ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Blumenstock, Hendrik; von Grone, Udo; Mehlhorn, Marc; Merkl, Johannes; Pietz, Marcus

Working Paper

Einflussfaktoren von CDS-Spreads als Maß für das aktuelle Bonitätsrisiko: Liefert das Rating eine Erklärung?

Bayreuth Working Papers on Finance, Accounting and Taxation - FACT-Papers, No. 2012-03

Provided in Cooperation with:
University of Bayreuth, Chair of Finance and Banking

Suggested Citation: Blumenstock, Hendrik; von Grone, Udo; Mehlhorn, Marc; Merkl, Johannes; Pietz, Marcus (2012) : Einflussfaktoren von CDS-Spreads als Maß für das aktuelle Bonitätsrisiko: Liefert das Rating eine Erklärung?, Bayreuth Working Papers on Finance, Accounting and Taxation - FACT-Papers, No. 2012-03, Universität Bayreuth, Lehrstuhl Betriebswirtschaftslehre I: Finanzwirtschaft und Bankbetriebslehre, Bayreuth

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/68457

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

UNIVERSITÄT BAYREUTH

Bayreuther Arbeitspapiere zu Finanzierung, Rechnungslegung und Steuern

Bayreuth Working Papers on Finance, Accounting and Taxation (FAcT-Papers)

Nr. 2012-03

Einflussfaktoren von CDS-Spreads als Maß für das aktuelle Bonitätsrisiko – liefert das Rating eine Erklärung?

Hendrik Blumenstock, Udo von Grone, Marc Mehlhorn, Johannes Merkl, Marcus Pietz

November 2012

ISSN 1868-9744

Bayreuther Arbeitspapiere zu Finanzierung, Rechnungslegung und Steuern

Bayreuth Working Papers on Finance, Accounting and Taxation (FAcT-Papers)

Hrsg. von

Rolf Uwe Fülbier, Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre X: Internationale Rechnungslegung

Klaus Schäfer, Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre I: Finanzwirtschaft und Bankbetriebslehre (Schriftverkehr)

Jochen Sigloch, Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre II: Betriebswirtschaftliche Steuerlehre und Wirtschaftsprüfung

Universität Bayreuth
95440 Bayreuth
sekretariat.bwl1@uni-bayreuth.de
www.fact.uni-bayreuth.de

Einflussfaktoren von CDS-Spreads als Maß für das aktuelle Bonitätsrisiko – liefert das Rating eine Erklärung?

Hendrik Blumenstock, Udo von Grone, Marc Mehlhorn, Johannes Merkl, Marcus Pietz

Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre I: Finanzwirtschaft und Bankbetriebslehre
Universität Bayreuth, 95440 Bayreuth
marc.mehlhorn@uni-bayreuth.de

Zusammenfassung: Die vorliegende Arbeit untersucht, welche Faktoren einen Einfluss auf die Beurteilung der Zahlungsfähigkeit eines Unternehmens haben. Dazu werden zwei empirische Untersuchungen durchgeführt. Zunächst wird geklärt, welche makroökonomischen Faktoren und unternehmensspezifischen Kennzahlen einen expliziten Einfluss auf die Beurteilung der Zahlungsfähigkeit von Unternehmen haben. Als Indikator für die Bonität eines Unternehmens werden fünfjährige Credit-Default-Swap-Spreads (CDS-Spreads) herangezogen. Es kann gezeigt werden, dass ausgewählte makroökonomische Variablen einen stärkeren Einfluss auf die Preisbildung am CDS-Markt besitzen als Ratings und unternehmensspezifische Kennzahlen. Diejenigen Faktoren, die in der Panel-Studie als signifikant identifiziert werden und täglich messbar sind, werden in einer zweiten Untersuchung auf Wechselwirkungen mit den CDS-Spreads analysiert. Diese Untersuchung gelangt zum Resultat, dass bei kurzfristiger Betrachtung nicht die in der Panel-Analyse als signifikant identifizierten erklärenden Faktoren, sondern die Eigendynamik des CDS-Marktes selbst die größten Auswirkungen auf die Bildung der Marktpreise hat.

Abstract: Which factors have an influence on the assessment of companies' financial solvency? The following study answers this question by means of two empirical analyses. At first, it is clarified which macroeconomic factors and company-specific performance figures have explicit influence on the assessment of companies' financial solvency. Credit Default Swap Spreads (CDS Spreads) referring to a five-year period are used as the indicator for companies' credit-worthiness. The analysis concludes that selected macroeconomic variables exhibit a more pronounced influence on price fixing within the CDS market than ratings and company-specific performance figures. Those factors that are identified as being significant in the panel study and, at the same time, allow for daily measurement, are examined for interdependencies in a second analysis. This analysis concludes that, in short-term view, not the explaining factors that were identified as being significant in the panel study have the greatest influence on the setting of market prices, but the momentum of the CDS market itself has.

JEL-Klassifikation: G24, G32

Schlagwörter: Bonitätsrisiko, Rating, Credit Default Swaps, CDS-Spread

Einflussfaktoren von CDS-Spreads als Maß für das aktuelle Bonitätsrisiko – liefert das Rating eine Erklärung?

Hendrik Blumenstock, Udo von Grone, Marc Mehlhorn, Johannes Merkl, Marcus Pietz*

Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung

2 Theoretische Fundierung zu Ratingagenturen und Ratings

2.1 Notwendigkeit und Nutzen von Ratings

2.2 Ratingarten

2.3 Der Ratingprozess – Ablauf und Analyse

2.3.1 Die Schritte zum Rating

2.3.2 Ratingfaktoren am Beispiel der Ratingagentur Fitch

2.3.3 Ratingskalen

2.3.4 Berücksichtigung von Länderrisiken und Inflation

3 Empirische Untersuchung

3.1 Bisherige Studien zu der Aussagekraft von Ratings

3.2 Datenbasis für die empirische Untersuchung

3.2.1 Beweggründe für die Datenwahl

3.2.2 Beschreibung der Credit-Default-Swap-Spread-Daten

3.2.3 Beschreibung der Ratingdaten und Unternehmenskennzahlen

3.2.4 Beschreibung der unternehmensspezifischen Kennzahlen

3.2.5 Beschreibung der verwendeten makroökonomischen Daten

3.3 Paneldaten-Regressionsmodell

3.3.1 Modellbeschreibung

3.3.2 Ergebnisse des Paneldaten-Regressionsmodells

3.4 Beschreibung und Ergebnisse des vektorautoregressiven Modells

4 Fazit

Literaturverzeichnis

Anhang

---

* Die Arbeit hat am Hochschulwettbewerb „Postbank Finance Award 2012“ zum Oberthema „Geldanlage bei Inflationsrisiken und politischen Risiken“ teilgenommen.

1 Einleitung

Beinahe kein Tag vergeht ohne eine neue Meldung von Ratingagenturen, die damit drohen, Länder oder Unternehmen abzuwerten. Selbst vermeintlich sichere Anlagen wie deutsche Staatsanleihen oder Unternehmensanleihen angesehener Kreditinstitute wurden Ende des Jahres 2011 unter verschärfte Beobachtung der bekannten Ratingagentur Standard & Poor's gestellt.[1] Die Frage scheint berechtigt, ob dies in jedem Fall gerechtfertigt ist und ob Ratingagenturen stets eine objektive Einschätzung vornehmen.

Denn spätestens seit der Finanzkrise und der sich anschließenden Staatsschuldenkrise halten sich Medien und Politik nicht mehr mit ihrer Kritik an Ratingagenturen zurück.[2] Das Kreditrisiko der bewerteten Unternehmen wurde vor der Finanzmarktkrise im hohen Maß unterschätzt. Zu viele Subprime-Produkte mit sehr hoher Ausfallwahrscheinlichkeit hatten das bestmöglichste Rating erhalten, womit die tatsächlichen Risiken der Instrumente deutlich unterbewertet wurden. Ebenso passten die Agenturen die Ratings nicht unverzüglich an die sich verschlechternden Marktbedingungen an. Nur wenig später verärgerten die Agenturen erneut die Öffentlichkeit, als sie in Reaktion auf die wachsenden Haushaltsdefizite die Bonität von Griechenland, Spanien und Portugal herabstuften. Die Auswirkungen von Herabstufungen sind meist heftige Kursstürze an den Börsen, wie beispielsweise im August 2011, als den USA die Bestnote entzogen wurde.

Diese aktuellen Umstände drängen die Frage auf, ob Ratingagenturen tatsächlich einen Mehrwert durch zusätzliche und aktuelle Informationen schaffen, oder ob der Markt selbst die Risiken besser vorhersehen kann und diese bereits unmittelbar bei einer Risikoänderung beispielsweise in der Prämie von Kreditderivaten berücksichtigt. Und falls Ratings anderen Indikatoren unterlegen sein sollten, welche dieser Indikatoren sind aussagekräftig und mit welcher Verzögerung reagieren sie auf Risikoänderungen?

Um diesen Fragen nachzugehen, soll in dieser Arbeit zuerst ein allgemeiner Teil Auskunft über Ratingarten und das Vorgehen der Agenturen sowie Einflussfaktoren im Ratingprozess geben.

Im Anschluss wird die vorhergehende Literatur zu der Frage der Aussagekraft und Aktualität von Kreditratings zusammengefasst. Abschließend wird mit statistischen Methoden untersucht, welche Faktoren einschließlich der Ratings in der Lage sind, die Veränderungen der Bonitätsrisiken am Markt in geeigneter Weise zu erklären.

---

[1] Am 16.12.2012 wurden die Deutsche Bank, BNP Paribas, Bank of America, Citigroup und Goldman Sachs abgewertet.

[2] Die folgenden Darstellungen lehnen sich an Steinbach (2010), S. 16, an.

Dafür wird zuerst eine längerfristige Perspektive eingenommen, indem solche Faktoren anhand eines Paneldaten-Regressionsmodells selektiert und analysiert werden. Dabei stellt sich die Frage, ob Faktoren identifiziert werden können, die im Vergleich zu langfristigen Ratings einen höheren Erklärungsbeitrag zum Marktrisiko leisten und damit für die Antizipation möglicher Bonitätsänderungen geeigneter erscheinen als langfristige Ratings.

Für die resultierende Auswahl an Variablen bietet sich an, in einem zweiten Schritt die Wechselwirkungen mit dem Marktrisiko näher zu beleuchten. Die entsprechende Analyse wird mit einem vektorautoregressiven Modell durchgeführt, das auch die eigene Dynamik des Marktrisikos angemessen berücksichtigen kann. Dabei ist zu beachten, dass in ein derartiges Modell nur solche Variablen einbezogen werden sollten, welche genau wie das Marktrisiko täglich verfügbar sind. Dadurch wird eine kurzfristige Betrachtungsperspektive eingenommen und diejenigen Faktoren, die sich auch in dieser Analyse als signifikant herausstellen, können dann für die Prognose des Marktrisikos verwendet werden.

2 Theoretische Fundierung zu Ratingagenturen und Ratings

2.1 Notwendigkeit und Nutzen von Ratings

Ratings stellen Investoren am Kapitalmarkt Informationen über Unternehmen, Banken und Institutionen bereit, die Eigen- oder Fremdkapitaltitel emittieren. Diese Ratings stellen eine Bewertung über die Wahrscheinlichkeit dar, ob der Emittent seine Zahlungsverpflichtungen erfüllen wird. Diese Bewertung ist subjektiv und zukunftsorientiert. Genau dieser Umstand unterscheidet Ratings von Rechnungslegungsberichten, die auf historischen Daten und objektiven Kriterien basieren. Daher agieren Ratingagenturen auch als Informations-Intermediäre zwischen Investor und Emittent mit der Aufgabe, Informationsasymmetrien abzubauen, um die Märkte insgesamt transparenter zu machen.[3]

Diese Informationsasymmetrien entstehen, da der Schuldner seine eigene Kreditwürdigkeit besser einschätzen kann als der Gläubiger. Der Kreditnehmer besitzt zudem einen Anreiz, seine eigene Bonität möglichst günstig darzustellen, um somit seine Finanzierungskosten zu senken.[4] Ein Rating kann als die Bewertung der künftigen Zahlungsbereitschaft eines Schuldners bezeichnet werden.[5] Es ist länder- sowie branchenübergreifend vergleichbar und bezeichnet somit die Fähigkeit eines Emittenten, Finanzschuldtitel fristgerecht zurückzuzahlen.[6]

---

3 Vgl. Masciandaro (2011), S. 255–256.
4 Vgl. Beck/Wienert (2010a), S. 464.
5 Vgl. Schneck (2008), S. 21.
6 Vgl. Holt (2008), S. 93.

