung höhere Primär-

Abbildung 3.2: Ableitung des Marktgleichgewichts und komparative Statik



überschussquoten gegenüberstellen, damit d konstant bleibt. Die Marktreaktionsfunktion MR ist nicht linear und verläuft streng monoton steigend in b^* . Sie gibt für jede notwendige Primärüberschussquote b^* den Zinssatz i^* an, den die Marktakteure als Risikoprämie für das Zeichnen von Staatsanleihen fordern. Für $b^* = 0$ ist die Anlage in eine Staatsanleihe sicher und es wird keine Risikoprämie verlangt. Der Zinssatz entspricht also dem risikolosen Zinssatz \bar{i} . Die geforderte Risikoprämie steigt mit steigendem b^* . Die Argumentation für das Ansteigen des Zinssatzes erfolgt bei Tamborini (2015) über den Handel von Staatsanleihen am Sekundärmarkt, indem davon ausgegangen wird, dass bei steigendem b^* diejenigen Marktakteure, die von einem Default ausgehen, an diejenigen verkaufen, die eine Bedienung der Staatsschuld erwarten. Da damit das Angebot an Staatsanleihen am Sekundärmarkt steigt, sinkt der Bondpreis und der Zinssatz steigt. Das Abstellen auf den Sekundärmarkt ist jedoch vor dem Hintergrund der Verhaltensgleichung der Regierung problematisch, da die Rendite am Sekundärmarkt keine relevante Größe für eine Regierung darstellt. Daher muss konsequenterweise über den Primärmarkt für Staatsanleihen argumentiert werden: Es wird davon ausgegangen, dass die Regierung in jeder Periode eine bestimmte Menge an Staatsanleihen revolvieren muss. Je höher die notwendige Primärüberschussquote b^* ist, desto größer ist jedoch die Anzahl an Marktakteuren, für die $b^* \geq \bar{b}_r$ ist. Mit einer Wahrscheinlichkeit von $p_j = 1$ gehen diese Marktteilnehmer jeweils von einem Default aus und sind daher nicht bereit, weitere Staatsanleihen zu zeichnen. Da es aber selbst bei einem $b^* > \bar{b}$ immer noch Anleger gibt, die $b^* < \bar{b}_r$ und damit eine Bedienung der Staatsschuld erwarten, wird die Regierung grundsätzlich immer einen Käufer für ihre Staatsanleihen finden. Diejenigen Marktakteure, die nach wie vor bereit sind, Staatsanleihen zu zeichnen, halten allerdings bereits den zum bisherigen Zinssatz optimalen Anteil an Staatsanleihen in ihrem Portfolio. Da die Regierung aber nicht nur darauf angewiesen ist, die von diesen Anlegern gehaltenen Staatsanleihen zu revolvieren sondern auch den Teil, den die nun

aus dem Markt ausgetretenen Anleger vorher gehalten haben, muss die Regierung einen höheren Zinssatz zahlen, um diese Marktteilnehmer zu einer Anpassung ihres Portfolios zu bewegen. Da diese Anleger gemäß $b^* < \bar{b}_r$ von einer Bedienung der Staatsschuld durch die Regierung ausgehen, ist aus ihrer Perspektive die Zeichnung weiterer Staatsanleihen bei einem höheren Zinssatz rational. Der sich über die Normalverteilung der erwarteten \bar{b} ergebende konvexe Verlauf der MR Funktion impliziert dabei, dass der Zinssatz bei steigendem b^* zunächst nur sehr langsam ansteigt und gerade bei niedrigen notwendigen Primärüberschüssen nur mit einer sehr geringen Risikoprämie bestraft wird. Je näher die notwendige Primärüberschussquote jedoch der wahren von der Regierung maximal geduldeten Primärüberschussquote kommt, desto stärker steigt letztlich der Zinssatz.

Aufgrund der gegenseitigen Abhängigkeit von b^* und i^* über GR und MR müssen diese simultan bestimmt werden. Ausgehend von einem beispielhaften Zinssatz i_1 würde die Regierung als notwendige Primärüberschussquote b_1^* festlegen. Bei einer solchen Primärüberschussquote verlangt das Kontinuum der Marktakteure aufgrund der damit einhergehenden Defaultwahrscheinlichkeit allerdings nur einen Zinssatz von i_2 . Dieser ginge mit der Primärüberschussquote b_2^* seitens der Regierung einher, welche wiederum zu einem niedrigeren Zinssatz führen würde, so dass sich letztlich A mit b_A^* und i_A als simultanes Gleichgewicht einstellt. b_A^* ist sowohl kompatibel mit den Annahmen über die Verhaltensfunktion der Regierung als auch mit der Marktreaktionsfunktion der Anleger, ohne dass ein Anreiz besteht, von dieser Allokation abzuweichen. Für alle $b^* < b_A^*$ würde der umgekehrte Prozess einsetzen, so dass A ein stabiles Gleichgewicht ist. Das heißt, innerhalb der Umgebung von $b^* = 0$ und $b^* < b_B^*$ konvergiert der dynamische Prozess zum Punkt A, der damit einen langfristigen stationären Zustand oder ein steady-state-Gleichgewicht für die Interaktion zwischen Marktteilnehmern und Regierung darstellt. Diese Umgebung lässt sich auch als *basin of attraction* des Gleichgewichts A charakterisieren. Übersteigt die Primärüberschussquote jedoch den kritischen Wert b_B^* , kommt ein Prozess zustande, der unweigerlich zum Default führt. Für jedes $b^* \geq b_B^*$ fordert der Markt einen Zinssatz $i > i_B$, der wiederum mit einer höheren notwendigen Primärüberschussquote einhergeht. Dieser Prozess setzt sich solange fort, bis $b^* \geq \bar{b}$. In dieser Situation gibt es keine Primärüberschussquote, für die die Reaktionsfunktion des Marktes und die Verhaltensfunktion der Regierung zueinander korrespondieren. Im Endeffekt wird der Markt immer einen höheren Zinssatz verlangen, der wiederum die notwendige Primärüberschussquote für die Regierung ansteigen lässt. Dies geht mit einer höheren erwarteten Defaultwahrscheinlichkeit einher und damit mit einem weiteren Anstieg der Risikoprämie und so weiter. Die zweite langfristig stabile Situation ist damit die Situation, in der alle Marktteilnehmer von einem Default ausgehen und die Regierung tatsächlich strategisch defaultet. Bei der zum Punkt B gehörigen Primärüberschussquote entsteht ein Sonderfall, da es sich hierbei um ein instabiles Gleichgewicht des dynamischen Systems handelt, von dem alle anderen Gleichgewichtspunkte jedoch weg konver-

gieren und das somit nur Bestand hat, wenn das System in diesem Punkt startet.⁴⁰

Ausgehend von einem Gleichgewicht in A kann jetzt mit Hilfe des Modells analysiert werden, wie das System auf einen Schock reagiert. Abbildung 3.2b zeigt die Auswirkung eines negativen Schocks auf das Wirtschaftswachstum z . Ein niedrigeres Wirtschaftswachstum führt graphisch zu einer Verschiebung der GR-Funktion nach unten. Aufgrund niedrigerer Wachstumsraten muss die Regierung eine höhere Primärüberschussquote $b_{A'}^* > b_A^*$ erwirtschaften als vorher. Dieses höhere b^* geht mit einer höheren Defaultwahrscheinlichkeit einher, da für einige Marktteilnehmer, die ein relativ niedriges \bar{b} erwarten, nun $b_{A'}^* > \bar{b}$ ist. Diese Marktakteure sind nicht bereit, fällig werdende Staatsschuldtitel zu revolieren. Damit die verbleibenden Marktakteure bereit sind, den Anteil an Staatsanleihen in ihrem Portfolio zu erhöhen, verlangen sie dafür einen höheren Zinssatz als Kompensation. Da auch das neue $b_{A'}^*$ noch relativ weit entfernt von \bar{b} ist, steigt der Zins nur sehr leicht an, da sich verhältnismäßig wenige Investoren aus dem Markt zurückziehen. Das neue Gleichgewicht A' ist wiederum ein stabiles Gleichgewicht. Hätte sich das System zum Zeitpunkt des Schocks jedoch in Gleichgewicht B befunden, hätte der Schock ausgereicht, um einen Default herbeizuführen. Ausgehend von b_B^* löst jede noch so kleine Erhöhung der notwendigen Primärüberschussquote einen sich selbst verstärkenden Prozess aus. Das neue instabile Gleichgewicht B', das das *Basin of attraction* von A begrenzt, liegt nun bei einem niedrigeren $b_{B'}^* < b_B^*$. Im Extremfall kann eine Parallelverschiebung der GR-Funktion nach unten zu einer Situation führen, in der kein Schnittpunkt mehr zwischen der MR- und der GR-Funktion existiert, wodurch zwangsläufig das System nur in einem Default enden kann. Zu interpretieren wäre eine solche Situation damit, dass ein verhältnismäßig hoch verschuldetes Land kein langfristiges bzw. nur ein extrem geringes langfristiges Wirtschaftswachstum aufweisen würde, so dass die Rückzahlung der Verbindlichkeiten aus Sicht der Regierung als intolerabel angesehen und aus Sicht der Investoren als unrealistisch eingeschätzt würde. Damit entspräche dies allerdings eher der Situation einer staatlichen Insolvenz, da potentiell auch die Schuldentragfähigkeit in einer solchen Situation nicht mehr gegeben ist.

Bei Tamborini (2015) werden die beiden Gleichgewichte als „gutes“ (A) und „schlechtes“ (B) Gleichgewicht im Sinne eines Modells mit multiplen Gleichgewichten und sich selbst erfüllenden Erwartungen bezeichnet. Durch diese Interpretation wird das Modell in den Kontext der Währungskrisenmodelle zweiter Generation eingeordnet. Im Gegensatz zum Obstfeld-Modell besteht jedoch hier kein Selektionsproblem zwischen den Gleichgewichten, da insbesondere das Gleichgewicht in Punkt B instabil ist und somit aus spieltheoretischer Sicht vom stabilen Gleichgewichtszustand in Punkt A dominiert wird. Gleichgewicht B determiniert lediglich eine „kritische Höhe“ der Primärüberschussquote, ab der es unweigerlich zum Default kommt. Insbesondere die Rolle der Erwartungen der Marktakteure ist in den beiden Modellansätzen anders spezifiziert. Beim Obstfeld-Währungskrisenmodell erfolgt die Gleichgewichtsselektion über die Erwartungen der Marktteilnehmer.⁴¹ Die Aufgabe des Wechselkurses ist hier das (eine mögliche) Ergebnis selbst

⁴⁰Neben dem Begriff instabiles Gleichgewicht findet sich in der Literatur auch der Begriff Fixpunkt.

⁴¹Wenn die Marktteilnehmer erwarten, dass die Zentralbank das Peg aufgegeben wird, spekulieren sie durch

erfüllender Erwartungen, die im Modell exogen sind. Im Tamborini-Modell werden die Erwartungen explizit modelliert und determinieren so die grundsätzliche Existenz mehrerer Gleichgewichte, nicht jedoch deren Auswahl. Tamborini (2015) spricht in diesem Zusammenhang von einer sich selbst erfüllenden spekulativen Attacke, was allerdings insofern eine falsche Analogie darstellt, als es sich dabei letztlich nur um einen sich selbst verstärkenden Prozess handelt, der zu einem Default-Gleichgewicht führt. Auf eine bestimmte Situation mit einer notwendigen Primärüberschussquote $b^* > b_B^*$ reagiert der Markt auf Grund der damit einhergehenden sehr hohen Defaultwahrscheinlichkeit mit höheren Zinsen. Diese wiederum erfordern von der Regierung eine höhere Primärüberschussquote, was wiederum einen Default wahrscheinlicher macht. Eine spekulative Attacke der Marktakteure ist dabei jedoch nicht auszumachen. Vor allem weil eine solche Spekulation für die Marktakteure mit keinerlei Nutzen verbunden wäre.⁴² Für die grundsätzliche Interpretation des Modells und dessen Anwendung auf die *Willingness-to-pay* ist die Existenz multipler Gleichgewichte allerdings nicht entscheidend. Im Folgenden soll daher näher erläutert werden, wie das Modell von Tamborini (2015) zur Analyse des Einflusses der *Willingness-to-pay* auf die Defaultwahrscheinlichkeit genutzt werden kann.

3.4 Theoretische Modellierung der Willingness-to-pay

Ziel von Tamborini (2015) ist es, mit Hilfe des Modells die Zinsentwicklung im Laufe der Staatsschuldenkrise zu erklären. Dazu werden verschiedene fiskalische Schocks und deren Wirkung auf Zinssatz und Primärüberschussquote durchgespielt. Aufgrund einer entsprechenden Modellierung der Verhaltensgleichung (3.18) können dabei verschiedene Ereignisse im Rahmen der Krise, wie beispielsweise der Bail-out der Banken durch den irischen Staat ($x > 0$) oder die Gewährung von Hilfspaketen für Griechenland ($x < 0$), genauso analysiert werden, wie Schocks auf das Wirtschaftswachstum. Darüber hinaus lassen sich aufgrund der Konvexität der MR Funktion mit Hilfe des Modells auch die zunächst nur sehr moderat gestiegenen Zinssätze bei bereits relativ hohen Staatsschuldenquoten wie bspw. in Griechenland vor 2011 erklären.

Im Fokus dieser Analyse steht jedoch nicht die Erklärung der Zinsentwicklung sondern die theoretische Modellierung der *Willingness-to-pay* und die Analyse ihres Einflusses auf die Defaultwahrscheinlichkeit. Dazu sollen die Auswirkungen von Veränderungen der Nutzenfunktion der Regierungen auf die Verhaltensfunktion der Regierung und die Erwartungen der Marktakteure analysiert werden. Ziel dieser Erweiterung des Modells von Tamborini ist es, neben

den Leerverkauf der fixierten Währung gegen das Peg. Aufgrund der mit den Spekulationen einhergehenden höheren Kosten für die Zentralbank ist es für diese rational, das Peg aufzugeben.

⁴²Bei einer spekulativen Attacke auf ein System fixer Wechselkurse verkaufen die Marktakteure die betreffende Währung leer, was das Angebot dieser Währung bzw. die Nachfrage nach der Währung, an die der Wechselkurs gebunden ist, steigen lässt. Dies steigert die Kosten für die Zentralbank den Wechselkurs zu halten, da sie in stärkerem Umfang am Devisenmarkt intervenieren muss. Bis hierhin stimmt die Analogie zur Schuldenkrise. Wenn die Marktakteure einen Default erwarten, verlangen sie höhere Zinsen, was wiederum die Kosten für die Regierung, den Schuldendienst zu leisten, erhöht. Bei einer erfolgreichen Attacke auf das Wechselkurssystem kommt es zu einer starken Abwertung der nun freigegebenen Währung, so dass die Spekulanten durch den mit ihren Leerverkäufen erzielten Gewinn entlohnt werden. Wenn eine Attacke auf die Staatsverschuldung erfolgreich wäre, käme es zu einem Default, aus dem die Spekulanten in diesem Modell allerdings keinerlei Nutzen ziehen würden.

der konkreten Analyse der Effekte der *Willingness-to-pay* auf die Defaultwahrscheinlichkeit aus theoretischer Perspektive den erwarteten Einfluss einer solchen Veränderung auf das Länderrating als Messgröße der Defaultwahrscheinlichkeit zu analysieren. Vor diesem Hintergrund werden solche Veränderungen des Kosten-Nutzen-Kalküls analysiert, die sich auf wirtschaftspolitische Situationen eines Landes bzw. Ländergruppen innerhalb der Europäischen Währungsunion übertragen lassen. Dabei soll zum einen der Einfluss institutioneller und ökonomischer Rahmenbedingungen auf das Kosten-Nutzen-Kalkül der Regierungen und zum anderen der Einfluss unterschiedlicher Präferenzen verschiedener Regierungen auf die *Willingness-to-pay* untersucht werden.

Im Folgenden wird daher zunächst erläutert, wie innerhalb des Modells von Tamborini die *Willingness-to-pay* und deren Einfluss auf die Defaultwahrscheinlichkeit identifiziert werden kann. Anschließend werden die Auswirkungen einer exogenen Veränderung im Kosten-Nutzen-Kalkül der Regierung analysiert, wobei zum einen auf einen Vergleich zwischen der EWU-Zugehörigkeit und Nicht-Zugehörigkeit eines Landes abgestellt wird. Zum anderen soll ein Vergleich zwischen zwei Ländern mit ähnlichen wirtschaftlichen Rahmenbedingungen aber unterschiedlichen Willingness-Parametern am Beispiel Italiens und Portugals während der europäischen Staatsschuldenkrise durchgeführt werden. Abschließend erfolgt eine Analyse der Auswirkungen anderer Präferenzen verschiedener Regierungen und der daraus resultierenden neuen Nutzenfunktion werden am Beispiel der Parlamentswahl in Griechenland im Januar 2015 untersucht.

3.4.1 Identifikation der Willingness im Modell

Wie bereits im Rahmen der Ableitung der Verhaltensfunktion der Regierung erläutert, entspricht die Kosten-Nutzen-Abwägung im Modell von Tamborini der Abwägung der Regierung über einen strategischen Default im Rahmen der *Willingness-to-pay*. Die so ermittelte Primärüberschussquote \bar{b} gibt die Grenze der Zahlungsbereitschaft an und kann als *Willingness-to-pay*-Variable interpretiert werden. Für die Entscheidung über einen Default vergleicht die Regierung die notwendige Primärüberschussquote b^* mit derjenigen, bei der die Kosten eines Defaults denen der Solvenz entsprechen \bar{b} . Immer wenn $b^* \geq \bar{b}$ ist, entscheidet sich die Regierung für einen Default. Die Defaultwahrscheinlichkeit entspricht damit der Wahrscheinlichkeit $W(b^* \geq \bar{b})$. Die Analyse in Kapitel 3.3.3 hat dabei aber gezeigt, dass bereits für jede notwendige Primärüberschussquote, für die gilt, dass $b^* > b_B^*$ ist, es durch einen sich selbst verstärkenden Prozess zwangsläufig zum Default kommt. Dies liegt an der simultanen Bestimmung des Gleichgewichtes, was in Bereichen rechts vom Punkt B dazu führt, dass die Regierung eine bestimmte Primärüberschussquote als notwendig definiert, diese vom Markt aufgrund der damit einhergehenden hohen Defaultwahrscheinlichkeit mit einem höheren Zinssatz bestraft wird, der wiederum zu einer höheren notwendigen Primärüberschussquote führt. Für jede $b^* > b_B^*$ gilt damit im Gleichgewicht immer $b^* \geq \bar{b}$. Ein Default wird also somit bereits dann sicher eintreten, wenn in

der Ausgangssituation $b_B^* < b^* < \bar{b}$ gilt. Die Defaultwahrscheinlichkeit ergibt sich damit durch die Wahrscheinlichkeit $W(b^* > b_B^*)$. Übertragen auf die graphische Darstellung des Modells in Abbildung 3.2a bedeutet dies, dass im Bereich des *Basin of attraction* des stabilen Gleichgewichts A (mit $0 < b^* < b_B^*$) die Regierung den Schuldendienst leistet. Rechts von B kommt es dagegen immer zu einem Default. Entscheidend für die Defaultwahrscheinlichkeit ist daher zum einen die Lage des instabilen Gleichgewichts B und zum anderen der Abstand zwischen A und B. Je kleiner dieser Abstand ist und je weiter links B liegt, desto kleiner ist der „sichere“ Bereich, bei dem sich das stabile Gleichgewicht einstellen würde. Gleichzeitig steigt damit die Defaultwahrscheinlichkeit in so einer Situation.

Alle Parameter, die zu einer Veränderung der Lage des Gleichgewichts B und/oder des Abstands zwischen A und B führen, haben somit einen Einfluss auf die Defaultwahrscheinlichkeit. In Abbildung 3.2b lässt sich der Einfluss eines gesunkenen Wirtschaftswachstums auf die Defaultwahrscheinlichkeit ablesen. Der Rückgang des Wirtschaftswachstums z führt zu einer Parallelverschiebung der GR-Funktion, was zu einem neuen stabilen Gleichgewicht in A' mit einer gestiegenen notwendigen Primärüberschussquote $b_{A'}^*$ und einem (minimal) höheren Zinssatz von $i_{A'}$ führt. Da $b_{A'}^*$ immer noch weit von \bar{b} entfernt ist, kommt es nur zu einem sehr moderaten Zinsanstieg. Der negative Einfluss des gesunkenen Wirtschaftswachstums auf die Defaultwahrscheinlichkeit ist jedoch ungleich größer. Durch die Verschiebung der GR-Funktion verlagert sich nicht nur Gleichgewicht A nach rechts sondern auch B weiter nach links, sodass der Abstand zwischen A und B beiderseitig kleiner wird und die Defaultwahrscheinlichkeit dementsprechend steigt.

Neben Schocks auf die Parameter der Budgetrestriktion in der ersten Zeile der Verhaltensgleichung der Regierung (3.18), die auch als Schock der Fundamentaldaten bezeichnet werden können, haben allerdings auch Veränderungen der *Willingness-to-pay* Einfluss auf die Defaultwahrscheinlichkeit. Eine veränderte Willingness, ausgedrückt über ein verändertes \bar{b} , beeinflusst offensichtlich über Zeile zwei der Verhaltensgleichung (3.18) die Reaktion der Regierung in dem Sinne, dass sie den kritischen Wert des Entscheidungsproblems der Regierung verschiebt. Über die Berücksichtigung von $F(\bar{b}_r)$ in Gleichung (3.20) beeinflusst eine modifizierte *Willingness-to-pay* über die damit veränderten Erwartungen der Marktteilnehmer auch die Marktreaktionsfunktion MR. Im Folgenden sollen diese aus einer Variation der *Willingness-to-pay* folgenden Effekte auf die Marktreaktionsfunktion genauso untersucht werden, wie die Wirkung auf die Defaultwahrscheinlichkeit.

Variationen der *Willingness-to-pay* \bar{b} resultieren aus einer Veränderung des Kosten-Nutzen-Kalküls der Regierung, wie es in Gleichung (3.17) modelliert und in Abbildung 3.1 dargestellt wurde. Wenn sich die Präferenzen der Regierung beispielsweise weg von einer Ausrichtung auf Stabilisierung der Staatsverschuldung hin zu einer Präferenz für die Verteilung von Transferzahlungen ändern, dann führt dies für jede beliebige notwendige Primärüberschussquote b^* zu höheren Kosten als vorher. Dies geht mit einer steiler verlaufenden Kostenfunktion, wie bspw.

nerung des Abstands zwischen A und B, was mit einer gestiegenen Defaultwahrscheinlichkeit einhergeht.

Neben der Höhe der *Willingness-to-pay*, also dem Erwartungswert der Normalverteilung, spielt allerdings auch die Varianz σ^2 der Verteilungsfunktion der Beliefs über \bar{b} eine Rolle für den Verlauf der MR-Funktion. Je geringer die Unsicherheit der Marktteilnehmer über den wahren Wert von \bar{b}_1 ist, desto konzentrierter sind ihre Erwartungen um den Mittelwert verteilt und desto niedriger ist daher die Varianz σ_1^2 mit $\sigma_1^2 < \sigma_0^2$. Für den Verlauf der MR-Funktion bedeutet dies, dass die Funktion zunächst flacher verläuft, um dann stärker anzusteigen, wie in Abbildung 3.3 mit $MR_2 : N \sim (\bar{b}_1; \sigma_1^2)$ im Vergleich zu $MR_1 : N \sim (\bar{b}_1; \sigma_0^2)$ dargestellt. In Bereichen eines niedrigen b^* erwarten bei einer Varianz von σ_1^2 nun weniger Marktteilnehmer als vorher, dass $b^* > \bar{b}_1$ ist. Dementsprechend steigt der Zins zunächst langsamer an. Solange $b^* < \bar{b}_1$ ist, verläuft die MR_2 daher unterhalb von MR_1 . Bei $b^* = \bar{b}_1$ schneiden sich die beiden Marktreaktionsfunktionen, da beim Mittelwert beide Verteilungsfunktionen den Wert 0,5 annehmen und damit dieselbe Defaultwahrscheinlichkeit und dieselbe Risikoprämie implizieren. Bei $b^* > \bar{b}_1$ verläuft MR_2 oberhalb von MR_1 auf Grund der Tatsache, dass die Zinsen nach Erreichen der *Willingness-to-pay*-Grenze stärker ansteigen und nun mehr Marktteilnehmer von einem Default ausgehen als bei der Verteilungsfunktion mit der höheren Varianz σ_0^2 . Die geringere Unsicherheit im Markt über \bar{b} führt damit zu einer geringeren Defaultwahrscheinlichkeit, da das instabile Gleichgewicht B_2 weiter rechts bei $b_{B_2}^*$ liegt. Hieraus lässt sich erkennen, dass eine Kommunikation der *Willingness-to-pay* durch die Regierung für diese vorteilhaft wäre, weil eine damit verbundene Senkung der Varianz über die Erwartungen über die gesunkene Defaultwahrscheinlichkeit gleichzeitig auch den Marktzins auf Staatsschuldtitel senkt. Eine glaubhafte Kommunikation der *Willingness-to-pay* ist jedoch problematisch, da die Analyse des Einflusses des Erwartungswerts im vorherigen Abschnitt gezeigt hat, dass ein höherer Erwartungswert über die *Willingness-to-pay* zu einer geringeren Defaultwahrscheinlichkeit führt. Eine Regierung hat damit immer einen Anreiz, eine den tatsächlichen Wert übersteigende *Willingness-to-pay* zu kommunizieren. Somit ist in Abwesenheit einer glaubwürdigen Commitmentstrategie die von einer Regierung kommunizierte Willingness grundsätzlich unglaubwürdig.

3.4.2 Einfluss institutioneller Rahmenbedingungen auf die Willingness

Basierend auf dieser allgemeinen Analyse von Veränderungen der Kosten-Nutzen-Abwägung und deren Auswirkung auf die *Willingness-to-pay* werden im Folgenden konkrete wirtschaftspolitische Situationen und die mit ihnen einhergehenden Einflüsse auf die *Willingness-to-pay* und die Defaultwahrscheinlichkeit untersucht. Vor dem Hintergrund der Fragestellung, inwieweit die Entwicklung der Länderratings in der Eurozone von der jeweiligen *Willingness-to-pay* beeinflusst wurde, soll zunächst der Einfluss einer Mitgliedschaft in der EWU auf die Kosten-Nutzen-Abwägung einer Regierung betrachtet werden.

Um die Auswirkungen einer Mitgliedschaft isoliert von anderen Effekten untersuchen zu können, wird als erstes der Beitritt eines Landes zur Währungsunion und die davon ausgehenden Effekte auf die Kosten modelliert. Die daraus resultierenden Ergebnisse lassen sich dann in einem zweiten Schritt auf die Betrachtung der Länder innerhalb und außerhalb der Währungsunion übertragen. Die Analyse für ein einzelnes Land ist insofern leichter, als die grundsätzliche Parameterkonstellation für dieses Land in beiden Situationen identisch ist und sich somit lediglich im Hinblick auf die Mitgliedschaft in der Währungsunion voneinander unterscheidet. So lassen sich die aus dieser Variation resultierenden Effekte auf die veränderte *Willingness-to-pay* zurückführen und werden nicht durch unterschiedliche Ausprägungen in einzelnen Ländern überlagert.

Als Grundprämisse für die Analyse wird hierzu angenommen, dass ein Default eines Landes innerhalb einer Währungsunion größere ökonomische und politische Auswirkungen hat als der Default dieses Landes außerhalb einer Währungsunion. Die direkten und indirekten ökonomischen wie politischen Kosten innerhalb des Landes sind dagegen in beiden Fällen gleich, da diese auf den Fundamentaldaten und den allgemeinen Präferenzen der Regierung und der Wähler basieren. Durch die engere finanzielle Verflechtung innerhalb einer Währungsunion ist der Default eines Mitgliedslandes auf Grund möglicher Ansteckungseffekte allerdings zusätzlich mit negativen Konsequenzen für andere Mitgliedsländer und die Union als Ganzes verbunden. Die Entwicklungen innerhalb der Staatsschuldenkrise haben gezeigt, dass die Gefahr von Ansteckungs- und Spillovereffekten im Rahmen der Staatsschuldenkrise in der EWU immer wieder als Motiv konkreter wirtschaftspolitischer Entscheidungen fungiert hat, allen voran in Bezug auf die Konzeptionierung der Rettungsmechanismen ESFS und ESM. Der mit einem Default verbundene ökonomische Schock ist daher innerhalb einer Währungsunion größer, da andere Länder nicht nur über die Kreditbeziehungen und Handelsverflechtungen mit dem Default-Land verbunden sind. Neben diesen höheren ökonomischen Kosten geht ein Default innerhalb einer Währungsunion auch mit höheren politischen Kosten einher. Ein Beitritt zur Währungsunion ist immer auch Ausdruck eines mehrheitsfähigen politischen Willens der Bevölkerung.⁴³ Wenn die Bevölkerung einen Nutzen aus der Mitgliedschaft in der Währungsunion zieht muss eine Regierung, die um ihre Wiederwahl besorgt ist, diesen Wählerwillen berücksichtigen. Für eine solche Regierung führt ein Default, der die finanzielle Stabilität der Eurozone als Ganzes bedroht, zu negativen Effekten. Diese Kosten sind besonders dann hoch, wenn ein Default innerhalb der Union die Gefahr eines Austritts erhöht, da die offenbarten Präferenzen der Mehrheit der Wähler eine Mitgliedschaft in der Währungsunion als politisch vorteilhaft bewertet haben. Eine Regierung, die die Mitgliedschaft in der Währungsunion durch die bewusste Nichtbedienung ihrer Staatsschulden gefährdet, wird daher gegenüber einer Mehrheit der Wähler des Landes einen Reputationsverlust erleiden, da sie ein offenbartes politisches Ziel dieser Wählergruppe missachtet.⁴⁴ Der Default eines Landes innerhalb einer Währungsunion sollte demnach tat-

⁴³Dem Beitritt zur Währungsunion ging zumindest in einigen Euroländern eine Volksbefragung voraus.

⁴⁴Diese Argumentation findet sich u.a. auch in Fahrholz und Wójcik (2013), die eine ähnliche Kosten-Nutzen-

sächlich mit höheren Kosten verbunden sein als ein Default desselben Landes außerhalb einer Währungsunion. Die Kosten der Solvenz, die durch die Präferenz der Regierung für Transferzahlungen vs. Stabilität der Staatsfinanzen bestimmt werden, können jedoch in beiden Fällen als identisch angenommen werden, da sich die Präferenzen c.p. nicht ändern. Höhere Kosten eines Defaults innerhalb einer Währungsunion Ω_{WU} führen demnach zu einer höher verlaufenden Kostenfunktion als Ω_{nonWU} . Bei gleichen Kosten der Solvenz $\Theta_{WU} = \Theta_{nonWU}$ implizieren diese eine höhere maximale Primärüberschussquote für ein Land, wenn es Mitglied der Währungsunion ist im Vergleich zu einer Situation, in der dasselbe Land eine eigenständige Geld- und Währungspolitik verfolgt, also $\bar{b}_{WU} > \bar{b}_{nonWU}$. Da diese höhere *Willingness-to-pay* im Modell von Tamborini über den Erwartungswertparameter ihrer Verteilungsfunktion von den Marktakteuren korrekt antizipiert wird, führt dies zu einer flacher verlaufenden MR-Funktion. Bei gleichen Fundamentaldaten, also einem gleichen Verlauf der GR-Funktion bis zum jeweiligen Knick bei \bar{b}_{nonWU} bzw. \bar{b}_{WU} , resultiert daraus ein größerer Abstand zwischen A_{WU} und B_{WU} als zwischen A_{nonWU} und B_{nonWU} , da B_{WU} weiter rechts liegt. Dieser größere Abstand geht mit einer niedrigeren Defaultwahrscheinlichkeit innerhalb der Währungsunion einher.

Bezogen auf die EWU bedeutet dies, dass der Beitritt zur Währungsunion für ein Land mit einer höheren *Willingness-to-pay* einhergeht und sich somit die Defaultwahrscheinlichkeit verringert. Gemäß der modelltheoretischen Analyse müsste ein Beitritt in die Währungsunion also einen Anstieg der Länderratings als Messgröße der Defaultwahrscheinlichkeit nach sich ziehen. Für die meisten Länder kam es tatsächlich auch im Rahmen ihres Beitritts zur EWU zu einer Verbesserung des Ratings um mindestens eine Stufe.⁴⁵ Von einem Upgrade aufgrund einer höheren *Willingness-to-pay* profitierten Finnland, Portugal, Spanien, Zypern, Slowakei, Estland, Lettland und Litauen. Da Belgien, Deutschland, Frankreich, Luxemburg, die Niederlande und Österreich vor der Einführung des Euros bereits mit der besten Bonitätsnote AAA bewertet wurden, kam es lediglich bei Italien, Irland und Griechenland zu keinem messbaren Effekt⁴⁶ durch die höhere *Willingness-to-pay*. Die Hypothese, dass der Euro-Beitritt somit die Ausfallwahrscheinlichkeit über eine implizite Verbesserung der *Willingness-to-pay* tendenziell gesenkt hat, kann mit Rücksicht auf die Entwicklung der Länderratings somit nicht verworfen werden. Da sich die Fundamentaldaten der jeweiligen Länder innerhalb dieser kurzen Betrachtungsperiode nicht maßgeblich verändert haben können, ist der positive Effekt auf die Einschätzung des Ausfallrisikos unabhängig von der *Ability-to-pay* zu sehen, was die Bedeutung der Zahlungsbereitschaft in diesem Kontext untermauert.⁴⁷

Diese Ergebnisse der theoretischen Analyse eines Beitritts zur Währungsunion lassen sich

Abwägung einer Regierung eines Krisenlandes im Hinblick auf die Frage eines automatischen Austrittsmechanismus innerhalb einer Währungsunion analysieren.

⁴⁵ Als Upgrade im Rahmen des Beitritts zur EWU werden Veränderungen des Länderratings von S&P's zwischen dem Datum des Beschlusses des Beitritts des jeweiligen Landes bis zu drei Monate nach dem offiziellen Beitritt gezählt.

⁴⁶ Gleichwohl könnte der EU-Beitritt die Ausfallwahrscheinlichkeit trotzdem noch einmal gesenkt haben, was jedoch für diese stabilen Länder nicht mehr ins Gewicht fiel.

⁴⁷ Neben einer erhöhten *Willingness-to-pay* könnte darüber hinaus auch die mit einer Mitgliedschaft zur EWU eventuell verbundene höhere Wahrscheinlichkeit eines Bailouts positiv auf das Rating gewirkt haben.

auf die Situation übertragen, in der ein Land in der EWU mit einem Land außerhalb der Währungsunion hinsichtlich der *Willingness-to-pay* und ihres Einflusses auf die Defaultwahrscheinlichkeit verglichen wird. Länder, die Mitglied in der EWU sind, müssten dementsprechend eine geringere Defaultwahrscheinlichkeit und damit ein höheres Rating aufweisen. Betrachtet man die durchschnittlichen Länderratings zwischen 2005 und 2015, lässt sich ein solcher Unterschied tatsächlich feststellen, da das durchschnittliche Rating der EWU Mitgliedsländer in diesem Zeitraum zwischen AA- und A+ und damit deutlich über dem durchschnittlichen Rating von BBB+ der anderen Staaten Europas liegt.⁴⁸ Modelltheoretisch korrekt ist ein solcher Vergleich allerdings nur, wenn die verglichenen Länder ansonsten dieselben Fundamentaldaten aufweisen. Dies ist jedoch in der Realität selten der Fall. Innerhalb einer ökonometrischen Analyse können diese über die Fundamentaldaten hinausgehenden positiven Effekte einer höheren *Willingness-to-pay* innerhalb der Währungsunion auf das Länderrating jedoch mit Hilfe eines EWU-Dummys identifiziert werden. Ein solcher Effekt wäre dann vorhanden, wenn – bei gleichzeitiger Kontrolle für die Fundamentaldaten der Länder – dieser EWU-Dummy einen statistisch signifikanten Erklärungsgehalt für das Länderrating aufweist. Verschiedene Studien haben gezeigt, dass dies der Fall ist und so einen Beleg für den Einfluss der *Willingness-to-pay* auf das Länderrating geliefert.

Diese grundsätzlich höhere *Willingness-to-pay* innerhalb der EWU gilt unabhängig von den Präferenzen der Regierung und anderen Parametern, da ein Default auf Grund der institutionellen Rahmenbedingungen innerhalb einer Währungsunion immer mit höheren Kosten verbunden ist. Die konkrete Ausprägung dieses Effektes hängt allerdings von der Bewertung dieser Kosten innerhalb der Nutzenfunktion der jeweiligen Regierung ab.

3.4.3 Unterschiedliche Präferenzen der Regierungen

Neben unterschiedlichen institutionellen Rahmenbedingungen, die zusätzliche Kosten oder Nutzen in die Bewertung einfließen lassen, kann eine Veränderung der *Willingness-to-pay* allerdings auch aus einer Neubewertung der vorhandenen Kosten und Nutzen resultieren. Zu einer solchen Neubewertung kommt es immer dann, wenn sich die Präferenzen der Entscheidungsträger ändern. Dies ist insbesondere bei einem Regierungswechsel der Fall, da verschiedene Parteien in der Regel über unterschiedliche Präferenzen hinsichtlich der Verwendung der finanziellen Mittel verfügen. Ein Wechsel der Entscheidungsträger führt damit zu einem Wechsel der Präferenzen, aus denen sich eine neue Nutzenfunktion ergibt, die zu einer anderen *Willingness-to-pay* – ausgedrückt durch den Parameter \bar{b} – führt.⁴⁹ Damit kann ein Regierungswechsel auch bei gleichbleibenden Fundamentaldaten eine Anpassung der Defaultwahrscheinlichkeit nach sich ziehen.

⁴⁸Diese Durchschnittswerte ergeben sich aus den langfristigen Länderratings, vergeben von S&P's jeweils zum Ende eines jeden Jahres. Die Ratingnoten wurden zur Bildung des Durchschnitts linear transformiert (AAA=21 und SD/D=0). Innerhalb der EWU ergab sich so ein durchschnittliches Rating von 17,6 und außerhalb der EWU von 14,0.

⁴⁹Eine unterschiedliche *Willingness-to-pay* bei verschiedenen politischen Entscheidungsträgern wird beispielsweise auch von Alfaro und Kanczuk (2005) und Hatchondo et al. (2009) angenommen.

Als ein Beispiel eines solchen Regierungswechsels sollen die griechischen Parlamentswahlen im Januar 2015 untersucht werden. Bei diesen vorgezogenen Wahlen wurde die liberal-konservative Regierungspartei *Nea Demokratia* von der links-sozialistischen Partei *SYRIZA* abgelöst. Im Rahmen ihres Wahlprogramms hatte der Vorsitzende der SYRIZA Partei Alexis Tsipras verschiedene expansive fiskalpolitische Maßnahmen versprochen. Unter anderem sollte in diesem Zusammenhang ein Sozialpaket im Umfang von 2 Mrd. Euro verabschiedet sowie eine Anhebung des, auf Druck der Troika unter der Vorgängerregierung gekürzten, Mindestlohns beschlossen werden. Flankiert wurde dies von dem Vorhaben, Kürzungen im Bereich der Renten und Beamtenpensionen rückgängig zu machen. Darüber hinaus trat SYRIZA dafür ein, die Bedienung der Schulden in Zukunft an die Entwicklung des Wirtschaftswachstums zu knüpfen, so dass nur bei der Generierung eines substantiellen realwirtschaftlichen Wachstums in nicht explizit genannter Größenordnung überhaupt eine Bedienung ausstehender Zins- und Tilgungszahlungen erfolgen sollte. Das politische Programm SYRIZAs lässt sich somit dahingehend zusammenfassen, dass sie einen Großteil der im Rahmen der Krise getätigten Reformen rückgängig machen, die Sparpolitik beenden und die Kredite von anderen EU-Staaten nicht mehr zurück zahlen wollten.⁵⁰ Innerhalb des Wahlprogramms wurde demzufolge eine klare Präferenz für die Erhöhung von Transferzahlungen und dementsprechend eine niedrige Präferenz für die Stabilität der Staatsfinanzen kommuniziert. Im Unterschied zu den Vorgängerregierungen erschienen diese Forderungen zudem glaubhaft, da SYRIZA als junge Partei keine politische Verantwortung für die kummulierte Staatsverschuldung Griechenlands trägt und sich gleichzeitig als Protestbewegung gegen die etablierten Parteien auf der einen sowie der Troika auf der anderen Seite etabliert hat. Demzufolge kann im Kontext des Tamborini-Modells angenommen werden, dass sich die Präferenzen bezüglich der Kosten- und Nutzenabwägung eines Defaults durch den Regierungswechsel substantiell verändert haben und diese Veränderung gleichzeitig auch von den Investoren wahrgenommen wird.

Konkret spiegelt sich dies zunächst in den Kosten der Solvenz wider, wobei diese dabei für die SYRIZA-Regierung im Vergleich zur vorherigen Regierung als klar höher zu bewerten sind. Die geleisteten Wahlversprechen gehen mit einem erheblichen zusätzlichen Finanzierungsbedarf einher, der nicht mit den für eine Bedienung der Staatsschulden verbundenen Einsparungen vereinbar ist. Da ein Default dazu führen würde, dass die eigentlich für den Schuldendienst reservierten Mittel frei werden und darüber hinaus die für die Sicherstellung der Solvenz erforderlichen Sparanstrengungen nicht mehr notwendig sind, kann für die SYRIZA-Regierung ein höherer Nutzen aus einem Default und damit höhere Kosten der Solvenz angenommen werden. Darüber hinaus sinken die mit einem Default einhergehenden politischen Kosten, da der damit verbundene Reputationsverlust für eine Regierung, deren Wählerschaft eher als EU-kritisch zu bezeichnen ist, geringer wird. Die über die politischen Kosten in Griechenland hinausgehenden

⁵⁰Als Wahlprogramm von SYRIZA wird allgemein das sogenannte *Thessaloniki Programme* verstanden, das von Alexis Tsipras in einer Rede am 15. September im Rahmen der internationalen Messe in Thessaloniki vorgestellt wurde (SYRIZA, 2014).

ökonomischen und politischen Kosten eines Defaults für die Eurozone gehen somit nicht oder nur in geringerem Maße in das Entscheidungskalkül der Regierung ein, da ihre Wählerschaft einen geringeren Nutzen aus der Mitgliedschaft in der Eurozone zieht.⁵¹

Bezogen auf die Kosten-Nutzen-Abwägung in Abbildung 1 führen die gestiegenen Kosten der Solvenz $\Theta_1 > \Theta_0$ zu einer Verschiebung der Kostenfunktion Θ nach oben. Die gesunkenen Kosten eines Default $\Omega_1 < \Omega_0$ führen darüber hinaus zu einer Verschiebung der Kostenfunktion Ω nach unten. Beide Effekte haben jeweils einen negativen Effekt auf den kritischen Wert \bar{b} , bei dem die Kosten der Solvenz gerade gleich den Kosten eines Defaults sind, sodass es in der Summe zu einem starken Rückgang der *Willingness-to-pay* kommt. Die graphische Analyse dieser Effekte im Modell entspricht der in Abbildung 3 angenommenen Situationen, wobei die Ausgangssituation durch die Nutzenfunktion der alten Regierung und deren *Willingness-to-pay* \bar{b}_0 determiniert wurde. Die nun niedrigere *Willingness-to-pay* geht mit einem früheren Knick in der GR-Funktion beim neuen Level von \bar{b}_1 einher. Da die neue geringere *Willingness-to-pay* von den Marktakteuren korrekt antizipiert wird, verschieben sich ihre Beliefs über \bar{b} so, dass \bar{b}_1 den neuen Mittelwert der Verteilungsfunktion darstellt. Die MR-Funktion verschiebt sich daher nach links und liegt oberhalb der alten MR-Funktion MR_0 . Die anderen Präferenzen der neuen Regierung führen damit zu einer deutlichen Verschiebung des Punktes B nach links auf B_1 , so dass das *Basin of attraction* des Gleichgewichts A kleiner wird. Die Defaultwahrscheinlichkeit, ausgedrückt durch den Abstand zwischen A und B_1 , ist dementsprechend gestiegen. Bei unveränderten Fundamentaldaten, ausgedrückt durch die unveränderte Steigung der GR-Funktion, kommt es durch die anderen Präferenzen der neuen im Vergleich zur alten Regierung zu einer stark erhöhten Defaultwahrscheinlichkeit.

Neben der absoluten Veränderung von \bar{b} , dem Mittelwert der Verteilung der Beliefs, ist es jedoch durchaus plausibel, auch einen Effekt des Regierungswechsels auf die Varianz der Verteilung anzunehmen. Da eine niedrigere *Willingness-to-pay* mit höheren Zinsen einhergeht, hat eine Regierung eigentlich immer den Anreiz, eine höhere Willingness als ihre tatsächliche zu kommunizieren. Alexis Tsipras hat jedoch bereits vor der Wahl angekündigt, dass SYRIZA im Falle eines Wahlsiegs einen Default nicht ausschließen könne, wenn die EWU nicht auf die Forderungen eines substantiellen Schuldenschnitts einginge. Eine solch klare Kommunikation einer „*Unwillingness-to-pay*“ kann aufgrund der damit verbundenen negativen Effekte auf die Zinsen durchaus als glaubwürdig angesehen werden, da es zumindest aus ökonomischer Sicht keinen Anreiz gibt, eine geringe *Willingness-to-pay* zu kommunizieren. Geht man nun davon aus, dass die Marktakteure Tsipras Ankündigung Glauben schenken, sinkt damit die Unsicherheit im Markt über den wahren Wert von \bar{b} . Eine niedrigere Varianz geht mit einer zunächst flacher verlaufenden MR-Funktion, die bis zum Wert von \bar{b}_1 unterhalb der anderen MR-Funktion liegt, einher, wie in Abbildung 3 durch die gestrichelte MR-Funktion MR_2 dargestellt. Die gesunkene

⁵¹Die im Verlauf der Staatsschuldenkrise zunehmende Euro-Skepsis der Bevölkerung lässt sich freilich auch auf andere Länder, nicht zuletzt Deutschland übertragen. Nichtsdestotrotz ist dieses allgemeine Phänomen bei den für SYRIZA relevanten Wählergruppen stärker ausgeprägt, wodurch trotzdem eine stärkere Reduktion der Kosten des Defaults im Vergleich zu den etablierten Parteien anzunehmen ist.

Varianz hat also einen positiven Effekt auf die Defaultwahrscheinlichkeit, die dadurch ebenfalls sinkt, da sich B wieder ein Stück nach rechts verschiebt. Dieser positive Effekt über die gesunkene Varianz kann jedoch den negativen Effekt über den gesunkenen Mittelwert der Verteilung nicht aufwiegen, da der Schnittpunkt der beiden MR-Funktionen mit gleichem Mittelwert und unterschiedlicher Varianz bei \bar{b}_1 liegt und damit beide Funktionen immer oberhalb von MR_0 verlaufen. Insgesamt kommt es also durch eine niedrigere *Willingness-to-pay* immer zu einer höheren Defaultwahrscheinlichkeit, auch wenn die Varianz gesunken ist.

Diese im Modell abgeleitete höhere Defaultwahrscheinlichkeit aufgrund einer geringeren *Willingness-to-pay*, ausgelöst durch den Regierungswechsel im Januar 2015, entspricht der Bewertung des Defaulttrisikos durch die Ratingagenturen. Alle drei großen Ratingagenturen haben Griechenland in Folge des Regierungswechsels um mehrere Ratingnoten herabgestuft. Grundsätzlich könnte man dieser Argumentation entgegen, dass die Situation in Griechenland nicht mit den Annahmen des Tamborini-Modells vereinbar ist und somit die vorangegangene Analyse obsolet wird. Als Begründung ließe sich hierfür erstens in Feld führen, dass die griechischen Staatsschulden zum überwältigenden Teil nicht von Privatinvestoren sondern von supranationalen Institutionen gehalten werden, zweitens der durchschnittliche Zinssatz hierauf keineswegs einer fairen Bewertung am Kapitalmarkt entspricht und drittens Griechenland faktisch insolvent ist, also die *Ability-to-pay*-Voraussetzung im Modell überhaupt nicht mehr erfüllt ist. Doch entscheidend für die Aussage des Modells ist die Tatsache, dass sich durch die Regierungsübernahme SYRIZAs an diesen Faktoren zunächst einmal überhaupt nichts verändert hat. Dies korrespondiert mit der Argumentationsstruktur im Modell, bei der – hier allerdings ausgehend von einem langfristig stabilen Gleichgewicht – ebenfalls keine Änderungen der Variablen d_t , i , x oder b^* unterstellt werden. Der einzige Unterschied ergibt sich in der Anpassung der Parameter der *Willingness-to-pay*, die sich unabhängig von den genannten Parametern verändern. Damit lassen sich die Ergebnisse des Modells sehr wohl – trotz potentiell anderer fundamentaler Rahmenbedingungen – auf die Situation in Griechenland anwenden, da hier der partielle Effekt der veränderten *Willingness-to-pay* einer Regierung auf die Defaultwahrscheinlichkeit für das Land abgeleitet wird.

Darüber hinaus kann in Anbetracht der Tatsache, dass eine Ratingagentur bei der Einschätzung der Ausfallwahrscheinlichkeit ausschließlich auf privat gehaltene Staatsschuldstitel abstellt und zumindest ein gewisser Teil der griechischen Schulden nach wie vor von privaten Investoren gehalten wird, eine Analogie zum Modell hergestellt werden. Demzufolge kann die Herabstufung Griechenlands durch die Ratingagenturen in Folge der Regierungsübernahme durch SYRIZA tatsächlich nur mit einer gesunkenen *Willingness-to-pay* im Einklang mit den Modellergebnissen erklärt werden.

3.5 Fazit und Ausblick

Die vorangegangene Analyse hat gezeigt, dass der Zahlungsausfall eines Staates nicht allein durch die wirtschaftliche Tragfähigkeit der Verschuldungssituation determiniert wird, sondern sich auch als das Ergebnis einer strategischen Entscheidung der jeweiligen Regierung, trotz gegebener Solvenz des Staates, herausstellen kann. Den Ausgangspunkt dieser strategischen Entscheidung bildet dabei eine Kosten-Nutzen-Abwägung einer Regierung im Hinblick auf die (wirtschafts-)politischen Folgen eines von ihr herbeigeführten Defaults. Da dieser Kosten-Nutzenabwägung jedoch sehr unspezifische und in der Praxis nahezu unmöglich zu quantifizierende sowie eher politisch als ökonomisch motivierte Überlegungen und Einschätzungen zugrunde liegen, gestaltet sich die Berücksichtigung der *Willingness-to-pay* eines Staates im Kontext einer ökonomischen Untersuchung der Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten als ausgesprochen schwierig. Im Modell von Tamborini (2015) gelingt es jedoch, die Zahlungsbereitschaft einer Regierung unter sehr allgemeinen Annahmen bezüglich ihrer Kosten-Nutzen-Abwägung an einer konkreten quantifizierbaren ökonomischen Größe festzumachen, nämlich der Primärüberschussquote eines Landes. So kann jede mögliche individuelle *Willingness-to-pay* einer Regierung durch eine, zur Einhaltung der staatlichen Budgetrestriktion notwendige, kritische Budgetüberschussquote \bar{b} charakterisiert werden. Je höher diese kritische Budgetüberschussquote für eine Regierung ausfällt, desto höher ist dabei die Zahlungsbereitschaft dieser Regierung. Obwohl ursprünglich gar nicht von Tamborini (2015) intendiert, impliziert – wie ausführlich in dieser Arbeit aufgezeigt wurde – seine Analyse zum einen, dass die *Willingness-to-pay* einer Regierung die von den potentiellen Kreditgebern eines Staates angenommene Ausfallwahrscheinlichkeit negativ beeinflusst. Darüber hinaus ermöglicht die Betrachtung der staatlichen Budgetrestriktion in einem langfristigen Gleichgewichtszustand der Ökonomie zum anderen, einen direkt quantifizierbaren Effekt der Veränderung der Zahlungsbereitschaft einer Regierung auf die Ausfallwahrscheinlichkeit bzw. auf die daraus resultierende Risikoprämie für Staatsschuldtitel abzuleiten. Somit kann theoretisch nachgewiesen werden, dass auch bei unveränderten ökonomischen Rahmenbedingungen, ausgedrückt durch die zentralen Parameter der *Ability-to-pay* eines Staates, sich sowohl die Ausfallwahrscheinlichkeit der Staatsschulden, als auch deren Bepreisung in Form des Zinssatzes am Primärmarkt sehr wohl verändern kann und zwar genau dann, wenn sich die Parameter der Zahlungsbereitschaft der jeweiligen Regierung ändern sollten.

Die Tatsache, dass das Kreditrisiko für Staatsanleihen theoretisch nicht ausschließlich von makroökonomischen Fundamentalfaktoren bzw. der ökonomischen Definition der langfristigen Solvenz abhängt, ist vor allem für die Bewertung der Rolle der Ratingagenturen im Zusammenhang mit der Europäischen Staatsschuldenkrise von entscheidender Bedeutung. Den Ratingagenturen wurde dabei sowohl von politischer Seite, als auch z.T. von Seiten bestimmter Ökonomen wie z.B. Gärtner und Griesbach (2012) vorgeworfen, vor allem in den PIIGS-Staaten zumindest für eine Verschärfung der Krisensymptome verantwortlich zu sein, da sie „ungerechtfertigte“ Rating-Herabstufungen dieser Länder vornahmen. Von ökonomischer Seite wurde in

diesem Zusammenhang häufig angeführt, dass die unterschiedliche Behandlung einzelner Euroländer nicht mit den Entwicklungen der Fundamentaldaten wie der Staatsschuldenquote oder dem Wirtschaftswachstum in Einklang zu bringen sei. Diese Sichtweise stellt jedoch ausschließlich auf eine Berücksichtigung der *Ability-to-pay* bei der Bemessung des Kreditrisikos ab und ignoriert komplett den möglichen Einfluss der Parameter der *Willingness-to-pay* einer Regierung. Wie in den Kapiteln 3.4.2 und 3.4.3 gezeigt wurde, können jedoch z.B. unterschiedliche Kosten eines staatlichen Defaults sehr wohl zu einer unterschiedlichen Bewertung des Kreditrisikos und der damit einhergehenden Ratings zweier ansonsten identischen Länder führen. Vor dem Hintergrund der in dieser Arbeit aufgezeigten Ergebnisse ließe sich die Entwicklung der Ratings für die PIIGS-Staaten in der Staatsschuldenkrise somit durchaus potentiell ökonomisch erklären, wenn die Ratingagenturen diese auf Grundlage einer Neueinschätzung hinsichtlich einer gesunkenen *Willingness-to-pay* in diesen Ländern angepasst haben. Dies lässt jedoch die, zum Teil ohnehin recht kontrovers diskutierten, Maßnahmen zur verstärkten Regulierung von Ratingagenturen unter Federführung der EU-Kommission ökonomisch umso fragwürdiger erscheinen, weil sich diese nicht zuletzt auf den Vorwurf der Fehlerhaftigkeit von Sovereign-Ratings berufen. Da diese Maßnahmen zudem in erster Linie darauf abzielen scheinen, Rating-Herabstufungen von Ländern grundsätzlich zu erschweren, wird hierdurch potentiell eher eine Verwässerung der Aussagefähigkeit von Länderratings im Hinblick auf die Einschätzung der Ausfallwahrscheinlichkeit erreicht. Eine ökonomische Rechtfertigung der Regulierungsbemühungen bspw. in Form der Eindämmung negativer externer Effekte ist in diesem Zusammenhang dagegen nicht erkennbar.

Neben dem Einfluss auf der *Willingness-to-pay* auf die Defaultwahrscheinlichkeit lässt sich darüber hinaus aus dem Modell von Tamborini (2015) theoretisch ableiten, dass die Ratingagenturen – wie auch in empirischen Studien gezeigt – in ihren Anpassungen der Länderratings tendenziell eher der Marktentwicklung gefolgt sind als diese vorwegzunehmen. Unterstellt man wie im Modell, dass die kritische Budgetüberschussquote einer Regierung nicht direkt beobachtbar ist und von allen Anlegern individuell eingeschätzt wird, dann ist kaum zu erwarten, dass eine Ratingagentur zu einer signifikant besseren Einschätzung dieser Variablen fähig ist. Durch Beobachtung der Entwicklung des Zinssatzes am Primärmarkt ist es der Ratingagentur jedoch möglich, auf die kumulierte Einschätzung des Marktes über \bar{b} zu schließen, also sich gewissermaßen die Schwarmintelligenz der Investoren zur Verbesserung ihrer Einschätzung über die kritische Budgetüberschussquote nutzbar zu machen. Dies impliziert jedoch, dass eine signifikante Veränderung der Zinsentwicklung vorausgehen muss, bevor die Ratingagentur ihre Einschätzung bezüglich \bar{b} anpasst, was dann ggf. zu einer Veränderung des Länderratings führt. Somit ginge demnach tatsächlich die Zinsentwicklung am Primär- (und/oder) Sekundärmarkt der Ratinganpassung voraus. Auch wäre dies vor dem Hintergrund, dass Ratingagenturen nicht aktive Marktteilnehmer sind, durchaus eine plausible Strategie für die Ratingagenturen, da sie keine finanziellen Einbußen z.B. im Handel mit besser informierten Händlern fürchten müssen.

Grundsätzlich stellt diese Tatsache aber auch kein wirtschaftspolitisches Problem an sich dar, solange die Einschätzung der Marktteilnehmer nicht völlig irrational erfolgt bzw. an der tatsächlichen Entwicklung vorbei spekuliert. In diesem Falle wirken die auf diesen Fehleinschätzungen basierenden Ratinganpassungen durch die Ratingagenturen tatsächlich potentiell ökonomisch destabilisierend. Es gibt jedoch keinen Hinweis darauf, dass dies während der Anfangsphase der Staatsschuldenkrise der Fall gewesen ist. Eher war das Gegenteil der Fall, nämlich das eine Anpassung einer zuvor zu niedrig eingeschätzten Ausfallwahrscheinlichkeit stattgefunden hat.

Wie bereits angemerkt, lassen sich aus der theoretischen Modellierung der Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten auch Rückschlüsse für die theoretische und empirische Analyse von Länderratings ziehen. Da das Länderrating ein Maßstab für die Defaultwahrscheinlichkeit von Staaten ist, können die in diesem Kapitel theoretisch abgeleiteten Ergebnisse bezüglich der Einflussfaktoren der Defaultwahrscheinlichkeit auf Länderratings übertragen werden. Die vorgenommene Modellierung liefert damit einen nützlichen Ansatz zur bisher fehlenden theoretischen Fundierung der Determinanten von Länderratings in empirischen Studien. Aus theoretischer Perspektive muss bei den Determinanten eines Länderratings genau wie bei der Defaultwahrscheinlichkeit grundsätzlich zwischen der *Ability-* und der *Willingness-to-pay* eines Staates bzw. einer Regierung unterschieden werden. Im Folgenden sollen daher basierend auf den vorgenommenen theoretischen Überlegungen noch einmal kurz die wesentlichen Determinanten der *Ability-* und *Willingness-to-pay* zusammengefasst werden:

- **Solvenz- und Liquiditätskennzahlen**, die die *Ability-to-pay* messen wie z.B. Schuldenquote, Primärüberschussquote, Wirtschaftswachstum, Zinsen oder der Wechselkurs (bei Verschuldung in Fremdwährung).
- **Makroökonomische Variablen**, die sowohl die *Ability-* als auch die *Willingness-to-pay* beeinflussen können, wie die Inflationsrate oder das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf. Eine höhere Inflationsrate kann sich beispielsweise positiv auf die Zahlungsfähigkeit auswirken, da durch sie die Schulden inflationiert werden. Da die Inflationsrate jedoch von den Wirtschaftssubjekten auch als Proxy für die Glaubwürdigkeit der Wirtschaftspolitik angesehen werden kann (Manasse und Roubini, 2009), kann eine hohe Inflationsrate negative Auswirkungen auf die wahrgenommene *Willingness-to-pay* haben.
- **Politische und institutionelle Variablen**, mit denen sich die *Willingness-to-pay* approximieren lässt, wie z.B. ein Korruptionsindex oder ein Wechsel der regierenden Partei, bzw. deren Veränderung sich auf die Kosten und Nutzen eines Defaults auswirken, wie z.B. die Mitgliedschaft in einer Währungsunion oder der Offenheitsgrad einer Volkswirtschaft.

Insgesamt lässt sich festhalten, dass die *Ability-to-pay* eines Staates wesentlich einfacher zu quantifizieren ist, als die *Willingness-to-pay*, bei der eigentlich nur der Versuch einer Approximation durch verschiedene Kennzahlen unternommen werden kann. Aus diesem Unterschied

ergibt sich auch die stärkere Fokussierung empirischer Studien auf die Zahlungsfähigkeit eines Staates. Darüber hinaus handelt es sich bei den Determinanten der *Ability-to-pay* um in der Regel gut verfügbare Daten. Problematisch ist dabei allerdings die Tatsache, dass die Solvenz Betrachtung per Definition zukunftsgerichtet ist und daher eigentlich die Prognosen der jeweiligen Variablen für die Zukunft die heutige Defaultwahrscheinlichkeit bestimmen müssten. Da solche Prognosen insbesondere für bereits vergangene Zeitpunkte kaum verfügbar sind, wird in empirischen Untersuchungen in der Regel auf aktuelle oder vergangenheitsbezogene Daten zurückgegriffen.

Literaturverzeichnis

- Acharya, Viral. V. und Raghuram G. Rajan (2013): Sovereign Debt, Government Myopia, and the Financial Sector. *Review of Financial Studies*, 26(6):1526–1560.
- Afonso, António und Christophe Rault (2010): What do we really know about fiscal sustainability in the EU? A panel data diagnostic. *Review of World Economics*, 145(4):731–755.
- Aghion, Philippe und Patrick Bolton (1990): 11 Government domestic debt and the risk of default: a political-economic model of the strategic role of debt. In: *Public debt management: theory and history*, Hg. Rüdiger Dornbusch und Mario Draghi, Cambridge University Press, Bd. 315.
- Alfaro, Laura und Fabio Kanczuk (2005): Sovereign debt as a contingent claim: a quantitative approach. *Journal of International Economics*, 65(2):297–314.
- Arghyrou, Michael G. und Alexandros Kontonikas (2011): The EMU sovereign-debt crisis: Fundamentals, expectations and contagion. *Economic Papers*, 436.
- Balkan, Erol M. (1992): Political instability, country risk and probability of default. *Applied Economics*, 24(9):999–1008.
- Bank of Canada (2015): Database of Sovereign Defaults 2015. *Bank of Canada's Credit Rating Assessment Group (CRAG)*.
- Bauer, Christian; Bernhard Herz und Volker Karb (2003): The other twins: currency and debt crises. *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften/Review of Economics*, S. 248–267.
- Becker, Robert A. (2008): Transversality Condition. In: *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Hg. Durlauf, Steven N. and Blume, Lawrence E., Palgrave Macmillan, Basingstoke.
- Bencek, David und Henning Klodt (2011): Fünf Prozent sind (zu) viel. *Wirtschaftsdienst*, 91(9):595–600.
- Borensztein, Eduardo und Ugo Panizza (2008): The Costs of Sovereign Default. *IMF Working Paper No. 8/238*.
- Broner, Fernando; Alberto Martin und Jaume Ventura (2010): Sovereign Risk and Secondary Markets. *American Economic Review*, 100(4):1523–1555.
- Bulow, Jeremy und Kenneth Rogoff (1989): Sovereign Debt: Is To Forgive To Forget? *NBER Working Paper Series*, 2623.
- Bundesministerium der Finanzen (2014): *Bericht des Bundesministeriums der Finanzen über die Kreditaufnahme des Bundes im Jahr 2014*. Bundesministerium der Finanzen Referat für Öffentlichkeitsarbeit, Berlin.

- Burnside, Craig (2005): *Fiscal Sustainability in Theory and Practice: a Handbook*. World Bank Publications.
- Busch, Berthold; Manfred Jäger-Ambrozewicz und Jürgen Matthes (2010): Wirtschaftskrise und Staatsbankrott. Sind auch die Industrieländer bedroht? *Institut der deutschen Wirtschaft Köln Medien GmbH, Köln*.
- Chalk, Nigel Andrew und Richard Hemming (2000): Assessing Fiscal Sustainability in Theory and Practice. *IMF Working Paper No. 00/81*.
- Citron, Joel-Tomas und Gerald Nickelsburg (1987): Country risk and political instability. *Journal of Development Economics*, 25(2):385–392.
- Dreher, Axel; Bernhard Herz und Volker Karb (2005): Is there a causal link between currency and debt crises? *Available at SSRN 528063*.
- Eaton, Jonathan und Mark Gersovitz (1981): Debt with Potential Repudiation: Theoretical and Empirical Analysis. *The Review of Economic Studies*, 48(2):289–309.
- Fahrholz, Christian und Cezary Wójcik (2013): The Eurozone needs exit rules. *Journal of Banking & Finance*, 37(11):4665–4674.
- Fernandez, Katherina und Roque Fernandez (2007): Willingness To Pay And The Sovereign Debt Contract. *Journal of Applied Economics*, 10(1):43.
- Furceri, Davide und Aleksandra Zdzienicka (2012): How costly are debt crises? *Journal of International Money and Finance*, 31(4):726–742.
- Gärtner, Manfred und Björn Griesbach (2012): Rating agencies, self - fulfilling prophecy and multiple equilibria? An empirical model of the European sovereign debt crisis 2009 - 2011. *Discussion Paper no. 2012-15, School of Economics and Political Science, University of St. Gallen*.
- Grauwe, Paul de (2012): *Economics of Monetary Union*. Oxford University Press, USA, 9. Aufl.
- Gros, Daniel (2013): Foreign debt versus domestic debt in the euro area. *Oxford Review of Economic Policy*, 29(3):502–517.
- Hatchondo, Juan Carlos und Leonardo Martinez (2010): The politics of sovereign defaults. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 96(3):291–317.
- Hatchondo, Juan Carlos; Leonardo Martinez und Horacio Sapriza (2007): The economics of sovereign defaults. *FRB Richmond Economic Quarterly*, 93(2):163–187.
- Hatchondo, Juan Carlos; Leonardo Martinez und Horacio Sapriza (2009): Heterogeneous Borrowers in Quantitative Models of Sovereign Default. *International Economic Review*, 50(4):1129–1151.

- Herzberg, Angélique (2014): *Sustainability of External Imbalances: A Critical Appraisal*. Springer.
- Kletzer, Kenneth M. (1994): Sovereign immunity and international lending. In: *Handbook of International Macroeconomics*, Hg. Ploeg, Frederick van der, Blackwell, Malden (Mass.), S. 439–479.
- Manasse, Paolo und Nouriel Roubini (2009): “Rules of thumb” for sovereign debt crises. *Journal of International Economics*, 78(2):192–205.
- Manasse, Paolo; Nouriel Roubini und Axel Schimmelpfennig (2003): Predicting Sovereign Debt Crises. *IMF Working Paper No. 03/221*.
- Meyer, Dirk (2009): Die Zahlungsfähigkeit eines Eurolandes. No-no-bail-out und Austritt aus der Eurozone. *ifo-Schnelldienst*, 62(7):3–6.
- Moody’s (2013): Moody’s says Cypriot debt exchange amounts to a default. *Moody’s Investors Services, Global Credit Research, July 2013*.
- Moser, Christoph (2007): The impact of political risk on sovereign bond spreads-evidence from Latin America. *Verein für Socialpolitik, Research Committee Development Economics*.
- Obstfeld, Maurice (1996): Models of currency crises with self-fulfilling features. *European Economic Review*, 40(3-5):1037–1047.
- O’Connell, Stephen A. und Stephen P. Zeldes (1988): Rational ponzi games. *International Economic Review*, S. 431–450.
- Panizza, Ugo; Federico Sturzenegger und Jeromin Zettelmeyer (2009): The Economics and Law of Sovereign Debt and Default. *Journal of Economic Literature*, 47(3):651–698.
- Paoli, Bauer de; Glenn Hoggarth und Victoria Saporta (2006): Cost of sovereign default. *Financial Stability Paper no. 1, Bank of England, July 2006*.
- Raymond, Nate (2015): UPDATE 3-U.S. appeals court says bondholders cannot seize Argentina’s reserves. *Reuters*, <http://www.reuters.com/article/argentina-debt-appeal-idUSL1N1160RY20150901>, abgerufen am 02.02.2016.
- Standard & Poor’s (2013a): Default Study: Sovereign Defaults And Rating Transition Data, 2012 Update. *Standard and Poor’s Financial Services LLC, Ratings Direct 1106307, March 2013*.
- Standard & Poor’s (2013b): Sovereign Government Ratings Methodology And Assumptions. *Standard and Poor’s Financial Services LLC, Ratings Direct 1152352, June 2013*.
- SYRIZA (2014): Thessaloniki Programme: What the Syriza Government will do. *Rede im Rahmen der Internationalen Messe in Thessaloniki, 15. September 2014*.

- Tamborini, Roberto (2015): Heterogeneous Market Beliefs, Fundamentals and the Sovereign Debt Crisis in the Eurozone. *Economica*, 82:1153–1176.
- Thießen, Friedrich und Johannes Weigl (2011): Irland, Griechenland und Co. - Der Korruptionsindex als Indikator für die Rückzahlungswahrscheinlichkeit von Staatsschulden. *Technische Universität Chemnitz - Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Working Papers in Economics / Wirtschaftswissenschaftliche Diskussionspapiere*, WWDP 106/2011.
- Van Rijckeghem, Caroline und Beatrice Weder (2009): Political institutions and debt crises. *Public Choice*, 138(3-4):387–408.
- Wilcox, David W. (1989): The sustainability of government deficits: Implications of the present-value borrowing constraint. *Journal of Money, Credit and Banking*, 21(3):291–306.
- Wright, Mark L. J. (2011): The theory of sovereign debt and default. *Encyclopedia of Financial Globalization*.