Ratingagenturen bewerten mit Hilfe vergleichbarer Kriterien Informationen über Länder-, Branchen- und Unternehmensrisiken. Im Anschluss verdichten sie diese Informationen zu Einschätzungen der jeweiligen Ausfallrisiken von Emissionen der Emittenten. An diesen Ratings orientieren sich sowohl private Anleger als auch institutionelle Investoren. Ratingagenturen agieren hierbei als verlässlicher externer Dienstleister, der bei der Sammlung von Informationen über die Bonität von Wertpapieremittenten und Kreditnehmern kostensenkende Netzwerk- und Skaleneffekte nutzt.[7]

2.2 Ratingarten

Es lassen sich zwei grundlegende Arten von Ratings unterscheiden. Einerseits existieren interne Ratings, welche meist von Kreditinstituten angefertigt werden, um die Bonität von Kunden zu bestimmen. Diese Ratings gelangen nicht an die Öffentlichkeit und werden zur internen Nutzung nach den Richtlinien der jeweiligen Bank erstellt.[8] Diese internen Ratings wurden in der Vergangenheit von Kreditinstituten zur Allokation von Kapital, Portfoliosteuerung und zur Preisfindung bei der Kreditvergabe genutzt. Aufgrund der Änderungen durch Basel II[9] können interne Ratings anstatt externer Ratings[10] zur Berechnung des aufsichtsrechtlich erforderlichen Kapitals zugelassen werden.[11] Interne sowie externe Ratings geben die momentane wirtschaftliche Lage eines Unternehmens wieder, jedoch können beim internen Rating beispielsweise auch private Sicherheiten berücksichtigt werden. Hierbei ist es das Ziel, das Risiko zu bestimmen, dem die Bank ausgesetzt ist. Diese Art von Ratings stellt im Verlauf dieser Arbeit keinen Untersuchungsbestandteil dar.

Externe Kreditratings werden meist durch die bekannten und gem. §§ 52, 53 SolvV anerkannten Ratingagenturen durchgeführt. Diese Ratings haben das Ziel, die momentane Insolvenzwahrscheinlichkeit zu quantifizieren und berücksichtigen dabei auch die Ausfallhöhe. Die Ergebnisse werden durch die Agenturen veröffentlicht. Die folgenden Ratingarten haben mit den externen Kreditratings gemein, dass sie durch unabhängige Ratingagenturen durchgeführt werden. Diese können lang-, kurzfristig oder als Outlook-Analyse erfolgen.

Den Unternehmensratings stehen die „Sovereign Ratings“ gegenüber, welche die Kreditwürdigkeit von Staaten einschätzen. Hier werden andere Maßstäbe angesetzt, als es bei den Un-

---

7 Vgl. Beck/Wienert (2010a), S. 464–465.

8 Vgl. Hose (2002), S. 85–86.

9 Basel II ist die Nachfolgeverordnung zur Regelung des Mindestkapitals von Banken (Basel I). Die neue Baseler Rahmenvereinbarung über die Eigenkapitalempfehlung für Kreditinstitute (Basel II) soll das Finanzsystem stärken und die Sicherheit erhöhen. Das geforderte Mindestkapital soll dem eingegangenen Risiko angepasst werden. Darüber hinaus werden die qualitative Bankenaufsicht und die Offenlegungspflichten neu geregelt und erweitert.

10 Externe Ratings geben die Bonitätseinschätzung einer Rating Agentur über einen Schuldtitelgläubiger wider.

11 Vgl. Heldt (2009), S. 12–13.

ternehmensratings der Fall ist, da eine Insolvenz von Staaten aufgrund politischer Einflüsse sowie unterschiedlicher Währungen schwieriger vorherzusagen ist und schwerwiegendere Folgen hat.[12] Diese Ratings werden ebenfalls durch die oben genannten Agenturen erstellt.

Weitere gebräuchliche Ratingarten sind das Bankdepositenrating, welches das Urteil der Ratingagentur über die Fähigkeit der Bank wiedergibt, die gesamten Einlagen in in- und ausländischer Währung zu einem bestimmten Zeitpunkt zurückzuzahlen. Zudem werden Banken- und Versicherungs-Finanzkraft-Ratings erstellt, die einem komprimierten Depositenrating ohne makroökonomische Risiken und etwaige staatliche Hilfen ähneln.[13]

Schließlich wurden von den Agenturen zunehmend neue Ratingarten angefertigt, wie das Counterparty-Rating, welches bei Finanztermin- und Derivatgeschäften die Fähigkeit des Emittenten bewertet, vorrangige Verbindlichkeiten aus solchen Geschäften zu bedienen. Auch für strukturierte Finanzprodukte wie forderungsbesicherte Wertpapiere oder Asset Backed Securities (ABS) werden Ratings erstellt, die den Ausfall der Forderungen einer Tranche der ABS einschätzen sollen.[14]

2.3 Der Ratingprozess – Ablauf und Analyse

2.3.1 Die Schritte zum Rating

Das Vorgehen bei Ratings ist kein standardisierter Prozess, sondern eine vom Emittenten ausgehende und beeinflussbare Abfolge von Tätigkeiten. Diese hängen zum einen vom Segment ab, in dem der Emittent tätig ist und zum anderen von den Präferenzen des Managements. Es steht der Agentur frei, einen Auftrag zur Ratingerstellung für den Emittenten abzulehnen. Gründe hierfür können nicht ausreichende Informationen oder ein zu geringes Emissionsvolumen sein.[15]

Nachdem der Emittent aus eigener Initiative oder auf Empfehlung seiner Emissionsbank einen Antrag für ein Erstrating bei einer Ratingagentur eingereicht hat, verpflichtet er sich, der Ratingagentur sämtliche benötigten Unterlagen zur Verfügung zu stellen und die Ratinggebühr zu entrichten. Im Gegenzug verpflichtet sich die Agentur, erhaltene Informationen vertraulich zu behandeln. An erster Stelle werden in einem Einführungsgespräch mit dem Management die Schwerpunkte der Analyse festgelegt. Das Hauptaugenmerk liegt auf den kurz- und langfristigen Risiken, denen der Emittent ausgesetzt ist. Einige Punkte, die hier angesprochen werden, sind Unternehmensentwicklung, Unternehmensstrategie, operative Stellung des Un-

---

[12] Vgl. Ott (2011), S. 8.
[13] Vgl. Ott (2011), S. 9. Siehe hierzu auch Moody's (2011a), No. 12.
[14] Vgl. Ott (2011), S. 9. Siehe hierzu auch Moody's (2011a), No. 10.
[15] Vgl. Everling (1991), S. 112.

ternehmens, Finanzen und sonstige Risiken.[16] Diese Risikoanalyse wird in drei Hauptteile untergliedert. Begonnen wird mit der Analyse des jeweiligen Länderrisikos. Im Anschluss werden das Branchenrisiko sowie die Wettbewerbssituation beurteilt und schließlich das Unternehmensrisiko festgestellt. Hier fließen die Marktposition des Emittenten und die in Kapitel 2.3.2 geschilderten qualitativen und quantitativen Analysen mit ein.

Ist die erste Analysephase abgeschlossen, werden eine vorläufige Gesamtbeurteilung und Checklisten und Fragebögen erstellt und dem Emittenten übergeben. Im anschließenden Ratinggespräch werden offene Fragen geklärt, so dass die Detailanalyse durchgeführt werden kann.[17] Das Resultat ist ein vom Ratingkomitee erarbeiteter Ratingbericht mit einer vorläufigen Ratingnote, welcher meist an den Emittenten zur Kommentierung und Korrektur geschickt wird.

Handelt es sich um ein Erstrating, hat der Emittent die Wahl, das Rating nicht zu veröffentlichen. Legt der Emittent keinen Widerspruch ein, wird das Rating sowohl über eine Pressemitteilung als auch direkt an die wichtigsten Finanzmedien weitergeleitet.

Dieses Ergebnis wird im Anschluss durch die Agentur überwacht und in den Folgejahren erneut bewertet.[18] In den Folgeperioden ist die Agentur aber darauf bedacht, zu große Volatilitäten im Rating zu vermeiden, um keine Unsicherheiten aufkommen zu lassen und keine Glaubwürdigkeit einzubüßen. Diese „Through-the-Cycle-Methodik“ glättet somit das Rating und verfälscht die tatsächliche Bonität des Emittenten, insbesondere wenn eine Herabstufung notwendig wäre.[19] Die Ratingagenturen begründen ihre Präferenz für ein stabiles Rating oft mit dem Argument, dass eine Glättung bei bestimmten langfristigen Assets von Vorteil sein kann und prozyklischen Effekten vorbeugt. Es sollen keine kurzfristigen Schwankungen im Rating abgebildet werden, was bei manchen Schuldtiteln zum Entzug der guten Ratingnote und somit zur Abstoßung dieser Titel durch institutionelle Investoren in den USA führen könnte.[20] Mehrere Studien belegen jedoch, dass die meisten Investoren aktuellere Informationen vorziehen, auch wenn sich kurzfristige Änderungen wieder umkehren können.[21] Weitere Ausführungen zu dieser Thematik finden sich in Kapitel 3.1.

2.3.2 Ratingfaktoren am Beispiel der Ratingagentur Fitch

Im Folgenden werden qualitative und quantitative Aspekte am Beispiel der Ratingagentur Fitch dargestellt, die dazu beitragen, das operative und finanzielle Risiko des Emittenten zu

---

16 Vgl. Beblinger (1996), S.61–66.
17 Vgl. Wieben (2004), S. 92–94.
18 Vgl. Beblinger (1996), S.63.
19 Vgl. Bannier (2007), S. 2–3.
20 Vgl. Altman/Rijken (2005), S. 3–4.
21 Vgl. Baker/Mansi (2002), S. 1387–1391.

bestimmen. Grundsätzlich sind dafür Brancheninformationen und Finanzdaten aus mindestens fünf vergangenen Jahren sowie die Einschätzung des Unternehmens und der Ratingagentur über die zukünftige Entwicklung notwendig. Zudem ist es hilfreich, die Stärken und Schwächen eines Unternehmens mit denen anderer Unternehmen in der Branche zu vergleichen sowie mit Hilfe von Sensitivitätsanalysen zu untersuchen, wie das Unternehmen auf eine Veränderung des operativen Umfeldes reagieren könnte. Darüber hinaus wird der Fähigkeit des Unternehmens, einen positiven freien Cash Flow aus dem operativen Geschäft zu erzielen, hohe Bedeutung beigemessen.[22]

Zu den qualitativen Faktoren gehört zunächst das Branchenrisiko, welches die Beurteilung umfasst, ob sich das zu bewertende Unternehmen in einer Branche mit erhöhtem Risiko befindet. In diesem Zusammenhang besitzen stabile Branchen mit wenigen Marktteilnehmern und hohen Markteintrittsschranken geringe Risiken. Im Gegensatz dazu werden Branchen mit hohem Reifegrad, hoher Wettbewerbs- und Kapitalintensität sowie starken Nachfrageschwankungen als riskant angesehen.[23] Zudem sollte das operative Umfeld des Unternehmens auf Chancen und Risiken untersucht werden, die sich aus sozialen, demographischen, gesetzlichen und technologischen Veränderungen ergeben.[24]

Anhand der Marktpositionierung des Unternehmens beurteilt die Ratingagentur, wie sich das Unternehmen im Vergleich zu den Mitbewerbern verhält. Dazu gehört etwa die Positionierung in entscheidenden Märkten, die Wettbewerbsfähigkeit der Produkte sowie die Möglichkeit, Einfluss auf den Marktpreis zu nehmen.[25]

Unter dem Faktor „Management“ werden die Unternehmensstrategie, die Risikobereitschaft und die Finanzierungspolitik des Unternehmens bewertet. Dazu kann z. B. das angestrebte Wachstum oder die Qualität der Corporate Governance zählen.[26]

Unter den quantitativen Faktoren sind wichtige Elemente für die Beurteilung der Finanzkraft eines Unternehmens Ertrag und Cash Flow, mit denen die Aufrechterhaltung der Betriebstätigkeit gewährleistet wird. Die Ratingagentur konzentriert sich auf die Stabilität der Erträge und Cash Flows aus den Kerngeschäftsfeldern des Unternehmens. Durch einen nachhaltigen Cash Flow ist es möglich, Finanzschulden zu bedienen und Investitionen zu tätigen, ohne von externer Fremdkapitalaufnahme abhängig zu sein.[27] Zudem wird die Kapitalstruktur analysiert, um die Abhängigkeit des Unternehmens von Fremdfinanzierung festzustellen. Unter finanzieller Flexibilität versteht man die Fähigkeit des Unternehmens, Phasen finanzieller

---

[22] Vgl. Holt (2008), S. 93–94.
[23] Vgl. Holt (2008), S. 94.
[24] Vgl. Holt (2008), S. 95.
[25] Vgl. Holt (2008), S. 95.
[26] Vgl. Holt (2008), S. 96.
[27] Vgl. Holt (2008), S. 98.