Chapter 4

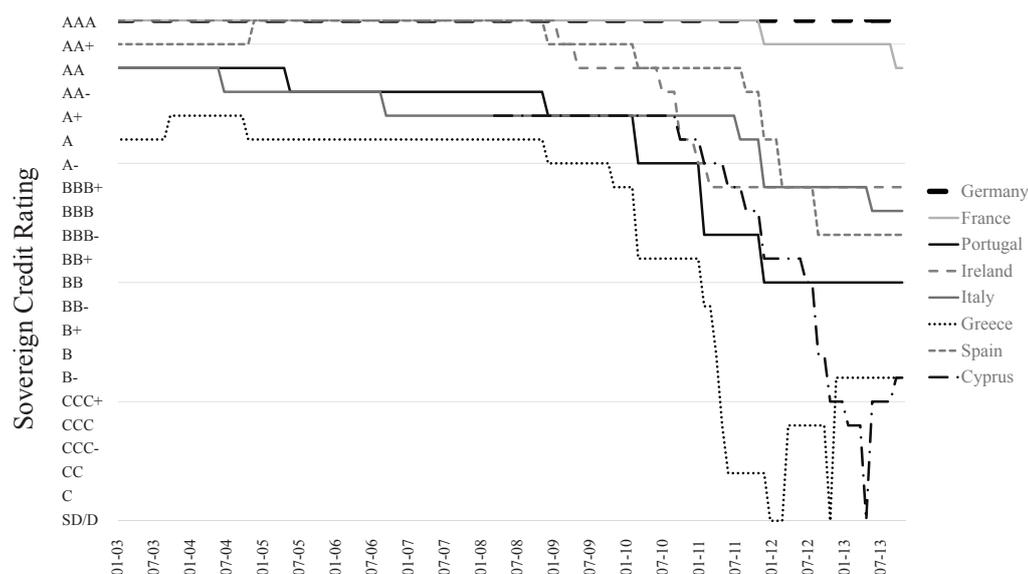
Rating Determinants during the European Debt Crisis¹

¹I gratefully acknowledge valuable support by Standard & Poor's Rating Services Frankfurt for providing most of the data applied in this study.

4.1 Introduction

Prior to the European sovereign debt crisis, government bonds of developed countries were uniformly regarded as riskless assets by private investors and financial institutions. In this context, country specific differences regarding the probability of default of government bonds – at least within the euro area – were completely neglected by financial investors. This was reflected by the negligible spreads in the respective government bond yields. In contrast to the common market perception, Credit Rating Agencies (CRAs) differentiated at least to some extent between euro area countries in their rating scores. However, in 2003, the differences between the sovereign credit ratings of Germany and those countries today known as the PIIGS countries (Portugal, Italy, Ireland, Greece and Spain) were as small as two rating notches, with Greece being the only exception with a difference of four notches.² Furthermore, in the time span from the introduction of the euro up to the beginning of the financial turmoil at the end of 2008 there were little to no adjustments of the sovereign credit ratings, as can be seen from figure 4.1.³

Figure 4.1: Development of Sovereign Credit Ratings for selected European Countries



With the beginning of the European sovereign debt crisis in the aftermath of the economic downturn in 2009, the first rating adjustments took place resulting in a downgrade of most European countries. In the case of Greece, this led to a downgrade to the lowest possible grade “SD” (selective default) in February 2012.⁴ The remaining PIIGS countries have been downgraded by, at least, 5 notches for Italy and up to 9 notches for Spain.

²The sovereign credit ratings of Standard and Poor’s of these countries in January 2003 were as follows: Germany: AAA; Portugal: AA; Italy: AA; Ireland: AAA; Greece: A+ and Spain: AA+.

³Until December 2008, the adjustments of sovereign credit ratings by Standard and Poor’s until December 2008 were as follows: Portugal: -1 notch; Italy: -1 notch, Ireland: no adjustments; Greece: -1 notch and Spain: +1 notch.

⁴Since then Greece has been slightly upgraded to B- which represents the lowest rating grade for highly speculative assets.

As sovereign credit ratings play an important role in the economy these developments had severe consequences for these countries. First of all, the sovereign credit rating directly affects the cost of borrowing because lower ratings go along with higher interest rates countries have to pay. Thus, government spending is potentially reduced due to increased budget restraints. In addition, rating changes have an impact on the economy because ratings are used to determine whether institutional investors, such as pension or investment funds, are allowed to invest in a certain bond (Canuto et al., 2012). A downgrade of a sovereign may trigger a fire sale of sovereign bonds if a threshold like e.g. the speculative grade is reached (Strong, 2013). Therefore, the downgradings were at least partly responsible for the ongoing financial turmoil after 2009 which affected financial institutions in most EMU-countries. Both, the financial distress of governments and private banks, resulted in the founding of the EFSF, and subsequently the ESM, both ensuring a potential distressing of these countries' respective debt financing due to their significantly higher rating. In line with these events, sovereign credit ratings came under the focus of the broad public, regarding sovereign credit ratings as an overall indicator for the situation of an economy. This subsequently led to discussions about the role of CRAs in the European sovereign debt crisis. The main accusation in this respect is centered on the intransparency of the rating process and the unknown impact of the rating determinants. These allegations are supported by the fact that CRAs do not publish their weightings of the criteria which determine their rating grades. However, CRAs do not proclaim that their rating score is completely based on objective facts and can be calculated solely on economic determinants. According to Standard and Poor's (S&P)⁵, a rating is merely their "opinion on the general creditworthiness of an obligor, or the creditworthiness of an obligor with respect to a particular debt security or other financial obligation".

Therefore, this paper aims to examine the determinants of sovereign credit ratings for European countries, especially during the sovereign debt crisis in order to understand the general rating process of CRAs and to answer the question, if the rating changes during the sovereign debt crisis where appropriate. The organization of this paper is as follows: The next chapter gives an overview of the literature. The third chapter will explain the baseline regression and the estimation techniques of the empirical study. Therefore, the different econometric methods are discussed concerning their adequacy for discrete bounded and ordinal rating grades. The fourth chapter presents the results from the different specifications and the last chapter summarizes the main findings.

⁵S&Ps is the largest CRA with a number of 1.125 million of outstanding ratings which represents a market share of 46,2% according to the U.S. Securities and Exchange Commission (2014). Together with Moody's Investor Services (Moody's) (37,0 %) and Fitch Ratings (13,4%) they have a total market share of 96.6%.

4.2 Literature

Due to the subjective and opaque nature of ratings, academic research on the question of sovereign credit rating determinants is limited to empirical studies. The existing literature can be differentiated into two strands regarding the econometric methods used in analyzing rating determinants: those based on classical linear regression models and those using ordered response models. The former was founded by the seminal paper by Cantor and Packer (1996). An OLS analysis was conducted on a cross section of 49 countries in 1995. Using a linear transformation of the ratings of S&Ps and Moody's they identified six variables as significant in explaining the assigned ratings: per capita income, GDP growth, inflation, external debt, and dummies for economic development and for the default history, respectively. This small group of macroeconomic variables was able to explain more than 90 percent of the variation in ratings. These results were remarkable because they provided a great contrast to the complex models acclaimed by CRAs. However, recent studies have put these results into perspective by showing that the results regarding the explanatory power are not robust over time. The Study of Eliasson (2002) is based on the idea of Cantor and Packer (1996) and tried to explain the rating for 38 developing countries, from 1990 to 1999, with the same explanatory variables and using a more sophisticated econometric model. They tested a dynamic specification and applied a random effects model instead of using dummies for qualitative variables. In general, they showed that few variables are able to explain a large part of the sovereign ratings, although not as large as Cantor and Packer (1996). Monfort and Mulder (2000) analyzed the sovereign credit rating of 20 emerging countries between the years 1995 and 1999 in the same way and predominantly found the same variables to be significant in explaining the ratings, in line with Cantor and Packer (1996) but with a lower explanatory power. Afonso (2003) joined the analysis of rating determinants with linear estimation models, but brought into focus the transformation of the rating grades. Besides the linear transformation – applied by all previous studies – he also tested a logistic and an exponential transformation in order to overcome the criticism that the distance between different rating notches is not the same. For countries with higher ratings the logistic transformation performed slightly better than the other transformations. Nevertheless, in all three specifications, the same set of variables were relevant to explain the sovereign credit rating, namely GDP per capita, external debt, real growth rate, inflation, level of economic development, and default history. Linear estimation methods, whether in cross section or panel specification, have also been used by Alexe et al. (2003), Butler and Fauver (2006) and Canuto et al. (2012).

The latter strand of econometric research takes into account the special nature of the rating variable by using ordered response models. Hu et al. (2002) were the first to apply ordered probit models to estimate the transition matrices of S&Ps ratings from 1981-1998, in order to combine the information from sovereign ratings and default experience to increase the number of observations in their sample. Afonso et al. (2007) compared the results from OLS estimations

and a random effects ordered probit model to identify the determinants for sovereign credit ratings for a panel of 78 countries over the period of 1995-2005. Their results show that the ordered probit estimations supported the findings from the linear estimations whereby a set of seven variables explains a large part of the rating. In a second study, Afonso et al. (2009) discussed different ordered response estimation techniques regarding their suitability for the specific properties of rating variables – especially in a panel data set. Here, the random effects ordered probit model outperforms the ordered probit and logit model because within a random effects model it is possible to explicitly model the country-specific error. Econometric issues, regarding the correct modelling of the country-specific error to cope with its correlation with the dependent variable, were the starting point of a third study of Afonso et al. (2011). In this work they distinguish between a short and long run effect on ratings by implementing additional time invariant regressors consisting of the time average of the rating determinants. This estimation framework is then analyzed by using linear and ordered response models. Ordered response models in different specifications are also applied by Bissoondoyal-Bheenick (2005) and Teker et al. (2013).

In addition, there are other studies using alternative econometric methods to explain the sovereign ratings, like Bissoondoyal-Bheenick et al. (2006). They used case-based reasoning to complement their ordered probit analysis and found these methods to arrive at similar results with regard to the significance of determinants. Bennell et al. (2006) compared the ability of artificial neural networks to predict ratings with classic ordered probit models, to demonstrate that neural networks were superior during the period of 1989-1999.

The existing literature, with the exception of Teker et al. (2013)⁶, only covered the period up until 2005 and focused mainly on developing countries. With respect to the fact that before the European sovereign debt crisis sovereign credit ratings for industrial countries did not exhibit much variation – especially in the rating grades below A – this is quite reasonable. This paper tries to fill this gap in analyzing a panel of 41 European countries covering the period from 2005 until 2013 to examine the determinants of sovereign credit ratings in industrial countries with a special focus on the period of the European sovereign debt crisis. The aim of this analysis is twofold, in the first instance we intend to identify the main rating determinants for sovereign credit ratings in Europe to gain further insight into the rating process for industrial countries. Second, we try to answer the question if rating downgrades during the crisis were “justified” meaning that they were based on worsening economic fundamentals.

4.3 The Model

Following Afonso et al. (2007, 2011), in the baseline regression it is assumed that the sovereign credit rating R of country i in year t is given by

⁶Teker et al. (2013) analyzed the sovereign credit rating of 13 developed and 10 developing countries over the period of 1998-2010

$$R_{it} = \beta X_{it} + \delta Z_i + \alpha_i + \mu_{it}. \quad (4.1)$$

The matrix X_{it} includes time varying macroeconomic variables which are expected to have an influence on the sovereign credit rating, and the matrix Z_i includes time invariant dummy variables. α_i is the country specific effect and μ_{it} the disturbance, which is independent across countries and time. In the following, the selection of the variables included in X and Z will be explained. Then the nature of the dependent variable, its transformation and the resulting difficulties for econometric analysis will be discussed.

4.3.1 Explanatory Variables

The CRAs do not publish their exact rating methodology in determining a sovereign credit rating. S&Ps, for instance, only lists the five key areas that are the basis of their analysis.⁷ To each key factor they assign a score based on a “series of quantitative factors and qualitative considerations”, then they combine these scores to determine the sovereign credit rating “after factoring in supplemental adjustments” (Standard & Poor’s, 2013). Additional information about the scoring process is given for some selected factors only e.g. GDP per capita. Nevertheless, the variables actually used in the process to determine the score for each key area and the respective weightings remain unknown to the public. Furthermore, the contribution of each score to the assessment of the final rating is not reconstructable for outsiders. Therefore, the selection of the explanatory variables in X_{it} is based on the theoretical considerations in chapter 3 as well as the findings in the empirical literature discussed above and include the factors frequently used in other studies, such as Afonso et al. (2007) and Canuto et al. (2012).

The matrix X_{it} contains public finance variables which determine the solvency situation of a country, as well as general macroeconomic fundamentals. These characterize the economic structure and performance of the country. The variables in these two groups mainly influence the ability to pay of a sovereign. The willingness to pay is more difficult to measure because it depends on the government’s preferences and their individual cost benefit consideration which is hard to assess with economic variables. Here, it is assumed, that the willingness to pay is affected by external variables that capture the relationship of the country to the rest of the world. Because a higher connectivity to other countries results in higher economic and financial costs of a sovereign default it should go along with a higher willingness to pay (Canuto et al., 2012). The following section explains the different variables and their expected influence.

Public finance variables:

Government debt (-). The government debt in relation to GDP is an indicator for default risk of a government and should have a negative impact on the sovereign credit rating because a high government debt is accompanied by a higher credit risk.

⁷Namely the institutional and governance effectiveness score, the economic score, the external score, the fiscal score and the monetary score (Standard & Poor’s, 2013)

Government balance (+). The government balance measured as total revenues minus total expenditures as a proportion of GDP characterizes the short-term financial needs of the sovereign. If negative, the government is forced to increase its borrowing which negatively affects the ability to service the outstanding debt and hence reduces creditworthiness.

Government interest expenditures (-). A low value of government interest expenditures in relation to total revenues increases the government's scope to not only service outstanding debt but to also redeem accumulated debt in the long run, hence improving the creditworthiness of a sovereign.

General macroeconomic fundamentals:

Growth of real GDP (+). A higher real growth rate positively affects sovereign credit ratings due to higher expected revenues from taxes and other economic related sources of income which improves the sovereign's ability to repay its debt.

GDP per capita (+). The per capita income can be understood as an indicator for the overall development of an economy and its institutions. Richer countries are more stable and less vulnerable to external shocks. Furthermore, they have a higher potential tax base for the sovereign and therefore a better capability to repay the debt (Cantor and Packer, 1996). Thus a higher GDP per capita is expected to have a positive impact on a sovereign's credit rating.

Inflation rate (-/+). A higher inflation rate implies a devaluation of the domestic currency in the long run – according to the purchasing power parity condition – and thus will negatively affect a government's ability to fulfill their outstanding liabilities in foreign currency. As the credit rating is referred to the foreign currency, a higher inflation usually leads to lower ratings. Which is a common result in empirical analyses with reference to emerging market countries. On the other hand, positive inflation rates also improve long-term sustainability of debt because inflation devaluates the real value of outstanding debt and also might lead to higher government income through progressive taxes. Therefore, from a theoretical point of view, the impact of inflation rate on sovereign credit rating is ambiguous and will depend on the overall economic framework. A special case would be a situation where the overall inflation rate is near zero or even negative as it was the case during the European debt crisis.

Domestic credits (+). Domestic credits include the financial resources provided to the private and non financial public sector enterprises as a proportion of the GDP. For emerging countries it is usually regarded as an indicator for the level of financial development because it indicates that the government supports the engagement of the private sector in its economy (Emara, 2012). In general, higher (private) investment enlarges the domestic capital stock which, in turn, is the main driver of long-term economic growth according to neo-classical theory. Thus, irrespective of the state of a country's development, domestic credits should have a positive impact on creditworthiness.

External variables:

Current account balance (+/-). The effect of the current account balance can be considered as ambiguous due to the fact that a surplus might, on the one hand, be an indicator of an international competitive business environment which is often related to sustainable long-term economic growth. On the other hand, it can be argued that a current account surplus is connected with lower private domestic lending in the economy which tends to discourage domestic investment. Therefore persistent accumulation of current account surpluses might negatively affect the economic growth path according to neo-classical models.

Narrow net external debt (-). With the variable narrow net external debt as a proportion to current account receipts, the sum of the public and private sector debt to non-residents is compared with the ability of a country to generate foreign currency inflows. The higher the ratio, the more troublesome it will be for the government to repay their debt, and so the probability of sovereign default should increase. However, inside a currency union, this variable is extensively biased due to the fact that a significant amount of foreign debt is denominated in the domestic currency.

All these variables have proven to be determinants of sovereign credit ratings in different studies before, although these studies mostly focused on developing countries. Therefore, it remains to be seen, how influential these variables are for the sovereign credit ratings of European countries. In addition to the fundamental variables discussed above, the matrix Z_i which contains time invariant dummy variables is included. Thus making it possible to assess some political and institutional factors with a potential influence on the countries *willingness to pay* and to control for a special treatment of crisis countries through CRAs.

EMU membership (+). EMU member countries have to fulfill the stability and growth pact which monitors their fiscal policy and should limit borrowing, therefore gaining them a higher creditworthiness. Additionally, a default in an EMU member country would affect other countries more severely because of the closer economic integration than a default outside the EMU, thus making a default more costly.

Default history (-). In countries which already defaulted in the past, a new default as an instrument to reduce the debt may be more acceptable and thus the government could be less willing to pay its debt (compare e.g. Cantor and Packer (1995) or Afonso et al. (2007)).

Crisis affected countries (-). In order to test the criticism that CRAs treat the PIIGS countries and Cyprus differently, in comparison to other countries with the same fundamentals, a dummy is implemented which should have a negative impact if this assumption holds true.

Qualitative variables like political risk are not included because these factors reflect the CRA's opinion about the sovereign at a certain point in time – before the rating decision. The underlying information is not available and it is not possible to reconstruct it today because the knowledge about the history would bias the assessment of the formerly uncertain future (Eliasson, 2002).

4.3.2 Dependent Variable

The sovereign credit rating is an alphabetical indicator of the sovereign's creditworthiness assigned by a CRA. The CRA expresses its subjective opinion on the ability and willingness of a borrower to pay its debt as a qualitative measure with a letter grade from an ordinal scale. The rating code for long-term sovereign credit ratings ranges from AAA to D, whereas the ratings from AA to CCC may be modified by adding a (+) or (-) for a more exact differentiation.⁸ AAA is the best grade and stands for an "extremely strong capacity to meet financial commitments" (Standard & Poor's, 2014). The next rating grade AA still represents a very strong capacity, whereas grades below that are all more or less "subject to adverse economic conditions". BBB- is considered to be the lowest rating belonging to the so called investment grade. Ratings below BBB- are termed as speculative grade. If a sovereign defaults on its financial commitments it gets either the rating C which means "in default with little prospect for recovery" or SD "selective default" or D "in default".

The nature of the rating variable as a qualitative assessment results in a discrete ordered variable. First of all, the rating letters have to be transformed into numbers. Therefore, a linear transformation where the new rating variable takes values between 21 (rating grade AAA) and 0 (rating grade SD or D) is used. This transformation method is the most frequently used and has been applied e.g. by Cantor and Packer (1996) or Hu et al. (2002). Alternatively, a non-linear transformation can be used as it takes into account the possibility that the distance between different rating grades might not be equal. A logistic transformation, e.g. results in an S-shaped function, which implies that the distances between the ratings at the outer ends are wider than the distances between the rating grades in the middle. An exponential transformation could be appropriate if the distance in the higher rating grades is assumed to be wider than in the lower grades. This is reasoned by Afonso (2003) with the fact that an upgrade in lower rating grades can be caused even by a subtle improvement in economic conditions; in contrast to an upgrade from e.g. AA+ to AAA which is more difficult to achieve for a debtor.⁹

It is likely that the distance between BBB- and BB+ differs from other adjacent rating pairs because this represents the transition from investment to speculative grade. Although this might justify a non-linear approach in the transformation process neither a logistic nor

⁸This definition is valid for S&Ps and Fitch Ratings. The rating names assigned by Moody's are slightly different and range from Aaa to C, modifiable between Aa and Caa by adding numbers from 1 to 3 (Moody's, 2015).

⁹In Afonso (2003), this argumentation is used to explain the application of a logistic transformation which is not correct as with a logistic transformation the distances between the two highest and the two lowest grades are exactly the same.

an exponential transformation can map this kind of transition appropriately. Apart from the transition from investment to speculative grade there is no evidence that there is a systematic difference between the rating steps which is also stated by the CRAs (compare Eliasson, 2002). Furthermore, empirical studies which analyzed the performance of different transformations showed no significant differences between linear and non-linear transformations (Ferri et al., 1999).

4.3.3 Estimation Technique

Beyond the transformation problem, the discrete and ordered nature of the dependent rating variable raises some issues concerning the econometric treatment. In academic research, these issues were initially neglected in favor of the implementation of classical linear regression methods in the first strand of literature. In general, OLS seems inappropriate for analyzing ordered discontinued data such as sovereign credit ratings because of the potential bias in using a continuous estimation routine.

Eliasson (2002), however, used a linear regression model to estimate the determinants of sovereign credit rating. He argued that 16 categories are “quite a lot for a discrete variable” and thus no special treatment should be necessary. This analysis covers the whole rating range resulting in 21 categories which could be interpreted as continuous. Using a linear regression model would have the advantage of a simple method which in general means it has a good fit and high predictive power (Afonso, 2003). Another problem is that if the OLS technique is applied to a linear transformation of the dependent variable it is assumed that all different categories are equal in size which is not necessarily the case for the rating variable.

Choosing another type of transformation with varying distances like the logistic transformation discussed above would not solve the problem because the distances are in any case defined a priori without the knowledge of a correct mapping of the distances between rating categories. Hence, the best method would be to use an estimation technique which defines the categories from within the model.

Ordered response models are able to deal with the ordered nature of the rating variable by assuming that the CRAs make a continuous evaluation of the credit risk level of a country. This results in an unobserved latent variable R_{it}^*

$$R_{it}^* = \beta X_{it} + \delta Z_i + \alpha_i + \mu_{it}, \quad (4.2)$$

that is dependent on the same determinants as before. Since the CRA can apply only one of the 21 rating grades, they have to transform the value obtained from calculating R^* . Therefore, they use the so called cut-off points r_s which define the boundaries of the different rating grades by linking the unobserved variable R_{it}^* to the observed variable R_{it} :

$$R_{it} = \begin{cases} AAA, & \text{if } R_{it}^* > r_{20} \\ AA+, & \text{if } r_{20} > R_{it}^* > r_{19} \\ AA, & \text{if } r_{19} > R_{it}^* > r_{18} \\ \dots & \\ D, & \text{if } r_1 > R_{it}^* \end{cases} \quad (4.3)$$

The cut-off points r_s with $s = 1, \dots, 20$ are unknown parameters to be estimated. If the disturbance term μ_{it} is normally distributed it is possible to estimate the cut-off points and equation (4.2) as an ordered probit model using maximum likelihood. With an ordered response approach the distances between the different rating grades are endogenously defined by the data. Thus, the model will potentially allow to analyze the different categories and assess the CRA's statement that their evaluation is based on equally sized categories. The drawback of the ordered probit approach is that it requires asymptotic properties which are not satisfied in small samples (Afonso et al., 2011). To consider the specific nature of the dependent variable as well as the econometric requirements of the different approaches, both methods in analyzing the determinants of sovereign credit rating during the European sovereign debt crisis are applied.

4.4 Empirical Results

4.4.1 Data

To analyze the determinants of sovereign credit ratings during the European sovereign debt crisis, a sample of 41 European countries based on yearly observations from 2005-2013 is used. The dataset is an unbalanced panel which contains 339 observations. The dependent variable is the long-term foreign-currency credit rating assigned by S&Ps to each sovereign as of December 31st. The sovereign credit ratings of S&Ps can be considered as representative for the sovereign credit ratings in general. As different studies showed, the sovereign credit ratings assigned by the leading CRAs only differ slightly if they differ at all. Vernazza et al. (2014) for example, revealed that the ratings of the big three CRAs are highly correlated with coefficients equal or above 0.97. Furthermore, S&Ps often leads other CRAs in rating changes (Gande and Parsley, 2005; Alsakka and ap Gwilym, 2010). As discussed above, the rating letters are linearly transformed and take a value between 21 and 0.

An overview of the variables, their definition and their source is given in table 4.1. The empirical analysis focuses nearly entirely on data provided by S&Ps. As the aim of the analysis is to understand and replicate the rating decision process of CRAs and not to make a better rating decision this is an obvious advantage for the evaluation as we are able to use the same underlying data.

Table 4.1: Description of Variables

Variable Name	Definition	Unit	Data Sources
Sovereign Credit Rating	long-term foreign currency rating assigned by S&Ps as of December 31st	21-0	S&Ps
gov. debt	General government debt as percentage of GDP	Percent	S&Ps
gov. balance	General government balance as percentage of GDP	Percent	S&Ps
interest expenditures	General government interest expenditures as percentage of revenues	Percent	S&Ps
real GDP growth	% change of real GDP	Percent	S&Ps
GDP per capita	Nominal GDP divided by number of citizens	US-Dollars	S&Ps
inflation rate	average % change in consumer price index	Percent	S&Ps
domestic credit to private sector	Domestic credit to private sector & non-financial public sector enterprises as percentage of GDP	Percent	S&Ps
current account balance	Current account balance as percentage of GDP	Percent	S&Ps
narrow net external debt	Stock of foreign and local currency public and private sector borrowings from nonresidents minus liquid nonequity external assets as percentage of current account receipts	Percent	S&Ps
EMU	Member of the European Monetary Union	1 = member, 0=no member	-
default	Default on foreign currency debt since 1975	1=default, 0=no default	Sturzenegger and Zettelmeyer (2006)
crisis	PIIGS-Countries and Cyprus	1=crisis affected country, 0=non crisis	own definition

Table 4.2 reports descriptive statistics for the sovereign rating variable. The dataset is divided into two sub samples representing the pre-crisis time, 2005-2009 and the crisis time, 2010-2013. The average numerical sovereign credit rating before the beginning of the sovereign debt crisis was 16.33 compared to 14.90 during the crisis. In the first period, the sovereign ratings were relatively stable with only 21 (12%) rating changes. Within this pre-crisis period, all 21 rating changes occurred in 2008 and 2009. This is due to the global financial turmoil beginning with the bankruptcy of Lehman Brothers in September 2008, which would also explain the negative trend of 20 downgrades compared to 1 upgrade.

Table 4.2: Descriptive Statistics of the Sovereign Rating Variable

Period	2005-2009		2010-2013	
Av. numerical rating	16.33		14.90	
Observations	175		164	
Downgrade	20	11.43%	43	26.22%
Downgrade > 1 notch	7	4.00%	14	8.54%
Upgrade	1	0.57%	8	4.88%
Upgrade > 1 notch	0	0.00%	4	2.44%

However, since the beginning of the sovereign debt crisis in 2010 there have been far more rating changes. Considering up- and downgrades together, nearly one third of the ratings changed (31.1%), again with an obviously negative trend. For 14 times, a sovereign experienced more than a slight adjustment in its rating and was downgraded by more than one notch. This was the case for all PIIGS-Countries and Cyprus, so that CRAs were sometimes accused to

be at least partially responsible for the economic turmoil in the respective countries. In order to investigate whether these rating adjustments were reasonable a first glance at descriptive statistics of the explanatory variables is helpful. Table 4.3 provides a summary of the averages of explanatory variables by major rating categories.¹⁰

Table 4.3: Descriptive Statistics by Sovereign Rating Grades

	AAA	AA	A	BBB	BB	B	≤CCC+
No. of obs.	100	37	67	56	43	31	5
gov. debt	45.73	55.25	54.53	52.68	46.40	34.78	124.32
gov. balance	-0.08	-3.56	-3.39	-3.80	-3.59	-2.71	-7.18
interest expend.	3.49	4.91	6.12	6.17	4.56	4.77	10.58
real GDP growth	1.37	1.17	2.57	1.46	1.27	4.09	-6.34
GDP per capita	64324.10	33475.88	23382.09	18708.73	8926.52	4098.00	21345.82
inflation rate	1.90	2.48	2.79	5.22	4.81	8.65	4.28
domestic credit	143.89	108.61	89.51	82.84	51.89	40.53	107.98
curr. acc. balance	4.34	-1.72	-5.73	-4.17	-9.56	-8.46	-6.42
net external debt	143.04	111.88	93.05	87.84	84.32	41.53	280.16

All variables are sample averages within each rating category (average GDP per capita in US-Dollars, all other variables in percent).

As expected, there seems to be a positive relationship between the GDP per capita and the sovereign credit rating. The average GDP per capita for countries with an AAA rating is nearly twice as high as for countries with an AA rating. Each lower rating grade goes along with lower GDP per capita except for the last rating category which includes all ratings equal or below *CCC+* where the average GDP per capita is much higher than in the previous category. However, the results in this category have to be interpreted with care as there are only 5 observations having such a low rating grade (Greece 2011-2013, Cyprus 2013 and Ukraine 2009). Sovereigns with a rating equal or below *CCC+* at least tend to be characterized by extremely negative economic growth, and by both a high debt ratio and interest expenditures. In the other rating categories, there seems to be no obvious relationship between these variables and the sovereign credit ratings. Nevertheless, in the following chapter, this relationship will be analyzed econometrically. Due to a very high correlation (correlation coefficient: 0.849) of the interest expenditures with the government debt, the interest expenditures will be excluded in this analysis to avoid biased estimators.

4.4.2 Linear Estimation

As a linear model, equation (4.1) can either be estimated as a panel with fixed or with random effects. Normally, one would assume, that the omitted variables, for example the qualitative variables like the predictability of policymaking, in this context are country dependent and therefore opt for a fixed effects estimation. The problem with a fixed effects estimation is, however, that with a high degree of persistence in the sovereign credit ratings the dummies will only capture its average value. So, the independent variables will only account for the dependent variable's variation over time (Afonso et al., 2007, 2011). In this case, this means that the country specific effects will reflect the average rating plus the effect of omitted variables.

¹⁰The modifications + and - of each rating are included in the major rating categories, e.g. A represents A+, A and A-.

The other regressors like GDP per capita or the inflation rate will only explain the rating up- and downgrades. Furthermore, a fixed effects model implies that the omitted variables are country specific and time independent. Within the European debt crisis there have been several events influencing sovereign credit ratings which were in fact country specific but not time invariant, like for instance the downgrade of Greece by S&Ps to SD in 2012. Here, Standard & Poor's (2012) argued, that their decision was based on the retroactive implementation of collective action clauses in the documentation of some of the Greek government bonds in February 2012.

The issue with a random effects estimation is that the country specific errors have to be uncorrelated with the explanatory variables which is actually not the case. A Hausman test performed on a simple random and fixed effects estimation of equation (4.1) strongly rejects (p-value near zero) the H_0 ("no correlation") for the random effects model. Therefore, we follow the approach of Afonso et al. (2007, 2011) to explicitly model the correlation in order to make a random effects model feasible.¹¹ In this case, it is assumed that the expectation value of the country specific error is a linear combination of time averages of the regressors $E(a_i|X_{it}, Z_i) = \eta\bar{X}_i$.

With $\alpha_i = \eta\bar{X}_i + \epsilon_i$, equation (4.1) can be transformed to

$$R_{it} = \beta X_{it} + \delta Z_i + \eta\bar{X}_i + \epsilon_i + \mu_{it}. \quad (4.4)$$

where ϵ_i is an error term which is now uncorrelated with X_{it} . Equation (4.4), again can be rewritten as

$$R_{it} = \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + (\eta + \beta)\bar{X}_i + \delta Z_i + \epsilon_i + \mu_{it}. \quad (4.5)$$

Beyond solving the correlation problem, this approach allows to differentiate between short and long-term effects within our framework. The long-term effect might be captured by the coefficient of the time averages $\gamma = \eta + \beta$, whereas β captures the short-term effect of a change in a certain variable on the sovereign credit rating. According to Afonso et al. (2011) the modeling is successful if the coefficients for the time averages are significant and if the Hausman test is not able to reject the null hypothesis of no correlation. Table 4.4 shows the results of estimating equation (4.5) as a pooled OLS model, as well as the random and fixed effects panel model for the unrestricted model (all variables included). Furthermore, the results for the restricted model are included, which only take into account those variables with a significant impact on sovereign credit ratings.

These results are robust to different specifications, e.g. including interest expenditures instead of government debt or taking logs of GDP per capita instead of the level variables which

¹¹Another possibility to control for the high degree of persistence in the dependent variable is to estimate a dynamic panel model in which the lagged dependent variable $R_{i,t-1}$ is included as an additional regressor in estimating equation (4.1). The problem with a dynamic model, however, is that an OLS estimator would be inconsistent because of the correlation of $R_{i,t-1}$ with the country specific error. Consequently, the dynamic model ought to be estimated with an Arellano-Bond estimator using GMM (Wooldridge, 2002).

Table 4.4: Estimation Results: Linear Model

sovereign rating	pooled OLS		random effects		fixed effects	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gov. debt	-0.093*** (0.013)	-0.091*** (0.011)	-0.092*** (0.016)	-0.094*** (0.017)	-0.091*** (0.016)	-0.094*** (0.017)
avg. gov. debt	-0.010* (0.005)	-0.009 (0.006)	0.003 (0.017)			
gov. balance	-0.072 (0.049)		-0.081** (0.039)	-0.101** (0.050)	-0.084** (0.039)	-0.101** (0.050)
avg. gov. balance	0.058* (0.035)	0.072** (0.035)	-0.009 (0.113)			
real GDP growth	0.051 (0.036)		0.051** (0.025)	0.059*** (0.023)	0.051** (0.025)	0.059** (0.022)
avg. real GDP growth	0.509*** (0.099)	0.509*** (0.098)	0.627** (0.272)	0.663** (0.273)		
GDP pc	$-9.14 \cdot 10^{-6}$ ($2.14 \cdot 10^{-5}$)		$2.35 \cdot 10^{-6}$ ($1.42 \cdot 10^{-5}$)		$6.01 \cdot 10^{-6}$ ($1.59 \cdot 10^{-5}$)	
avg. GDP pc	$2.13 \cdot 10^{-5}$ *** ($5.92 \cdot 10^{-6}$)	$2.16 \cdot 10^{-5}$ *** ($5.62 \cdot 10^{-6}$)	$2.78 \cdot 10^{-5}$ * ($1.61 \cdot 10^{-5}$)	$2.81 \cdot 10^{-5}$ ** ($1.29 \cdot 10^{-5}$)		
inflation rate	-0.018 (0.042)		-0.012 (0.029)		-0.010 (0.029)	
avg. inflation rate	-0.481*** (0.038)	-0.501*** (0.044)	-0.489*** (0.099)	-0.545*** (0.120)		
domestic credit	-0.018 (0.012)		-0.019* (0.010)	-0.009* (0.005)	-0.019** (0.009)	-0.009 (0.005)
avg. domestic credit	0.017*** (0.003)	0.017*** (0.002)	0.014** (0.006)	0.015*** (0.005)		
curr. acc. balance	-0.023 (0.031)		-0.011 (0.021)		-0.007 (0.023)	
avg. curr. acc. balance	0.229*** (0.018)	0.221*** (0.016)	0.277*** (0.054)	0.286*** (0.050)		
net external debt	0.005 (0.005)		0.006 (0.005)		0.007 (0.005)	
avg. net external debt	0.006*** (0.002)	0.006*** (0.002)	0.007* (0.004)	0.007** (0.003)		
EMU	2.776*** (0.357)	2.830*** (0.337)	0.671 (0.732)			
default	-0.498 (0.331)		-0.940 (0.752)			
crisis	-1.826*** (0.583)	-1.860*** (0.561)	-1.037 (1.229)			
Constant	14.12*** (0.540)	14.02*** (0.508)	13.98*** (1.509)	14.19*** (1.043)	15.64*** ($6.26 \cdot 10^{-9}$)	15.64*** ($2.71 \cdot 10^{-9}$)
Observations	339	339	339	339	339	339
Countries	41	41	41	41	41	41
R ²	0.813	0.806	0.816	0.791	0.593	0.570

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses. *, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

do not significantly alter the parameter estimations. Furthermore, in the restricted specification the variables with significant influence in the unrestricted version all remained significant with the same sign, except for the domestic credit variable in the fixed effects specification. In order to control for unobserved effects which vary over time we also ran time fixed effect versions, but incorporating time dummies did not alter the results of the original model. To test the models for remaining heteroscedasticity the Breusch-Pagan test and the modified Wald-test for groupwise heteroskedasticity in panel data were performed. In both cases, the null hypothesis of homoscedasticity could be rejected at the 1%-level (p-value=0.000), so that robust standard errors were applied. In contrast, the Wooldridge test for autocorrelation in panel data does not show any sign of first-order autocorrelation in the residuals.