Anspannungen ohne eine Verschlechterung der Kreditqualität zu überstehen. Eine geringe Verschuldung erlaubt es dem Unternehmen, unerwartete Einflüsse auf die Bilanzstruktur auszugleichen.[28]

2.3.3 Ratingskalen

Das Ergebnis des langfristigen Ratings wird anhand einer Symbolskala veröffentlicht. Jedem Symbol ist eine Definition zugeordnet. Hier soll nur auf die Bonitätsskalen der drei großen Agenturen eingegangen werden, welche in Tabelle 1 dargestellt sind.

S&P	**Moody's**	**Fitch**	**Bewertung**
AAA	Aaa	AAA	Höchste Qualität, minimales Risiko
AA+	Aa1	AA+	Hohe Qualität, sehr geringes Kreditrisiko
AA	Aa2	AA	
AA-	Aa3	AA-	
A+	A1	A+	Obere Mittelklasse, geringes Kreditrisiko
A	A2	A	
A-	A3	A-	
BBB+	Baa1	BBB+	Mittlere Qualität, gewisses Kreditrisiko
BBB	Baa2	BBB	
BBB-	Baa3	BBB-	
BB+	Ba1	BB+	Spekulative Elemente, erhebliches Kreditrisiko
BB	Ba2	BB	
BB-	Ba3	BB-	
B+	B1	B+	Spekulativ, hohes Kreditrisiko
B	B2	B	
B-	B3	B-	
CCC+	Caa1		Sehr geringe Qualität, sehr hohes Kreditrisiko
CCC	Caa2		
CCC-	Caa3		
CC			Hochgradig spekulativ, Aussicht auf Kapitalrückzahlung schlecht
C	Ca	CCC	
	C	DDD	
	/	DD	
D	/	D	

Quelle: In Anlehnung an Tichy (2011), S. 237, sowie Ott (2011), S. 38.

Tabelle 1: Ratingskala

Eine Note von AAA bzw. Aaa signalisiert eine äußerst gute Bonität. In den USA ist es institutionellen Investoren nicht gestattet, Anleihen zu erwerben, die nicht mindestens ein Rating

[28] Vgl. Holt (2008), S. 98–99.

von BBB bzw. Baa aufweisen. Diese Anleihen werden im englischen Sprachraum als „Investment Grade“ bezeichnet. Anleihen mit niedrigeren Ratings bezeichnet man als „Speculative Grade“.[29] Je geringer die Bonität ist, desto mehr weichen die Symbole der Agenturen und deren Bedeutung voneinander ab. Bei einem Ausfall oder Zahlungsschwierigkeiten werden von den Agenturen unterschiedliche Bewertungskategorien verwendet. Fitch berücksichtigt hier auch die erwartete Rückzahlungsquote. S&P differenziert danach, ob nur einzelne Schuldtitel (SD) oder sämtliche Verbindlichkeiten (D) vom Ausfall betroffen sind. Moody’s hingegen bildet die Ausfallereignisse mit der Note C ab.[30]

2.3.4 Berücksichtigung von Länderrisiken und Inflation

Um das Bonitätsrisiko eines Emittenten im internationalen Umfeld zu bewerten, wird zunächst von der Kreditwürdigkeit des Herkunftslandes ausgegangen.[31] Die Einschätzung des Länderrisikos des Staates, in dem sich der Unternehmenssitz befindet (Sitzstaat), bildete in der Vergangenheit für den Emittenten die Obergrenze („Sovereign Ceiling“) seines Bonitätsratings. Nur in Ausnahmefällen, wie einer Bürgschaft durch eine ausländische Konzernmutter, wurde hiervon abgewichen. Diese Länderrisikoratings werden von eigens eingerichteten Teams in den Agenturen erstellt und ähneln in der Einschätzung den Länderratings, sind aber nicht identisch. Denn hier sollen nicht staatliche Schuldtitel, sondern Unternehmensanleihen bewertet werden.[32] Inzwischen wird über diese Obergrenze immer öfter hinweggesehen, da die Zahlungsunfähigkeit eines Staates heutzutage nicht mehr automatisch die Zahlungsunfähigkeit für private Schuldner impliziert.[33] Aber ein abgemildertes „Sovereign Ceiling“ wird von den Agenturen noch immer angewendet. Dies wird durch Studien belegt, welche die Abweichungen eines Unternehmensratings vom Länderrating seines Sitzstaates untersuchen.[34]

Der Hintergrund dieser Begrenzung des Bonitätsratings auf die „Sovereign Ceiling“ ist, dass die Fähigkeit des Unternehmens, Zahlungsverpflichtungen in fremder Währung voll und rechtzeitig zu begleichen, davon abhängt, ob der Staat in der Lage und willens ist, diesen Währungsumtausch zuzulassen.[35] Darüber hinaus müssen weitere politische und rechtliche Risiken des Landes wie Enteignungen und andere staatliche Interventionen in den Wirtschaftskreislauf berücksichtigt werden. Um eine wirtschaftlich schlechte Lage zu verbessern, könnte der Staat sich dazu entschließen, seine Schuldenlast durch eine erhöhte Inflation zu

---

29 Vgl. Everling (1991), S. 48.
30 Vgl. Ott (2011), S. 18–20.
31 Vgl. Beblinger (1996), S. 64.
32 Vgl. Revoltella/Mucci/Mihaljek (2010), S. 222.
33 Vgl. Borensztein/Cowan/Valenzuela (2007), S. 6–8.
34 Vgl. Borensztein/Cowan/Valenzuela (2007), S. 13–14. Siehe hierzu auch Ferri/Liu (2002), S. 14.
35 Vgl. Everling (1991), S. 141.

senken.[36] Wenn aber die Inflation steigt, wird das reale Wachstum abgebremst und die Bonität sinkt.[37] Somit spielt auch die Inflation eine wichtige Rolle hinsichtlich länderspezifischer Risiken für eine Ratingvergabe.

Weitere Faktoren, die im Rahmen der Länderrisikoanalyse mit betrachtet werden, sind die Bonitätshistorie des Staates und diverse sozioökonomische und politische Gesichtspunkte. Hier werden neben dem politischen System, der Kultur und sozialen Konflikten auch Faktoren wie das BIP-Wachstum, die Arbeitslosenquote oder die Einkommensverteilung berücksichtigt.[38]

3 Empirische Untersuchung

3.1 Bisherige Studien zu der Aussagekraft von Ratings

In der Vergangenheit sind bereits diverse Studien zu Aussagekraft und Informationsgehalt von Ratings durchgeführt worden. Es wurden verschiedene Herangehensweisen gewählt, um dieser Fragestellung zu begegnen, wobei sich der Großteil dieser Untersuchungen mit US-amerikanischen Unternehmen beschäftigt.

Ein Teil der Studien analysiert die historische Vorhersagegenauigkeit von Ratings, indem die Aufeinanderfolge von Rating Events (Ratingänderungen) und stattgefundenen Ausfallereignissen untersucht wird. In diesem Feld sind vor allem Studien der großen Ratingagenturen vertreten.[39] Als Beispiel sei die Studie von Moody's Inverstors Service (2011b) zur Ratinggenauigkeit angeführt. Die Genauigkeit wird anhand eines „kumulativen Genauigkeitsprofils" abgetragen, welches das Eintreten eines Ausfalls bei einer vorherigen Herabstufung auf C oder D im Zeitraum zwischen 1983 und 2010 bestimmt. Das Genauigkeitsverhältnis für das Jahr 2010 liegt bei circa 90 Prozent.[40]

Andere Studien hingegen versuchen die Genauigkeit und die zusätzlichen Marktinformationen von Ratings anhand einer eigenen Bonitätsanalyse zu bemessen. Czarnitzki/Kraft (2007) untersuchen anhand von Datenreihen der Ratingagentur Creditreform von 1999 bis 2000 die Anzahl der Ausfälle von 71.479 bzw. 79.290 westdeutschen Industriebetrieben. Hierfür werden zwei Modelle miteinander verglichen: Zum einen wird ein Modell zur Ausfallvorhersage aufgestellt, welches ausschließlich auf öffentlich zugänglichen Firmen- und makroökonomischen Daten beruht. Dieses wird mit einem zweiten Modell verglichen, welches zusätzlich zu

---

[36] Vgl. Borensztein/Cowan/Valenzuela (2007), S. 4.
[37] Vgl. David (2008), S. 2528.
[38] Vgl. Everling (1991), S. 142–143.
[39] Vgl. Moody's Investors Service (2011b), S. 2–11. Siehe hierzu auch Moody's Investors Service (2011c), S. 2–20.
[40] Vgl. Moody's Investors Service (2011b), S. 9–11.

obigen Daten ebenfalls das Rating enthält. Dies geschieht mithilfe eines Probit-Regressionsmodells. Es wird die Schlussfolgerung gezogen, dass das Modell mit dem Rating dem anderen weit überlegen sei und somit das Rating zusätzliche Informationen enthalte und beitrage. Ein erkanntes Problem sei die zu hohe Gewichtung der Unternehmensgröße im Rating.[41] Weitere Untersuchungen in diesem Bereich haben Hischler/Wilson (2011) und Galil (2003) durchgeführt. Insbesondere haben Hischler/Wilson (2011) festgestellt, dass ein anhand von öffentlich zugänglichen Rechnungslegungs- und Marktdaten erstelltes Modell eine bessere Aussage über die Bonität eines Unternehmens abgibt als das Rating. Dies wird darauf zurückgeführt, dass es nicht das einzige Ziel der Ratingagenturen ist, eine zeitpunktgenaue Bonitätseinschätzung abzugeben.[42]

Zahlreiche Untersuchungen befassen sich mit abnormalen Aktienrenditen, die auf ein Rating Event zurückzuführen sind. Gegenstand der Untersuchungen ist meist eine Ereignisstudie, in der erörtert wird, ob Aktienkursrenditen in einem durch das Rating Event vorgegebenen Ereignisfenster signifikant von den unter normalen Umständen zu erwartenden Renditen abweichen.[43] Hand/Holthausen/Leftwich (1992) und Purda (2006) sind auf diesem Gebiet die bekanntesten Studien. Für die Studie von Hand/Holthausen/Leftwich (1992) wurden als Datenbasis 1.100 Ratingänderungen von Moody's und S&P aus den Jahren 1977 bis 1982 sowie 250 Aufnahmen in die Watchlist von S&P aus den Jahren 1981 bis 1983 herangezogen. Es wurden abnormale Credit Spreads (Risikoprämien für die Anleihe) und Aktienrenditen mit einer Benchmark, nämlich dem Median der gleich bewerteten Anlagen, anhand eines preisbasierten Erwartungsmodells verglichen.[44] Ebenso wie bei den anderen verwandten Studien wird hier festgestellt, dass bei Aufnahmen in die S&P-Watchlist aufgrund einer erwarteten Abwertung ein gewisser Informationsgehalt für den Markt enthalten ist. Bei tatsächlichen Abwertungen wurden statistisch relevante Veränderungen der Credit Spreads und Aktienrenditen festgestellt. Aufwertungen hatten jedoch kaum Auswirkungen, was darauf schließen lässt, dass Aufwertungen vorhergesehen werden, Abwertungen aber eher unerwartet geschehen. Dies kann daran liegen, dass Unternehmen positive Neuigkeiten eher bekannt geben oder Ratingagenturen mehr Wert darauf legen, Bonitätsprobleme aufzudecken.[45] Somit enthalten

---

41 Vgl. Czarnitzki/Kraft (2007), S. 1063–1068.
42 Vgl. Hilscher/Wilson (2011), S. 32.
43 Vgl. Ott (2011), S. 125.
44 Vgl. Hand/Holthausen/Leftwich (1992), S. 739–741.
45 Vgl. Ederington/Goh (1998), S. 570–571.