In the random effects specification, most of the coefficients for the time average variables \bar{X}_i are significant which justifies this specification. Additionally, the Hausman test indicates that the random effects approach is preferable over fixed effects by accepting the H_0 with a p-value of $p = 0.561$,¹² which suggests that the correlation problem is solved appropriately. The selected variables have a high explanation power. Among the public finance variables in the random effects specification, the long-term effects represented by the averages of the variables

¹²This result – however – has to be interpreted with care because in estimating equation (4.5) as a fixed effects model the averages of the variables \bar{X}_i (the long-term effects) cannot be included because they are time invariant. Therefore, the fixed effects and the random effects model on which the Hausman test is performed vary substantially. Furthermore, the Hausman test assumes a homoscedastic variance-covariance matrix of the residuals, which could be rejected by the applied tests for the residuals of the regression. Therefore, the results from the Hausmann test are biased and potentially misleading.

do not have a significant impact. This means, neither a higher debt nor a higher primary deficit necessarily lead to a lower rating. On the contrary, the short-term effect of government debt is highly significant with a negative sign. An increase in debt compared to the average debt of the regarded sovereign will be penalized with a lower rating. Likewise, the short-term effect of the government balance is negative with nearly the same coefficient as government debt. This is remarkable, because a positive relationship would be expected. However, because of the lower absolute value of the balance variable compared to the debt variable, the influence of this coefficient is negligible.¹³

With regard to the macroeconomic fundamentals, average GDP per capita, average growth of real GDP, average inflation rate, and the average proportion of domestic credit to the GDP, all have a significant impact on the sovereign credit rating showing the expected sign. These results confirm the first intuitions of chapter 4.4.1. A higher GDP per capita goes along with a significant higher rating. The coefficient is obviously small because the GDP per capita is measured in absolute numbers. A rise in average growth of real GDP by 1 percentage point would lead to an “increase” in rating of a little bit more than half a notch (0.6). An increase in inflation by two percentage points leads to a downgrade by one notch. Besides the averages, the difference of real GDP growth from its average also has a positive effect. Not only is a high growth rate generally preferable, but also an increase has a positive effect on the sovereign credit rating. What is puzzling, is the short-term effect of the domestic credit variable. An increase in domestic credit has a negative effect on the rating even if the effect is small and only significant at the 10 percent level.¹⁴ The variables that represent the external relations of a sovereign only have a long-term effect on the sovereign rating. The average current account balance has a positive coefficient which is strongly significant and of a high value. Contrary to other studies, the average net external debt has a positive effect, but is only of a small magnitude and significance level. This variable indeed seems to have a lower relevance for developed countries than for developing countries. Which applies especially for countries within a currency union, because the evaluation of the net external debt is strongly linked with the currency status in international transactions¹⁵.

There is no sign of a crisis effect – in which the PIIGS countries and Cyprus are assigned with a generally lower rating – due to the insignificance of the respective dummy. It also does not make a significant difference if the sovereign belongs to the European Monetary Union (EMU) or had a previous default. Although there are a few differences compared to previous studies which focused on developing countries, regarding the relevance of some variables, it can be concluded, that the sovereign credit rating of European countries is largely determined by

¹³A coefficient of about -0.1 for the short-term effects means, that an increase by 10 percentage points would lead to a downgrade by one notch. This is far more likely for the debt variable with a mean of 50 percent than for the balance variable with a mean of -3.5 percent.

¹⁴If the average value of domestic credit is 100%, this means, that an increase in approx. 50 percentage points leads to a downgrade of one notch.

¹⁵Sovereigns with a reserve currency (Germany and France) and sovereigns with an actively traded currency (all other euro area countries) have a more flexible monetary position regarding their reserves which allows for a higher short-term debt levels according to (Standard & Poor's, 2014).

standard macroeconomic fundamentals.

4.4.3 Non-linear Estimations

As discussed in chapter 4.3.3 linear estimations of credit ratings as a dependent variable are potentially biased. To this end an ordered response model as a second estimation approach is applied. The purpose for this is twofold: first the ordered response model takes into account the ordered and discontinuous nature of the dependent variable and second, it gives additional insight into the shape of the rating function and the distances between the different rating categories as these are estimated endogenously.

The results of the ordered probit estimations are reported in table 4.5. The first two columns show the results for the pooled ordered probit model for all explanatory variables as well as for the restricted version. In Column (3) and (4) the random effects ordered probit estimation is presented. Contrary to the linear specification, the model is not estimated as a fixed effects model because estimating a non-linear regression with fixed effects – especially with small t – will cause an *incidental parameters problem*, resulting in biased and inconsistent estimators.¹⁶ Furthermore, as discussed above, for analyzing the determinants of sovereign credit ratings a random effects model with long and short-term effects as in equation (4.5) is econometrically appropriate.

Overall, both specifications confirm the results of the previous estimations. The pooled ordered probit estimation contains the same set of significant variables with the correct sign as in the linear model.¹⁷ The only exception is the average domestic credit which enters with an unexpected negative sign.

Regarding the random effects estimation, most of the determinants still significantly enter with the same sign as in the linear estimation. But in total, there are slightly fewer variables with a significant influence on sovereign credit rating. Real GDP growth, domestic credit and government balance no longer affect the sovereign credit rating. The average government debt, however, is now significant with the expected negative sign. Thus, not only the deviation of the debt from its long-term average but also the debt level itself has a negative effect on the rating in this specification. Nevertheless, the ordered probit estimations underline once again the robustness of the linear model in that they both include the same determinants for sovereign credit ratings.

The second reason to perform the ordered response model is the endogenous estimation of threshold parameters which allows a deeper insight into the CRA's decision process as well as a verification whether or not the linear modeling of the dependent variable is appropriate. The

¹⁶The incidental parameter problem was first described by (Neyman and Scott, 1948). For further discussion about its theoretical and empirical relevance see (Lancaster, 2000).

¹⁷The magnitude of the coefficients cannot be compared to the ones in the corresponding linear estimation because in a probit model they only express the change in Z-score for a one unit change in the independent variable.

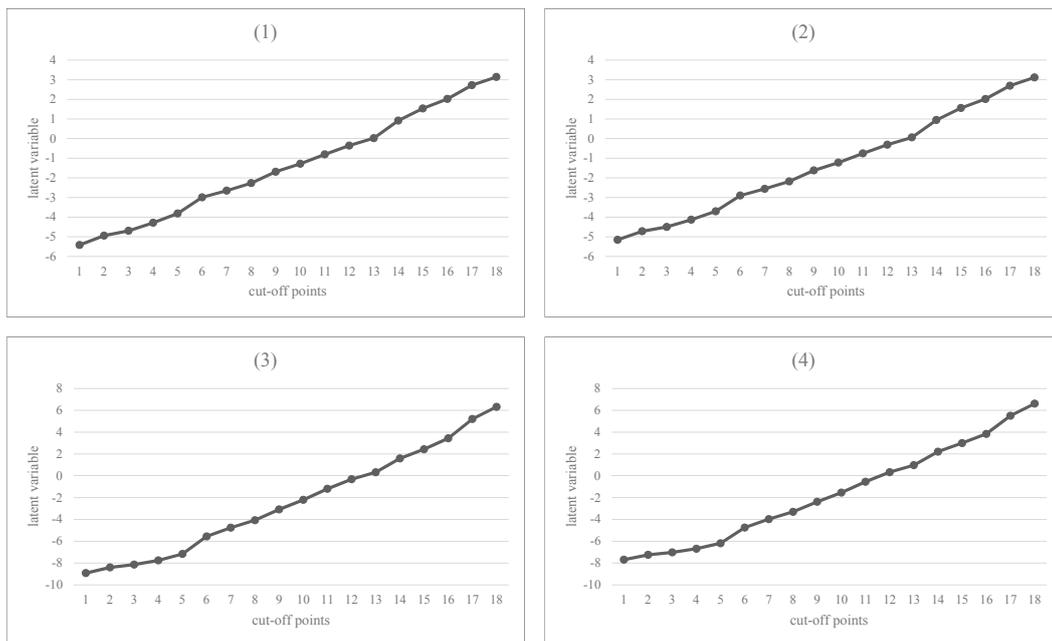
Table 4.5: Estimation Results: Non-linear Model

sovereign rating	pooled		random	
	(1)	(2)	(3)	(4)
gov. debt	-0.060*** (0.008)	-0.056*** (0.008)	-0.106*** (0.015)	-0.094*** (0.016)
avg. gov. debt	-0.026*** (0.004)	-0.025*** (0.004)	-0.040** (0.017)	-0.038** (0.018)
gov. balance	-0.018 (0.030)		-0.046 (0.031)	
avg. gov. balance	0.080** (0.033)	0.079** (0.032)	0.188 (0.146)	
real GDP growth	0.017 (0.018)		0.029 (0.024)	
avg. real GDP growth	0.207*** (0.057)	0.208*** (0.055)	0.511** (0.256)	0.543** (0.248)
GDP pc	$-2.92 \cdot 10^{-5}$ ($3.40 \cdot 10^{-5}$)		$-3.11 \cdot 10^{-6}$ ($4.00 \cdot 10^{-5}$)	
avg. GDP pc	$1.07 \cdot 10^{-4}$ *** ($1.51 \cdot 10^{-5}$)	$1.06 \cdot 10^{-4}$ *** ($1.50 \cdot 10^{-5}$)	$2.2 \cdot 10^{-4}$ *** ($6.34 \cdot 10^{-5}$)	$2.36 \cdot 10^{-4}$ *** ($6.24 \cdot 10^{-5}$)
inflation rate	-0.008 (0.024)		-0.007 (0.032)	
avg. inflation rate	-0.236*** (0.025)	-0.235*** (0.024)	-0.466*** (0.124)	-0.446*** (0.123)
domestic credit	-0.011 (0.008)		-0.018 (0.012)	
avg. domestic credit	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.015* (0.008)	-0.016* (0.009)
curr. acc. balance	-0.000104 (0.019)		0.006 (0.020)	
avg. curr. acc. balance	0.097*** (0.015)	0.094*** (0.013)	0.217** (0.086)	0.214** (0.086)
net external debt	0.002 (0.003)		0.001 (0.005)	
avg. net external debt	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.016** (0.007)	0.014** (0.006)
EMU	1.482*** (0.236)	1.396*** (0.218)	0.847 (0.557)	
default	-0.0825 (0.171)		-0.337 (0.771)	
crisis	-1.673*** (0.324)	-1.586*** (0.312)	-2.782* (1.477)	-2.485 (1.560)
cut 1 (r_1)	-5.418***	-5.154***	-8.917***	-7.691***
cut 2 (r_2)	-4.939***	-4.719***	-8.395***	-7.240***
cut 3 (r_3)	-4.693***	-4.497***	-8.135***	-7.018***
cut 4 (r_4)	-4.287***	-4.131***	-7.753***	-6.683***
cut 5 (r_5)	-3.814***	-3.701***	-7.160***	-6.181***
cut 6 (r_6)	-2.990***	-2.899***	-5.556***	-4.743**
cut 7 (r_7)	-2.650***	-2.559***	-4.755**	-3.970**
cut 8 (r_8)	-2.266***	-2.180***	-4.068**	-3.299*
cut 9 (r_9)	-1.687***	-1.620***	-3.080	-2.383
cut 10 (r_{10})	-1.283***	-1.224***	-2.202	-1.541
cut 11 (r_{11})	-0.806***	-0.756**	-1.192	-0.541
cut 12 (r_{12})	-0.355	-0.311	-0.314	0.337
cut 13 (r_{13})	0.022	0.060	0.327	0.975
cut 14 (r_{14})	0.917***	0.944***	1.591	2.213
cut 15 (r_{15})	1.534***	1.558***	2.437	3.001*
cut 16 (r_{16})	2.020***	2.016***	3.436*	3.843**
cut 17 (r_{17})	2.720***	2.694***	5.209**	5.510***
cut 18 (r_{18})	3.139***	3.115***	6.324***	6.613***
Observations	339	339	339	339
Number of country			41	41

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

Figure 4.2: Estimated Cut-Off Points



estimated cut-off points r_s ¹⁸ for the four different estimations in table 4.5 are plotted in figure 4.2.

Obviously, the distances are broadly similar for all rating categories implying that a linear modeling represents the actual distances quite well. Even though, there are three categories which are slightly larger than the others: the distance between the two cut-off points r_5 and r_6 , r_{13} and r_{14} as well as between r_{16} and r_{17} – which corresponds to the rating grades AA, A and B+ – are wider than the others. This means, for a sovereign with a rating of AA its underlying fundamental variables need a larger improvement, e.g. a higher average growth rate, to result in an upgrade by one notch compared to a sovereign with a rating of AA-. The two top rating categories AAA and AA+ are further away from the other categories making the achievement of the top ratings more difficult. The same applies for the rating grade B+, the highest rating in the highly speculative category. Nevertheless, the results for the bottom categories have to be interpreted with care due to the small number of observations. There is actually only one observation with a rating of CC, two with a rating of CCC and two with a rating of CCC+.

In summary, it can be concluded, that the ordered response estimations do not only confirm the results of the linear specifications regarding the main determinants of sovereign credit ratings but also show, that a linear transformation of sovereign credit ratings is appropriate – at least in this sample.

¹⁸Because of the absence of ratings in the bottom categories (CCC- (3), C (1) and SD/D (0)) there are actually only 19 different characteristics of the rating variable. Therefore, cut-off point 18 (r_{18}) represents the limit between the ratings AAA (21) and AA+ (20), r_{17} between AA+ (20) and AA (19) and so forth.

4.4.4 Looking for Crisis Effects

To assess the question whether the CRA's rating evaluation changed during the sovereign debt crisis the sample is split into two sub-samples. The first sub-sample covers the years from 2005 until 2009 and represents the pre-crisis period. The second sub-sample – the crisis period – includes the years 2010 to 2013. The average values each refer to the average of the specific period regarded. Table 4.6 reports the results of the random effects estimation for the two sub-samples. For comparison purposes, the first two columns repeat the unrestricted and the restricted random effects model for the whole sample based on equation (4.5) (compare table 4.4).

Table 4.6: Estimation Results: Crisis Effects

sovereign rating	whole sample		pre-crisis		crisis	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gov. debt	-0.092*** (0.016)	-0.094*** (0.017)	-0.036*** (0.011)	-0.050*** (0.012)	-0.126*** (0.035)	-0.141*** (0.026)
avg. gov. debt	0.003 (0.017)		-0.004 (0.015)		-0.003 (0.015)	
gov. balance	-0.081** (0.039)	-0.101** (0.050)	0.026 (0.031)		0.004 (0.021)	
avg. gov. balance	-0.009 (0.113)		0.089 (0.105)		0.059 (0.129)	
real GDP growth	0.051** (0.025)	0.059*** (0.023)	0.039** (0.019)	0.036** (0.017)	0.120* (0.065)	0.106* (0.056)
avg. real GDP growth	0.627** (0.272)	0.663** (0.273)	0.009 (0.240)		0.781** (0.307)	0.767** (0.312)
GDP pc	$2.35 \cdot 10^{-6}$ ($1.42 \cdot 10^{-5}$)		$2.86 \cdot 10^{-6}$ ($9.00 \cdot 10^{-6}$)		$-3.33 \cdot 10^{-6}$ ($3.32 \cdot 10^{-5}$)	
avg. GDP pc	$2.78 \cdot 10^{-5}$ ($1.61 \cdot 10^{-5}$)	$2.81 \cdot 10^{-5}$ ($1.29 \cdot 10^{-5}$)	$2.48 \cdot 10^{-5}$ ($1.92 \cdot 10^{-5}$)		$2.98 \cdot 10^{-5}$ ($1.39 \cdot 10^5$)	$3.43 \cdot 10^{-5}$ ($1.29 \cdot 10^5$)
inflation rate	-0.012 (0.029)		-0.046* (0.025)	-0.044** (0.022)	0.027** (0.011)	0.053*** (0.011)
avg. inflation rate	-0.489*** (0.099)	-0.545*** (0.120)	-0.555*** (0.114)	-0.620*** (0.096)	-0.322*** (0.068)	-0.314*** (0.069)
domestic credit	-0.019* (0.010)	-0.009* (0.005)	0.002 (0.005)		0.011 (0.021)	
avg. domestic credit	0.014** (0.006)	0.015*** (0.005)	0.016*** (0.004)	0.019*** (0.005)	0.016** (0.006)	0.015** (0.006)
curr. acc. balance	-0.011 (0.021)		-0.014 (0.021)		-0.123* (0.066)	-0.146** (0.058)
avg. curr. acc. balance	0.277*** (0.054)	0.286*** (0.050)	0.148*** (0.037)	0.193*** (0.039)	0.255*** (0.061)	0.273*** (0.049)
net external debt	0.006 (0.005)		0.002 (0.003)		0.010 (0.007)	
avg. net external debt	0.007* (0.00390)	0.007** (0.00341)	0.005* (0.00304)	0.007** (0.00285)	0.0105** (0.00525)	0.00968** (0.00456)
EMU	0.671 (0.732)		0.460 (0.291)		2.929*** (0.736)	2.685*** (0.672)
default	-0.940 (0.752)		-0.0637 (0.782)		-0.497 (1.264)	
crisis	-1.037 (1.229)		0.652 (1.023)		-3.964*** (1.326)	-4.011*** (1.372)
Constant	13.98*** (1.509)	14.19*** (1.043)	16.37*** (1.714)	17.07*** (1.071)	11.25*** (1.496)	10.98*** (1.099)
Observations	338	338	175	175	163	163
Countries	41	41	41	41	41	41
R ²	0.816	0.791	0.817	0.783	0.824	0.819

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

The results for the pre-crisis and the crisis period support the general results of the random effects model covering the whole sample. The main drivers of the whole sample estimation namely government debt, the real GDP growth, average inflation rate, average domestic credit, average current account balance and average net external debt remain significant with the expected sign.¹⁹ Additionally, the government balance variable is no longer significant in both subsamples. Nevertheless, there are several noteworthy differences between the two subsamples which support the assumption that a division in subsamples is justified to gain further insight in the CRA's assessment during the last years.

¹⁹Again the average net external debt is still significant in both applications with the controversial negative sign.

On the one hand, there are changes in the significance and the magnitude of the economic variables between the two subsamples. Above all, the deviation of the inflation rate from its mean has an explanatory impact in both samples but in different directions. Whereas in the pre-crisis sample the variable is negatively related to the rating, within the crisis sample it positively affects the dependent variable. The positive effect of inflation on sovereign credit ratings via the reduction of the real value of outstanding debt seems to outweigh the negative effect, at least for the deviation variable. Additionally this result may be attributed to the fact, that during the European debt crisis deflationary tendencies within the eurozone became more and more prevalent, which worsened the expectations of private businesses and therefore potentially deepening its ongoing recession. Thus, an increase in inflation can be actually seen as beneficial in such a situation, explaining the positive reaction of sovereign credit ratings in the crisis period. This is also in line with a 50 percent lower (negative) impact of the average inflation rate in the crisis subsample. During the crisis there is a stronger focus on government debt with a negative coefficient for the deviation from the long-term average which is three times higher than before the crisis. Furthermore, growth plays a more important role than before. The positive coefficient for the short-term effect of growth is three times as high and the average growth has now a significant influence with a relatively large coefficient. The stronger focus on growth by S&Ps seems to take into account the importance of the growth rate for the sustainability of sovereign debt. As negative growth rates will both worsen the sovereign's income situation as well as increasing the expenses to counteract the recession through automatic stabilizers and expansive discretionary fiscal policy. Thus, the results show that S&Ps differentiates stronger between the sovereigns based on fundamentals during the crisis than before.²⁰

On the other hand, for the crisis subsample the dummy variables for the EMU membership and the crisis affected countries are significant with the expected positive sign implying a better treatment of the EMU countries in general. However, a remarkably negative impact on the credit ratings for the PIIGS countries and Cyprus was identifiable. The former aspect can be attributed to a credible bail out policy of the EMU countries documented e.g. by the founding of the EFSF and ESM. Though one might expect a negative treatment towards the credit rating of the crisis countries, the estimated coefficient which is close to -4 seems remarkable. This means that the PIIGS countries and Cyprus are on average assigned with a rating which is four notches lower than other countries irrespective of the actual economic fundamentals. In effect, the stabilizing impact of the EMU membership is over compensated for these countries during the crisis. In simple terms this means, that three countries with the same economic fundamentals – one member of the EMU, one crisis affected country (which per definition is a member of the EMU) and one country outside of the EMU – get three different ratings. If the country outside of the EMU has e.g. a sovereign rating of A, the EMU membership

²⁰These results are similar to those of Beirne and Fratzscher (2013). In their study, they analyzed the relevance of economic fundamentals for the pricing of sovereign risk (i.a. measured by sovereign credit ratings) during the crisis.

country would have a rating AA- or AA and the crisis country a rating of BBB+; all with the same underlying fundamentals. This shows, that there is a systematic difference between the crisis and the non-crisis countries' ratings by S&Ps which is not explained by the considered economic fundamentals. Because of the selective choice of quantitative variables and the absence of qualitative variables in the model it is not possible to further explain the reasons for this. Overall, it can be stated that the differences between the explanatory power of the variables in the two subsamples indicate a change in the rating methodology by S&Ps due to the sovereign debt crisis.²¹

This change in their rating methodology during the sovereign debt crisis is more complicated to reproduce in an ordered probit context. Because the sample size of the two subsamples are smaller it is more difficult to obtain reliable results when using ordered probit estimations in a panel. Our estimations reveal, that in the first subsample there is, at least, one discontinuous region in the likelihood function. Therefore, the usual maximization technique is not applicable so that a modified routine is necessary. However, using that kind of maximization process does not guarantee a unique global solution to the maximization problem and can therefore only be used as an approximation to the optimal solution. The reason for this is that for discontinuous regions of the likelihood function one assumes an arbitrary curve of the likelihood function – not related to the econometric problem or its underlying data. Thus, any iteration process that eventually finds a solution is potentially biased towards the original problem. In general, the results of this modified maximization technique, however, confirm the previous results of the linear regression model. Thus confirming a change in rating methodology by S&Ps during the sovereign debt crisis with a stronger focus on growth and debt.

4.5 Conclusion

The aim of this paper was to detect and quantify the determinants of sovereign credit ratings of European countries. Using a data set spanning the period from 2005 to 2013 we regressed the sovereign credit ratings by S&Ps on a set of macroeconomic performance variables applying a panel estimation framework for 41 European countries. By adopting both, a linear model, through a common panel estimation on a linear transformation of the rating steps and an ordered probit model, which endogenously controlled for potentially non-linear rating steps, this analysis corresponds to other empirical research on sovereign rating determinants. The

²¹As a robustness check, the analysis was replicated for a smaller sample excluding Greece and Cyprus as these two countries exhibited more frequent and severe rating changes than the other countries. The results of these estimations are presented in table 4.7 in the appendix and confirm the overall results in this chapter. There are only small differences regarding the significance in the pre-crisis and the crisis sample: the change in inflation rate in the pre-crisis sample is not longer significantly different from zero but the EMU dummy now has a significant influence in the pre crisis period with a relatively small coefficient of around 0.6 compared to around 2.5 in the crisis sample. These differences, however, do not affect the overall interpretation neither of the role of inflation rate during the crisis in Europe nor of the general better treatment of EMU countries. Additionally, the average size of the coefficients in the crisis sample is slightly smaller if Greece and Cyprus are excluded from the analysis, e.g. the coefficient of the change in debt during the crisis is only 2.5 times larger than in the pre-crisis period instead of three times.

differences between the existing literature and this paper are twofold. First, unprecedented frequent rating adjustments during the European debt crisis beginning in 2010 allow us to solely focus on credit ratings of developed instead of developing countries. Second, we consider the existence of a structural break in the S&Ps rating methodology before and after the beginning of the European debt crisis. The former aspect of the analysis is guided towards a more thorough understanding of sovereign credit ratings for developed countries in the sense of what kind of economic variables are responsible for up- and downgrades. Furthermore, a high explanatory power of measurable economic indicators for the credit rating would imply, that CRA do not arbitrarily assign sovereign ratings or discriminate between different sovereigns on mere political or business related reasons. This issue has specifically gained in importance during the European debt crisis due to two reasons: first because of the relevance of sovereign credit ratings for determining the interest rate on sovereign debt and also because of the broad public perception of ratings as an overall indicator for economic performance. The second part of the analysis serves the purpose of detecting changes in methodology in sovereign credit ratings triggered by the crisis.

The results for the whole sample showed, that the sovereign credit rating is driven by a small set of macroeconomic variables, which is in line with existing studies on sovereign credit rating determinants mentioned above. By modeling the country specific error as a linear combination of time averages of the explanatory variables we were also able to differentiate between short and long-term effects of the determinants. The relevant variables with a long-term positive influence on sovereign credit ratings are GDP per capita, growth of real GDP, low inflation, domestic credit to the private sector and current account balance. The government debt has a short-term negative influence. These general results are robust throughout different estimation techniques. Also, all estimations exhibited adjusted R^2 -values around 0.8, implying an overall high explanatory power of the quantitative variables for the S&Ps rating. Therefore, the accusations by CRA's critics with respect to potentially haphazardly rating actions by CRAs could not be supported by the data.

To test the second research question, the sample was divided into two subsamples from 2005-2009 and from 2010-2013 respectively, corresponding to a pre-crisis sample and a crisis sample. We found clear evidence for a change in the rating methodology. During the crisis period, public debt and economic growth have a much stronger impact on credit ratings than before the crisis. S&Ps seems to have adjusted its rating process for European countries to take into account the general possibility of sovereign default, which had been unconsidered for eurozone members before. Moreover, the results point to a different assessment of the role of inflation for the probability of sovereign default, taking into account the growing concerns about deflation in the eurozone. Besides these changes in the weighting of determinants which apply for all countries, there is an additional negative effect for crisis countries since 2010 – represented by the large negative and significant coefficient for the crisis dummy – which cannot be explained

by the worsening economic situation. Because of the absence of qualitative variables in the setting this does not necessarily represent an arbitrary downgrading by the CRAs. However, the results show that the considered economic fundamentals are only partly responsible for the rating changes for the crisis countries during the sovereign debt crisis. It remains to be examined whether changing political conditions and other events during the crisis are able to explain the downgrades. Further research in the area of sovereign ratings during the crisis may investigate the explanatory power of qualitative variables as determinants of the sovereign credit rating.

Bibliography

- Afonso, A., 2003. Understanding the determinants of sovereign debt ratings: Evidence for the two leading agencies. *Journal of Economics and Finance* 27 (1), 56–74.
- Afonso, A., Gomes, P., Rother, P., 2007. What “Hides” Behind Sovereign Debt Ratings? No 0711, Working Paper Series, European Central Bank.
- Afonso, A., Gomes, P., Rother, P., 2009. Ordered response models for sovereign debt ratings. *Applied Economics Letters* 16 (8), 769–773.
- Afonso, A., Gomes, P., Rother, P., 2011. Short- and long-run determinants of sovereign debt credit ratings. *International Journal of Finance & Economics* 16 (1), 1–15.
- Alexe, S., Hammer, P., Kogan, A., Lejeune, M., 2003. A non-recursive regression model for country risk rating. *Rutcor Research Report 9*, Rutgers Center for Operational Research, 1–40.
- Alsakka, R., ap Gwilym, O., 2010. Leads and lags in sovereign credit ratings. *Journal of Banking & Finance* 34 (11), 2614–2626.
- Beirne, J., Fratzscher, M., 2013. The pricing of sovereign risk and contagion during the European sovereign debt crisis. *Journal of International Money and Finance* 34, 60–82.
- Bennell, J. A., Crabbe, D., Thomas, S., Gwilym, O., 2006. Modelling sovereign credit ratings: Neural networks versus ordered probit. *Expert Systems with Applications* 30 (3), 415–425.
- Bissoondoyal-Bheenick, E., 2005. An analysis of the determinants of sovereign ratings. *Global Finance Journal* 15 (3), 251–280.
- Bissoondoyal-Bheenick, E., Brooks, R., Yip, A. Y., 2006. Determinants of sovereign ratings: A comparison of case-based reasoning and ordered probit approaches. *Global Finance Journal* 17 (1), 136–154.
- Butler, A. W., Fauver, L., 2006. Institutional Environment and Sovereign Credit Ratings. *Financial Management* 35 (3), 53–79.
- Cantor, R., Packer, F., 1995. The credit rating industry. *The Journal of Fixed Income* 5 (3), 10–34.
- Cantor, R. M., Packer, F., 1996. Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings. *Economic Policy Review* 2 (2), 37–54.
- Canuto, O., Dos Santos, P. F. P., de Sá Porto, P. C., 2012. Macroeconomics and sovereign risk ratings. *Journal of International Commerce, Economics and Policy* 03 (02), 1250011.

- Eliasson, A.-C., 2002. Sovereign credit ratings. No 02-1, Research Notes, Deutsche Bank Research (02-1).
- Emara, N., 2012. Inflation Volatility, Financial Institutions, and Sovereign Debt Rating. *Journal of Development and Economic Policies* 14 (1), 58–88.
- Ferri, G., Liu, L.-G., Stiglitz, J. E., 1999. The Procyclical Role of Rating Agencies: Evidence from the East Asian Crisis. *Economic Notes* 28 (3), 335–355.
- Gande, A., Parsley, D. C., 2005. News spillovers in the sovereign debt market. *Journal of Financial Economics* 75 (3), 691–734.
- Hu, Y.-T., Kiesel, R., Perraudin, W., 2002. The estimation of transition matrices for sovereign credit ratings. *Journal of Banking & Finance* 26 (7), 1383–1406.
- Lancaster, T., 2000. The incidental parameter problem since 1948. *Journal of Econometrics* 95 (2), 391–413.
- Monfort, B., Mulder, C., 2000. Using Credit Ratings for Capital Requirements on Lending to Emerging Market Economies: Possible Impact of a New Basel Accord. IMF Working Paper No. 00/69, 1–46.
- Moody's, 2015. Rating Symbols and Definitions, March 2015.
- Neyman, J., Scott, E. L., 1948. Consistent Estimates Based on Partially Consistent Observations. *Econometrica* 16 (1), 1–32.
- Standard & Poor's, 2012. Greece Ratings Lowered To 'SD' (Selective Default).
- Standard & Poor's, 2013. Sovereign Government Rating Methodology and Assumptions. Standard and Poor's Financial Services LLC, Ratings Direct 1152352 | 300210593, June 2013.
- Standard & Poor's, 2014. Standard & Poor's Ratings Definition. Standard and Poor's Financial Services LLC, Ratings Direct 1371325 | 301693899, November 2014.
- Strong, S., 2013. The changing role of sovereign credit ratings. *Journal of Financial Transformation* 23, 67–73.
- Sturzenegger, F., Zettelmeyer, J., 2006. Debt defaults and lessons from a decade of crises. MIT Press, Cambridge, Mass.
- Teker, D., Pala, A., Kent, O., 2013. Determination of Sovereign Rating: Factor Based Ordered Probit Models for Panel Data Analysis Modelling Framework. *International Journal of Economics and Financial Issues* 3 (1), 122–132.
- U.S. Securities and Exchange Commission, 2014. Annual Report on Nationally Recognizes Statistical Rating Organizations, December 2014.

Vernazza, D., Nielsen, E., Gkionakis, V., 2014. The Damaging Bias of Sovereign Credit Ratings. UniCredit Global Themes Series 21, 26 March 2014.

Wooldridge, J. M., 2002. Econometric analysis of cross section and panel data.

Appendix

Table 4.7: Estimation Results: Crisis Effects without Greece and Cyprus

sovereign rating	whole sample		pre-crisis		crisis	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
gov. debt	-0.0711*** (0.0101)	-0.0724*** (0.00992)	-0.0329*** (0.0100)	-0.0394*** (0.00672)	-0.0888*** (0.0155)	-0.0943*** (0.0144)
avg. gov. debt	0.00837 (0.0150)		-0.00128 (0.0152)		0.00742 (0.0150)	
gov. balance	-0.0482** (0.0237)	-0.0521** (0.0228)	0.0246 (0.0305)		-0.0187 (0.0177)	
avg. gov. balance	0.0439 (0.0962)		0.0686 (0.0889)		0.149 (0.119)	
real GDP growth	0.0314* (0.0168)	0.0337** (0.0171)	0.0415** (0.0199)	0.0521*** (0.0156)	0.116** (0.0461)	0.108** (0.0421)
avg. real GDP growth	0.539** (0.256)	0.523** (0.252)	0.0456 (0.232)		0.502* (0.260)	0.439* (0.263)
GDP pc	$9.88 \cdot 10^{-6}$ ($7.73 \cdot 10^{-6}$)		$5.80 \cdot 10^{-6}$ ($8.70 \cdot 10^{-6}$)		$3.29 \cdot 10^{-5}$ ** ($1.47 \cdot 10^{-5}$)	$3.19 \cdot 10^{-5}$ ** ($1.46 \cdot 10^{-5}$)
avg. GDP pc	$2.10 \cdot 10^{-5}$ * ($1.27 \cdot 10^{-5}$)	$2.18 \cdot 10^{-5}$ ** ($9.45 \cdot 10^{-6}$)	$1.76 \cdot 10^{-5}$ ($1.57 \cdot 10^{-5}$)		$2.84 \cdot 10^{-5}$ ** ($1.14 \cdot 10^{-5}$)	$3.38 \cdot 10^{-5}$ ** ($1.18 \cdot 10^{-5}$)
inflation rate	-0.0174 (0.0193)		-0.0404 (0.0246)		0.0246** (0.00994)	0.0242** (0.00950)
avg. inflation rate	-0.483*** (0.0966)	-0.503*** (0.115)	-0.555*** (0.114)	-0.572*** (0.107)	-0.310*** (0.0714)	-0.276*** (0.0686)
domestic credit	-0.0192*** (0.00513)	-0.0176*** (0.00490)	-0.00177 (0.00430)		0.00668 (0.0176)	
avg. domestic credit	0.0173*** (0.00528)	0.0177*** (0.00498)	0.0183*** (0.00470)	0.0208*** (0.00449)	0.0172*** (0.00589)	0.0155*** (0.00600)
curr. acc. balance	-0.0247* (0.0135)	-0.0206 (0.0135)	-0.0151 (0.0214)		-0.0943*** (0.0344)	-0.0927*** (0.0346)
avg. curr. acc. balance	0.243*** (0.0459)	0.248*** (0.0401)	0.153*** (0.0394)	0.182*** (0.0412)	0.223*** (0.0493)	0.263*** (0.0412)
net external debt	0.00853*** (0.00247)	0.00839*** (0.00237)	0.00527*** (0.00190)	0.00588*** (0.00153)	0.0187*** (0.00488)	0.0202*** (0.00517)
avg. net external debt	0.0110*** (0.00281)	0.0110*** (0.00263)	0.00912*** (0.00263)	0.0104*** (0.00249)	0.0136*** (0.00383)	0.0118*** (0.00341)
EMU	1.290*** (0.418)	1.344*** (0.402)	0.632* (0.341)	0.598* (0.356)	2.653*** (0.529)	2.545*** (0.411)
default	-0.432 (0.729)		0.113 (0.787)		-0.0806 (1.171)	
crisis	-2.114** (0.939)	-2.014** (0.921)	-0.320 (0.910)	-0.833 (0.845)	-4.508*** (1.058)	-4.460*** (1.245)
Constant	13.24*** (1.576)	13.49*** (1.086)	15.78*** (1.799)	16.17*** (1.072)	11.11*** (1.517)	11.24*** (1.024)
Observations	323	323	167	167	156	156
Countries	39	39	39	39	39	39
R ²	0.855	0.853	0.837	0.825	0.842	0.834

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

Chapter 5

Sovereign Rating Channel and Sovereign Ceiling¹

¹I gratefully acknowledge valuable support by Standard & Poor's Rating Services Frankfurt for providing most of the data applied in this study.

5.1 Introduction

Since the beginning of the European sovereign debt crisis, credit rating agencies (CRAs) and their sovereign ratings² have been discussed controversially. In December 2009, all three major CRAs – Standard and Poor’s (S&Ps), Moody’s and Fitch – severely downgraded their Greek credit rating. Shortly thereafter, the Greek debt crisis spread to other countries in the European Monetary Union (EMU), which resulted in downgrades of several EMU members – in particular of Portugal, Italy, Ireland and Spain, which together with Greece form the PIIGS countries. In the years leading up to 2012, Greece was downgraded by 14 notches to “SD” – selective default. The other members of the PIIGS countries also experienced severe downgrades ranging from 3 notches for Italy to up to 8 notches for Spain. However, it is important to note that not only the PIIGS countries were affected. France, Austria and the Netherlands lost their AAA ratings and even Germany was temporarily put on negative watch from S&Ps and Moody’s. Due to these multiple and severe downgrades, the CRAs were accused of accelerating the sovereign debt crisis and worsening the overall economic situation. This led to a discussion of the role of the CRAs and of their responsibility, which eventually resulted in the implementation of new regulatory measures by the European Commission in 2013. The consequences of the sovereign downgrades that cause rising cost of outstanding debt for the sovereigns and the results, due to regulatory requirements, have been widely discussed in the recent years, as have been the justifiability of the downgrades.

The medium to long-term effects of these downgrades for the real economy, however, have been mostly neglected. Do sovereign ratings have a direct effect on the real economy, which goes beyond the effect of a general worsening of the macroeconomic environment? Until 1997, this relationship was relatively straightforward because the CRAs applied a rigorous sovereign ceiling policy. According to this rule, the CRAs never granted a credit rating to a private corporation higher than the credit rating given to the corporation’s home government. A downgrade of a sovereign always meant that corporations hitting the ceiling would have been downgraded too. In 1997, the rule was relaxed, and the sovereign rating is no longer the official upper limit for corporations. Nevertheless, according to the CRAs, the sovereign risk³ still plays an important role in determining corporate ratings. Therefore, only a few corporations have managed to acquire a higher rating than the sovereign. Before the beginning of the debt crisis, the general good ratings for all member countries meant that the (loosened) sovereign ceiling did not play a major role for corporations in the euro zone. The recent situation, however, is different; with sovereign ratings as low as CCC+ for Greece, B+ for Cyprus and BB for Portugal, a sovereign ceiling policy would have direct effects on corporate ratings. If the CRAs still apply a (loosened) ceiling policy, the downgradings of the crisis countries will lead to downgrades of the corporate ratings in the affected countries.

²In the following sovereign rating.

³Sovereign risk is here defined as the probability that a sovereign defaults on its debt.

Changes in corporate ratings have far-reaching economic consequences for the affected corporations. Higher rating categories are generally associated with lower default risk and thus with lower cost of borrowing. Tang (2009) found that compared to downgraded firms, firms that were upgraded had better access to capital markets due to a significantly lower corporate bond yield spread and greater amounts of issued debt.⁴ Additionally, due to the rating-based regulatory measurements for financial institutions, a change to a lower rating category can lead to restricted access to capital markets for the downgraded firm because investors like banks or pension funds are no longer allowed to hold their bonds (Kisgen, 2006). A lower rating could also increase the minimum capital requirements for banks or insurance companies investing in the downgraded firm, and therefore, resulting in a higher cost of debt. Kisgen (2009) and Tang (2009) showed that managers value ratings and adapt their capital structure decisions according to rating changes. Downgrades can consequently result in reduced and delayed investments – a potential explanation for the difficult economic situation and the decline in total investment in Europe. Therefore, the link between sovereign and corporate ratings and a potential sovereign ceiling in the EMU during the sovereign debt crisis should be explored further.

The aim of this study is to quantify the influence of sovereign ratings on the corporate sector in order to examine if this link could be a contributing factor for the downturn of the real economy in Europe during the crisis. Besides analyzing the general relationship through a sovereign rating channel, the focus lies on the effects of the (relaxed) sovereign ceiling policy applied by CRAs in Europe. The remainder of the paper is organized as follows: The next section provides an overview of the reasons why the sovereign rating is assumed to affect the corporate level and the CRA's design of the sovereign ceiling policy. Afterwards, the dataset used in the study, the baseline regression model and the estimation strategy will be described. The section following will discuss the main findings regarding the transmission of sovereign risk, the sovereign ceiling effect and the changes during the crisis. Section 5.6 concludes.

5.2 Theoretical and Institutional Background

Before the beginning of the European sovereign debt crisis there was a broad market perception, that sovereign debt in developed economies was risk free and that sovereign credit risk never existed. Therefore, all sovereigns belonging to the EMU were characterized by good ratings until 2008. Even Greece, the country with the lowest rating, was granted an investment grade rating of A by S&Ps. During the crisis, the PIIGS countries as well as some of the European core countries like France or the Netherlands experienced partially severe downgrades. With rating grades as low as BBB- for Spain and BB for Portugal⁵, a potential sovereign ceiling rule

⁴Tang (2009) analyzed the rating refinement of Moody's in 1982, when rating modifiers of "1", "2", and "3" were introduced to further distinguish between firms in the same rating category. This event was not connected to new firm-level information, but nevertheless provided new information for investors, who had formerly pooled all firms with the same credit rating and assigned the same default probability. After the refinement, firms were only required to pay borrowing costs according to their "true type".

⁵All rating grades below BBB- are considered to be noninvestment or speculative grade.

applied by the CRAs has become more and more relevant for European corporations.

Since the beginning of the sovereign debt crisis, there is a growing awareness of sovereign risk for developed economies. This development calls for a detailed investigation of the link between sovereign and corporate credit risk and sovereign ceiling rules in these countries. The fact that the affected countries are members of the EMU adds an additional challenge to the analysis, because the institutional framework of a monetary union restricts the classic transmission channels of sovereign credit risk. We therefore begin this chapter with a discussion of the transmission channels of sovereign risk onto the corporate sector in the EMU, and follow with a description of the economic effects originating from changes in sovereign ratings, which are analyzed in order to explain their relevance to the real economy. Finally, the CRAs' rules regarding a sovereign ceiling are described – again with a focus on the treatment of EMU member countries.

5.2.1 Transmission Channels of Sovereign Risk onto the Corporate Sector

Most research regarding the link between sovereign risk and the corporate sector has until now focused on the financial sector. The central part of these analyses is the direct interdependence between banks and their government through the so-called sovereign bank nexus. Due to regulatory preferences, the amount of government bonds held by banks increased during the crisis.⁶ A rise in sovereign risk, is accompanied by a lower value of these bonds, resulting in a potential⁷ negative effect on the profit and loss statements, as well as the equity and leverage of the banks. Gennaioli et al. (2014) provide empirical evidence for this case by showing that sovereign securities represent on average a significant share of bank assets, and that during sovereign debt crises this results in a fall in bank loans. The reverse causality – that banks' creditworthiness affects the sovereign risk e.g. through a bailout – is also possible as seen during the recent sovereign debt crisis in Ireland. Acharya et al. (2014) provide empirical evidence for the reciprocal interaction between sovereign and bank credit risk by modeling a feedback loop to analyze the CDS spreads. They show that even if the starting point is a crisis in the financial sector, deteriorating sovereign risk due to bank bailouts leads to a weaker financial sector. This is especially true in countries with higher credit risk.

In addition to the linkage through the balance sheets, a study of the Bank for International Settlement (BIS) (2011) identified two other transmission channels of sovereign risk to the financial sector. The liquidity channel is was established on the grounds, that banks use sovereign securities as collateral to secure funding from the European Central Bank (ECB),

⁶According to Blundell-Wignall and Slovik (2010), the banks in the Eurozone are heavily exposed to the sovereign debt of their own country. In 2010, the exposure of Greek banks to Greek sovereign bonds represented 226% of their Tier 1 capital; the exposure of Spanish banks was 133% and 113% for Italian banks.

⁷The realization of this effect depends on the classification of the government bonds in the banks' balance sheets. If they are carried in the trading, available-for-sale or fair value option books, they have to be evaluated at fair market value and depreciated immediately. In the held-to-maturity book, however, they are carried at amortized costs, and only have to be depreciated if an impairment occurs (BIS, 2011)

as well as from other market sources. Even if the ECB accepts nearly all government bonds regardless of their credit ratings⁸, the private repo markets often react quite sensibly to a rise in sovereign risk (BIS, 2011). This may lead to rises in bank funding costs or even a suspension from the market. The other channel identified by the BIS (2011) is the rating channel, which relies on the sovereign ceiling rule applied by CRAs. This rating channel will be discussed in greater detail later in this paper.

The relationship between sovereign and corporate risk is somewhat different in the non-financial sector as in the financial sector. The rise in bank funding costs and the deleveraging of the bank's balance sheets due to a decreasing value of sovereign bonds, may lead to reduced bank lending and general distortions in the credit market. These distortions have a direct negative effect on non-financial corporations and their credit risk. Bedendo and Colla (2015) demonstrated that sovereign risk has a greater effect on those corporations which rely heavily on bank financing. In their study, they analyze a panel of corporations from 8 European countries between 2008 and 2011 in order to show that higher sovereign CDS spreads go along with higher corporate borrowing costs.

A direct transmission channel of sovereign risk to the corporate sector is the transfer risk, which is the inability of private corporations to service their debt due to governmental actions. The spillover effect occurs when a government in financial distress passes on its financial problems (its debt burden) to the private sector through an increase in taxation or the imposition of foreign exchange controls. Empirical analyses regarding the impact of transfer risk are usually based on data for emerging economies, as seen in Durbin and Ng (2005) and Peter and Grandes (2005). Durbin and Ng (2005) found the correlation between sovereign and corporate CDS spreads to be stronger in less stable countries, thus implying a greater relevance of transfer risk in emerging economies. Peter and Grandes (2005) demonstrated that in South Africa, sovereign risk is the most important determinant of corporate default risk. In their analysis, they distinguish between foreign and domestic currency debt with regard to the transfer risk. For corporate debt denominated in foreign currency, the direct sovereign intervention risk – the actual transfer risk – is relevant. The risk that a corporation defaults in domestic currency debt after a default of the sovereign is called indirect sovereign risk and is traced back to the general worsening economic conditions caused by a sovereign default. This distinction is put to use by different researchers, like Claessens and Embrechts (2003), who state that transfer risk is almost exclusively related to foreign currency debt. In our paper, a broader definition of transfer risk is applied by allowing transfer risk to include both the imposition of capital controls and an increase in taxation. The distinction between foreign and domestic currency debt is of minor importance in a monetary union. This is because although the sovereign debt of Eurozone countries is external debt, it is to a large extent issued in euros, which is the common domestic

⁸In September 2012, the ECB changed the eligibility for governmental assets and abandoned all minimum credit rating thresholds for debt instruments, which are guaranteed by the central governments in the Eurozone. The exception lies in Greek government bonds, which are no longer accepted as collateral since February 2015.

currency. Moreover, the government's opportunity to impose capital controls or to expropriate private investment is limited in the EMU, so the transfer risk in the EMU should be smaller (Bedendo and Colla, 2015).⁹

Additionally, a change in domestic demand due to the sovereign's financing problems could be a transmission channel of sovereign risk to the corporate sector. A government under distress might not only rise taxes but also might restrict government spending. Either of these outcomes would have a negative effect on domestic demand. A decline in demand would negatively affect the corporate risk situation. Bedendo and Colla (2015) show, that firms with a higher proportion of sales in the domestic market are more heavily affected by rises in sovereign risk.

Both the direct and indirect links discussed above represent a causal relationship between sovereign risk and the corporate sector. The default risk of the corporations in a country are likely to be a positive function of the sovereign risk of this country (Peter and Grandes, 2005). It is important to distinguish this causal relationship from the effect of a deterioration of common macroeconomic fundamentals, which affect the sovereign and corporate risk leading to a positive correlation between those two risks (Borensztein et al., 2013). A cyclical downturn, for example, would lead not only to a higher sovereign risk through reduced government revenues and higher government spending through automatic stabilizers but also to reduced profitability of firms also associated with higher credit risk.

5.2.2 Economic Impact of Sovereign Ratings

Sovereign ratings are the CRAs' opinion about the general creditworthiness of a sovereign government and therefore measures of sovereign risk. The role of CRAs and of their sovereign ratings has expanded over the years due to the usage of ratings in laws and regulations. Financial markets rely to a large extent on credit ratings because they are formalized in (private) financial contracts as well as embedded in regulations. Often, a buying or selling decision is triggered by a rating change, especially a change, in which the noninvestment grade is crossed. Sovereign ratings have a major impact on different financial markets, thus leading to the existence of several strands of literature dealing with the economic impact of rating changes.

One of these strands of literature revolves around the market for sovereign debt. It measures the direct influence of a change in credit rating on the cost of capital (bond yields) and risk perception (CDS markets). For instance, Afonso et al. (2012) conducted an event study analysis on the reaction of yield and CDS spreads around sovereign rating changes in Europe, and found the rating to be the most influential factor. Generally, most studies find asymmetric market reactions, in which rating downgrades and negative announcements (watch and outlook) have a strong impact, whereas positive announcements or upgrades do not have any significant effect (Gande and Parsley, 2005; Afonso et al., 2012; Arezki et al., 2011). Conversely, Ismailescu

⁹In general, the ability of a government to transfer the debt burden is limited by institutional quality and the protection of property rights (Bai and Wei, 2014).

and Kazemi (2010) reported that positive rating events have a stronger effect on CDS markets in emerging markets. Negative rating announcements are anticipated by the market and are thus already incorporated in the CDS prices. Sovereign rating changes also spill over to other countries' bond and CDS markets. By analyzing sovereign bond spreads in emerging and developed markets, Gande and Parsley (2005) provided evidence for asymmetric international spillover effects of sovereign rating changes on bond markets. Fender et al. (2012) analyzed the effects of rating changes in emerging market countries and likewise found strong spillover effects which were especially pronounced in crisis times. These spillover effects across countries are also reported for European countries and the current sovereign debt crisis. Arezki et al. (2011) analyzed the effect of rating news before and after the beginning of the debt crisis and revealed that the downgrades close to or across the investment grade border do not only spillover across countries, but also to other financial markets like the banking and insurance market.¹⁰ Aizenman et al. (2013) however, did not find evidence for contagion effects in the European sovereign CDS market between 2005-2012 after controlling for rating changes in the home countries. They nonetheless reported a change in the relationship between ratings and spreads since the beginning of the financial crisis in 2007 with the PIIGS countries being highly sensitive to rating changes. Afonso et al. (2014) examined the effect of sovereign ratings on market volatility of the EU bond and equity market during the period between 1995-2011. Their results showed a significant asymmetric impact and contagion effects on market volatility among European countries.

Beside the analysis of spillover effects on other countries, a second strand of literature has concentrated on spillover effects of rating changes on other financial markets, by taking into account the possibility of transfer risk or other transmission channels discussed above. Kaminsky and Schmukler (2002) analyzed the stock market reaction to sovereign rating changes in 16 emerging markets. They found that rating changes directly affect the stock returns in the rated countries as well as those in other countries. These cross-country effects were especially visible during crisis times and for neighboring countries. Brooks et al. (2004) studied the direct effect of rating changes on aggregated stock markets in developed and emerging markets, finding evidence for asymmetric market reactions similar to those in bond markets. This asymmetric reaction of the stock market to rating news was also detected by Ferreira (2007) and Hooper et al. (2008) in a combined dataset of developed and emerging economies. In general, a downgrade of the sovereign rating leads to a lower return and increased volatility, at least of the re-rated country's stock market. Often these effects are also relevant for other countries' stock markets. Arezki et al. (2011) and Afonso et al. (2014) analyzed this relationship with a focus on the European Union and the financial and economic crisis, and came to the same conclusion: sovereign ratings do not only affect the market for sovereign debt, but they also

¹⁰Significant spillover effects across countries are also reported for the foreign exchange market. Alsakka and ap Gwilym (2012) and Alsakka and ap Gwilym (2013) analyzed the foreign exchange spot market reaction to sovereign rating changes, demonstrating that the credit rating does not only affect the own countries exchange rate but also the exchange rate of other countries.

influence other financial markets and therefore affect the corporate level too.

5.2.3 Credit Rating Agencies and the Sovereign Ceiling

These linkages between sovereign risk and the corporate sector are also taken into account by the CRAs in making their corporate rating assessments. The credit rating is the CRA's opinion on the capacity and willingness¹¹ of a certain issuer to meet its financial obligation timely and in full. In order to determine the likelihood of default, the CRA's have to analyze all factors, influencing the financial situation of an issuer. Beside financial risk factors like liquidity and accounting systems, the business risk capturing the environment of a corporation plays a crucial role. The most relevant part of business risk in this analysis is the country risk, which is defined as the risk undertaken by an issuer by engaging in business in a certain country. It should, however, not be mistaken for sovereign (default) risk, although these two risks are strongly linked. Until 1997, this linkage was expressed in a strict sovereign ceiling policy by all major CRAs, whereby a corporation was not able to get a higher credit rating than the sovereign rating of the country it was located in. The rationale behind this rule was the assumption that a defaulting government would force all domestic issuers to default, either by affecting the issuers' financial situation – e.g. through rising taxes – or by imposing currency controls thus making debt servicing nearly impossible (Fitch, 1998). Due to this latter ground, the long-term foreign currency rating of the sovereign is used as a ceiling for the foreign currency issuer ratings. This ceiling does not apply to the local currency issuer credit rating because a government normally has no interest in restricting the access to its own currency.

S&Ps were the first to abandon this strict ceiling policy in 1997 for 14 Argentinian corporations. Fitch and Moody's followed in 1998 and 2001 (Almeida et al., 2016). The CRAs took into consideration that the deeper trade and financial integration in a globalizing world would increase the cost of imposing capital controls for policymakers. Even more countries removed capital restrictions, and in many of these countries, the private-sector capital flows replaced the official capital flows as primary sources of capital. This was also the case for emerging economies (Fitch, 2008). The assumption that a sovereign default would inevitably lead to a corporate default was no longer tenable. A more differentiated analysis was necessary, leading to several updates of the ceiling policies by the three major CRAs. These updates and the current ceiling policies will be discussed in the following paragraphs. Due to the central issue of this study, the emphasis will be on the ceiling policies used by S&Ps and on the modifications of the general ceiling rules applying to currency union member countries, in order to analyze the effect of sovereign rating changes by S&Ps on corporate ratings in the EMU.

According to S&Ps (2013), the sovereign rating no longer acts as a ceiling to non-sovereign issuers, but still is considered to be crucial information in the rating process. Non-financial

¹¹The factor *willingness to pay* is crucial for sovereign ratings because of the nonexistent legal framework to enforce repayment of governments. For corporate ratings, the capacity or ability to pay is the determining factor.

corporations, however, have the possibility to get a higher rating than the sovereign if the CRA is convinced that the corporation will not default after a sovereign default. The extent of the rating differential depends on the corporation's sector sensitivity to country risk. Issuers in a sector with "high sensitivity" can get a higher rating of up to two notches higher, and issuers in sectors with "moderate risk" up to four notches above the sovereign rating. For foreign currency ratings of non-sovereign entities, an additional cap is applied with the transfer and convertibility (T&C) risk rating. The T&C risk measures the likelihood that a sovereign restricts non-sovereign access to foreign exchange (convertibility), as well as the possibility of transferring the currency abroad (transfer).¹² The T&C risk for most countries is lower than that of sovereign default; in these cases, the T&C rating exceeds the sovereign rating. The T&C rating constitutes, however, the upper limit for the foreign currency corporate rating. In the EMU, the T&C risk for all member countries refers to the policy of the ECB as the monetary authority, as well as to the likelihood that the ECB restricts the access of nonsovereign entities to foreign exchange for debt servicing. The current T&C rating for the ECB is AAA, so that no rating in the EMU is restricted by the T&C risk.¹³ Before the update of the rating methodology in 2013, there was a potentially wider rating differential in the EMU – with corporate ratings up to six notches above the sovereign rating – due to S&Ps' assumption that the credit risk in conjunction with investing or operating in an EMU member country is less correlated to sovereign creditworthiness than in another region (S&Ps, 2011b). The reasoning behind this policy was due to several factors reducing country risk in the EMU: the general prosperity of the Euro-economies, lower exchange rate risk towards third countries and the general strong position of the euro as reserve currency, its good institutional framework and increasing integration. This position was partly revoked in 2013 by allowing a maximum rating differential of only four notches in the EMU. Since before 2013, this excludes the situation where a sovereign is close to default, because a corporate rating would not follow the sovereign rating to "distressed rating categories" (S&Ps, 2013). When the sovereign rating is below B, there is an absolute rating cap at BB for corporations exposed to moderate country risk and B+ in the case of a high exposure to country risk. A corporation will only be rated SD or D if the corporation itself is in default.

In contrast to S&Ps, Moody's uses a foreign currency country risk ceiling which acts as an upper cap for the corporate ratings (Moody's, 2015). The country risk ceiling captures the

¹²The T&C risk only refers to foreign exchange needed for foreign debt service. In times of distress, sovereigns often restrict the convertibility of a currency and impose capital controls in order to prevent capital flight.

According to S&Ps (2011a), sovereigns in such a situation have tended to make exceptions for debt payments.

¹³Already in advance of the introduction of the Euro as legal tender, the CRAs agreed about the fact that the transfer risk regarding the convertibility of the currency would be no longer applicable for EMU-Members (McCauley and White, 1997). This went along with an equalization of the local and foreign currency sovereign ratings for all EMU member countries. However, the approach to define the role of the Euro as the new currency was different. S&Ps argued, that the delegation of monetary policy to the ECB stripped the countries of their privilege to print money, which is the main reason for a lower likelihood of domestic debt default than for foreign debt. Therefore, the S&Ps ratings were unified at the foreign currency level. Moody's stated contradictorily, that the Euro would per definition become the domestic currency of the member countries, and thus equalized the ratings at the local currency level (McCauley and White, 1997).

two major risk factors: sovereign risk and T&C risk. For the EMU members, the main risk determining the country ceiling is the risk that a country exits the monetary union; this would inevitably result in the introduction of a new, weaker currency and a re-denomination of debt in this currency. Until 2015, the country risk ceiling in the EMU was typically three to four notches above the sovereign rating.¹⁴

The CRA Fitch introduced a country ceiling in 2004 (Fitch, 2008). This replaced the simple sovereign ceiling policy, in which the long-term foreign currency rating of the sovereign was the maximum rating a corporation could achieve. The country ceiling can be up to three notches higher than the sovereign rating, except for members of a monetary union, where the ceiling is determined for all members together. In general, a corporate rating can exceed the country ceiling up to four notches, if the T&C risk is mitigated. In a currency union, however, the country ceiling constitutes the absolute upper bound, as it captures among other things the exit risk of a given country. Up until 2013, this restriction was not binding in the Euro zone, because the country ceiling for all member countries was AAA. As a result of the imposition of capital controls in Cyprus in March 2013, Fitch changed their country ceiling rules for members of a monetary union. The T&C risk could no longer be considered as negligible, and consequently had to be taken into account while assessing the country ceiling. This resulted in a maximum country ceiling of six notches above the sovereign rating (Fitch, 2013).

Even though the sovereign ceiling policy is no longer a strict rule and the corporate rating may lie above the sovereign rating, all three major CRAs state that the sovereign risk is still an important factor in determining the corporate risk. With the rules described, the CRAs formalized the previously discussed relationship between sovereign and corporate ratings, and the link between sovereign risk and the corporate sector. This relationship is also sometimes described as an additional transmission channel.

Based on the analysis of transmission channels of sovereign risk on the corporate sector and the institutional framework determined by the CRAs, the focus of this paper rests upon the impact of sovereign on corporate ratings during the European sovereign debt crisis. To this end, two research issues are defined. First, the existence of a sovereign rating channel in Europe, where the sovereign risk influences the corporate risk through rating changes, is analyzed. Second, the effect of the relaxed sovereign ceiling policy during the European debt crisis is evaluated. The relevant econometric literature is described in the following section.

¹⁴In January 2015, Moody's updated its ceiling policy for the EMU. They took into account the different implemented instruments to strengthen the Euro zone, such as the European Stability Mechanism and the Outright Monetary Transactions program of the ECB, both of which reduce the risk of an exit of a member country. Since then, the country risk ceiling is six notches above the sovereign rating, excluding those of Greece and Cyprus (Moody's, 2015).

5.3 Literature Overview

The first to study the direct connection between sovereign and corporate rating changes were Ferri et al. (2001) in their analysis of regulatory measurements for capital requirements based on ratings. Using an error correction model on data for emerging and developed countries between 1990 and 1999, they found a significant influence of sovereign rating changes on corporate ratings for banks and non-banks. However, only non-banks in emerging market countries¹⁵ were sensitive to sovereign rating changes.¹⁶ Borensztein et al. (2006, 2007, 2013) examined the sovereign ceiling policy after its relaxation in 1997 through a variety of different studies. First, they analyzed the banking sector in emerging economies (Borensztein et al., 2006) and found that sovereign rating changes had a significant effect on bank rating in 1994-2004. Later, Borensztein et al. (2007, 2013) analyzed the impact of sovereign ratings on ratings of non-financial firms. To this end, they analyzed a sample of 478 non-financial corporations from 29 developing and developed countries between 1995-2009.¹⁷ In their linear panel model, they again controlled for the effect of different accounting variables that were assumed to have a direct effect on corporate ratings, as well as for macroeconomic fundamentals, in order to distinguish between the common macroeconomic environment and the sovereign ceiling effect. Results from all their studies showed that the sovereign ceiling policy still exists post-1997, but no longer as an absolute upper limit. It is rather a restriction which leads to reduced corporate ratings above the ceiling – the so called “sovereign ceiling lite”.¹⁸ This “sovereign ceiling lite” is much stronger for emerging markets (both for banks and non-financial firms) than for industrialized countries, and has a higher impact on corporations hitting the sovereign ceiling, thus demonstrating asymmetric effects.

Williams et al. (2013) analyzed the effect of sovereign rating changes on bank rating changes specifically in emerging markets. The dataset consisted of 425 banks between 1999 and 2009. In contrast to the studies by Borensztein et al., Williams et al. (2013) applied an ordered probit approach for rating up- and downgrades with sovereign rating changes and watch announcements as explanatory variables. They showed that a change in the sovereign rating has a strong influence on bank credit ratings. However, banks are more likely to follow a sovereign upgrade than a downgrade, and are more likely to follow a sovereign downgrade if the bank rating was at or above the sovereign ceiling. In general, they found that bank ratings in emerging markets are often bounded by the sovereign ceiling policy. Alsakka et al. (2014) conducted a similar analysis but with a focus on European instead of emerging market countries in order to explain the effect of rating changes triggered by the European sovereign debt crisis. Their data set con-

¹⁵Ferri et al. (2001) distinguished between high-income countries and non-high-income countries including high middle-income, middle-income, and low-income countries according to the classification of the World Bank.

¹⁶Bank rating changes were significantly influenced by sovereign rating changes. This occurred to a much smaller extent, however, in high-income countries (0.28) than in low-income countries (0.93)

¹⁷In the working paper version, Borensztein et al. (2007) analyzed a slightly larger sample of non-financial corporations for the period between 1995-2004, leading to almost identical results regarding the effects of sovereign rating on corporate ratings.

¹⁸This procedure corresponds to the statements of the CRAs, that from 1997 onwards a rating above the sovereign is possible but difficult to achieve because of the major role played by the sovereign risk assignments.

sisted of banks in 21 European countries and covered the time span from 2003 to 2013. There is strong evidence during the crisis period (2008-2013) for a sovereign-bank rating channel which was not identifiable in the pre-crisis-period (2003-2007). In particular sovereign downgrades by more than one notch strongly increase the probability of a subsequent bank downgrade. This effect is stronger for PIIGS countries than for other European countries.

The most recent studies (Almeida et al., 2016; Adelino and Ferreira, 2015) deal with the relevance of corporate ratings for investment decisions of both financial and non-financial corporations. As corporate rating changes are normally correlated with changes in macroeconomic and firm fundamentals which also influence investment and lending decisions, the causal effect attributed to the rating change has to be isolated. The analysis of the sovereign ceiling effect is therefore used as means to an end in order to compare the different effects of sovereign rating for corporations at and below the ceiling.¹⁹ Almeida et al. (2016) showed through a dataset of around 3500 non-financial firms in 80 countries between 1990-2012 that a sovereign downgrade had a much stronger effect on corporations at the ceiling than on those below the ceiling. Additionally, they demonstrated that firms at the sovereign bound are rated more pessimistically than comparable firms below the sovereign bound, based on firm fundamentals. Adelino and Ferreira (2015) conducted a similar analysis on 412 financial firms in 25 countries between 1989-2012 leading to the same results with regard to the stronger effect of a rating downgrade for banks at or above the ceiling.

In summary, the literature concerning the influence of sovereign rating changes on the corporate sector concentrates primarily on the financial sector and is mostly limited to the analysis of emerging markets. The studies dealing with the Eurozone often cover only the period of the financial crisis and not the European sovereign debt crisis. An explicit analysis of the effect of the relationship between the sovereign ratings and the non-financial sector in Europe during the sovereign debt crisis is still lacking. This study tries to overcome this gap by analyzing the effect of European sovereign rating changes on the corporate sector between 2008-2013.

5.4 Sample and Estimation Technique

5.4.1 Data and Stylized Facts

To analyze the influence of sovereign on corporate ratings during the European debt crisis, a sample of 145 non-financial corporations in 27 European Countries from 2008 to 2013 is used. The dataset is an unbalanced panel containing 850 observations. The selected non-financial corporations are the largest corporations in each country in terms of revenue as rated by S&Ps.²⁰

¹⁹The focus of the studies of Almeida et al. (2016); Adelino and Ferreira (2015) is the analysis of the effects of corporate ratings and their changes on investment decisions, debt issuance and capital structure of non-financial firms and bank lending of financial firms respectively. The analysis is conducted mainly by identifying matching non-treated firms and comparing the differing effects using Difference-in-Difference techniques. The influence of sovereign rating changes on corporate rating changes is examined indirectly.

²⁰The ratings of S&Ps are considered to be representative of the ratings of other CRAs. Different studies like Vernazza et al. (2014) showed that the credit ratings of the three major CRAs differ only slightly. Furthermore,

The dependent variable is the long-term foreign currency issuer credit rating assigned by S&Ps to each corporation as of December 31st. The second main variable is the sovereign rating of the 27 countries included in the sample. In line with the discussion above, the long-term foreign currency rating was chosen because it potentially constitutes a ceiling. To create the rating variables, the ordinal rating grades are linearly transformed, with 21 representing the highest possible rating grade (AAA) and 1 the lowest (D or SD).²¹ Besides the rating variables, the dataset contains the complete balance sheets, the income, and the cash flow statements of the selected non-financial corporations²², as well as macroeconomic fundamentals and debt variables for the relevant sovereigns. All data in this study are provided by S&Ps.²³ Due to the incorporation of firm level and macroeconomic variables, the data set is on a yearly basis. As both corporate and sovereign rating changes may occur at any point during the year, it is possible that the corporate rating changes occur before changes in sovereign ratings. When data is on a yearly base, these cases are not recognizable. Since one of our questions is if the sovereign rating change triggers corporate rating changes, we adjusted the sample in the cases where the corporate rating changed before the sovereign rating.

Table 5.1 gives an overview of the credit ratings used in the dataset and of how these credit ratings changed. In order to get a better impression of the credit rating changes during the crisis, the sample is divided into two subsamples. The first encompasses the period between 2009-2008, and represents the pre-crisis phase. The second subsample begins with the sovereign debt crisis in 2010, and extends until 2013. This subsamples covers a period of unprecedented sovereign rating changes (mostly downgrades) in developed economies.²⁴ Before the beginning of the European debt crisis, the average sovereign rating in the selected European countries was 18.29, which corresponds with a rating grade of roughly AA-. The average numerical rating of the EMU countries in this period was even as high as 19.67 (nearly AA+) compared to 17.11 (A+) in non-EMU countries. In the second period, the average sovereign rating was 17.01 in all European countries included in the sample. The difference between average EMU and non-EMU rating, however, nearly disappeared with an average rating of 17.20 in the EMU and 16.86 in non-EMU countries. The average corporate rating before the crisis was 14.33, nearly four notches below the average sovereign rating. With the beginning of the sovereign debt crisis, both corporations and sovereigns faced downgrades thus the average corporate rating in the second period equaled 13.67. Again, the average corporate rating lies below the sovereign

S&Ps is considered to be the CRA which changes their rating first, leading the other CRAs (Gande and Parsley, 2005).

²¹The linear transformation is the method most frequently used in transforming ratings, compare e.g. Afonso et al. (2011) and Canuto et al. (2012).

²²For various reasons, the number of observations for the different financial variables differs e.g. due to incorrect data which is deleted (negative values of non-negative variables) or missing values. In general, corporations with more than 5% of the relevant financial data were deleted from the sample.

²³Using the original data from S&Ps results in a more consistent estimation of the credit rating determinants and thus the effects of sovereign ratings on corporate ratings as it is the same database which is used by S&Ps to determine the actual ratings.

²⁴In contrast to other studies discussed above, this analysis only focuses on the effects of the sovereign debt crisis and not the previous financial crisis. The Greek request for financial aid in April 2010 is considered to be the beginning of the sovereign debt crisis.

rating, though only by 3.3 notches.

Table 5.1: Descriptive Statistics

Period Sample	2008-2009				2010-2013			
	whole		EMU		whole		EMU	
Corporations								
Average Rating	14.33		14.27		13.67		13.28	
Observations	283		567		567		351	
Upgrade	12	4.24%	5	41.67%	34	6.00%	18	52.94%
Upgrade > 1 notch	1	0.35%	1	100.00%	8	1.41%	6	75.00%
Downgrade	24	8.48%	20	83.33%	88	15.52%	69	78.41%
Downgrade > 1 notch	8	2.83%	6	75.00%	24	4.23%	18	75.00%
Sovereigns								
Average Rating	18.29		19.67		17.01		17.20	
Observations	283		567		567		351	
Upgrade	0	0.00%	0	0.00%	5	0.88%	5	100.00%
Upgrade > 1 notch	0	0.00%	0	0.00%	8	1.41%	0	0.00%
Downgrade	17	6.01%	14	82.35%	93	16.40%	80	86.02%
Downgrade > 1 notch	13	4.59%	12	92.31%	60	10.58%	60	100.00%

The percentage values for the whole sample in each case refer to the total of rating observations in the sample. This means that between 2010-2013, 6% of the observed corporate ratings were upgraded by one notch. The percentage values for the EMU give the share of rating changes in the EMU of the total rating changes. This means that between 2010-2013, the upgrades by one notch for corporations in the EMU account for 52.94% of the observed upgrades by one notch in this period.