Ratingänderungen und die Aufnahme in die Abwertungswatchlist relevante Informationen für die Marktteilnehmer.[46]

Eine weitere Gruppe von Studien versucht die Aussagekraft von Ratings anhand von Credit Spreads oder Credit-Default-Swap-Spreads (CDS-Spreads)[47] zu untersuchen. Im Rahmen dieser Studien werden die bereits oben genannten abnormalen Aktienrenditen und die abnormalen Anleihe-Spreads miteinander verglichen. So stellen Hand/Holthausen/Leftwich (1992) neben den oben genannten Erkenntnissen einige Unterschiede fest. Beispielsweise ergibt sich, dass unerwartete Heraufstufungen den Credit Spread, aber nicht die Aktienrendite beeinflussen.[48] Zu den Studien, welche ausschließlich den Anleihemarkt betrachten, gehört Steiner/Heinke (2001). Die Untersuchung beobachtet 216 Plain-Vanilla Anleihen von 111 internationalen Unternehmen sowie 546 Ratingänderungen und 182 Aufnahmen in die Watchlist von S&P und Moody's zwischen 1984 bis 1996. Es wird festgestellt, dass schon 90 Tage vor einem Rating Event eine Preisänderung am Anleihemarkt erkennbar wird. Bei negativen Änderungen ist auch am selben Tag des Ratingereignisses ein abnormaler Credit Spread erkennbar. Diese Preisänderungen werden innerhalb von drei Wochen großteils wieder revidiert, was auf eine Überreaktion des Marktes hindeutet.[49]

Zu den bedeutendsten Studien, die sich in erster Linie mit CDS-Spreads und deren Zusammenspiel mit Ratings beschäftigen, gehört Hull/Predescu/White (2004). Hier wird untersucht, inwiefern Ratings der Agentur Moody's durch den CDS-Markt antizipiert werden. Anhand von 233.620 CDS-Datenreihen von 1998 bis 2002 wird untersucht, wie wahrscheinlich eine Ratingänderung ist, wenn sich die CDS-Spreads verändern. Hier wird festgestellt, dass Variationen der CDS-Spreads und die Spreadhöhe sehr gut zur Vorhersage negativer Rating Events dienen können. Das wichtigste Ratingereignis ist ein negatives Review, also eine Überprüfung des Ratings, welche im Ergebnis eine baldige Herabstufung erwarten lässt.[50] Auf ähnlichem Weg gelangen diverse andere Studien zu vergleichbaren Ergebnissen. So auch Jacobs/Karagozoglu/Peluso (2010), die untersuchen, ob innerhalb einer Ratingklasse ähnliche CDS-Spreads vorliegen und welcher der beiden Risikomaße eine bessere Risikoeinschätzung darstellt. Mithilfe einer Stichprobe von 391 CDS-Kontrakten von 2003 bis 2008 konnte fest-

---

[46] Vgl. Hand/Holthausen/Leftwich (1992), S. 741–748. Laut Jorion/Zhang (2007), S. 57, tragen Aufwertungen, insbesondere bei Speculative-Grade-Anleihen mehr Information in den Markt, als bisher angenommen. Purda (2006), S. 302, beziffert den Anteil von aufgrund öffentlich zugänglicher Informationen vorhersagbaren Abwertungen auf 20 Prozent, findet aber keine Antizipation von positiven Rating Events bei Aktienrenditen. Zu diesem Schluss kommt auch Norden/Weber (2004), S. 2837–2838, wobei hier auch darauf hingewiesen wird, dass Reviews den größten Einfluss auf den Aktienmarkt haben.

[47] Der CDS-Spread entspricht der Risikoprämie, die zur Absicherung des Ausfallrisikos vom Sicherungsgeber verlangt wird.

[48] Vgl. Hand/Holthausen/Leftwich (1992), S. 749.

[49] Vgl. Steiner/Heinke (2001), S. 145.

[50] Vgl. Hull/Predescu/White (2004), S. 2804–2809.

gestellt werden, dass der CDS-Markt das Risiko schneller einpreist, als die Ratingagenturen ihre Einschätzungen ändern können.[51] Diese Erkenntnis wird auch durch Daniels/Jensen (2005) untermauert, welche mittels einer Reaktionsreihenfolge feststellten, dass CDS-Spreads am ehesten auf Bonitätsrisiken reagieren. Erst mit Verzögerung reagiert der Anleihenmarkt und zuletzt das Rating, was auf die „Through-the-Cycle-Methodik" der Agenturen zurückzuführen sein kann. Dies impliziert aber nicht, dass Ratings keine zusätzlichen Informationen in den Markt tragen.[52] Diese „Through-the-Cycle-Methodik" wird regelmäßig festgestellt und wirkt sich unterschiedlich auf „Investment Grade" und „Speculative Grade" Anleihen aus.[53] Altman/Rijken (2005) stellen eine durchschnittliche Verzögerung des Ratings zu ihrem Benchmarkmodell von 0,56 Jahren bei Abwertungen und von 0,79 Jahren bei Aufwertungen fest.[54]

Die oben genannten Studien legen nahe, dass europäische Unternehmen stärker auf Ratingänderungen reagieren und die Reaktion bei CDS-Spreads schneller erfolgt als auf Anleihemärkten. Aktienrenditen oder Ratings reagieren auf Bonitätsänderungen und weiterhin werden Abwertungen im Gegensatz zu Aufwertungen eher antizipiert, womit einer Herabstufung ein erhöhter Informationsgehalt zukommt. Insbesondere Herabstufungen unter die „Investment Grade"-Schwelle ziehen große Konsequenzen nach sich.[55]

3.2 Datenbasis für die empirische Untersuchung

3.2.1 Beweggründe für die Datenwahl

Da in der vorhergehenden Literatur festgestellt wurde, dass CDS-Spreads am besten das Kreditausfallrisiko eines Unternehmens darstellen und diese Daten leicht erhältlich sind, wird diese CDS-Risikoprämie in den nachfolgenden Untersuchungen als Unternehmensrisiko herangezogen.[56] Es soll untersucht werden, ob Ratings, Markt- oder Unternehmenskennzahlen einen Einfluss auf die CDS-Spreads haben, beziehungsweise in welchem zeitlichen Zusammenhang diese Änderungen miteinander stehen.

Bisherige Studien gehen selten ausschließlich auf Unternehmen in der EU ein und betrachten kaum einzelne Branchen. Die Finanzbranche ist im Bereich der CDS eine der aktivsten Bran-

---

51 Vgl. Jacobs/Karagozoglu/Peluso (2010), S. 24–25.

52 Vgl. Micu/Remolona/Wooldridge (2004), S. 60–64. Es wird festgestellt, dass mehrere Ratings verschiedener Agenturen besser dazu dienen Informationen zu übermitteln. Kritisch hierzu: Gabbi/Sironi (2005), S. 70.

53 Vgl. Daniels/Jensen (2005), S. 28.

54 Vgl. Altman/Rijken (2004), S. 19.

55 Vgl. Norden/Weber (2004), S. 2837–2838.

56 Vgl. Callen/Livant/Segal (2009), S. 1365. Siehe hierzu auch Hull/Predescu/White (2004), S. 2801–2803, Daniels/Jensen (2005), S. 28–31, sowie Cossin/Hricko/Aunon-Nerin (2002), S. 69, und Micu/Remolona/Wooldridge (2006), S. 13.

chen.[57] Somit ist sichergestellt, dass eine ausreichend gute Datenbasis für die nachfolgende Untersuchung vorhanden ist. Diese hat zum Ziel, im Bereich der europäischen Finanzindustrie neue Erkenntnisse zur Vorhersagegenauigkeit der Kreditausfallrisiken durch Ratings und anderer Indikatoren zu erlangen.

3.2.2 Beschreibung der Credit-Default-Swap-Spread-Daten

CDS-Verträge gehören zur Familie der Kreditderivate, werden meist im OTC-Geschäft vertrieben und dienen oft dazu, Risiken aus einem Kreditgeschäft abzusichern. Ein CDS-Kontrakt bezieht sich auf ein Referenzaktivum, meist eine Anleihe. CDS sind versicherungsähnliche Kreditderivate und unabhängig vom Eigentum der Referenzschuld. Der zeitlich begrenzte Vertrag überträgt das Kreditrisiko vom Sicherungsnehmer auf den Sicherungsgeber, welcher dafür eine Prämie erhält und im Falle eines Kreditausfalls einen Ausgleichsbetrag an den Sicherungsnehmer entrichten muss. Diese Kreditereignisse werden im Voraus vertraglich festgelegt und definiert. Somit sollten CDS- und Anleihe-Spread ähnlich hoch sein.[58] In der Theorie müsste ein Portfolio aus einem CDS und einer Anleihe dem einer risikofreien Anleihe entsprechen. Der CDS-Spread entspricht dem Gesamtbetrag, der jährlich als Prozentsatz des fiktiven Nominalwerts für eine Absicherung abgeführt wird, also der CDS-Prämie:[59]

$$\text{CDS-Spread} = \text{Anleiherendite} - \text{Rendite risikofreie Anleihe}.$$[60]

Der Preis des CDS wird ausschließlich durch das Kreditausfallrisiko beeinflusst und gibt somit das systematische Ausfallrisiko wieder.[61] Im Gegensatz dazu wird der Anleihepreis auch durch Marktpreisrisiken oder Vertragsgestaltungen beeinflusst.[62] Diese Eigenschaft sowie die Transferierbarkeit der CDS-Kontrakte und deren internationale Vergleichbarkeit sind Gründe dafür, dass sie sich in den letzten Jahren zum meist genutzten Kreditderivat entwickelt haben, insbesondere im Bereich des Hedging und der Spekulation. Dies hat dazu geführt, dass die CDS-Märkte inzwischen liquider sind als die Anleihemärkte. Nachteile der CDS sind die Ausgestaltung als OTC-Verträge und die in der Vergangenheit geringe Liquidität auf den Sekundärmärkten.[63]

Die CDS-Daten für die Studie wurden der Bloomberg-Datenbank entnommen. Hierbei wurden die Datensätze sämtlicher Unternehmen genutzt, die sich in der Bloomberg-Branchen-

---

[57] Vgl. Chen et al. (2011), S. 9.
[58] Vgl. Daniels/Jensen (2005), S. 16. Siehe hierzu auch Hull/Predescu/White (2004), S. 2799.
[59] Vgl. Hull (2009), S. 646.
[60] Vgl. Hull/Predescu/White (2004), S. 2799.
[61] Vgl. Hilscher/Wilson (2011), S. 32.
[62] Vgl. Cossin/Hricko/Aunon-Nerin (2002), S. 4–5.
[63] Vgl. Cossin/Hricko/Aunon-Nerin (2002), S. 5.

gruppierung[64] der europäischen Finanzinstitute und Versicherungen befanden. Dabei wurden diejenigen Unternehmen herausgefiltert, die keine vorrangigen Anleihen ausgegeben haben. Anschließend wurden Unternehmen ohne Anleihen mit einer Laufzeit von fünf Jahren aus dem Datensatz entfernt. Im Anschluss wurden diejenigen Unternehmen aussortiert, die über eine ungenügende Datendichte bei den CDS- oder Ratingdaten verfügten. Lücken innerhalb der CDS-Datenreihe wurden in Abhängigkeit der Spreadschwankungen maximal bis zu fünfzehn Werktagen linear interpoliert. Bei hoher Schwankung der Spreads wurde die Interpolationsspanne auf zehn Werktage reduziert. Überschritten die Datenlücken diese Grenzen, so wurde das Unternehmen aus dem Datensatz entfernt. Für einen Großteil der Unternehmen waren erst ab dem 16.06.2008 CDS-Daten in ausreichender Güte vorhanden. Die gesamte Anzahl von 264 Unternehmen innerhalb der Bloomberg-Gruppierung der Finanz- und Versicherungsbranche in Europa reduzierte sich nach den Bereinigungen auf 67 Unternehmen, für die sämtliche nötige Daten in ausreichender Güte vorhanden sind (vgl. Anhang A.1).

Insgesamt sind für den ersten Untersuchungszeitraum vom 16.06.2008 bis Ende 2010, welcher für die Paneldaten-Regressionsanalyse zur Anwendung kommt, 665 Beobachtungen pro Unternehmen vorhanden, da handelsfreie Tage wie Wochenenden ausgenommen sind. Es fließen für S&P 53 Unternehmen, für Moody's 29 Unternehmen sowie für Fitch 51 Unternehmen in die Untersuchung ein. Eine vollständige Liste ist in Anhang A.1 abgebildet. Für S&P ergeben sich somit über alle Unternehmen und Tage 35.245, für Moody's 19.285 und für Fitch 33.915 Beobachtungen (vgl. Anhang A.2). Der längere Untersuchungszeitraum für die Zeitreihenanalyse mittels des vektorautoregressiven Modells – von Anfang 2005 bis Ende 2010 – umfasst 1.565 Beobachtungen für jeweils 31 Unternehmen, wobei es hier keine Rolle spielt, welche Agentur das Rating durchgeführt hat, da es keine Variable dieser Analyse ist.