As the sample starts in 2008, the up- and downgrades for the first period only contain the end of year rating changes of 2009 compared to 2008 and not of 2008 compared to 2007.

Before the beginning of the sovereign debt crisis in 2010, both the sovereign and the corporate ratings were relatively stable. In 2009, only 15% of the corporate ratings changed, most of them by one notch, and downgrades outweighed upgrades. Regarding the sovereign ratings, a clear negative trend is visible with downgrades of 10% in the observations and no upgrades. Since 2010, however, the ratings have been much more unstable. During the crisis period, nearly 30% of the sovereign ratings changed again with a clear negative trend whereby up- and downgrades of EMU members account for over 85% of these rating changes. This corresponds to the development of corporate rating changes in the crisis period, in which 87 corporate downgrades and only 34 upgrades occurred, resulting in a change of 27% of the ratings. Additionally, in the crisis sample, more intense rating changes with an up- or downgrade of more than one notch were more frequent.

Table 5.2: Corporations at or above the Ceiling

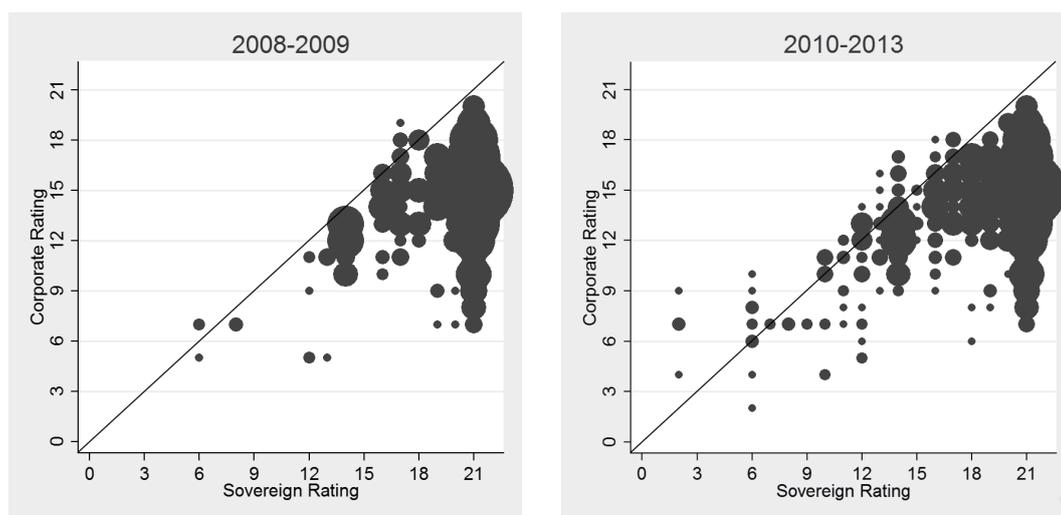
	2008-2009		2010-2013	
	CR > SR	7	2.47%	50
CR = SR	3	1.06%	40	7.05%
CR < SR	273	96.47%	477	84.13%
Observations	283		567	

Table 5.2 shows the relationship between sovereign and corporate ratings and gives information as to the question of whether S&P's still applies a sovereign ceiling rule. Before the crisis, only 3.53% of the corporations had a rating at or above the ceiling. However, this could be due to the fact that the sovereign rating was generally high in Europe and thus did not constitute a relevant ceiling. With declining sovereign ratings in the crisis period, more corporations acquired a rating at or above the ceiling (15.87%).

Figure 5.1 illustrates the relationship between sovereign and corporate ratings. The corporate ratings and their corresponding sovereign ratings are mapped against each other with

the size of the circles representing the number of observations. The diagonal line represents the sovereign ceiling. It is clear in the second period that more corporations are above this ceiling line, especially those in the lower rating categories of sovereign rating. The majority of those exhibit a rating just slightly above the ceiling (within 1 or 2 notches). It is only in the lowest sovereign rating categories (below B (7)) that there are corporations with a rating more than three notches higher than the sovereign. This corresponds to the S&Ps statement that the corporate rating does not follow the sovereign rating in distressed categories.

Figure 5.1: Corporate and sovereign ratings



It is clear from the fact that corporate ratings declined with the beginning of the sovereign debt crisis that there is a correlation between sovereign and corporate ratings, despite the fact that corporate ratings slightly above the respective sovereign rating are observed. This relationship between sovereign and corporate ratings is further examined in the following section.

5.4.2 Corporate Rating Model

The long-term issuer corporate rating reflects the CRA's opinion of "the obligor's overall capacity and willingness to meet its financial obligations as they come due" (S&Ps, 2008).²⁵ Hence, the corporate rating covers the default probability of a corporation, and thus a corporate rating model must include the variables that determine the default risk.

The first step of the analysis is therefore to develop a baseline regression model based on empirical evidence and theoretical considerations about determinants of corporate default probability following Borensztein et al. (2013). The aim of developing such a model is not only to determine the most relevant drivers of corporate credit risk but also to quantify these effects

²⁵In this context, the foreign currency long-term issuer corporate rating also includes in the obligations denominated in foreign currency, thus incorporating the transfer and other risks related to sovereign actions that may affect access to foreign exchange (S&Ps, 2008). In countries with an AAA transfer and convertibility rating like in the EMU however, there is no differentiation between local and foreign currency credit rating.

and to predict their impact on corporate ratings. If specified accordingly, such a model provides a starting point for proceeding research questions like the transmission of sovereign risk through sovereign ratings on corporate ratings or a potential ceiling policy applied by CRAs.

One of the first to analyze the determinants of business default risk was Altman (1968). He did so by conducting a traditional ratio analysis and developing the Z-Score model. In his seminal paper, he identified financial ratios measuring the profitability, the liquidity situation and the overall solvency of a firm as the most relevant in predicting corporate default. Later, he complemented this analysis with variables measuring the capital structure and financial flexibility of a firm (Altman, 2013). Since then, a wide range of mostly empirical literature using different methods and approaches developed around the measurement of default probability.²⁶ More recent studies analyzed the additional effects of macroeconomic variables other than idiosyncratic firm variables that determine default probability (Carling et al., 2007). These different factors are also considered by CRAs, as they distinguish between business risk, including the country and industry risk, and financial risk, which is determined by a corporation's financial situation. The most relevant categories for default risk described in the literature and disclosed by the CRAs in their criteria catalogs²⁷ are profitability, liquidity, capital structure and financial flexibility. The selection of financial ratios and variables representing the different categories in the corporate rating model are discussed below. Table 5.3 gives an overview of the definition and calculation of the relevant variables.

The profitability of a firm gives information about the profit earning capacity of a corporation and is a performance indicator for long-term sustainable economic success. The relevant ratios in this category are return on equity (ROE), return on assets (ROA), return on capital employed (ROCE) and the EBIT margin. The ROA measures the operating efficiency of a corporation to use its assets in order to generate income. The ROE measures the profitability from the equity investor's perspective. The ROCE compares the gained returns to the available capital base and is a measure for relative profitability. It shows how efficiently and productively a corporation uses its invested capital. The EBIT margin gives information about the earning capacity of a corporation. As higher profitability increases a corporation's ability to meet its outstanding debt obligations, all profitability ratios are expected to have a positive influence on corporate ratings. The corporation's liquidity situation resembles its ability to meet its short-term financial obligations. Commonly used indicators for this category are the cash flow from operations as a proportion of revenues, the quick ratio and the asset coverage. The cash flow from operations, which is the only sustainable way to repay debt obligations, reflects how much a corporation earns from its regular business and operations. The quick ratio measures

²⁶ Besides the studies analyzing balance sheet accounting data, there is a second strand of literature using capital market based models. These models are used to overcome the criticism that by using book value accounting data – which is only published in intervals such as quarterly or even yearly data – the change in borrower's conditions may not be captured because it changes more quickly. Altman and Saunders (1997) give an overview of the different approaches of default modeling.

²⁷ The relevant criteria for the rating of corporations by S&Ps are disclosed in their Corporate Methodology (S&Ps, 2013)

Table 5.3: Balance Sheet and Macroeconomic Variables

Variable	Definition	Unit
Profitability:		
ROE	return on equity; net income divided by shareholders' equity	percent
ROA	return on assets; net income divided by total assets	percent
ROCE	return on capital employed; earnings before interest and taxes divided by capital employed	percent
EBIT margin	earnings before interest and taxes divided by total revenue	percent
Liquidity:		
cash flow	cash flow from operations divided by total revenue	percent
quick ratio	cash plus marketable securities divided by current liabilities	percent
asset coverage	equity plus long-term liabilities divided by long-term assets	percent
Capital structure and interest coverage:		
debt to equity ratio	total debt divided by equity	percent
debt to capital ratio	total debt divided by capital	percent
net interest expenses	total amount of interest paid	in m Euro
EBITDA interest coverage	earnings before interest, taxes, depreciation, and amortization divided by total interest payments	percent
Size:		
total assets	final amount of assets	in m Euro
Macroeconomic variables:		
GDP pc	nominal GDP divided by number of citizens	in m Euro
real GDP growth	% change of real GDP	percent
sovereign debt	General government debt as percentage of GDP	percent
inflation rate	average % change in consumer price index	percent
EMU	Member of the European Monetary Union	1=member, 0=no member

All foreign currency values are converted with regard to the relevant end of year exchange rates.

the short-term liquidity, as it shows the ability of a corporation to meet its short-term obligations with its most liquid assets. The balance rule that long-term assets should be financed long-term is expressed by the asset coverage. Because a better liquidity situation reduces the probability of default, all liquidity variables are expected to have a positive influence on corporate ratings. In order to determine the default probability of a corporation, an analysis of its debt structure and corresponding maturity compared to assets is vital. Additionally, the financial flexibility and the interest coverage play decisive roles. The relevant variables in these categories are debt to equity and debt to capital ratio, the net interest expenses and the EBITDA interest coverage. The higher the debt to equity ratio, the more difficult debt servicing will become; a higher ratio should therefore have a negative effect on corporate rating. A high debt to capital ratio usually puts a stress on the financial situation due to increasing cost of financing, which leads to a higher default probability and a negative effect on corporate ratings. Both the absolute interest expenses and the interest coverage give information about the financial flexibility of a corporation. Interest expenses are closely correlated to outstanding debt, which means the higher the expenses for interest in absolute terms, the lower the financial flexibility. The interest coverage compares the earnings of a corporation with the interest expenses in order to show the ability of a corporation to pay the interest expenses. The higher this ratio is, the easier it is to cover the expenses, indicating a positive relation between this ratio and the corresponding debt sustainability. The value of total assets is used as a proxy for the size of the corporation because larger corporations tend to have a better rating than smaller corporations due to their better access to capital markets.

In addition to the idiosyncratic firm variables, macroeconomic fundamentals are used to capture the business risk. Deteriorating macroeconomic fundamentals make both sovereign debt and corporate debt in the respective country riskier. The selected variables are GDP per capita, growth of real GDP, government debt and the inflation rate. GDP per capita is used as a proxy for the level of economic development and as a measure of the wealth of a country. Its relationship to corporate ratings is expected to be positive, as corporations in a better economic environment are less likely to default. Higher economic growth is associated with an improved overall economic situation. This should lead to higher revenues and a higher liquidity buffer, which in turn should positively affect the ability of corporations to meet their financial obligations. A high government debt leads to a higher risk, whereby the government tries to transfer the burden to the private sector by increasing taxes. In addition to this, high government debt is associated with lower government spending, which also can have a negative effect on the corporations. The effect of inflation on corporate creditworthiness is ambiguous. Under moderate and stable inflation rates, a positive effect is expected. The reduction of the real value of debt makes the debt servicing through revenues from operations easier. On the contrary, both high inflation rates and deflationary tendencies would have negative effects on corporations because they reduce the future profitability of a corporation.

Incorporating all these variables into the corporate rating model leads to the following linear regression model:

$$CR_{it} = \alpha + \beta Z_{it} + A_i + B_t + c_i + \mu_{it}, \quad (5.1)$$

where CR_{it} represents the numerical corporate rating of a corporation i in time t . Z_{it} is a matrix representing all above discussed firm level (X_{it}) and macroeconomic variables (Y_{it}).²⁸ A_i and B_t are vectors including country and time dummies. The vector c_i captures the unobserved firm level heterogeneity and depending on the estimation method can either be modeled as an additional error term or as dummies to be estimated. Finally, μ_{it} represents the idiosyncratic errors that are independent across time and firm. Estimating equation (5.1) in a linear panel would normally call for a fixed effects estimation – implying that c_i is a vector of dummies – because the omitted variables are supposedly firm dependent and thus the firm specific errors c_i are likely to be correlated with the explanatory variables Z_{it} . The problem with a fixed effects estimation in this context, however, is that the dummies would capture the average rating and that the variables in Z_{it} would only account for the changes in corporate rating because of the low variance in the dependent variable. In contrast, applying a random effects model c_i will be estimated as an error term, implicitly assuming that $Cov(Z_{it}, c_i) = 0$, so that there is no correlation between the explanatory variables and the unobserved effects. In order to make a random effects estimation possible, we follow the approach of Afonso et al. (2011) further described in Wooldridge (2002). We model the correlation of the firm specific error c_i with the explanatory variables Z_{it} as a linear combination of time averages of the explanatory variables. The expectation value of the firm specific error is assumed to be $E(c_i|Z_{it}) = \eta \overline{Z_{it}}$. Under this assumption and with $c_i = \eta \overline{Z_{it}} + \epsilon_i$ ²⁹, equation(5.1) can be written as:

$$CR_{it} = \alpha + \beta(Z_{it} - \overline{Z_i}) + (\eta + \beta)\overline{Z_i} + A_i + B_t + \epsilon_i + \mu_{it}. \quad (5.2)$$

This specification does not only allow us to estimate equation (5.2) using a random effects model, but also to distinguish between the long-term effect of a variable on corporate rating ($\eta + \beta$) and the short-term effect of a change in a variable β . Classifying the matrix of explanatory variables (Z_{it}) into firm level variables (X_{it}) and macroeconomic variables (Y_{it}) leads to the baseline regression model for corporate ratings:

$$CR_{it} = \alpha + \beta(X_{it} - \overline{X_i}) + (\eta + \beta)\overline{X_i} + \gamma(Y_{it} - \overline{Y_i}) + (\rho + \gamma)\overline{Y_i} + A_i + B_t + \epsilon_i + \mu_{it}. \quad (5.3)$$

With $\pi = \eta + \beta$ and $\lambda = \rho + \gamma$, equation (5.3) can be rearranged to:

²⁸In order to simplify the following explanations, we will only distinguish between X_{it} and Y_{it} at a later time.

²⁹The error term ϵ_i is per definition uncorrelated with the explanatory variables and thus allows an estimation as random effects model.

$$CR_{it} = \alpha + \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + \pi\bar{X}_i + \gamma(Y_{it} - \bar{Y}_i) + \lambda\bar{Y}_i + A_i + B_t + \epsilon_i + \mu_{it}. \quad (5.4)$$

Thus, the corporate rating of a firm i in time t is dependent on a constant α , the average values of the explanatory variables \bar{X}_{it} and \bar{Y}_{it} representing the long-term influence of the variables, their time-demeaned values $(X_{it} - \bar{X}_i)$ and $(Y_{it} - \bar{Y}_i)$ representing the short-term influence, the influence of country and time dummies and the error terms $\epsilon_i + \mu_{it}$.

Table 5.4 shows the results of estimating equation (5.4) with random and fixed effects.³⁰ All versions include time fixed effects (B_t) to control for effects varying over time. The random effects estimations include additional country fixed effects (A_i) to control for country-specific effects which are omitted in the fixed effects model. Additionally, the fixed effects version only includes the time-demeaned values of the variables and not the average values as these are constant over time and thus useless in a fixed effects estimation. Furthermore, two versions of the baseline specification (5.4) are estimated, because the average EBIT margin and the average cash flow are highly correlated with a correlation coefficient of 0.885 and cannot be considered together. Thus, model 1 includes the EBIT margin and model 2 the cash flow as explanatory variable.

To test the models for remaining heteroscedasticity the Breusch-Pagan test and the modified Wald-test for groupwise heteroskedasticity in panel data were performed. In both cases, the null hypothesis of constant variance – meaning homoscedasticity – could be rejected at the 1%-level (p-value=0.000), so that robust standard errors are estimated to obtain efficient estimators. In contrast, the Wooldridge test for autocorrelation in panel data does not show any sign of first-order autocorrelation in the residuals of the regression.

All significant variables enter with the expected sign except for the ROE which is supposed to have a positive effect. Although the average ROE has a positive effect on corporate ratings, which is significantly different from zero implying a positive long-term relationship, the short-term influence of ROE on corporate ratings is negative.³¹ Including cash flow instead of the EBIT margin does not change the overall results noticeably, as all significant variables remain significant with the same sign. Neither the EBIT margin nor the cash flow has a significant influence on corporate rating. The explanatory power of the random effects estimations of the specifications including EBIT margin (1) and the one including cash flow instead (3) are comparable. The same applies to the corresponding fixed effects estimation (2) and (4). The general model seems to capture the most relevant determinants of corporate rating and thus is a good starting point for further analysis of the effects of sovereign ratings on corporate ratings.

³⁰Even if a random effects estimation seems more appropriate and is feasible due to the modeling of the error term, the fixed effects estimations are reported as well as a robustness check.

³¹The ROE, however, captures the shareholders perspective, whereas the credit rating is oriented towards external lenders. A change in ROE must not necessarily change the corporation's ability to repay its external debt.

Table 5.4: Estimation Results: Corporate Rating Model

corporate rating	model 1		model 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
avg. ROE	4.264** (1.869)		4.065** (1.886)	
ROE	-0.390** (0.172)	-0.388** (0.166)	-0.401** (0.173)	-0.414** (0.167)
avg. ROA	-15.620 (14.12)		-9.224 (13.08)	
ROA	3.443 (10.34)	4.993 (10.52)	3.118 (10.08)	-0.026 (10.10)
avg. ROCE	7.107* (4.195)		8.225* (4.346)	
ROCE	2.632 (4.318)	2.000 (4.445)	3.827 (4.500)	5.254 (4.551)
avg. EBIT margin	5.156 (3.401)			
EBIT margin	0.925 (1.640)	0.825 (1.578)		
avg. cash flow			0.771 (2.307)	
cash flow			-1.388 (1.933)	-1.314 (1.872)
avg. quick ratio	-0.184 (0.283)		-0.052 (0.377)	
quick ratio	-0.041 (0.134)	-0.021 (0.135)	0.245 (0.321)	0.430 (0.328)
avg. asset coverage	0.007*** (0.003)		0.007** (0.003)	
asset coverage	0.004 (0.005)	0.004 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.001 (0.005)
avg. debt to equity ratio	-0.040 (0.031)		-0.044 (0.034)	
debt to equity ratio	-0.012** (0.005)	-0.012** (0.005)	-0.013** (0.005)	-0.014*** (0.005)
avg. debt to capital ratio	-2.949** (1.394)		-2.726* (1.422)	
debt to capital ratio	-1.027 (0.809)	-0.997 (0.787)	-0.830 (0.841)	-0.657 (0.818)
avg. net interest expenses	$3.89 \cdot 10^{-4}$ ($2.44 \cdot 10^{-4}$)		$2.96 \cdot 10^{-4}$ ($2.72 \cdot 10^{-4}$)	
net interest expenses	$1.07 \cdot 10^{-4}$ ($1.87 \cdot 10^{-4}$)	$1.13 \cdot 10^{-4}$ ($1.82 \cdot 10^{-4}$)	$8.24 \cdot 10^{-5}$ ($1.89 \cdot 10^{-4}$)	$8.70 \cdot 10^{-5}$ ($1.88 \cdot 10^{-4}$)
avg. EBITDA interest coverage	$-6.5 \cdot 10^{-4}$ (0.007)		-0.003 (0.008)	
EBITDA interest coverage	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)	0.006** (0.003)
avg. total assets	0.002*** (0.000)		0.002*** (0.000)	
total assets	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
avg. GDP pc	-0.000 (0.001)		-0.000 (0.001)	
GDP pc	$1.36 \cdot 10^{-5}$ ($1.53 \cdot 10^{-5}$)	$1.38 \cdot 10^{-5}$ ($1.48 \cdot 10^{-5}$)	$1.28 \cdot 10^{-5}$ ($1.63 \cdot 10^{-5}$)	$1.44 \cdot 10^{-5}$ ($1.58 \cdot 10^{-5}$)
avg. GDP growth	-1.170 (1.604)		-1.591 (1.621)	
GDP growth	0.154*** (0.059)	0.154*** (0.057)	0.152*** (0.058)	0.151*** (0.056)
avg. sovereign debt	0.203 (0.325)		0.244 (0.332)	
sovereign debt	-0.021** (0.010)	-0.021** (0.010)	-0.021** (0.010)	-0.020** (0.009)
avg. inflation rate	0.713 (0.891)		1.092 (0.916)	
inflation rate	0.056 (0.072)	0.056 (0.069)	0.051 (0.072)	0.049 (0.070)
constant	-6.973 (18.810)	13.100*** (0.158)	-12.200 (19.16)	13.010*** (0.163)
Firm fixed effects	NO	YES	NO	YES
Time fixed effects	YES	YES	YES	YES
Country fixed effects	YES	NO	YES	NO
R ²	0.704	0.303	0.692	0.309
Observations	646	646	644	644
Number of firms	116	116	116	116

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

5.5 Empirical Results

5.5.1 Sovereign Rating Channel

To answer the first research issue as to whether or not a sovereign rating channel exists in Europe, we analyze the transmission of sovereign risk on the corporate sector. To this end, the sovereign rating is used as a proxy for sovereign risk. Having previously defined the baseline model for corporate ratings, we now augment our analysis by including the sovereign rating as an additional regressor in equation (5.4):

$$CR_{it} = \alpha + \delta SR_{it} + \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + \pi\bar{X}_i + \gamma(Y_{it} - \bar{Y}_i) + \lambda\bar{Y}_i + A_i + B_t + \epsilon_i + \mu_{it}. \quad (5.5)$$

SR_{it} captures the numerical sovereign rating of the country in which corporation i resides in time t . If the above discussed transmission channels of sovereign risk on the corporate sector work, δ is expected to have a significant impact with a positive sign. The estimation results of equation (5.5) are given in table 5.5. Column (1) and (2) represent the corporate rating model with EBIT margin and column (3) and (4) the one with cash flow.

Table 5.5: Estimation Results: Influence of Sovereign Risk on Corporate Rating

corporate rating	model 1		model 2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
sovereign rating	0.267*** (0.065)	0.263*** (0.064)	0.271*** (0.064)	0.268*** (0.062)
firm balance sheet controls	YES	YES	YES	YES
avg. GDP pc	-0.000 (0.001)		-0.000 (0.001)	
GDP pc	$1.01 \cdot 10^{-5}$ ($1.64 \cdot 10^{-5}$)	$1.03 \cdot 10^{-5}$ ($1.58 \cdot 10^{-5}$)	$9.16 \cdot 10^{-6}$ ($1.72 \cdot 10^{-5}$)	$1.07 \cdot 10^{-5}$ ($1.66 \cdot 10^{-5}$)
avg. GDP growth	-1.236 (1.551)		-1.704 (1.572)	
GDP growth	0.070* (0.040)	0.071* (0.039)	0.067* (0.039)	0.066* (0.038)
avg. debt_sov	0.184 (0.316)		0.226 (0.324)	
sovereign debt	0.006 (0.009)	0.006 (0.009)	0.007 (0.009)	0.007 (0.009)
avg. inflation rate	0.754 (0.867)		1.167 (0.891)	
inflation rate	0.037 (0.065)	0.038 (0.063)	0.031 (0.065)	0.030 (0.063)
constant	-8.596 (18.220)	8.397*** (1.126)	-14,270 (18.590)	8.237*** (1.116)
Firm fixed effects	NO	YES	NO	YES
Time fixed effects	YES	YES	YES	YES
Country fixed effects	YES	NO	YES	NO
R^2	0.715	0.367	0.702	0.376
Observations	646	646	644	644
Number of firms	116	116	116	116

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

The estimated coefficient for the sovereign rating is indeed positive and significantly different from zero at the 1% level, regardless if the model is estimated with random or fixed effects. Even the different specification with cash flow, instead of EBIT margin as explanatory variable, does not change the results markedly. In general, the influence of the firm's balance sheet ratios remains nearly unchanged.³² However, within the macroeconomic controls for corporate rating, there is a relevant change. The coefficient of sovereign debt is no longer significantly different from zero and the impact of the growth in real GDP has decreased. The sovereign rating variable seems to capture the effects of these variables. These results are in line with the results of chapter 4 and the general literature analyzing the determinants of sovereign ratings, which identify macroeconomic variables in order to explain large parts of the sovereign rating.³³ Thus, the sovereign rating seems to be a good approximation for these variables. Most studies concerning the effect of sovereign ratings on corporate ratings include only the sovereign rating and no additional macroeconomic variables, which could be justified by the results cited above. However, to only include rating, and therefore omitting macroeconomic variables could lead to overestimating the coefficient of sovereign ratings. Therefore, the macroeconomic fundamentals remain included in the corporate rating model to control for effects not captured by the rating.

The strong and robust positive impact of sovereign on corporate rating means that a change in sovereign creditworthiness impacts the creditworthiness of the corporations in the respective country. The estimation results imply that on average a change in sovereign ratings by four notches leads to a change in corporate rating by one notch in the same direction. Thus, corporations will potentially face higher costs of credit financing when their corresponding sovereign rating deteriorates on a broad level across all economic sectors. During the European debt crisis, in which several countries experienced sovereign downgrades of up to eight notches in only 24 months, the credit conditions for the public and private sector in these countries were worsened. It is therefore possible that because investment projects became less profitable, the observed decline in private investment during the crisis could be attributed to the sovereign rating channel on corporate ratings. Hence, our results suggest that a downgrade of sovereign ratings is associated with a downturn in overall economic activity, implying a pro-cyclical effect on economic development. This is in line with the observation that countries like Italy or Spain endured much longer and severe economic recessions than other EMU countries like France or Belgium, because the former faced much higher sovereign rating downgrades than the latter. Moreover, since many European sovereigns experienced downgrades during the crisis – partially to an extremely low rating level, which had rarely occurred before in developed countries – the question of a sovereign ceiling policy also became more relevant and will therefore be analyzed in the next section.

³²For reasons of clarity, the full results are not presented here because the focus is on the coefficients of the sovereign rating. The complete results are given in table A5.9 in the Appendix.

³³E.g., Afonso et al. (2011) showed in their panel analysis of a dataset of 66 countries for the period between 1996-2005, that GDP growth, government debt and government balance do have a short-run impact on sovereign rating. Teker et al. (2013) confirmed the results regarding the impact of macroeconomic variables for a dataset of 10 developing and 13 developed countries for the period between 1998-2010.

5.5.2 Sovereign Ceiling

Sovereign ceiling before the beginning of the European debt crisis was more or less a question concerning emerging markets, because of the general high ratings in developed economies. With the lower ratings especially in the PIIGS countries, a potential sovereign ceiling policy – even a relaxed policy similar to the one currently applied by the CRAs – could have severe effects for the corporations. As a consequence, subsequent corporate downgrades would additionally burden the private sector, and could potentially worsen the country’s overall economic situation. In the following, the influence of the sovereign ceiling policy on corporate ratings is analyzed in order to answer the second research issue. As a first step, the existence of a sovereign ceiling is analyzed, using the baseline specification of equation (5.4). The sovereign ceiling policy hypothesis is additionally tested for rating downgrades through estimating a difference in difference model.

To analyze the ceiling effect, an interaction term between the sovereign rating and a ceiling dummy C_{it} is added to the regression:

$$\begin{aligned}
 CR_{it} = & \alpha + \delta SR_{it} + \rho SR_{it} \times C_{it} + EMU_{it} + \beta(X_{it} - \bar{X}_i) + \pi \bar{X}_i \\
 & + \gamma(Y_{it} - \bar{Y}_i) + \lambda \bar{Y}_i + A_i + B_t + \epsilon_i + \mu_{it}.
 \end{aligned}
 \tag{5.6}$$

The dummy C_{it} equals one if the corporate rating in the period $t - 1$ was equal to or above the sovereign rating $CR_{i,t-1} \geq SR_{i,t-1}$ and otherwise it equals zero. If a sovereign ceiling policy is applied, the interaction of the ceiling dummy and the numerical value of sovereign rating is expected to be positive because this would represent a stronger influence of the sovereign rating on corporate rating. Additionally, a dummy for the EMU-membership is added to control for a different treatment of EMU countries. The estimation results for equation (5.6) are given in table 5.2.

The first column reports the results for the random effects estimation with all firm-level and macro variables. Column (2) presents the results of the fixed effects version, which only includes the deviation of the different variables of its mean.³⁴ Both the coefficient of the sovereign rating and of the interaction term representing the influence of sovereign ratings for corporations at the ceiling have the expected positive sign and are significantly different from zero at the 1% level. The additional effects of a change in sovereign rating for corporations at the ceiling amounts to around 0.1, which must be added to the general coefficient of sovereign rating of 0.35. A change of two notches in sovereign rating would lead to a change of one notch in corporate rating for corporations hitting the ceiling. Again, the coefficients do not vary much between the fixed and the random effects estimation, which is a sign of the robustness of the effect. In contrast to the disclosure of the CRAs, there is no sign of a special treatment towards the EMU countries, as

³⁴Again, for clarity reasons, the firm balance sheet variables and the macro controls for the corporate rating are not reported as they do not change in significance or sign. Full results are presented in table A5.9.

Table 5.6: Estimation Results: Sovereign Ceiling Effects

corporate rating	random effects (1)	fixed effects (2)
sovereign rating	0.359*** (0.073)	0.348*** (0.073)
sovereign rating x Ceiling	0.121*** (0.038)	0.111*** (0.039)
EMU	2.134 (25.68)	
firm balance sheet controls	YES	YES
country macro controls	YES	YES
constant	-12.160 (17.320)	6.639*** (1.342)
Firm fixed effects	NO	YES
Time fixed effects	YES	YES
Country fixed effects	YES	NO
R^2	0.734	0.434
Observations	644	644
Number of firms	116	116

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

the respective dummy is not significantly different from zero. The effect seems to be captured by the sovereign rating itself.

To provide further evidence for the existence of a sovereign policy, an additional method should be used to analyze the differing effect of sovereign ratings at corporations affected by the ceiling. To this end, a difference in difference (DID) estimation, according to Adelino and Ferreira (2015), is applied. Due to the fact that a sovereign ceiling policy normally leads to reduced ratings because of a restricting sovereign rating, the following analysis is focused on the effect of sovereign rating downgrades. The effect of a sovereign downgrade on corporations that are potentially affected by a sovereign ceiling is compared to its effect on corporations not affected by a sovereign ceiling. In a DID estimation, the individuals are divided into a treatment and a non-treatment group in order to compare the different effects of a trigger – here the sovereign rating downgrade – on both. All corporations that are potentially affected by a sovereign ceiling because they have a corporate rating equal to or above the sovereign rating in the period before the downgrade are in the treatment group. The corporation with a rating below the sovereign rating are in the control or non treatment group. In order to analyze whether or not there is a significant difference between the effect of a sovereign downgrade on treated and non-treated corporations the following equation is estimated:

$$CR_{it} = \alpha + \beta C_{it} + \delta SRDN_{it} + \gamma C_{it} \times SRDN_{it} + A_i + B_t + D_i + \epsilon_{it}. \quad (5.7)$$

As before, CR_{it} is the corporate rating of corporation i in time t . The vector of ceiling

dummies C_{it} from equation (5.6) is used as the treatment variable, indicating whether or not corporation i is subject to the ceiling. $SRDN_{it}$ indicates the occurrence of a sovereign downgrade of the country corporation i resides at period t . The most relevant factor in the DID estimation is the interaction term of these two variables ($C_{it} \times SRDN_{it}$), which denotes the corporations at the ceiling in a country which was downgraded. The corresponding coefficient γ can thus be interpreted as a measure of how much more or less treated corporations suffer from a sovereign downgrade than corporations in the control group. The assumption is that the effect of a sovereign downgrade will be larger for treated corporations than for control corporations if a sovereign ceiling policy is applied by CRAs. A_i , B_t and D_i are vectors of country, time and firm fixed effects. Equation (5.7) is estimated using OLS on a pooled version of the data sample used in previous estimations. The reason for using a pooled estimation is to allow for the general effect of all sovereign downgrades to be estimated at once. In contrast to normal DID estimations, which are used to analyze the effect of a policy action affecting all treated individuals simultaneously, the sovereign downgrades during the sovereign debt crisis occurred at different moments for each country. The first “difference” in the DID estimation is thus the difference of corporate rating in the years leading up to and including that in which a sovereign downgrade occurs. The second “difference” refers to the differing effect of these downgrades on treated corporations compared to the non-treated.

In order to control for effects that vary over time and are constant over corporations, time dummies are applied. Firm level dummies allow to control for time invariant factors that vary across corporations and country level dummies allow to control for omitted variables that vary across countries and are constant over time. The results of the DID estimation are given in table 5.7.

corporate rating	(1)	(2)	(3)
ceiling	1.347 (0.867)	1.860** (0.878)	2.264*** (0.766)
sovereign downgrade	-1.211*** (0.350)	-0.614* (0.339)	0.016 (0.324)
sovereign downgrade x ceiling	-1.406* (0.737)	-1.868** (0.705)	-2.129*** (0.617)
constant	14.160*** (0.216)	13.190*** (0.306)	13.730*** (0.316)
Firm fixed effects	NO	NO	YES
Time fixed effects	NO	YES	YES
Country fixed effects	NO	YES	NO
R^2	0.040	0.118	0.518
Observations	644	644	644
Number of firms	116	116	116

Standard errors are clustered at the country level and are given in parentheses.
*, **, *** indicate statistical significance on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

Column (1) represents the basic model without any fixed effects. In column (2) country

and time fixed effects are applied, while time and firm fixed effects are represented in column (3). The standard errors are clustered at the country level to correct for correlated standard errors within groups over time. The results give clear evidence for a robust sovereign ceiling effect, because the coefficient of the interaction term has the expected negative sign and is significantly different from zero in all cases. The average numerical corporate rating of the control group at the time before a sovereign downgrade is 13.19.³⁵ Corporations belonging to the treatment group have an average rating before the sovereign downgrades of nearly two notches higher ($\beta = 1.860$) than the average rating of non-treated corporations. This is the expected result, because the treated corporations are per definition the ones with the highest ratings in their respective countries. A sovereign downgrade leads to a lower rating of about 0.6 notches for all corporations. For corporations at or above the ceiling (treatment group) the sovereign downgrade has an additional negative effect of nearly two notches ($\gamma = -1.868$).

Both the panel and the DID specification point to the existence of a sovereign ceiling channel during the European sovereign debt crisis which had a significant influence on the corporate ratings. Corporations at the ceiling were downgraded not because of their deteriorating firm variables, but because of the lower sovereign creditworthiness. Moreover, they were downgraded disproportionately more strongly than the control group in the aftermath of a sovereign downgrade. Worsening macroeconomic conditions which might also trigger sovereign downgrades should normally affect all corporations equally. If there were corporations more strongly affected by these conditions, it should be the corporations in the control group because of their lower rating than the treated corporations. This is due to their lower debtor quality (Adelino and Ferreira, 2015). The corporate downgrade due to a sovereign ceiling led to an artificial raising of costs, which resulted in higher financing costs than the corporations should face with respect to their economic conditions. The detected effects go beyond the general negative macroeconomic effects and represent an additional burden imposed on the private sector during the sovereign debt crisis.