Da CDS-Spreads (*cds_5y*) am schnellsten auf Bonitätsrisiken reagieren, dienen diese als abhängige Variable in den empirischen Untersuchungen. Diese sind in Basispunkten ausgedrückt.[65] Je schlechter die Kreditqualität eines Unternehmens beurteilt wird, desto höher ist der CDS-Spread, also die Risikoprämie, die ein Anleger fordert.

3.2.3 Beschreibung der Ratingdaten und Unternehmenskennzahlen

Als unabhängige Variable, die versucht, eine Veränderung in den CDS-Spreads und damit eine Veränderung in den Bonitätsrisiken der Unternehmen zu erklären, dient unter anderem das Rating (*rating*) der Agentur. Um die benötigten Ratingdaten für die vorher anhand der CDS-Datenlage ausgewählten Unternehmen zu erhalten, wurden mithilfe der RATC-Funktion

[64] Die Brancheneinteilungen für Europa lassen sich mithilfe der Bloomberg-Funktion „CDSD" abrufen.
[65] 100 Basispunkte entsprechen einem Prozent.

in Bloomberg für jedes Unternehmen für den Zeitraum von 2001 bis 2011 die jeweiligen Änderungen langfristiger Ratings der drei großen Agenturen abgerufen. Im Zeitraum der ersten Untersuchung – vom 16.06.2008 bis zum 31.12.2010 – fanden 140 Änderungen der langfristigen Ratings statt (vgl. Tabelle 2).

Langfristige Ratingänderungen im Zeitraum …	2005–2010	16.06.2008–2010
S&P (Langfristiges Kreditrating – inländischer Emittent)	82	59
Moody's (Emittentenrating)	39	29
Fitch (Langfristiges Emittentenausfallrating)	72	52
Gesamt	**193**	**140**

Tabelle 2: Anzahl der Ratingänderungen je Agentur in den beiden Betrachtungszeiträumen

Für die zweite Untersuchung liegen für den Zeitraum vom 03.01.2005 bis zum 31.12.2010 193 Änderungen langfristiger Ratings vor. Im Falle der Ratings von Fitch und Moody's wurden die zusätzlichen *+ und *- Zeichen, welche einen Ausblick für das Rating darstellen, entfernt. Falls ein Unternehmen zeitweise von einer Ratingagentur als nicht oder nicht mehr geratet aufgeführt wurde (NR, WD, SD oder WR), so wurde das vorhergehende Rating des Unternehmens fortgeführt, sofern bei den übrigen Agenturen keine Änderung stattfand. Wurde in dem Zeitraum nach dem Aussetzen des Unternehmensratings das Rating einer anderen Agentur angepasst, so wurde die Änderung beim ausgesetzten Rating in gleichem Maße berücksichtigt.

Das benötigte langfristige Rating entspricht bei S&P dem langfristigen Kreditrating inländischer Emittenten, bei Moody's dem Emittentenrating sowie bei Fitch dem langfristigen Emittentenausfallrating. Da die drei Ratingagenturen jeweils verschiedene Ratingskalen verwenden, wurden die einzelnen Ratings gemäß den Abstufungen einheitlich transformiert (vgl. Tabelle 3). Dies bedeutet, dass der Wert 1 dem bestmöglichen Rating AAA entspricht und der Wert 18 einem Default Event (Kreditausfall).

S&P	Moody's	Fitch	Rating
AAA	Aaa	AAA	1
AA+	Aa1	AA+	2
AA	Aa2	AA	3
AA-	Aa3	AA-	4
A+	A1	A+	5
A	A2	A	6
A-	A3	A-	7
BBB+	Baa1	BBB+	8
BBB	Baa2	BBB	9
BBB-	Baa3	BBB-	10
BB+	Ba1	BB+	11
BB	Ba2	BB	12
BB-	Ba3	BB-	13
B+	B1	B+	14
B	B2	B	15
B-	B3	B-	16
CCC+	Caa1		17
CCC	Caa2		17
CCC-	Caa3		17
CC			17
C	Ca	CCC	17
D	C	DDD	18
	/	DD	18
	/	D	18

Tabelle 3: Transformation der Ratingklassen

3.2.4 Beschreibung der unternehmensspezifischen Kennzahlen

Um das Bonitätsrisiko und die Fähigkeit des Unternehmens aufzuzeigen, auch in Zukunft Gewinne zu erwirtschaften, wurden zwei unternehmensspezifische Kennzahlen in das Modell einbezogen. Um die Verschuldung des Unternehmens und somit das unternehmensspezifische Ausfallrisiko abzubilden, wurde der Verschuldungsgrad (*de*) herangezogen.[66] Die Unternehmensrentabilität wurde anhand der Kapitalrentabilität (*roa*) abgebildet und gibt Auskunft über die Schuldendeckungsfähigkeit in der Zukunft.[67] Beide Kennzahlen wurden für sämtliche Unternehmen des Datensatzes aus Bloomberg mit der Funktion der Fundamentalanalyse (FA) entnommen. Hierbei war die Qualität der Daten sehr uneinheitlich, wobei für manche Unter-

[66] Der Verschuldungsgrad berechnet sich aus (Fremdkapital / Eigenkapital).

[67] Die Kapitalrentabilität gibt Auskunft über die Verzinsung des gesamten Kapitals im Unternehmen und wird durch folgende Beziehung dargestellt: (Reingewinn + Fremdkapitalzinsen) / Gesamtkapital.

nehmen die Kennziffern in Jahres-, Halbjahres- oder Quartalszahlen untergliedert waren. Auch die Anzahl der Jahre, für die Daten vorhanden waren, variiert stark. Aufgrund dieser Tatsachen und weil sich die Kennzahlen im Paneldaten-Regressionsmodell als nicht signifikant herausstellen sollten, wurden diese in der nachfolgenden Untersuchungen anhand des vektorautoregressiven Modells nicht berücksichtigt. Im Falle der Paneldaten-Regressionsanalyse wurden bei fünf Unternehmen fehlende Kennzahlen für das entsprechende Jahr durch lineare Interpolation beziehungsweise Extrapolation ergänzt.

3.2.5 Beschreibung der verwendeten makroökonomischen Daten

Als makroökonomische Indikatoren wurden das Bruttoinlandsprodukt (BIP, *gdp_eu*), Inflation (*infl_eu*), Staatsverschuldung (*debt_eu*), Renditestruktur von Staatsanleihen (*zerobond_eu*), Geldmenge M2 (*m2gdp*), Ölpreis (*brent_oil*) sowie die Arbeitslosenquote (*unempl_eu*) der Europäischen Union bzw. der Eurozone herangezogen. Diese Daten werden von der Weltbank, der Europäischen Zentralbank (EZB) und Eurostat frei zur Verfügung gestellt.[68]

Das BIP ist in Millionen Euro zu Marktpreisen angegeben und gibt die Summe aller produzierten Waren und Dienstleistungen innerhalb des jeweiligen Landes an. Für den Euroraum – die Zusammensetzung des Euroraums ist im jeweiligen Jahr berücksichtigt – wurden die absoluten Quartalszahlen von 2005 bis 2011 aus der Eurostat-Datenbank entnommen.

Die Daten zur Inflation in der Europäischen Union stammen aus der Datenbank der Weltbank. Die Inflation ist auf ein Jahr bezogen und gibt die Veränderung der Güterpreise im Warenkorb von Berichtsjahr zu Basisjahr in Prozent wieder.

Die Daten der Staatsverschuldung stammen von der EZB und sind in Prozent des BIP angegeben. Dabei wird der Überschuss bzw. das Defizit im Verhältnis zum BIP in Prozent angegeben. [69]

Die täglichen Nullkupon-Renditestrukturkurven aller Staatsanleihen des Euroraums (mit variabler Zusammensetzung) sind der Eurostat-Datenbank entnommen und beinhalten Daten mit einer Fälligkeit von bis zu 30 Jahren. Es handelt sich nicht nur um risikofreie Anleihen – auch Anleihen, welche kein „AAA“-Rating aufweisen, werden mit berücksichtigt. Der beschaffte Datensatz reicht von 2005 bis 2011. Es wurden analog zu den CDS-Daten die fünfjährigen Anleihen von 2005 bis 2010 bzw. Mitte 2008 bis 2010 gewählt. Die Rendite wird in Prozent angegeben.[70] Die Zinsstrukturkurve kann als Maß des politischen und wirtschaftlichen Risi-

---

[68] Vgl. The World Bank Group (2012b), S. 1.
[69] Vgl. Europäische Zentralbank (2012), S. 1.
[70] Vgl. Eurostat (2012b), S. 1.

kos der Eurozone interpretiert werden. Auch wenn bisher davon ausgegangen wurde, dass Staatsanleihen risikolos sind, haben die jüngsten Ereignisse der Euro-Schuldenkrise Gegenteiliges gezeigt.

Die Geldmenge M2 stammt aus der Datenbank der Weltbank und wird in Prozent des BIP angegeben. Die Bestandteile der Geldmenge M2 sind Bargeld, Sichtkonten sowie Spar- und Termineinlagen.[71] Die Daten für die Europäische Union liegen von 2005 bis 2010 vor. [72]

Als Ölpreis wurde der Spotpreis in US-Dollar pro Barrel der in Europa vorherrschenden Rohölsorte Brent herangezogen. Die Daten liegen für den Zeitraum von 1987 bis Ende 2011 vor und wurden teilweise linear interpoliert. Nach der Interpolation liegen Daten für jeden Werktag innerhalb der Untersuchungszeiträume vor. [73]

Die monatlichen Arbeitslosenquoten liegen für die Europäische Union für den Zeitraum 2005 bis 2010 vor. Die Daten stammen aus der Eurostat-Datenbank. Die Quote wird saisonbereinigt und in Prozent angegeben.[74]

In Anhang A.2 sind die deskriptiven Statistiken der oben genannten Variablen der Paneldaten-Regressionsanalyse für die jeweiligen Ratingagenturen aufgeführt.

3.3 Paneldaten-Regressionsmodell

3.3.1 Modellbeschreibung

Der erste Teil der empirischen Untersuchung überprüft, welche Variablen die Bildung der CDS-Spreads am Markt beeinflussen. Das entsprechende Modell lautet wie folgt:

$$\text{(3.1)} \qquad CDS_{it} = \beta_0 + \beta_1 Rating_{it} + \beta_2 GDP_{it} + \cdots + u_i + \varepsilon_{it} \quad \text{für} \quad t \in \{1, \dots, T\}$$

Dabei kennzeichnet i den Index für das i-te Unternehmen in der aus insgesamt N Unternehmen bestehenden Stichprobe und t den in Tagen gemessenen Zeitindex. Des Weiteren beschreibt u_i einen von der Zeit unabhängigen Fehlerterm für das i-te Unternehmen, während der Fehler ε_{it} von der Zeit und vom Unternehmen abhängt. Zum Beispiel könnte ein von der Zeit unabhängiger Fehler u_i aus der Zugehörigkeit der Unternehmen zu einer bestimmten Branche resultieren, wenn sich daraus Auswirkungen auf die Höhe des CDS-Spreads ergeben. Aus Gleichung (3.1) ist klar ersichtlich, dass die Fehlerterme u_i und ε_{it} nicht simultan geschätzt werden können. Weiterhin kann in der vorliegenden Studie nicht davon ausgegangen werden, dass die Fehler u_i mit den erklärenden Variablen des Modells unkorreliert sind. Beispielsweise ist die Branchenzugehörigkeit mit dem Verschuldungsgrad korreliert. Zudem wird die Existenz solcher Korrelationen mit einem Hausman-Spezifikationstest anhand aller ver-

---

71 Vgl. Hardes/Uhly (2007), S. 440–442.
72 Vgl. The World Bank Group (2012c), S. 1.
73 Vgl. Knoema (2012), S. 1.
74 Vgl. Eurostat (2012c), S. 1.

wendeten Paneldatensätze geprüft. Dieser Test vergleicht die geschätzten Koeffizienten des Fixed-Effects-Modells[75] mit denen eines Random-Effects-Modells, wobei letzteres die Korrelationen zwischen den Fehlern u_i und den erklärenden Variablen vernachlässigt.[76] Die Grundidee dieses Tests ist, dass die Schätzungen in beiden Modellen konsistent sind, wenn die Fehler u_i mit den erklärenden Variablen unkorreliert sind. In diesem Fall sollten die geschätzten Parameter der beiden Modelle ähnliche Werte annehmen. Bestehen allerdings Korrelationen, dann sind lediglich die geschätzten Parameter des Fixed-Effects-Modells konsistent. Die Nullhypothese lautet, dass sich die geschätzten Parameter in beiden Modellen nicht systematisch voneinander unterscheiden und deshalb ein Random-Effects-Modell ausreichend ist. Die Teststatistik lautet wie folgt:

$$H = \left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f - \hat{\boldsymbol{\beta}}_r\right)' \left[\widehat{\mathbf{Var}}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_r\right) - \widehat{\mathbf{Var}}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f\right)\right]^{-1} \left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f - \hat{\boldsymbol{\beta}}_r\right) \tag{3.2}$$

Dabei sind $\hat{\boldsymbol{\beta}}_f$ der geschätzte Parametervektor des Fixed-Effects-Modells und $\widehat{\mathbf{Var}}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f\right)$ die korrespondierende geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix, während $\hat{\boldsymbol{\beta}}_r$ den Vektor der geschätzten Parameter des Random-Effects-Modells und $\widehat{\mathbf{Var}}\left(\hat{\boldsymbol{\beta}}_r\right)$ die entsprechende geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix darstellen.[77] Anhand von Gleichung (3.2) lässt sich erkennen, dass die Nullhypothese bei relativ großen Werten der Teststatistik H verworfen wird. Die Teststatistik H hat unter der Nullhypothese eine asymptotische Chi-Quadrat-Verteilung, wobei die Anzahl der Freiheitsgrade mit der Anzahl der Elemente des Vektors $\hat{\boldsymbol{\beta}}_f$ übereinstimmt. Für den S&P-Datensatz ergibt sich das in Abbildung 1 gezeigte Resultat.

Aufgrund des geringen p-Werts wird die Nullhypothese hochsignifikant verworfen, wobei die Aussagekraft des Tests dadurch eingeschränkt wird, dass die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Differenzen zwischen den Parametern singulär ist. Ähnliche Resultate ergeben sich auch für die übrigen Datensätze. Deshalb wird die im Folgenden zu erklärende Fixed-Effects-Methode zugrunde gelegt, die Korrelationen zwischen u_i und den erklärenden Variablen erlaubt. Damit der Fixed-Effects-Schätzer konsistent ist, wird jedoch wie beim Kleinste-Quadrate-Schätzer[78] die Annahme benötigt, dass die Fehlerterme ε_{it} mit den erklärenden Variablen und u_i unkorreliert sind. Da die Korrelation lediglich ein Maß für den Grad der linearen Abhängigkeit ist, muss die folgende strengere Annahme bezüglich des bedingten Erwar-

---

75 Eine ausführliche Erklärung folgt im weiteren Verlauf dieses Kapitels.

76 Unter idealen Bedingungen lautet die strengste Annahme im Random-Effects-Modell somit, dass die Fehler u_i an allen Zeitpunkten unabhängig von allen erklärenden Variablen sind. Im Übrigen gelten auch die Annahmen des Fixed-Effects-Modells für das Random-Effects-Modell, vgl. Wooldridge (2009), S. 489 sowie 503–505.

77 Vgl. Winkelmann/Boes (2009), S. 164.

78 Mit der Kleinsten-Quadrate-Methode werden die unbekannten Parameter eines Regressionsmodells geschätzt, indem die Summe der quadrierten Residuen minimiert wird, vgl. Wooldridge (2009), S. 762.

tungswertes von ε_{it} zugrunde gelegt werden, um eine sinnvolle Interpretation der marginalen Effekte zu gewährleisten:[79]

(3.3) $$E[\varepsilon_{it}|\text{Rating}_{it}, \text{GDP}_{it}, \dots; u_i] = 0 \quad \text{für} \quad t \in \{1, \dots, T\}$$

	Coefficients (b) fe	(B) re	(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
rating	80.50818	78.75035	1.757825	.3391841
gdp_eu	.0015589	.0015672	-8.36e-06	.
debt_eu	6.123157	6.347233	-.2240765	.1290309
unempl_eu	-31.29556	-30.61656	-.6790011	.067165
zerobo_eu	108.1848	108.407	-.2222056	.
brent_oil	-3.702968	-3.707406	.0044385	.
roa	-9.030155	-9.080724	.050569	.0051863
de	.0097023	.0080571	.0016453	.000371

b = consistent under Ho and Ha; obtained from xtreg
B = inconsistent under Ha, efficient under Ho; obtained from xtreg

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 28.26
Prob>chi2 = 0.0002
(V_b-V_B is not positive definite)

Abbildung 1: Ergebnisse des Hausman-Spezifikationstests (S&P)

Für die Ermittlung des Fixed-Effects-Schätzers wird zunächst für jedes Unternehmen i der Durchschnitt von Gleichung (3.1) über die Zeit gebildet:

(3.4) $$\overline{\text{CDS}}_i = \beta_0 + \beta_1 \overline{\text{Rating}}_i + \beta_2 \overline{\text{GDP}}_i + \cdots + u_i + \bar{\varepsilon}_i$$

Da der Fehler u_i über die Zeit konstant ist, tritt er sowohl in Gleichung (3.1) als auch in Gleichung (3.3) auf. Dieser Fehler kann also dadurch eliminiert werden, indem man Gleichung (3.3) von Gleichung (3.1) subtrahiert:

(3.5) $$\text{CDS}_{it} - \overline{\text{CDS}}_i = \beta_1(\text{Rating}_{it} - \overline{\text{Rating}}_i) + \cdots + \varepsilon_{it} - \bar{\varepsilon}_i \quad \text{für} \quad t \in \{1, \dots, T\}$$

Wenn man $\widetilde{\text{CDS}}_{it} = \text{CDS}_{it} - \overline{\text{CDS}}_i$ definiert und diese Definition auch für die anderen Variablen in Gleichung (3.4) anwendet, erhält man schließlich:

(3.6) $$\widetilde{\text{CDS}}_{it} = \beta_1 \widetilde{\text{Rating}}_{it} + \beta_2 \widetilde{\text{GDP}}_{it} + \cdots + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad \text{für} \quad t \in \{1, \dots, T\}$$

Da der Term u_i in Gleichung (3.6) nicht mehr auftritt und die Fehler $\tilde{\varepsilon}_{it}$ annahmegemäß mit den erklärenden Variablen unkorreliert sind, kann nun der Kleinste-Quadrate-Schätzer auf Gleichung (3.6) mit der verlängerten Stichprobe vom Umfang NT angewendet werden. Die Anwendung des Kleinste-Quadrate-Schätzers auf die transformierte Gleichung (3.6) wird dann als Fixed-Effects-Schätzer bezeichnet.[80] Die Formel für den Schätzer $\hat{\beta}_1^{\text{FE}}$ lautet:[81]

[79] Vgl. Cameron/Trivedi (2005), S. 701.
[80] Vgl. Wooldridge (2009), S. 481–482.
[81] Vgl. Wooldridge (2002), S. 269.

$$(3.7) \qquad \hat{\beta}_1^{FE} = \frac{\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widetilde{Rating}_{it}\widetilde{CDS}_{it}}{\frac{1}{NT}\sum_{i=1}^{N}\sum_{t=1}^{T}\widetilde{Rating}_{it}^2}$$

Die Schätzung der anderen Koeffizienten erfolgt in gleicher Weise. Bei Betrachtung von Beziehung (3.6) lässt sich unmittelbar erkennen, dass der Fixed-Effects-Schätzer $\hat{\beta}_1^{FE}$ aufgrund der Definition von $\widetilde{Rating}_{it}$ und $\widetilde{CDS}_{it}$ die Beziehung zwischen den unternehmensspezifischen Abweichungen des Ratings von dessen über die Zeit gebildeten Mittelwert und den unternehmensspezifischen Abweichungen des CDS-Spreads von dessen über die Zeit gebildeten Mittelwert abbildet. Damit wird die Variation der Daten über die Zeit, nicht jedoch über die Unternehmen genutzt, da wegen der Subtraktion der Mittelwerte die absolute Höhe der Werte von Variablen keine Rolle spielt. Aus diesem Grund können in einem Fixed-Effects-Modell keine zeitkonstanten erklärenden Variablen einbezogen werden.[82] Dies ist für die vorliegende Studie jedoch nicht bedeutend, da alle unabhängigen Variablen über die Zeit variieren. Bemerkenswert erscheint, dass in den Schätzungen mittels des Statistikprogramms STATA 11.2 dennoch ein konstanter Term ermittelt wird. Diese Tatsache resultiert daraus, dass STATA 11.2 wegen gewisser Eigenschaften des Modells hinsichtlich der Prognose die Annahme $\sum_{i=1}^{N} u_i = 0$ trifft und deshalb eine Konstante identifiziert werden kann. Für die Interpretation der marginalen Effekte der übrigen Variablen hat diese Annahme jedoch keine Auswirkungen.[83] Schließlich werden mit einem Likelihood-Ratio-Test alle verwendeten Paneldatensätze explizit auf Heteroskedastie der Fehler $\tilde{\varepsilon}_{it}$ getestet. Der Likelihood-Ratio-Test basiert auf dem Wert der Log-Likelihood-Funktion eines vollen heteroskedastischen Modells $\log L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f)$ beim Maximum $\hat{\boldsymbol{\beta}}_f$ und dem Wert der Log-Likelihood-Funktion eines restringierten homoskedastischen Modells $\log L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_r)$ beim Maximum $\hat{\boldsymbol{\beta}}_r$. Die Nullhypothese von Homoskedastie wird mit der folgenden Teststatistik geprüft:

$$(3.8) \qquad LRT = 2\left(\log L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f) - \log L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_r)\right)$$

Ein relativ großer Wert für die Differenz $\log L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_f) - \log L(\hat{\boldsymbol{\beta}}_r)$ impliziert, dass die Restriktionen des homoskedastischen Modells zu einem deutlichen Rückgang des Wertes der Log-Likelihood-Funktion führen und damit in Widerspruch zu den vorliegenden Daten stehen.[84] Diese Differenz wird mit 2 multipliziert, damit die Teststatistik LRT unter der Nullhypothese approximativ einer Chi-Quadrat-Verteilung folgt, wobei die Anzahl der Freiheitsgrade gerade der Anzahl an Restriktionen entspricht.[85] Somit wird die Nullhypothese bei relativ großen

[82] Vgl. Cameron/Trivedi (2005), S. 704.
[83] Vgl. Stata Corp (2012), S. 1.
[84] Vgl. Winkelmann/Boes (2009), S. 86.
[85] Vgl. Wooldridge (2009), S. 580.

Werten von LRT verworfen. Führt man den Test anhand des S&P-Datensatzes durch, so erhält man das in Abbildung 2 gezeigte Ergebnis. Ähnliche Resultate bezüglich des p-Werts ergeben sich auch für alle anderen Panel-Datensätze. Folglich wird die Nullhypothese von homoskedastischen Fehlern hochsignifikant verworfen, sodass die Parameter der betrachteten Modelle mit Heteroskedastie-robusten Standardfehlern geschätzt werden.

```
Likelihood-ratio test                                 LR chi2(52) =  69834.05
(Assumption: . nested in hetero)                      Prob > chi2 =    0.0000
```

Abbildung 2: Ergebnis des Likelihood-Ratio-Tests auf Heteroskedastie (S&P)

3.3.2 Ergebnisse des Paneldaten-Regressionsmodells

Die Ergebnisse der Schätzungen werden in den Abbildungen 4 und 5 am Ende dieses Kapitels sowie den Abbildungen 21 bis 23 in Anhang A.3 gezeigt. Zu beachten ist, dass das vorliegende Panel-Modell dazu dient, die langfristigen Zusammenhänge zu erklären. Insbesondere soll hiermit geklärt werden, ob sich die unabhängigen Variablen überhaupt auf die CDS-Spreads auswirken. Die Betrachtung kurzfristiger Zusammenhänge – auch hinsichtlich der Eignung für Prognosezwecke – wird hingegen in Kapitel 3.4 mittels eines vektorautoregressiven Modells untersucht.

Der Wert für das Bestimmtheitsmaß R^2 und damit für die Anpassungsgüte der Regressionslinie liegt für S&P bei 0,1950. Das vorliegende Fixed-Effects-Modell mit fünfjährigen CDS-Spreads als abhängige Variable erklärt also 19,50 Prozent der Varianz. Für Moody's liegt das Bestimmtheitsmaß bei 0,1562 und für Fitch bei 0,1477.