5.5.3 Crisis Effects

In order to have finally a closer look at the development of both the sovereign rating channel and the sovereign ceiling effects during the sovereign debt crisis, the sample is divided into two subsamples: the pre-crisis sample covering the years 2008 and 2009, and the crisis sample covering the period 2010-2013. Given that the pre-crisis period covers only two years, including the time averages of the variables and their deviation of these averages is therefore not a reasonable option. The following estimations are therefore conducted with the normal forms of the explanatory variables based on the following equation:

³⁵In the following, the results are always mentioned with regard to the second specification, which is in line with the main specification with random effects in the other estimations. Even if the significance and sign of the coefficients β and δ does vary, the coefficient γ representing the differing effect of a sovereign downgrade for treated corporations is in all three specifications significant with the expected sign.

$$CR_{it} = \alpha + \delta SR_{it} + \eta SR_{it} \times C_{it} + EMU_{it} + \beta X_{it} + \gamma Y_{it} + A_i + B_t + \epsilon_{it}. \quad (5.8)$$

The results are presented in table 5.8. For comparison purposes, the simplified model is first estimated for the whole sample (column (1) and (2)). This allows us to replicate the analysis from the previous chapter. The results show, that although the correlation is not explicitly modeled, the results regarding the relevant coefficients of sovereign rating and the ceiling interaction term remain nearly unchanged. The coefficient of sovereign rating is 0.337, which is only slightly smaller than the coefficient in table 5.6 (0.359). The additional effect of the sovereign rating for corporations at the ceiling remains effectively unchanged (0.122 vs. 0.121). With regard to the influence of the firm level and macroeconomic variables, minor changes are visible. As these factors are mere control variables and the analysis focuses on the coefficients δ , η and the EMU dummy, these differences are negligible. Estimating equation (5.8) as a random effects model without explicitly modeling the correlation seems to be an appropriate solution considering the fact that both subsamples only include two respectively four years. Again, as a robustness check, the results of the fixed effects model are also provided.

The most noticeable difference between the pre-crisis and the crisis sample is the relevance of sovereign risk. Before the crisis, the sovereign rating, which was used as a proxy for sovereign risk, only influenced the corporations at the ceiling. It had no general impact on corporate rating, which is expressed by the coefficient of the sovereign rating variable being not significantly different from zero. Instead, the dummy for EMU membership has a positive coefficient of 2.714, which is significantly different from zero at the 10% significance level. This effectively means, that with equal fundamental variables, the corporate rating in the EMU was on average nearly three notches higher than the corporate rating in non-EMU countries. A differentiation between the corporations in the EMU countries with respect to their heterogeneous sovereign risk did not occur. These results are in line with the market perception of sovereign risk until the end of 2009, which is represented by the convergence of sovereign bond yields. There was no risk premium for sovereigns with higher debt or higher sovereign risk. All countries belonging to the EMU had to pay nearly the same interest rate on newly emitted sovereign bonds. With the beginning of the European debt crisis in 2010, there was a growing awareness of sovereign risk and the interest rates began to diverge, partially very strong. The markets began to differentiate between the EMU member countries regarding the sovereign risk and thus demanded different risk premiums.

Table 5.8: Estimation Results: Crisis Effects

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	2008-2013	2008-2013	2008-2009	2008-2009	2010-2013	2010-2013
sovereign rating	0.837*** (0.074)	0.342*** (0.074)	-0.146 (0.161)	-0.044 (0.136)	0.236*** (0.053)	0.214*** (0.051)
sovereign rating x ceiling	0.122*** (0.039)	0.110*** (0.041)	0.119*** (0.018)	0.096*** (0.015)	0.081*** (0.023)	0.065*** (0.024)
EMU	0.338 (0.832)		2.714* (1.449)		1.625 (1.555)	
ROE	-0.421*** (0.147)	-0.378*** (0.143)	-0.684 (0.543)	-0.865 (0.529)	-0.538*** (0.062)	-0.544*** (0.055)
ROA	11.570*** (4.211)	12.450*** (5.100)	6.234*** (2.847)	4.924 (3.188)	-0.066 (5.216)	-3.543 (6.270)
EBIT margin	0.794 (1.659)	-0.656 (1.800)	0.176 (1.568)	-0.774 (1.491)	6.909*** (2.663)	7.096*** (3.296)
quick ratio	-0.002 (0.025)	-0.004 (0.030)	-0.508* (0.289)	-0.553* (0.291)	0.022 (0.026)	0.029 (0.033)
asset coverage	0.006*** (0.002)	0.004 (0.004)	0.008*** (0.001)	0.002 (0.003)	0.008*** (0.002)	0.006 (0.004)
debt to equity ratio	-0.013** (0.006)	-0.011** (0.004)	-0.105 (0.071)	-0.083 (0.088)	-0.008** (0.003)	-0.006** (0.003)
debt to capital ratio	-1.402*** (0.665)	-1.086 (0.723)	-1.463 (1.131)	-1.188 (1.013)	-1.550* (0.821)	-1.224 (1.066)
net interest expenses	1.29 · 10 ⁻⁴ (1.38 · 10 ⁻⁴)	9.10 · 10 ⁻⁵ (1.64 · 10 ⁻⁴)	2.06 · 10 ⁻⁴ (1.92 · 10 ⁻⁴)	1.62 · 10 ⁻⁴ (1.69 · 10 ⁻⁴)	2.34 · 10 ⁻⁴ (1.4 · 10 ⁻⁴)	2.3 · 10 ⁻⁴ (1.81 · 10 ⁻⁴)
EBITDA interest coverage	0.005** (0.002)	0.004 (0.003)	0.003 (0.004)	0.003 (0.003)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)
total assets	0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.002*** (0.001)	6.25 · 10 ⁻⁵ (0.001)	0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)
GDP pc	4.03 · 10 ⁻⁶ (1.56 · 10 ⁻⁵)	5.07 · 10 ⁻⁶ (1.51 · 10 ⁻⁵)	-2.93 · 10 ⁻⁶ (1.86 · 10 ⁻⁵)	4.01 · 10 ⁻⁶ (1.63 · 10 ⁻⁵)	1.83 · 10 ⁻⁵ (2.11 · 10 ⁻⁵)	1.77 · 10 ⁻⁵ (1.97 · 10 ⁻⁵)
real GDP growth	0.056 (0.036)	0.058 (0.035)	0.040 (0.040)	0.041 (0.037)	0.063 (0.051)	0.073 (0.049)
sovereign debt	-0.001 (0.010)	0.001 (0.010)	-0.050*** (0.015)	-0.036*** (0.014)	-0.025* (0.015)	-0.029** (0.014)
inflation rate	0.005 (0.046)	0.014 (0.048)	0.025 (0.059)	-0.014 (0.058)	0.133* (0.079)	0.149* (0.080)
constant	5.940*** (1.416)	5.969*** (2.087)	18.070*** (2.952)	17.97*** (3.126)	7.134*** (1.237)	9.014*** (2.187)
Firm fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Time fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country fixed effects	YES	NO	YES	NO	YES	NO
R ²	0.684	0.453	0.806	0.276	0.724	0.467
Observations	646	646	215	215	431	431
Number of firms	116	116	110	110	115	115

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses.
 *, **, *** Indicate statistical significance on the 90%, 95%, and 99%-level.

This is reflected by the empirical results. In the crisis sample, there is no longer an EMU bonus but instead the sovereign rating plays a significant role in determining the corporate rating. This points to a more differentiated analysis of country risk in the determination of corporate ratings. Now, the varying sovereign ratings determine the country risk and no longer only the membership to the EMU. This shift away from the equal treatment and the assignment of the same sovereign risk for all EMU countries towards a more refined evaluation is also visible in the change in rating methodology by S&Ps in 2013. Since 2013, the maximum rating differential between sovereign and corporate rating had been unified for all countries. Membership in the EMU is no longer regarded as a significant advantage concerning the sovereign risk. Even if this change in methodology occurred only first in 2013 – the last year included in the sample –, the empirical results indicate that the difference in evaluation has been previously applied before. Since in order to avoid market disruptions because of the immediate effects of rating changes or news, the CRAs change their methodology only with caution, it seems conclusive that S&Ps applied some of the changes beforehand.³⁶

The difference in the sovereign ceiling effect before and during the crisis is very small. In both subsamples, the coefficient is significantly different from zero at the 1% level. The effect was slightly smaller during the crisis (0.081) than before the crisis (0.119). One possible ground for this is that during the crisis some countries were downgraded to the highly speculative level (B) or even below. In these cases, the CRAs apply an absolute rating cap of BB or B+ and the corporate rating does not follow the sovereign rating to distressed categories below B. Thus the influence of the sovereign rating on the corporate rating for corporations at or above the ceiling is lower in these categories because the restriction is less binding.

To conclude, the analysis in this chapter has revealed that the sovereign rating channel has only played a role since the beginning of the sovereign debt crisis. There was no evidence before the crisis of the sovereign ratings influencing the corporate sector. There was, however, a transmission of sovereign risk – not through the sovereign ratings, but rather through a general better treatment of corporations in the EMU. The CRAs assigned the same sovereign risk to all countries in the EMU and thus to all corporations in the EMU member countries compared to non-member countries. In contrast to this, the sovereign ceiling channel played a significant role in both subsamples leading to lower corporate ratings for corporations restricted by the ceiling.

5.6 Conclusion

The downgrades of European countries during the recent sovereign debt crisis caused controversial debates among economists, as well as politicians in Europe, with respect to the CRAs

³⁶The application of a smaller maximum rating differential and the different evaluation of country risk were already possible within the existing framework. The differential of six notches before 2013 represented the maximum permitted difference. Within this rule, a new internal rule of a maximum of four notched could be easily executed.

and their actions. The main question, if the sovereign rating changes in developed countries affect the corporate sector in the same way as in emerging market countries remained, however, unanswered. This paper has tried to fill this gap in the literature by analyzing the link between sovereign and corporate ratings during the European sovereign debt crisis. To this end, we developed a corporate rating model including firm level and macroeconomic variables in order to correctly assess the default probability of the regarded corporations.

The first issue of this paper addressed the identification and possible quantification of a sovereign rating channel in Europe. The second issue addressed the relaxed sovereign ceiling policy and its effects on European corporations. This analysis was enhanced by dividing the overall sample in two subsamples, namely the pre-crisis period (2008-2009) and the crisis period (2010-2013), in order to further investigate the development of the sovereign rating channel and the sovereign ceiling during the crisis.

Regarding the former, we find strong evidence for the existence of a sovereign rating channel, implying a transmission of sovereign risk on the corporate sector through credit ratings. A downgrade of a sovereign by four notches results in an average downgrade of the corporations by one notch. This represents an additional impact of sovereign risk on the corporate sector beyond the effect of changing macroeconomic fundamentals. Besides this general impact on all corporations, we also identify a strong sovereign ceiling effect. Corporations with a rating at or above the sovereign rating level are more strongly affected by a change in sovereign rating – with a rate of approximately 30% – than corporations with a rating below the sovereign. These results suggest that especially corporations with a high degree of credit-worthiness were threatened by rating downgrades in the crisis countries. This in turn might have accelerated the economic recession in these countries due to the potentially increased cost of borrowing for the private sector as a whole. Particularly important is also the additional burden on the financially healthiest firms at or above the ceiling, which in the crisis sample sum up to 15% of the total.

Before the beginning of the European sovereign debt crisis, there was no incorporation of country specific sovereign risk into the corporate ratings by CRAs. Instead, all corporations from EMU member countries received a rating which was on average two and a half notches better than the corporate rating of firms with comparable fundamentals in a non-EMU member country. This has changed since the beginning of the crisis, and the corporations in the EMU no longer get better treatment. Instead, the CRAs discriminate between the different countries in the EMU and use the specific sovereign risk to determine the corporate risk. The general effect of the sovereign ceiling policy on corporations at or above the ceiling did not change considerably during the sovereign debt crisis. However, due to the fundamentally lower sovereign ratings since the beginning of the crisis, more corporations are affected by the ceiling policy. The sovereign ceiling and its implications are therefore more relevant for economic development in the downgraded countries.

In sum, our results show that the sovereign downgrades during the crisis substantially influenced the corporate credit ratings in Europe, both through the sovereign rating channel, due to the general rise in sovereign risk, and through the sovereign ceiling effect based on the relaxed ceiling policy applied by CRAs. Together these effects resulted in lower corporate credit ratings due to lower sovereign credit ratings – and not due to worsening corporate fundamentals. Thus the costs of financing for the regarded corporations are amplified.

Bibliography

- Acharya, V., Drechsler, I., Schnabl, P., 2014. A Pyrrhic Victory? Bank Bailouts and Sovereign Credit Risk. *The Journal of Finance* 69 (6), 2689–2739.
- Adelino, M., Ferreira, M. A., 2015. Bank Ratings and Lending Supply: Evidence from Sovereign Downgrades (September 18, 2015). *SSRN Electronic Journal*, 2376721.
- Afonso, A., Furceri, D., Gomes, P., 2012. Sovereign credit ratings and financial markets linkages: Application to European data. *Journal of International Money and Finance* 31 (3), 606–638.
- Afonso, A., Gomes, P., Rother, P., 2011. Short- and long-run determinants of sovereign debt credit ratings. *International Journal of Finance & Economics* 16 (1), 1–15.
- Afonso, A., Gomes, P., Taamouti, A., 2014. Sovereign credit ratings, market volatility, and financial gains. *Computational Statistics & Data Analysis* 76, 20–33.
- Aizenman, J., Binici, M., Hutchison, M., 2013. Credit ratings and the pricing of sovereign debt during the euro crisis. *Oxford Review of Economic Policy* 29 (3), 582–609.
- Almeida, H., Cunha, I., Ferreira, M. A., Restrepo, F., 2016. The Real Effects of Credit Ratings: The Sovereign Ceiling Channel. *The Journal of Finance* (Forthcoming).
- Alsakka, R., ap Gwilym, O., 2012. Foreign exchange market reactions to sovereign credit news. *Journal of International Money and Finance* 31 (4), 845–864.
- Alsakka, R., ap Gwilym, O., 2013. Rating agencies' signals during the European sovereign debt crisis: Market impact and spillovers. *Journal of Economic Behavior & Organization* 85, 144–162.
- Alsakka, R., ap Gwilym, O., Vu, T. N., 2014. The sovereign-bank rating channel and rating agencies' downgrades during the European debt crisis. *Journal of International Money and Finance* 49, 235–257.
- Altman, E. I., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance* 23 (4), 589–609.
- Altman, E. I., 2013. Predicting financial distress of companies: revisiting the Z-score and ZETA models. In: Bell, A. R., Brooks, C., Prokopczuk, M. (Eds.), *Handbook of research methods and applications in empirical finance*. Handbooks of research methods and applications. Edward Elgar, Cheltenham, UK and Northampton, MA, USA, pp. 428–456.
- Altman, E. I., Saunders, A., 1997. Credit risk measurement: Developments over the last 20 years. *Journal of Banking & Finance* 21 (11-12), 1721–1742.
- Arezki, R., Candelon, B., Amadou N.R. Sy, 2011. Sovereign Rating News and Financial Markets Spillovers: Evidence from the European Debt Crisis. *IMF Working Paper No. 11/68*, 1–27.

- Bai, J., Wei, S.-J., 2014. When is There a Strong Transfer Risk from the Sovereigns to the Corporates? – Property Rights Gaps and CDS Spreads. CEPR Discussion Paper No. DP9252; Columbia Business School Research Paper No. 14-12.
- Bedendo, M., Colla, P., 2015. Sovereign and corporate credit risk: Evidence from the Eurozone. *Journal of Corporate Finance* 33, 34–52.
- BIS, 2011. The impact of sovereign credit risk on bank funding conditions. CGFS Papers No. 43, Bank for International Settlements.
- Blundell-Wignall, A., Slovik, P., 2010. The EU Stress Test and Sovereign Debt Exposures. OECD Working Papers on Finance, Insurance and Private Pensions 4.
- Borensztein, E., Cowan, K., Valenzuela, P., 2006. The Sovereign Ceiling Lite and Bank Credit Ratings in Emerging Markets Economies. Banco Central de Chile y BID, Washington, DC. Mimeo.
- Borensztein, E., Cowan, K., Valenzuela, P., 2007. Sovereign Ceilings “Lite”? The Impact of Sovereign Ratings on Corporate Ratings in Emerging Market Economies. IMF Working Paper No. 07/75, 1–34.
- Borensztein, E., Cowan, K., Valenzuela, P., 2013. Sovereign ceilings “lite”? The impact of sovereign ratings on corporate ratings. *Journal of Banking & Finance* 37 (11), 4014–4024.
- Brooks, R., Faff, R. W., Hillier, D., Hillier, J., 2004. The national market impact of sovereign rating changes. *Journal of Banking & Finance* 28 (1), 233–250.
- Canuto, O., Dos Santos, Pablo F Pereira, de Sá Porto, Paulo C, 2012. Macroeconomics and sovereign risk ratings. *Journal of International Commerce, Economics and Policy* 3 (02), 1250011.
- Carling, K., Jacobson, T., Lindé, J., Roszbach, K., 2007. Corporate credit risk modeling and the macroeconomy. *Journal of Banking & Finance* 31 (3), 845–868.
- Claessens, S., Embrechts, G., 2003. Basel II, Sovereign Ratings and Transfer Risk External versus Internal Ratings. SSRN Electronic Journal, 386480.
- Durbin, E., Ng, D., 2005. The sovereign ceiling and emerging market corporate bond spreads. *Journal of International Money and Finance* 24 (4), 631–649.
- Fender, I., Hayo, B., Neuenkirch, M., 2012. Daily pricing of emerging market sovereign CDS before and during the global financial crisis. *Journal of Banking & Finance* 36 (10), 2786–2794.
- Ferri, G., Liu, L.-G., Majnoni, G., 2001. The role of rating agency assessments in less developed countries: Impact of the proposed Basel guidelines. *Journal of Banking & Finance* 25 (1), 115–148.

- Fitch, 1998. Rating Securitizations Above the Sovereign Ceiling. Fitch IBCA, Structured Finance Special Report, December 1998.
- Fitch, 2008. Criteria Report: Country Ceilings. Fitch Ratings Limited, September 2008.
- Fitch, 2013. Updated Country Ceiling Criteria Introduces Revised Approach to Eurozone Ceilings. Fitch Ratings Limited, August 2013.
- Gande, A., Parsley, D. C., 2005. News spillovers in the sovereign debt market. *Journal of Financial Economics* 75 (3), 691–734.
- Gennaioli, N., Martin, A., Rossi, S., 2014. Banks, Government Bonds, and Default: What do the Data Say? ECGI Working Paper Series in Finance 425.
- Hooper, V., Hume, T., Kim, S.-J., 2008. Sovereign rating changes—Do they provide new information for stock markets? *Economic Systems* 32 (2), 142–166.
- Ismailescu, I., Kazemi, H., 2010. The reaction of emerging market credit default swap spreads to sovereign credit rating changes. *Journal of Banking & Finance* 34 (12), 2861–2873.
- Kaminsky, G., Schmukler, S., 2002. Emerging markets instability: do sovereign ratings affect country risk and stock returns? *The World Bank Economic Review* 16 (2), 171–195.
- Kisgen, D. J., 2006. Credit Ratings and Capital Structure. *The Journal of Finance* 61 (3), 1035–1072.
- Kisgen, D. J., 2009. Do Firms Target Credit Ratings or Leverage Levels? *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 44 (06), 1323.
- McCauley, R. N., White, W. R., 1997. The euro and European financial markets. BIS Working Papers (41).
- Moody's, 2015. Announcement: Moody's publishes updated methodology on country risk ceilings. Moody's Investors Service, Global Credit Research, January 2015.
- Peter, M., Grandes, M., 2005. How Important Is Sovereign Risk in Determining Corporate Default Premia? The Case of South Africa. IMF Working Paper No. 05/217, 1–64.
- Standard & Poor's, 2008. Criteria: Corporate Ratings Criteria 2008. Standard and Poor's Financial Services LLC, Ratings Direct 642971, April 2008.
- Standard & Poor's, 2011a. Credit FAQ Understanding Ratings Above The Sovereign. Credit Week - Special Report On The U.S. Rating Downgrade And Its Global Effects, Standard and Poor's 31.
- Standard & Poor's, 2011b. General Criteria: Nonsovereign Ratings That Exceed EMU Sovereign Ratings: Methodology And Assumptions. Standard and Poor's Financial Services LLC, Ratings Direct 878463, June 2011.

- Standard & Poor's, 2013. General Criteria: Ratings Above The Sovereign - Corporate And Government Ratings: Methodology And Assumptions. Standard and Poor's Financial Services LLC, Ratings Direct 1218904, November 2013.
- Tang, T. T., 2009. Information asymmetry and firms' credit market access: Evidence from Moody's credit rating format refinement. *Journal of Financial Economics* 93 (2), 325–351.
- Teker, D., Pala, A., Kent, O., 2013. Determinants of Sovereign Rating: Factor Based Ordered Probit Models for Panel Data Analysis Modeling Framework. *International Journal of Economics and Financial Issues* 3 (1), 122–132.
- Vernazza, D., Nielsen, E., Gkionakis, V., 2014. The Damaging Bias of Sovereign Credit Ratings. *UniCredit Global Themes Series* 21, 26 March 2014.
- Williams, G., Alsakka, R., ap Gwilym, O., 2013. The impact of sovereign rating actions on bank ratings in emerging markets. *Journal of Banking & Finance* 37 (2), 563–577.
- Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric analysis of cross section and panel data*.

Appendix

Full Estimation Results

Table 5.9 reports the full estimation results from section 5.5.1 and 5.5.2 and includes all firm balance sheet and all macro control variables for the corporate credit rating. In Column (1) to (4) the estimated coefficients for all independent variables from the estimation (5.5) are given. Column (5) and (6) contain full estimation results for equation (5.6).

Table 5.9: Full Estimation Results

Corporate Rating	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
sovereign rating	0.267*** (0.065)	0.263*** (0.064)	0.271*** (0.064)	0.268*** (0.062)	0.359*** (0.073)	0.348*** (0.073)
sovereign rating x ceiling					0.121*** (0.038)	0.111*** (0.039)
EMU					2.134 (25.68)	
avg. ROE	4.381** (1.817)		4.026** (1.851)		3.568* (1.904)	
ROE	-0.400*** (0.133)	-0.397*** (0.129)	-0.429*** (0.133)	-0.441*** (0.128)	-0.421*** (0.138)	-0.434*** (0.132)
avg. ROA	-16.640 (13.740)		-12.510 (13.090)		-13.410 (12.720)	
ROA	4.971 (9.147)	6.359 (9.323)	-0.881 (9.713)	-3.837 (9.768)	-2.515 (9.218)	-5.810 (9.335)
avg. ROCE	7.377* (3.991)		9.669** (4.410)		10.490** (4.197)	
ROCE	2.754 (4.080)	2.172 (4.193)	5.285 (4.548)	6.627 (4.595)	6.362 (4.325)	7.811* (4.412)
avg. EBIT margin	5.204 (3.386)					
EBIT margin	-0.555 (1.541)	-0.618 (1.482)				
avg. cash flow			1.009 (2.294)		1.169 (2.248)	
cash flow			-1.237 (1.795)	-1.168 (1.742)	-0.806 (1.453)	-0.767 (1.417)
avg. quick ratio	-0.186 (0.278)		-0.012 (0.363)		0.003 (0.326)	
quick ratio	-0.040 (0.126)	-0.022 (0.128)	0.285 (0.293)	0.453 (0.299)	0.226 (0.255)	0.393 (0.262)
avg. asset coverage	0.008*** (0.003)		0.007** (0.003)		0.007** (0.003)	
asset coverage	0.004 (0.005)	0.004 (0.004)	0.001 (0.005)	-0.001 (0.004)	0.003 (0.004)	0.001 (0.004)
avg. debt to equity ratio	-0.043 (0.031)		-0.048 (0.034)		-0.054 (0.034)	
debt to equity ratio	-0.010** (0.004)	-0.010** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.004)
avg. debt to capital ratio	-3.036** (1.373)		-2.807** (1.413)		-2.449* (1.378)	
debt to capital ratio	-1.245 (0.797)	-1.216 (0.774)	-1.000 (0.803)	-0.843 (0.784)	-0.922 (0.799)	-0.775 (0.776)
avg. net interest expenses	$3.86 \cdot 10^{-4}$ ($2.42 \cdot 10^{-4}$)		$3.02 \cdot 10^{-4}$ ($2.71 \cdot 10^{-4}$)		$2.38 \cdot 10^{-4}$ ($2.58 \cdot 10^{-4}$)	
net interest expenses	$2.82 \cdot 10^{-5}$ ($1.78 \cdot 10^{-4}$)	$3.47 \cdot 10^{-5}$ ($1.73 \cdot 10^{-4}$)	$4.46 \cdot 10^{-6}$ ($1.78 \cdot 10^{-4}$)	$9.41 \cdot 10^{-6}$ ($1.76 \cdot 10^{-4}$)	$7.58 \cdot 10^{-5}$ ($1.65 \cdot 10^{-4}$)	$7.63 \cdot 10^{-5}$ ($1.61 \cdot 10^{-4}$)
avg. EBITDA interest coverage	-0.001 (0.007)		-0.004 (0.008)		-0.004 (0.008)	
EBITDA interest coverage	0.005* (0.003)	0.005* (0.003)	0.005** (0.003)	0.005** (0.003)	0.004 (0.003)	0.004 (0.003)
avg. total assets	0.002*** (0.000)		0.002*** (0.000)		0.002*** (0.000)	
total assets	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
avg. GDP pc	-0.000 (0.001)		-0.000 (0.001)		-0.000 (0.001)	
GDP pc	$1.01 \cdot 10^{-5}$ ($1.64 \cdot 10^{-5}$)	$1.03 \cdot 10^{-5}$ ($1.58 \cdot 10^{-5}$)	$9.16 \cdot 10^{-6}$ ($1.72 \cdot 10^{-5}$)	$1.07 \cdot 10^{-5}$ ($1.66 \cdot 10^{-5}$)	$6.01 \cdot 10^{-6}$ ($1.55 \cdot 10^{-5}$)	$7.98 \cdot 10^{-6}$ ($1.51 \cdot 10^{-5}$)
avg. GDP growth	-1.236 (1.551)		-1.704 (1.572)		-1.695 (1.496)	
GDP growth	0.070* (0.040)	0.071* (0.039)	0.067* (0.039)	0.066* (0.038)	0.052 (0.036)	0.053 (0.035)
avg. debt_sov	0.184 (0.316)		0.226 (0.324)		0.200 (0.297)	
sovereign debt	0.006 (0.009)	0.006 (0.009)	0.007 (0.009)	0.007 (0.009)	0.002 (0.010)	0.002 (0.009)
avg. inflation rate	0.754 (0.867)		1.167 (0.891)		0.948 (0.843)	
inflation rate	0.037 (0.065)	0.038 (0.063)	0.031 (0.065)	0.030 (0.063)	0.005 (0.050)	0.006 (0.050)
constant	-8.596 (18.220)	8.397*** (1.126)	-14.270 (18.590)	8.237*** (1.116)	-12.160 (17.320)	6.639*** (1.342)
Firm fixed effects	NO	YES	NO	YES	NO	YES
Time fixed effects	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Country fixed effects	YES	NO	YES	NO	YES	NO
R ²	0.715	0.367	0.702	0.376	0.734	0.434
Observations	646	646	644	644	644	644
Number of firms	116	116	116	116	116	116

Heteroskedasticity robust standard errors in parentheses. *, **, *** indicate statistical significance on the 90%, 95%, and 99% level.

Chapter 6

How Do Oil Price Changes Affect German Stock Returns?¹

¹This article is co-authored by Prof. Dr. Heinz-Dieter Smeets and has been published in *International Journal of Energy Economics and Policy*, Vol. 5, No. 1, 2015, pp. 321-334.

6.1 Introduction

Oil and its derivatives play a significant role in German production; as a nation it is one of the largest oil consuming countries in the world with a consumption of 2,357,500 barrels per day of which 98% are imported. Germany therefore ranks among the top oil importing countries in the European Union in contrast to oil exporting countries like Norway or the U.K. When an economy is highly dependent on oil imports – such as Germany – it is expected that oil price changes will have an influence on the economy, its producers and, therefore, also on the stock returns. In fact there seems to be a “general market perception that stock markets react to oil price shocks” (Nandha and Faff (2008), p. 986). Numerous studies have revealed a general relationship between oil prices and macroeconomic variables of an economy such as real economic activity, GDP growth or productivity. Others witnessed that stock returns are significantly affected by these macroeconomic variables (Hooker, 2004; Chiarella and Gao, 2004). Consequently, a growing body of literature analysing the direct relationship between oil prices and stock returns has emerged. While most of these studies investigate this relationship for the United States, little research has been done on this subject with regard to Germany.

This study aims, however, not only to conduct a primary investigation of the relationship between oil prices and German stock returns on a disaggregated, company specific basis, but also to identify channels of transmission. Thus, it contributes to the existing literature in both these respects. For the second issue we distinguish between a signalling and a profit channel, which are explained later in more detail. The main characteristic of the signalling channel is, however, that market participants form their expectations on (future) profits based on oil prices quoted in US dollar because they are readily available. Since our empirical analysis focuses on this transmission channel we start by applying a panel analysis to answer the question of whether or not oil price changes quoted in US dollar (representing the signalling channel) affect German stock market returns in a linear or non-linear fashion. This analysis reveals that it is only oil price *shocks* that have a significant and asymmetric impact, causing “extraordinary” oil price increases to reduce German stock returns. Given these results, we proceed by analysing the short-term impact on a disaggregated and daily data basis. Again, we are able to confirm the working of a signalling channel following asymmetric oil price shocks, although this is not true for all companies involved in the analysis. Those companies exhibiting significant results could, in turn, be largely accounted for by their cost- or demand-side dependence on oil.

The remainder of this paper is organised as follows: Section 2 presents a short review of the literature. Next, Section 3 describes the general relationship between oil prices and stock returns, while Section 4 discusses alternative definitions of oil price shocks and the model applied. Section 5 outlines the structure of our panel analysis and presents the corresponding results. Based on these results, Section 6 introduces a disaggregated, company-specific analysis based on Granger (non-)causality tests. Section 7 provides an explanation of why specific firms found in Section 6 are hit by oil price shocks while others are not. Finally, Section 8 concludes.

6.2 Literature Review

There currently exists a wide range of literature concerning the relationship between oil prices and macroeconomic variables (e.g. GDP growth, exchange rate, employment and international debt). An early study was presented by Hamilton (1983) who examined the relationship between the price of oil and real GDP, finding that increasing oil prices lead to a declining real GDP. Based on this strand of literature, a variety of studies about the connection between oil prices and the stock market subsequently emerged. One of the first was the seminal paper by Jones and Kaul (1996) who established that, at the very least, the reaction of the United States and the Canadian stock market to oil price shocks is caused completely by changes in cash flows and expected returns. Later on, Sadorsky (1999) discovered – by estimating a VAR model – that both oil price shocks as well as its volatility cause stock return changes. Similar to Basher and Sadorsky (2006), as well as Chiou and Lee (2009), he reports that oil price shocks have negative and asymmetrical effects. In other words that is to say, positive² oil price shocks have a significant negative effect on stock returns whereas negative oil price shocks do not have a positive effect.³

Although most research still focuses on US data, other countries have lately attracted increasing attention. In a more recent study, Park and Ratti (2008) show that oil price shocks have a significant negative influence on real stock returns in the United States and 12 European countries including Germany. It is only Park and Ratti (2008) as well as Apergis and Miller (2009) who examined, among other countries, the reaction of the German stock market to oil price shocks. Concerning Germany, the first study found a nonlinear relationship between oil prices and the DAX as a whole, but no asymmetric effects. In a similar way, Apergis and Miller (2009) analysed the reaction of eight aggregated stock market indexes to oil price shocks which again detected a significant reaction of the German aggregated stock returns represented by the DAX to three different structural oil shocks (namely oil supply shocks, global demand shocks, and idiosyncratic demand shocks).

Moreover, in accordance with the majority of the existing literature, their findings are generally based on the returns of aggregated stock indexes. Little research has been done, however, on the relationship between oil price shocks and stock returns on a disaggregated industry or even on a company level. Lee and Ni (2002), Mohamed El Hedi and Fredj (2009), Gogineni (2010) as well as Scholtens and Yurtsever (2012) pertain to the few who did; they all pointed to the importance of using disaggregated data in order to reveal varying effects of oil price shocks among different industries or even companies. Although using industry specific indexes Scholtens and Yurtsever (2012) were unable to derive country specific results because their analysis is based on 38 industry equity indexes being, however, aggregated over 15 European

²In this connection, “positive” points to a rise in oil prices and vice versa.

³Research concerning oil exporting countries such as by Hammoudeh and Aleisa (2004) who include Bahrain, Kuwait, Oman, Saudi Arabia and the UAE mostly arrive at the opposite result reporting a positive relationship between oil prices and stock market activity, which is logical on account of these countries’ (additional) profits from rising oil prices, as petroleum and petroleum products are often their major source of income.

countries. As a further result, their industry index include both the development in oil importing, as well as in oil exporting countries (e.g. Norway and U.K.) what may be a reason for their unusual outcome that positive oil price shocks show only a few significantly negative reactions, while negative oil price shocks exhibit a significantly positive reaction in many industries. Since they focus on highly aggregated European industries and their stock market developments no assertions can be made concerning German industries or even companies.

6.3 Theoretical Background

If oil plays an important role in an economy it follows logic to expect oil prices to be correlated with stock returns (Huang et al., 1996). The stock price reflects the economic conditions, and is regarded as the “market’s best estimate of the future profitability of firms” (Jones et al., 2004, p. 13) because it is normally calculated as the present discounted value of their future profits. Most of the models designed to calculate the value of a stock have their origin in the theory of the valuation of firms. This is due to the fact that, in principle, the theory-based value of a stock can be derived from the firm’s market value divided by the number of shares. The firm’s value corresponds to the present value of the expected future free-cash-flows, less the value of all liabilities. Related to the stock valuation are the cash flows to the investors, the dividends, and not the free-cash-flows of the firm. A basic model to describe these relations is the dividend discount model which is a classic discounted cash flow model. It can be written formally as:

$$PV_0 = \sum_{t=0}^{\infty} \frac{D_t}{(1+i)^t} \quad (6.1)$$

where PV_0 is the present value of the stock at the beginning of time period t , defined as the sum of the expected future dividends D_t divided by the discount rate $(1+i)$. For the sake of simplicity, the discount rate is assumed to be constant over time and can be expressed as a function of a given interest rate i , which represents the opportunity costs of the stock investment. Standard textbook formulations of stock valuation models generally consist of some variation of the discounted dividend approach shown above.⁴ Assuming that the dividend payout ratio is 1, the total dividends amount to the firm’s total profits. Therefore, the stock value could be described as the present value of expected future profits. In general, a firm’s profit can be defined as the difference between its revenues (R) and total costs (TC):

$$Profit = R - TC = D \quad (6.2)$$

The revenue of a firm, in turn, is equal to the (average) market price per unit ($P_M^{\text{€}}$) multiplied by the number of products sold (x). TC , is again composed of costs concerning oil imports (C_{oil}) in addition to all remaining costs (C). Since oil is typically invoiced in US dollar, C_{oil}

⁴These variations contain different extensional parts, such as factors representing constant or variable growth.

depends on the price for oil imports in foreign currency ($P_{oil}^{\$}$) as well as on the corresponding exchange rate (e).

$$Profit = [P_M^{\text{€}} \cdot x(P_{oil}^{\$} \cdot e)] - [C + \underbrace{(P_{oil}^{\$} \cdot e \cdot x_{oil})}_{\substack{P_{oil}^{\text{€}} \\ C_{oil}}}] \quad (6.3)$$

with $CD \equiv \frac{C_{oil}}{TC}$ as the cost-side dependence

and $DD \equiv \frac{\partial x}{\partial P_{oil}}$ as the demand-side dependence.