In der Betrachtung pro Ratingagentur verfehlt lediglich das S&P-Rating knapp das 5-Prozent-Signifikanzniveau, was auf einen gewissen Einfluss von Ratings auf CDS-Spreads schließen lässt. Dies deckt sich mit vorhergehenden Studien, die zu dem Schluss gekommen sind, dass S&P am vorsichtigsten vorgeht, also am ehesten eine Herabstufung vornimmt.[86] Da der Koeffizient positiv ist, kann man davon ausgehen, dass sich der CDS-Spread bei einer Ratingänderung um eine Einheit um etwa 80 Basispunkte erhöht.

In der kombinierten Betrachtungsweise (vgl. Abbildung 23) ist jedoch lediglich das Fitch-Rating signifikant, was zunächst widersprüchlich erscheint. Eine mögliche Erklärung ist, dass die Ratings von S&P und Moody's hochkorreliert sind und daraus große Varianzen für die Schätzer resultieren. Aufgrund dieser relativ hohen Varianzen sind die Ratings von S&P und Moody's daher nicht einzeln im t-Test signifikant. Jedoch kann mit dem F-Test untersucht

[86] Vgl. Norden/Weber (2004), S. 2815.

werden, ob S&P und Moody's *gemeinsam* signifikant sind, da der F-Test bei weitem nicht so stark unter Multikollinearität leidet.

Eine Durchführung des Tests anhand der kombinierten Daten ergibt:

```
( 1)  ratingsp = 0
( 2)  ratingmoodys = 0

      F(  2,    12) =    0.89
           Prob > F =    0.4356
```

Abbildung 3: F-Test auf gemeinsame Signifikanz von S&P und Moody's

Hierbei lautet die Nullhypothese, dass die Koeffizienten von S&P und Moody's gemeinsam in der Grundgesamtheit gleich Null sind. Wird die F-Statistik groß, dann liegt ein großer Unterschied zwischen der Summe der quadrierten Residuen eines vollen Modells mit S&P und Moody's und dem restringierten Modell ohne diese beiden Variablen vor. Dies bedeutet, dass das Modell ohne diese beiden Variablen Informationsverluste hinnehmen muss. Hier ist die Teststatistik klein bzw. der Wahrscheinlichkeitswert (*Prob*) von 43,56 Prozent relativ groß, sodass die Nullhypothese nicht verworfen werden kann. Die Schlussfolgerung ist daher, dass das S&P-Rating im Einzelmodell am besten ist. Die Tatsache, dass einzig das Fitch-Rating im kombinierten Modell signifikant ist und zudem einen negativen Koeffizienten aufweist, kann z. B. der unterschiedlichen Stichprobengröße geschuldet sein, die in der kombinierten Betrachtung mit 13 Unternehmen relativ klein ist.

Weiterhin ist die Staatsverschuldung (*debt_eu*) für S&P sowie Moody's hochsignifikant auf dem 1-Prozent-Niveau, was auf die „Sovereign Ceiling" zurückzuführen sein könnte. Diese Beobachtung stimmt mit bisherigen Studien sowie mit den vorherigen Erwartungen überein. Eine höhere Neuverschuldung führt also zu einer Erhöhung des CDS-Spreads und damit zur Zahlung einer höheren Versicherungssumme gegen Kreditausfälle. Im Falle von Fitch und bei der kombinierten Betrachtung über alle Ratingagenturen geht die Signifikanz jedoch verloren, was auf eine uneinheitliche Berücksichtigung der Staatsverschuldung durch die verschiedenen Ratingagenturen hinweisen könnte.

Für jede Ratingagentur ist das BIP (*gdp_eu*) signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau. Deshalb ist von einem starken Einfluss des BIPs auf CDS-Spreads auszugehen. Allerdings ist der ermittelte Koeffizient positiv. Damit müsste, entgegen vorheriger Annahme, der CDS-Spread steigen und die Bonität der Unternehmen sich jeweils verschlechtern, obwohl das BIP angestiegen ist. Zur Ermittlung der Ursache kann die Korrelationstabelle herangezogen werden (vgl. Abbildung 5). Diese zeigt, dass BIP und CDS-Spread negativ korreliert sind. Nimmt man die Variable *brent_oil* aus dem Modell, zeigt sich, dass der Koeffizient für das BIP nega-

tiv ist, was intuitiv nachvollziehbar wäre (vgl. Abbildung 24). Somit kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass wegen der hohen Korrelation zwischen Ölpreis und BIP der Effekt des BIPs auf CDS-Spreads bereits durch den Ölpreis überlagert oder sogar überkompensiert wurde.

Aufgrund von Multikollinearität fällt die erklärende Variable Inflation (*inflation_eu*) für S&P, Moody's sowie die kombinierte Betrachtung aus dem Modell. Verschiedene Tests zeigen, dass Inflation sich kollinear zur Staatsverschuldung (*debt_eu*) verhält. Nimmt man diese aus dem Modell, wird die Inflation für S&P und Moody's hochsignifikant (vgl. Abbildungen 25 bis 27).[87] Inflation ist demzufolge eine hochsignifikante Variable, wenn die Staatsverschuldung nicht im Modell berücksichtigt wird. Allerdings ist die Staatsverschuldung eine bessere erklärende Variable für die Bonitätsrisiken am Markt als die Inflation. Deshalb sollte in derartigen Bonitätsmodellen nicht die Inflation, sondern die Staatsverschuldung als erklärende Variable benutzt werden.

Die Arbeitslosenquote (*unempl_eu*) ist hingegen lediglich im Falle von Fitch signifikant und hat in den übrigen Betrachtungen keinen Einfluss auf CDS-Spreads.

Weiterhin sind die Zerobondrenditen von Staatsanleihen (*zerobo_eu*) hochsignifikant auf dem 1-Prozent-Niveau, wobei im Fall von Moody's das 1-Prozent-Niveau nur knapp verfehlt wird.[88] Die Zerobondrenditen spiegeln auch politische Risiken von Staaten wider und haben einen signifikanten Einfluss auf CDS-Spreads. Der Koeffizient ist in allen Betrachtungen positiv, d. h. eine Erhöhung der Zerobondrendite führt zu einer Erhöhung des CDS-Spreads.

Ebenso ist der Ölpreis (*brent_oil*) hochsignifikant auf dem 1-Prozent-Niveau und besitzt demzufolge einen starken Zusammenhang mit den CDS-Spreads. Da der Koeffizient hier negativ ist, bedeutet dies, dass eine Erhöhung des Ölpreises eine Senkung des CDS-Spreads zur Folge hätte. Die vorherige Erwartung war jedoch, dass der Ölpreis einen positiven Einfluss auf CDS-Spreads ausüben sollte. Die Erklärung für den vermeintlichen Widerspruch ist, dass Banken aufgrund ihres Geschäfts weniger vom Ölpreis abhängig sind als Industrieunternehmen und sich die Einschätzung der Zahlungsbonität verhältnismäßig verbessert, wenn der Ölpreis steigt. Die Korrelationstabelle (vgl. Abbildung 5) bestätigt ebenso, dass der Ölpreis negativ mit fünfjährigen CDS-Spreads korreliert ist. Vergleichbare Studien haben mit -0,1886 im Vergleich zum Ergebnis der vorliegenden Untersuchung mit dem Wert -0,1805 eine annähernd gleich hohe Korrelation errechnet.[89] Eine weitere Erklärung für den negativen Koeffi-

---

87 Dagegen stellt sich bei Fitch erneut ein abweichendes Ergebnis ein – die Inflation bleibt wie bereits im vollen Modell nicht signifikant.

88 Daniels/Jensen (2005), S. 25, sind zu einem ähnlichen Ergebnis gekommen.

89 Vgl. Hammoudeh et al. (2011), S. 31.

zienten ist bei Moody's zu finden. Demzufolge zeuge ein hoher Ölpreis von hohem Wirtschaftswachstum und guten Aussichten für Unternehmen.[90]

Die Geldmenge M2 (*m2gdp*) ist in den Einzelbetrachtungen für S&P und Moody's signifikant, für S&P sogar auf dem 1-Prozent-Niveau. In der kombinierten Betrachtung über alle Ratingagenturen ist die Geldmenge noch auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant. Eine Erhöhung der Geldmenge M2 erhöht demnach also den CDS-Spread.

Die Gesamtkapitalrentabilität (*roa*) ist in der Einzelbetrachtung für S&P und Moody's noch auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant, während sie bei der alleinigen Betrachtung für Fitch und bei der kombinierten Betrachtung nicht signifikant ist.

Der Verschuldungsgrad des jeweiligen Unternehmens (*de*) besitzt hingegen in keiner Untersuchung Signifikanz, ebenfalls ist der Koeffizient sehr klein und wechselt im Fall von Fitch von dem zu erwartenden positiven zu einem negativen Vorzeichen. Folglich besitzt der individuelle Verschuldungsgrad keinen Einfluss auf die CDS-Spreads der Unternehmen.