If market participants form rational expectations concerning a firm's future profits then they should subsequently be expected to conduct a fundamental analysis based on equation (6.3). There are two channels through which a change in oil prices can influence profits: Firstly, they can operate via cost effects (C_{oil}) which gain in importance the higher the *cost-side dependence* (CD). Secondly, they can influence revenues via its impact on the number of products sold, which is called *demand-side dependence* (DD). Both these effects point in the same direction. Following an increase in oil prices, rising costs and/or falling revenues are to be expected, resulting in sum to reduced (future) profits, and vice versa. Thus, of importance for an increase or decrease in profits due to oil price changes is the corresponding price in Euro. A given change in oil prices quoted in US dollar may, therefore, result in a smoothed or even in an exacerbated development of Euro prices due to simultaneous changes in the exchange rate. It is only if economic agents look at this joint effect that we should expect an influence of oil price shocks quoted in Euro (home currency) on equity returns. A procedure of even greater sophistication takes into account additional revenue effects due to the price at which the corresponding product – having oil as an input factor – can be sold. In this case the real price of oil quoted in Euro $[\frac{P_{oil}^{\text{€}}}{P_M^{\text{€}}}]$ affects market participants' activities and, therefore, expected equity returns. In many cases some index for the cost of living (e.g. HCPI) is taken as a proxy for $P_M^{\text{€}}$. This implies, however, that single prices such as $P_M^{\text{€}}$ develop closely in line with the price index.

Conversely, the signalling channel is based on the assumption that economic agents react primarily to readily available information on oil prices, which are in most cases quoted in US dollar. This holds true e.g. for news on the TV as well as for newspaper articles. According to this transmission channel, even an oil price change quoted in US dollar should have a significant influence on equity returns for firms with a high dependence on oil. Furthermore, this effect should come into play immediately after a price change, since all necessary information is instantly available. This transmission channel incorporates to some extent the assumption of a

specific form of money illusion.

The difference between both these channels may diminish, however, if the exchange rate changes by only a slight amount and the oil price in Euro is dominated by the oil price in US dollar. Moreover, economic agents may expect firms to have hedged the risk of exchange rate changes in order to reduce uncertainty only to the price in US dollar. Last but not least, if purchasing power parity holds even in the short run, then $P_M^{\text{€}}$ and e would net out from the real price of oil quoted in Euro with $P_{oil}^{\text{§}}$ as the only remaining factor influencing equity returns. Nevertheless, if there is a significant correlation between oil prices quoted in US dollar and stock returns then this points to the existence of a signalling channel. A distinction between both these transmission channels has not yet appeared in the existing literature. One reason for this omission may be that for the United States — where most studies concerning the effects of oil price changes focus upon — both these channels coincide because the US dollar is at the same time the domestic currency. Thus, oil price changes in US dollar immediately reflect the cost effect without the necessity to additionally consider the exchange rate.

The present analysis is concentrated on firms that typically import oil from abroad and do not produce oil themselves.⁵ This situation applies to almost all German firms, especially for those contained in the DAX⁶. An increase in oil prices (positive oil price change) is, therefore, expected to reduce stock returns of the involved companies while the effects of a decrease are — according to existing research — much more ambiguous. Against this background, we not only analyse the general impact of all oil price changes, but control as well for any possible (asymmetric) effects following oil price *shocks* being basically defined as an “extraordinary” change.

6.4 Modelling Oil Price Shocks

The specific definition of an oil price *shock* varies considerably across authors. Some regard every change of the oil price as a *shock*, assuming a linear relationship between oil prices and stock market returns. Other researchers define an oil price shock as an *extraordinary* increase in oil prices. Davis and Haltiwanger (2001), for example, used a 5-year average of the oil price to capture this effect. One outcome of this specification is that changes in oil prices have no immediate influence unless it materialises as a long-run effect. It was Hamilton who provided several different specifications of an oil price shock. While starting from the basic definition (Hamilton, 1983) that oil price shocks coincide with any oil price change — implying symmetric effects — later refinements also include nonlinear as well as asymmetric effects. While nonlinear effects reflect the assumption that small fluctuations in oil prices may not affect economic agents' behaviour, asymmetric reactions imply that oil price increases hit the economy more

⁵A more detailed analysis of the differing effects of oil price shocks on countries importing and exporting oil can be found in Wang et al. (2013).

⁶The only company within this index which produces oil is BASF with its division Oil & Gas performed by the Wintershall Company which, in turn, is responsible for around 15% of the company's total revenues.

severely than decreases. In Hamilton (1996) the use of a *net oil price increase*, defined as the amount by which the current oil price rises above the maximum over the last four quarters, was suggested. Hamilton (2003) later considers to define an oil price shock as a substantial rise in oil prices, which occurs if the current oil price is higher than the maximum over the last three years. This approach has, in turn, been extended by Engemann et al. (2011) who allow not only for positive oil price shocks but also for negative ones. In the following, we employ this specification in order to control for nonlinear as well as for asymmetric effects. Consequently, a positive oil price shock is defined as

$$op_t^+ = \max \begin{cases} 100 \times \ln \frac{op_t}{\max\{op_{t-1}, \dots, op_{t-n}\}} & \text{if } op_t > \max\{op_{t-1}, \dots, op_{t-n}\}, \\ 0 & \text{if } op_t \leq \max\{op_{t-1}, \dots, op_{t-n}\}. \end{cases} \quad (6.4)$$

and a negative oil price shock as

$$op_t^- = \min \begin{cases} 100 \times \ln \frac{op_t}{\min\{op_{t-1}, \dots, op_{t-n}\}} & \text{if } op_t < \min\{op_{t-1}, \dots, op_{t-n}\}, \\ 0 & \text{if } op_t \geq \min\{op_{t-1}, \dots, op_{t-n}\}. \end{cases} \quad (6.5)$$

According to this definition, a positive (negative) oil price shock occurs if the actual oil price is higher (lower) than the maximum (minimum) over the last n observations.

6.5 Panel Analysis

6.5.1 Data

In order to investigate the general relationship between oil price changes and the German stock market we employ a data sample based on monthly observations from January 1980 to June 2008. This period was chosen in order to exclude the two major oil crises in 1973 and 1979 on the one hand as well as the extraordinary effects of the subprime crisis,⁷ which reached its peak in September 2008 with the demise of Lehman Brothers and the subsequent global downturn, on the other hand. The data set for the panel analysis of the German DAX companies includes monthly data of corresponding German stock prices and oil prices as well as German industrial production. The data set is a balanced panel which contains 5372 observations with 17 individuals (firms) and 316 time periods.

Table 6.5.1 reports descriptive statistics for the group invariant variables industrial production, oil prices, and the oil price shocks. The oil price applied in this study is the nominal price of Brent crude oil which is the leading benchmark for Atlantic crude oils quoted in US dollar. As a control variable for business cycle effects industrial production is included in the analysis. The index used is the German index of industrial production including construction based on

⁷The influence of the financial crisis on oil prices was studied in more detail by Salisu and Fasanya (2012).

Table 6.1: Descriptive Statistics

Variable	No. of Obs.	Mean	St. Dev.	Min	Max
Ind. Production	316	87.36	11.41	63.7	115.4
Oil Price \$	316	28.49	18.56	9.3	128.26
Positive Oil price shocks	78	1.64	4.20	0	38.57
Negative Oil price shocks	62	-1.20	4.01	-36.44	0

the year 2005. All data are provided by Thomson Reuter's *Datastream*. As a benchmark for the German equity market the companies included in the *Deutscher Aktien Index (DAX)* are analysed. Over time the composition of the DAX, introduced in 1987, changed on numerous occasions so that some stocks have been replaced by others. Therefore, we only include those companies where data are available over the entire sample period. Consequently, 17 companies⁸ and their monthly stock prices form our individuals.

6.5.2 Model structure

To test our hypothesis that oil price changes affect stock market returns of German DAX companies, estimations are based on a company-specific fixed-effects model with time dummies. We start by estimating the log of the stock return of firm i at time t (y_{it}) as follows:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \Delta ip_t + \beta_2 op_t^{\$} + \epsilon_{it} \quad (6.6)$$

where ip_t represents the log of industrial production and $op_t^{\$}$ the log of the oil price of Brent crude oil measured in US dollar. ϵ_{it} is a well behaved error term and α and β are the parameters to be estimated.

To analyse the effects of oil price shocks on stock returns instead of any change of the oil price we modify equation (6.6) as follows to obtain our second estimation equation:

$$\Delta y_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \Delta ip_t + \beta_2 op_t^+ + \beta_3 op_t^- + \epsilon_{it} \quad (6.7)$$

now including op_t^+ and op_t^- which represent positive and negative oil price shocks as defined above. Similar to e.g. Jones and Kaul (1996) and Sadorsky (1999) we additionally involve industrial production in equations (6.6) and (6.7) as a control variable for cyclical variations in economic activity. In accordance with Park and Ratti (2008) we select $n = 6$ to calculate oil price shocks for the monthly data base.

We start our empirical analysis by conducting panel unit root tests for all variables except the oil price shocks. As all tested series proved to be integrated of order one, the entire panel analysis is based on first differences of stock returns and industrial production. Moreover, all model specifications were tested for remaining autocorrelation and heteroscedasticity. While

⁸These companies are: BMW AG, Volkswagen AG, Deutsche Bank AG, Commerzbank AG, BASF SE, Bayer AG, Linde AG, Siemens AG, Allianz SE, Munich RE, Deutsche Lufthansa AG, TUI AG, E.ON AG, RWE AG, Continental AG, MAN SE and ThyssenKrupp AG.

Table 6.2: Estimation Results: Equation (6.6)

Variables	Coefficients	t-Value
Ind. Production	0.0050*** (4.31)	0.0011
Oil Price (\$)	-0.0363 (-0.90)	0.0406
Time fixed effects	YES	
No. of obs.	5372	
No. of groups	17	
$F - test$	19.00	
$adj.R^2$	0.54	

Heteroscedasticity robust standard errors
in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance
on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

there was no sign of autocorrelation independent of the model specification, we found some evidence of heteroscedasticity. We, therefore, calculated heteroscedasticity robust standard errors which are indicated in Table 6.5.3 and 6.5.3.

6.5.3 Results

Firstly, test results based on equation (6.6) which are compiled in Table 6.5.3 show unambiguously that oil price changes in general have no effect on the stock returns of German DAX companies. It is only industrial production which has a significant influence, reflecting the varying development of a firm's profit over the business cycle. Thus, we are unable to detect any linear relationship between oil price changes and the German stock market. This is consistent with the majority of findings in the literature concerning other countries. To control for non linearities and asymmetric effects we estimated equation (6.7). Our findings are presented in Table 6.5.3.

The results indicate that the coefficient for positive oil price shocks is highly significant with the expected negative sign, whereas negative oil price shocks lack any significant influence. With this considered, our estimation suggests an asymmetric effect of oil price shocks, meaning that rising oil prices lead to declining stock returns but that declining oil prices do not affect stock returns at all. In summarising our results so far we can conclude that oil price changes affect German stock market returns not only in a nonlinear way but also in an asymmetric one. For the control variable we identify significant effects at the 1% level, comparable to the results of equation (6.6).

In this first step of our analysis we detect a significant relationship between positive oil price *shocks* and the German stock market. Former investigations for other countries (Lee and Ni, 2002) showed that it is of great importance to analyse the effect of oil price shocks on a disaggregated level due to the differing effect of oil price shocks on various industries. Therefore

Table 6.3: Estimation Results: Equation (6.7)

Variables	Coefficients	t-Value
Ind. Production	0.0051*** (4.26)	0.0012
Positive Shock (\$)	-0.0037*** (-9.76)	0.0003
Negative Shock (\$)	0.0003 (0.46)	0.0006
Time fixed effects	YES	
No. of obs.	5372	
No. of groups	17	
$F - test$	19.00	
$adj.R^2$	0.54	

Heteroscedasticity robust standard errors
in parentheses.

*, **, *** indicate statistical significance
on the 90%-, 95%-, and 99%-level.

the causal link between an oil price shock and the return of single DAX companies is analysed in the following section.

6.6 Disaggregated Analysis

In order to investigate the relationship between oil price shocks and stock returns in Germany in more detail, we conduct Granger (non-)causality tests for the individual return series. Data description corresponds to the information given in Section 5.1. The only difference is that individual stock returns are now analysed on a daily data base. Accordingly, oil price shocks are calculated corresponding to equations (6.4) and (6.5) over a time horizon of one month (20 data points). To test for Granger (non-)causality we estimate a vector autoregressive (VAR) model which is based on equation (6.8) for each equity involved in our analysis.

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{k+m} \beta_i \cdot y_{t-i} + \sum_{i=1}^{k+m} \gamma_i \cdot op_{t-i}^+ + \sum_{i=1}^{k+m} \delta_i \cdot op_{t-i}^- + u_t \quad (6.8)$$

Oil price shocks are said to Granger cause y (stock returns) if the sum of the coefficients γ or δ diverge significantly from zero.

In the following, the usual zero restrictions on the above mentioned parameters are tested by applying the procedure suggested by Toda and Yamamoto (1995). Therefore, the VAR is set up in (log) levels using a Wald test to assess the restrictions. Since this Wald test does not follow its usual asymptotic chi-square distribution in the instance of (some) non-stationary data, it is necessary to adopt a special procedure. While the VAR is estimated with $k + m$ lags, the Wald test is applied only to the first k lags, where k is the optimal lag length and m the highest order of integration of all time series involved in the equation. Pre-tests (Akaike information

Table 6.4: Granger Causality Rest Results

Share	Oil price (\$)			
	Positive shocks		Negative shocks	
	Sign	Chi^2	Sign	Chi^2
Volkswagen	-	33.5*	+	20.9
BMW	-	36.7*	-	10.8
MAN	-	23.6	+	7.3
BASF	-	27.4*	-	12.0
Bayer	-	32.7*	-	21.4
Beiersdorf	-	17.9	+	13.7
K. u. S.	-	16.0	+	18.2
Linde	-	22.9	+	10.8
EON	-	19.1	+	17.6
RWE	-	22.4	+	15.6
Lufthansa	-	32.0*	-	20.0
Siemens	-	20.5	-	9.9
Thyssen Krupp	-	36.9*	+	11.9
Deutsche Bank	-	38.7*	+	10.8
Commerzbank	-	22.9	+	7.2
Allianz	-	31.7*	+	10.1
Muenchener Rueck	-	17.3	-	10.5

* Significant at the 95%-level at least.

criterion) have revealed that the optimal lag length k varies considerably across equations, with the highest optimal lag being 15. However, when examining the residuals for autocorrelation we find that problems arise, particularly with short lags. To avoid these problems we decided to apply a unique lag-length $k = 15$ for all equations. Additional pre-tests concerning the order of integration (ADF) further show that none of our time series are integrated higher than of order one [$I(1)$]. As consequence, m is equal to 1. Formal cointegration tests are not conducted because their results do not affect the procedure. It is against this background that we estimated our (partial) VAR in form of equation (6.8) with $k + m$ lags which are equal to 16. The results of the corresponding tests are compiled in Table 6.6. The first obvious outcome is that shocks caused by oil price increases (positive shocks) affect German equities negatively in all cases. These results are only significant, however, in the cases of VW, BMW, BASF, Bayer, Lufthansa, Thyssen Krupp, Deutsche Bank and Allianz. Conversely, negative shocks caused by decreasing oil prices do not reveal any significant result, while the sign varies depending on the firm concerned.

To summarise these results, our empirical evidence from \$-quoted oil prices points unambiguously to the working of a signalling channel which transmits oil price changes in an asymmetric way onto stock returns. It is oil price increases alone that can be interpreted as bad news, thus causing a decrease in stock returns of (some) German equities.

6.7 Dependence on Oil

Our disaggregated analysis observed that for some companies of the German DAX an oil price shock affects their stock returns, while other companies remain unaffected. Therefore, this final section is devoted to explaining these differences, in particular by drawing on a firm's *cost-* and *demand-side dependence* on oil which were previously outlined in Section 6.3.

6.7.1 Cost-side Dependence

The higher the proportion of oil in the production costs of an industry, the higher the expected influence of oil price changes on the stock returns. Oil intensive industries should be more sensitive to oil price changes because a higher oil price results in rising costs and therefore declining profits. Gogineni (2010) calls this the cost-side dependence of an industry. A similar approach was suggested by Hamilton (2011) on the basis of a production function which depends on capital, labour and energy as input factors, and assumes that the capital stock and the supply of labour is fixed, thereby identifying the energy expenditure share as the firm's spending on energy in relation to the total output. According to equation (6.3) cost-side dependence of different industries can be calculated as the value of oil as an input factor in relation to total costs. Using the data of the annual input/output statistic provided by the *German Federal Statistical Office* (2007; 2010) the average cost-side dependence η over the last T years is calculated for industry i as follows:

$$\eta_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{OILin_{it}}{INDout_{it}} \quad (6.9)$$

where $OILin$ corresponds to C_{oil} in equation (6.3) while $INDout$ is the industry's production value which represents a proxy for total costs in (6.3). As the input/output tables are only available from 1995 to 2007, T equals 13. η -values calculated according to equation (6.9) serve as an indicator to categorise industries with a high η as oil-intensive. Since the data are only available at the industry level and not for individual companies, the analysed DAX companies are matched to the industries according to the official classification of industry branches issued by the *Federal Statistical Office* (2003) as seen in Table 6.7.1 column 2. Column 3 shows the average η over the complete sample period. According to the results of Table 6.8 in the Appendix – where all available industries of the input/output statistic are listed in descending order sorted by their η – a high η and therefore a high oil sensitivity is defined as $\eta \geq 1.5$ representing the upper decile. Corresponding industries are marked in Table 6.7.1 with an asterisk.

Oil intensive or sensitive industries identified by calculating the η are air transportation, chemical products, and iron and steel manufacturing, all of which use oil or oil derivatives as a major input. For all companies involved in our study which belong to these particular industries, namely Deutsche Lufthansa, BASF, Bayer and Thyssen Krupp a positive oil price

Table 6.5: Company Classification and Oil Intensity

DAX company	Industry/Classification	η
Luft hansa [†]	Air transportation (62)	13.19*
BASF [†]	Chemical Products (24)	2.95*
Bayer [†]		
Thyssen Krupp [†]	Iron and Steel Manufacturing (27.1-27.3)	2.44*
K. u. S.	Quarrying and mining products (14)	0.94
E.ON	Electricity and gas production (40.1-40.3)	0.76
RWE		
Linde	Machinery (29)	0.11
Siemens		
MAN		
BMW [†]	Motor vehicles and parts (34)	0.12
Volkswagen [†]		
Allianz [†]	Insurance carriers and related activities (66)	0.03
Muenchener Rueck		
Commerzbank	Credit institution services (65)	0.02
Deutsche Bank [†]		

[†] indicates significant effects of oil price shocks according to granger Causality tests in chapter 6.6.

* indicates oil sensitive industries according to η .

shock had a significant impact on stock returns according to the results of the Granger causality tests. Therefore, we conclude that a high oil intensity in production leads oil price shocks to affect stock returns due to the cost-side dependence of these companies. On the other hand, there are companies such as BMW and Volkswagen which, according to their η , do not depend heavily on oil in the production process. Nevertheless their results are significant. In the next section we will discuss possible explanations for this outcome.

6.7.2 Demand-side Dependence

If an industry is not heavily dependent on oil by means of their cost-side dependence there may yet exist a derived dependence on oil, e.g. when the main consumers of a company are oil dependent or modify their consumption decision according to oil price changes. In this case, a positive oil price shock would lead to a declining demand and therefore to a smaller number of products sold (x) as can be seen from equation (6.3). Given this reaction, DD would be less than zero. This relationship is often considered to apply to the automotive industry. For example Kilian and Park (2009) argue that stocks of the automotive sector depreciate persistently after positive oil price shocks. Lee and Ni (2002) state that the automotive industry, being seriously affected by rises in oil prices, is a supposed result of a declining demand for automobiles. They estimate a VAR model with standard macroeconomic variables including oil price shocks in accordance with our definition⁹ and industry specific variables including production and prices. Based on this they compute impulse responses to determine the effects of an oil price shock on an industry's supply and demand. A positive effect on output combined with a negative effect on prices means that the oil price shock leads to a reduction in supply, and consequently causes

⁹In contrast to our analysis they control, however, only for the effects of positive oil price shocks.

a supply shock which is the case for oil intensive industries such as chemicals.¹⁰ A negative effect on output and prices is caused by a reduction in demand for the regarded industry. This is the case for nonferrous metals, lumber products, apparel, household furniture/appliance, and the automotive industry. However, the magnitude of these effects for the automotive industry is nearly twice the size of the effects in other industries. A negative oil price shock affects the automotive industry particularly strongly because consumers willing to purchase a new car may instead decide against it or at least delay their consumption decision.¹¹ This argument was confirmed and further elaborated upon by Hamilton (2011), who states that the demand for cars is not only dependent on the current oil price but also on the expectations of future oil prices over the whole lifetime of a car. In conjunction with this, Cameron and Schnusenberg (2009), showed that by adding an oil price factor to the Fama-French three-factor model, rising oil prices lead to declining stock returns for American automobile manufacturers – especially those mainly producing SUVs¹². Moreover, Ramey and Vine (2010) show that changes of labour and capital increased the negative demand effects of oil price shocks in the automotive industry. Based on these results, one can conclude that a positive oil price shock distinctly affects the automotive industry because it weakens the demand for cars and vehicles. This may lead to declining stock returns which explains the significant reaction of the stock returns of *BMW* and *Volkswagen* as both companies belong to the “Motor vehicles and components” industry.

An alternative hypothesis could be based on the assumption that demand does not (immediately) depend on oil prices but instead on (expected) GDP which, in turn, is influenced by today’s oil price changes:

$$Revenue = P_M^{\text{€}} \cdot x[GDP(P_{oil}^{\text{€}} \cdot e)] \quad (6.10)$$

If this hypothesis holds, however, then oil price changes should rather affect all share prices under consideration since demand of all industries should react to a considerable extent to changes in GDP. As our disaggregated analysis revealed significant results primarily for those companies exhibiting a considerable cost- or demand-side dependence, such an indirect effect through (expected) GDP changes can be rejected.

6.7.3 Other Forms of Dependence

Cost as well as demand-side dependencies explain the negative reaction to positive oil price shocks shown by the Granger (non-)causality tests. What is not yet explained, however, is the reaction of financial institutions, like companies belonging to the insurance and banking sector, which were at least in part significantly affected by oil price shocks. These results

¹⁰Their classification of industries as oil intensive corresponds to our classification based on η .

¹¹In addition to their econometric analysis they also conduct an evaluation of business media which provides an indication for demand-side dependence on oil in the automotive industry.

¹²The effect of rising oil prices on the demand for different types of automobiles in the United States is analysed by Belenkiy and Osborne (2012). They show that the demand reaction is mainly determined by the fuel efficiency of the different types of automobiles.

are in line with the findings of other studies such as e.g. Nandha and Faff (2008). While there is neither a direct connection to oil or oil derivatives as an input factor nor as a factor driving the demand for insurance or bank products, there may well be a derived dependency. Elyasiani et al. (2011) argue that banks may even profit from an increase in oil prices if they are engaged in either financial speculation regarding financial instruments based on crude oil or have a closer relationship lending with oil producing firms. This argument implies, however, a positive relationship between oil prices and stock returns which could not be detected in our analysis (see Table 6.7.1). Regarding insurance companies, it is suggested that they may suffer due to a positive oil price shock if they are involved in activities with oil demanding industries, which corresponds to their empirical results. Nevertheless, from a theoretical point of view, distinguishing between banks and insurance companies with regard to more efficient speculative behaviour and customer structure seems less appropriate. Therefore, the effects of an oil price shock on financial institutions in general – including banks and insurance companies – is ambiguous depending on the asset structure of the companies. This may provide reasoning for the differing effect of oil price shocks on financial institutions as found in our analysis. While *Allianz* and *Deutsche Bank* were negatively affected by positive shocks, *Muenchener Rueck* as well as *Commerzbank* remained unaffected.

6.8 Conclusion and Policy Implications

The main results of our empirical analysis can be summarised as follows: Firstly, based on disaggregated, company specific data it could be shown by panel estimations that general oil price changes had no significant impact on the stock return of German DAX companies during our sample period. Instead, it was only oil price *shocks* that affected stock returns in an asymmetric way. While positive oil price shocks resulted in decreasing stock returns, negative shocks did not reveal any significant results at all. Secondly, this outcome could be further confirmed by applying Granger (non-)causality tests to each individual DAX company involved in our analysis. Besides the asymmetric operation of oil price shocks it also became obvious that only specific companies within our sample were hit by oil price shocks. These companies are best identified by accounting to their cost- and demand-side dependence on oil. It was only a few financial institutions for which significant results could not be explained in this way — a phenomenon that is well known to the existing literature. Our results concerning the principal operation of oil price changes on German stock returns are, therefore, closely in line with the few existing studies concerning Germany as well as those referring to other industrial (oil importing) countries. Thirdly, by examining oil price changes and oil price shocks as being uniformly quoted in US dollar rather than the local currency, there is a strong indication that oil prices affect German stock returns (at least in the short-term) via a signalling channel. Since such a distinction is meaningless for the United States with the US dollar as the home

currency, existing studies may yet have ignored these different channels of transmission because they are typically focused on that country. These results have various (policy) implications: During times of particularly increasing oil prices (positive oil price shocks), stock returns of demand- or supply-dependent German enterprises belonging to the DAX 30 — as identified before — will significantly decrease compared to the composite index. Therefore, their returns are highly correlated and corresponding stocks are not qualified for portfolio diversification during such times. Moreover, because of the high correlation between certain sectoral stock returns and the oil price, the optimal portfolio weight of oil-dependent sectors (firms) should be lower than that of the other sectors. Since stock returns of certain German enterprises react asymmetrically to positive oil price shocks quoted in US dollar, this points to the working of a signaling effect as transmission mechanism which makes it comparatively easy to assess the (immediate) effect on the stock returns concerned. Opposed to the implications so far, effects on economic activity — quantified as GDP or industrial production — are more likely to depend on oil price changes quoted in national currency, i.e. Euro in the case of Germany, because they reflect more precisely the influence on costs to be carried by firms.

Bibliography

- Apergis, N., Miller, S. M., 2009. Do structural oil-market shocks affect stock prices? *Energy Economics* 31 (4), 569–575.
- Basher, S. A., Sadorsky, P., 2006. Oil price risk and emerging stock markets. *Global Finance Journal* 17 (2), 224–251.
- Belenkiy, M., Osborne, S., 2012. The effect of changes in world crude oil prices on us automobile exports. *International Journal of Energy Economics and Policy* 2 (3), 147–158.
- Cameron, K., Schnusenberg, O., 2009. Oil prices, SUVs, and Iraq: An investigation of automobile manufacturer oil price sensitivity. *Energy Economics* 31 (3), 375–381.
- Chiarella, C., Gao, S., 2004. The value of the S&P 500 - A macro view of the stock market adjustment process. *Global Finance Journal* 15 (2), 171–196.
- Chiou, J.-S., Lee, Y.-H., 2009. Jump dynamics and volatility: Oil and the stock markets. *Energy Economics* 34 (6), 788–796.
- Davis, S. J., Haltiwanger, J., 2001. Sectoral job creation and destruction responses to oil price changes. *Journal of Monetary Economics* 48 (3), 465–512.
- Elyasiani, E., Mansur, I., Odusami, B., 2011. Oil price shocks and industry stock returns. *Energy Economics* 33 (5), 966–974.
- Engemann, K. M., Owyang, M. T., Wall, H. J., 2011. Where is an oil shock? Federal Reserve Board of St. Louis Working Paper No. 2011-016A.
- German Federal Statistical Office, 2003. *Klassifikation der Wirtschaftszweige mit Erläuterungen: Ausgabe 2003*.
- German Federal Statistical Office, 2007. *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Input-Output-Rechnung 1995-2006*, 18. September 2007.
- German Federal Statistical Office, 2010. *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Input-Output-Rechnung 2007*, 20. August 2010.
- Gogineni, S., 2010. Oil and the stock market: An industry level analysis. *Financial Review* 45 (4), 995–1010.
- Hamilton, J. D., 1983. Oil and the Macroeconomy since World War II. *The Journal of Political Economy* 91 (2), 228–248.
- Hamilton, J. D., 1996. This is what happened to the oil price-macroeconomy relationship. *Journal of Monetary Economics* 38 (2), 215–220.
- Hamilton, J. D., 2003. What is an oil shock? *Journal of econometrics* 113 (2), 363–398.

- Hamilton, J. D., 2011. Nonlinearities and the macroeconomic effects of oil prices. *Macroeconomic dynamics* 15 (S3), 364–378.
- Hammoudeh, S., Aleisa, E., 2004. Dynamic relationships among gcc stock markets and nymex oil futures. *Contemporary Economic Policy* 22 (2), 250–269.
- Hooker, M. A., 2004. Macroeconomic factors and emerging market equity returns: a bayesian model selection approach. *Emerging Markets Review* 5 (4), 379–387.
- Huang, R. D., Masulis, R. W., Stoll, H. R., 1996. Energy shocks and financial markets. *Journal of Futures Markets* 16 (1), 1–27.
- Jones, C. M., Kaul, G., 1996. Oil and the stock markets. *The Journal of Finance* 51 (2), 463–491.
- Jones, D., Leiby, P., Paik, I., 2004. Oil price shocks and the macroeconomy: What has been learned since 1996. *The Energy Journal* 25 (2), 1–32.
- Kilian, L., Park, C., 2009. The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review* 50 (4), 1267–1287.
- Lee, K., Ni, S., 2002. On the dynamic effects of oil price shocks: A study using industry level data. *Journal of Monetary Economics* 49 (4), 823–852.
- Mohamed El Hedi, A., Fredj, J., 2009. Short and long-term links between oil prices and stock markets in Europe. *Economic Bulletin* 30 (1), 817–828.
- Nandha, M., Faff, R., 2008. Does oil move equity prices? A global view. *Energy Economics* 30 (3), 986–997.
- Park, J., Ratti, R. A., 2008. Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European Countries. *Energy Economics* 30 (5), 2587–2608.
- Ramey, V. A., Vine, D. J., 2010. Oil, automobiles, and the US economy: How much have things really changed? NBER Working Paper No. 16067, June 2010, 333–367.
- Sadorsky, P., 1999. Oil price shocks and stock market activity. *Energy Economics* 21 (5), 449–469.
- Salisu, A. A., Fasanya, I. O., 2012. Comparative performance of volatility models for oil price. *International Journal of Energy Economics and Policy* 2 (3), 167–183.
- Scholtens, B., Yurtsever, C., 2012. Oil price shocks and european industries. *Energy Economics* 34 (4), 1187–1195.
- Toda, H. Y., Yamamoto, T., 1995. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics* 66 (1-2), 225–250.
- Wang, Y., Wu, C., Yang, L., 2013. Oil price shocks and stock market activities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *Journal of Comparative Economics* 41 (4).

Appendix

Calculations of the cost-side dependence η

The η for all industries in Germany is calculated according to equation (6.9) based on the input/output tables of the German Federal Statistical Office (2007, 2010). The industry classification follows the German Federal Statistical Office (2003). If possible, comparable classifications according to the NAICS code are stated in parentheses.

Table 6.6: Cost-side Dependence η for all Industries

Class.	Industry	η
23	Petroleum and Coal Products (324)	13.741*
62	Air transportation (481)	13.194*
61	Water transportation (483)	3.733*
37	Waste products	3.384*
60.2, 60.3	Transit and ground passenger transportation (485)	3.257*
24 (excl.24.4)	Chemical products (325)	2.946*
27.1-27.3	Iron and steel manufacturing	2.435*
1	Farms (11CA)	1.493
25.2	Plastics (326)	1.251
5	Fishing (113FF)	1.228
26.1	Glass and glassware	1.085
60.1	Rail transportation (482)	1.027
14	Quarrying and mining products	0.944
2	Forestry (113FF)	0.940
63	Other transportation and support activities (487OS)	0.856
45.1-45.2	Structural and civil engineering	0.826
40.1-40.3	Electricity and gas production	0.762
26.2-26.8	Ceramic	0.598
27.5	Metals and semifinished products	0.522
15.9	Beverage (311FT)	0.454
51	Whole sale services	0.452
20	Wood products (321)	0.411
10	Coal and peat extraction	0.381
75.1-75.2	State and local general government	0.363
50	Car dealership, repairs and fuel services	0.360
80	Educational services (61)	0.294
52	Retail trade (44RT)	0.274
15.1-15.8	Food (311FT)	0.272
90	Waste management and remediation services (562)	0.259
36	Furniture and related products (337)	0.254
92	Performing Arts, spectator sports, museums, and related activities (711AS)	0.239
22.1	Publishing industries (includes software)	0.237
64	Telecommunications services (513)	0.229
19	Leather and leather products (315AL)	0.229
21.1	Wood products (321)	0.227
73	Research and development services	0.219
27.4	Foundry products	0.218
93	Other services	0.206
17	Textiles (313TT)	0.198
41	Water and water supply services	0.193
85	Health care services (621 and 622HO)	0.191
24.4	Pharmaceutical products	0.180
28	Fabricated metal products (332)	0.176
16	tobacco products (311FT)	0.159
21.2	Paper products (322)	0.155
74	company related services	0.153
18	Apparel (315AL)	0.148
31	Electricity generation equipment	0.137
30	Office machines and data processing equipment	0.136
55	Accommodation (721)	0.133
91	Church and special interest group services	0.133
35	Other vehicles	0.132
25.1	Rubber products (326)	0.124
34	Motor vehicles and parts (3361MV)	0.116
72	Information and data processing services (515)	0.114
29	Machinery (333)	0.110
22.2-22.3	Printing and related support activities (323)	0.109
32	Broadcasting products	0.104
33	Medicine, measurement and control technologies	0.097
75.3	Social insurance services	0.074
71	Rental and leasing services (532RL)	0.066
67	Credit and insurance related services	0.046
65	Insurance carriers and related activities (524)	0.034
65	Credit institution services	0.018
70	Real estate services (531)	0.007
95	Services of private households	0.000
11	Oil and gas extraction (211)	0.000
13	Ore extraction	0.000
12	Uran and thorium extraction	0.000

Eidesstattliche Erklärung

Ich, Frau Dipl.-Kffr. Laura Natalie Cüppers, versichere an Eides statt, dass die vorliegende Dissertation von mir selbständig und ohne unzulässige fremde Hilfe unter Beachtung der *Grundsätze zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis an der Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf* erstellt worden ist.

Düsseldorf, der 01. April 2016