Schließlich ist zu erkennen, dass die in Kapitel 3.3.1 getestete Annahme der Fixed-Effects-Methode zur Existenz von Korrelationen zwischen u_i und den erklärenden Variablen für die vorliegenden Untersuchungen sinnvoll ist. Die Korrelationen zwischen den zeitunabhängigen Fehlern und den erklärenden Variablen sind stets und teilweise deutlich von 0 verschieden.

```
note: inflation_eu omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     35245
Group variable: id                              Number of groups   =        53

R-sq:  within  = 0.1950                         Obs per group: min =       665
       between = 0.5644                                        avg =     665.0
       overall = 0.3510                                        max =       665

                                                F(9,52)            =     12.96
corr(u_i, Xb)  = -0.5512                        Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 53 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |    80.50818   40.47001     1.99   0.052    -.7008416    161.7172
     debt_eu |    6.123157    .992836     6.17   0.000     4.130885    8.115428
      gdp_eu |    .0015589   .0004953     3.15   0.003      .000565    .0025528
inflation_eu |   (omitted)
   unempl_eu |   -31.29556   19.25842    -1.63   0.110    -69.94041    7.349296
   zerobo_eu |    108.1848   27.06736     4.00   0.000     53.87017    162.4994
   brent_oil |   -3.702968   .6150669    -6.02   0.000     -4.93719   -2.468746
       m2gdp |    6.824924   2.397099     2.85   0.006     2.014792    11.63506
         roa |   -9.030155   4.017431    -2.25   0.029    -17.09172   -.9685908
          de |    .0097023   .0232571     0.42   0.678    -.0369665    .0563711
       _cons |   -4896.536   1615.305    -3.03   0.004    -8137.881   -1655.19
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   115.10435
     sigma_e |   135.48038
         rho |   .41922016   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 4: Ergebnisse der Schätzung für S&P

[90] Vgl. Moody's (2011d), S. 4–5.

	rating	cds_5y	gdp_eu	defici~u	debt_eu	inflat~u	unempl~u
rating	1.0000						
cds_5y	0.5362	1.0000					
gdp_eu	-0.0315	-0.0828	1.0000				
deficit_eu	-0.0944	-0.0003	0.6665	1.0000			
debt_eu	0.1043	-0.0334	-0.3381	-0.8967	1.0000		
inflation_eu	-0.0890	-0.0085	0.7256	0.9942	-0.8441	1.0000	
unempl_eu	0.1107	-0.0642	-0.4387	-0.8981	0.9387	-0.8607	1.0000
zerobo_eu	-0.1017	0.0328	0.4397	0.8306	-0.8802	0.7930	-0.9355
brent_oil	-0.0091	-0.1805	0.7371	0.3502	-0.1510	0.3876	-0.1975
m2gdp	0.0902	0.0069	-0.7145	-0.9963	0.8554	-0.9998	0.8689
roa	-0.0127	-0.0700	0.0587	-0.1084	0.1961	-0.0839	0.1647
de	0.2900	0.1107	0.0746	0.1336	-0.1307	0.1302	-0.1274

	zerobo~u	brent_~l	m2gdp	roa	de
zerobo_eu	1.0000				
brent_oil	0.3858	1.0000			
m2gdp	-0.8012	-0.3805	1.0000		
roa	-0.1584	0.0443	0.0888	1.0000	
de	0.1185	0.0377	-0.1310	-0.1975	1.0000

Abbildung 5: Korrelationstabelle

3.4 Beschreibung und Ergebnisse des vektorautoregressiven Modells

In der vorhergehenden Studie wurde unter Verwendung des Paneldaten-Regressionsmodells die Ursache-Wirkungs-Beziehung vorab festgelegt, indem der CDS-Spread als abhängige Variable betrachtet wurde und die übrigen Faktoren als unabhängige Variablen charakterisiert wurden.[91] Hingegen erfolgt in dieser Untersuchung eine Berücksichtigung der simultanen Wechselwirkungen zwischen der Variable CDS-Spread und den übrigen Variablen. Zudem wird analysiert, inwieweit der heutige Wert einer Variablen von seinen vergangenen Werten abhängt. Da der CDS-Spread täglich notiert wird, ist nur eine Analyse des Zusammenhangs zwischen dem CDS-Spread und täglich gemessenen Variablen sinnvoll. Ansonsten wäre die Betrachtung komplexerer Modellvarianten erforderlich, die eine gemischte Datenfrequenz erlauben.[92] Das Kriterium der gleichen Zeitfrequenz erfüllen im vorliegenden Fall die beiden Variablen Brent und Zerobondrendite. Der Zusammenhang wird für 31 Unternehmen mit einem vektorautoregressiven Modell der Ordnung p untersucht, das wie folgt definiert ist:

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c} + \boldsymbol{\theta}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\theta}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \cdots + \boldsymbol{\theta}_p \mathbf{y}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad \text{für} \quad t \in \{1, \dots, T\} \tag{3.9}$$

Hierbei ist $\mathbf{y}_t$ der $(n \times 1)$-Vektor der betrachteten Variablen, $\mathbf{c}$ ein $(n \times 1)$-Vektor der Konstanten, $\boldsymbol{\theta}_j$ mit $j \in \{1, \dots, p\}$ eine $(n \times n)$-Matrix der autoregressiven Koeffizienten und $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ein $(n \times 1)$-Vektor der Fehlerterme. Wegen der möglicherweise großen Anzahl an Parametern in einem vektorautoregressiven Modell werden lediglich paarweise Untersuchungen zwischen CDS-Spread und Zerobondrendite bzw. Brent durchgeführt, sodass $n = 2$ gilt. Zudem erfüllt der Vektor $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ annahmegemäß die folgenden Bedingungen:

---

[91] Vgl. Gujarati (2003), S. 717.

[92] Siehe u. a. Mariano/Murasawa (2010), S. 30–31, für die Erläuterung von vektorautoregressiven Modellen mit gemischter Datenfrequenz.

(3.10) $\mathrm{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t) = \mathbf{0}$

(3.11) $\mathrm{E}(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_\tau') = \begin{cases} \boldsymbol{\omega} \text{ für } t = \tau \\ \mathbf{0} \text{ für } t \neq \tau \end{cases}$

Dabei stellt $\boldsymbol{\omega}$ eine symmetrische und positiv definite $(n \times n)$-Varianz-Kovarianz-Matrix dar.[93] Damit kann das Modell in der vorliegenden Studie für die Beziehung zwischen CDS-Spreads und den Zerobondrenditen unter Verwendung von $\mathbf{y}_t = \langle \mathrm{CDS}_t, \mathrm{ZERO}_t \rangle$ wie folgt formuliert werden:

(3.12) $$\mathrm{CDS}_t = c + \theta_{11}\mathrm{CDS}_{t-1} + \cdots + \theta_{1p}\mathrm{CDS}_{t-p} + \theta_{21}\mathrm{ZERO}_{t-1} + \cdots + \theta_{2p}\mathrm{ZERO}_{t-p} + \varepsilon_t$$

(3.13) $$\mathrm{ZERO}_t = \tilde{c} + \tilde{\theta}_{11}\mathrm{CDS}_{t-1} + \cdots + \tilde{\theta}_{1p}\mathrm{CDS}_{t-p} + \tilde{\theta}_{21}\mathrm{ZERO}_{t-1} + \cdots + \tilde{\theta}_{2p}\mathrm{ZERO}_{t-p} + \tilde{\varepsilon}_t$$

Anhand des Gleichungssystems (3.12) und (3.13) kann man erstens die Eigenschaft des vektorautoregressiven Modells erkennen, dass die erklärenden Variablen in jeder Gleichung identisch sind. Zweitens zeigt das Gleichungssystem (3.12) und (3.13) nicht explizit die aktuelle Beziehung zwischen CDS_t und ZERO_t auf, weshalb es auch als reduziertes Modell bezeichnet wird.[94] Des Weiteren kann aus einem theoretischen Blickwinkel davon ausgegangen werden, dass die Variable CDS-Spread keine Auswirkungen auf den Rohölpreis Brent hat. Deshalb sollten die Koeffizienten der verzögerten Werte von CDS-Spread in der Gleichung für Brent grundsätzlich auf den Wert Null restringiert werden. Da die Gleichungen jedoch simultan geschätzt werden müssen und in dieser Studie lediglich zwei Gleichungen für die Beschreibung einer Ursache-Wirkungs-Beziehung verwendet werden, ist jedoch oftmals keine Nullsetzung der korrespondierenden Parameter möglich, sodass hier darauf verzichtet wird.[95] Außerdem ist die geeignete Ordnung p für das Modell (3.9) zu schätzen. Für diesen Zweck werden in der Praxis verschiedene Informationskriterien und Teststatistiken eingesetzt.[96] Die vorliegende Untersuchung fokussiert auf die multivariaten Generalisierungen der Informationskriterien von Akaike (1973, 1974) und Schwarz (1978). Die Grundidee dieser Informationskriterien besteht darin, vektorautoregressive Modelle der Ordnung m mit $m \in \{1, \ldots, p_{max}\}$ zu schätzen und dann diejenige Modellordnung zu wählen, die den Wert des betrachteten Krite-

---

93 Vgl. Hamilton (1994), S. 257–258.

94 Vgl. Tsay (2005), S. 349–350. Die aktuelle Beziehung zwischen CDS_t und $ZERO_t$ kann durch eine lineare Transformation des vektorautoregressiven Modells explizit hergeleitet werden, vgl. Tsay (2005), S. 350.

95 Für nähere Beschreibungen zur Optimierung eines vektorautoregressiven Modells, das einige auf den Wert von Null beschränkte Koeffizienten enthält, siehe Foschi/Kontoghiorghes (2003), S. 12–15.

96 Ein Überblick über die verschiedenen Verfahren zur Wahl der geeigneten Ordnung eines vektorautoregressiven Modells findet sich in Lütkepohl (2007), S. 147–151.

riums minimiert. In Anlehnung an die Darstellungen von Hall (1991) wird $p_{max} = 4$ gesetzt.[97] Das multivariate Akaike-Kriterium ist wie folgt definiert:

$$(3.14) \qquad AIC(m) = \ln \det(\hat{\boldsymbol{\omega}}(m)) + \frac{2}{T} mn^2$$

Andererseits gilt für das multivariate Schwarz-Kriterium die folgende Definition:

$$(3.15) \qquad SBIC(m) = \ln \det(\hat{\boldsymbol{\omega}}(m)) + \frac{\log T}{T} mn^2$$

Dabei kennzeichnet $\ln(\cdot)$ den natürlichen Logarithmus, $\det(\cdot)$ die Determinante und $\hat{\boldsymbol{\omega}}(m) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t \hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t'$ die geschätzte $(n \times n)$-Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehler.[98] Aus den Gleichungen (3.14) und (3.15) lässt sich unmittelbar ersehen, dass der von den Residuen abhängige Term $\ln \det(\hat{\boldsymbol{\omega}}(m))$ mit der Anzahl der Parameter sinkt, während der jeweils zweite Term in diesen Gleichungen mit der Parameteranzahl steigt. Da $\log T = \log 1565 > 2$ gilt, sanktioniert das Schwarz-Kriterium eine höhere Parameteranzahl stärker als das Akaike-Kriterium und führt folglich zu einer sparsameren Parametrisierung von Modellen. Außerdem ist das Schwarz-Kriterium im Vergleich zum Akaike-Kriterium asymptotisch konsistent. Dennoch wird in dieser Studie das Akaike-Kriterium aufgrund der besseren kleinen Stichprobeneigenschaften grundsätzlich bevorzugt, da die sinnvolle Anwendung asymptotischer statistischer Theorie bei der vorliegenden Stichprobengröße unklar bleibt.[99] Diese Informationskriterien werden im Folgenden für das Unternehmen Société Générale und die Beziehung zwischen CDS-Spread und den Zerobondrenditen berechnet (vgl. Abbildung 6), wobei dieses Beispiel in den folgenden Analyseschritten fortgeführt wird:

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1935.5				815.994	12.3802	12.3897	12.4041
1	-275.273	3320.4	4	0.000	.020682	1.79727	1.82597	1.86908
2	-245.48	59.585*	4	0.000	.01754*	1.63246*	1.68029*	1.75215*
3	-244.382	2.1965	4	0.700	.017868	1.651	1.71797	1.81857
4	-243.378	2.0087	4	0.734	.018214	1.67015	1.75624	1.88558

Endogenous: cds_5y zerobo_eu
Exogenous: _cons

Abbildung 6: Beispiel für die verschiedenen Informationskriterien (CDS-Spreads und Zerobondrenditen, Société Générale)

In diesem Falle gelangen die Informationskriterien zu einer homogenen Einschätzung und zeigen den Wert 2 für die geeignete Ordnung des Modells an.

[97] Vgl. Hall (1991), S. 320.
[98] Vgl. Lütkepohl/Krätzig (2004), S. 111.
[99] Vgl. Lütkepohl (2007), S. 151.

In der univariaten Zeitreihenanalyse stellt die Stationarität einer Zeitreihe eine wesentliche Voraussetzung für die Stabilität eines dynamischen Prozesses dar.[100] Das Vorhandensein dieser Voraussetzung wird mit dem Augmented-Dickey-Fuller-Test für jede einzelne Zeitreihe geprüft. Der Test geht von der folgenden wahren Regressionsgleichung aus:

$$(3.16) \qquad y_t = c + \theta y_{t-1} + u_t$$

Um die Autokorrelationen zwischen den Fehltermen u_t zu kontrollieren, wird anstatt Gleichung (3.16) für den Test das folgende Hilfsmodell verwendet und mit der Kleinsten-Quadrate-Methode geschätzt:

$$(3.17) \qquad \Delta y_t = c + \varphi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \xi_i \Delta y_{t-i} + u_t$$

Hierbei gelten $\varphi = (\theta - 1)$ und $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$. Die Nullhypothese lautet, dass y_t ein nichtstationärer Einheitswurzelprozess ist, sodass $\theta = 1$ bzw. $\varphi = 0$ erfüllt ist. Die Alternative dieses einseitigen Tests wird mit $\theta < 1$ bzw. $\varphi < 0$ formuliert, was gerade die notwendige Bedingung für die Stationarität von y_t ist.[101] Durch rekursives Einsetzen kann man anhand der Gleichung $y_t = c + \theta c + \theta^2 y_{t-2} + \theta u_{t-1} + u_t$ erkennen, dass für $\theta < 1$ bzw. $\varphi < 0$ der Einfluss der verzögerten Werte von u_t auf den aktuellen Wert von y_t abnimmt und der stochastische Prozess daher stabil ist. Die Augmented-Dickey-Fuller-Teststatistik basiert auf der t-Statistik des Koeffizienten φ der Kleinsten-Quadrate-Regression von Gleichung (3.17). Da diese Teststatistik nicht asymptotisch standardnormalverteilt ist, werden die kritischen Werte der asymptotischen Verteilung durch Fuller (1996) bereitgestellt.[102] Gemäß den oben beschriebenen Informationskriterien wird die Modellordnung für den Test auf $p = 2$ festgelegt. Dann ergibt die Durchführung des Tests für die CDS-Spreads:

```
Augmented Dickey-Fuller test for unit root         Number of obs   =      1562

                                 ------------ Interpolated Dickey-Fuller ------------
                    Test         1% Critical       5% Critical      10% Critical
                  Statistic          Value             Value            Value
------------------------------------------------------------------------------
 Z(t)               -1.524           -3.430            -2.860           -2.570
------------------------------------------------------------------------------
MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.5214
```

Abbildung 7: Augmented Dickey-Fuller-Test für CDS-Spreads

Für die Zerobondrenditen ergibt der Test:

[100] Die Stationarität einer Zeitreihe ist dann gegeben, wenn die Beziehungen $E(y_t) = 0$, $Var(y_t) = \sigma^2$ und $Cov(y_t, y_{t+s}) = Cov(y_t, y_{t-s}) = \gamma_s$ erfüllt sind, vgl. Hill/Griffiths/Lim (2008), S. 328.

[101] Vgl. Stata (2009), S. 118.

[102] Vgl. Lütkepohl/Krätzig (2004), S. 54.

Augmented Dickey-Fuller test for unit root — Number of obs = 1562

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
		Interpolated Dickey-Fuller		
Z(t)	-1.293	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.6323

Abbildung 8: Augmented Dickey-Fuller-Test für Zerobondrenditen

Aufgrund der relativ großen p-Werte kann die Nullhypothese von nichtstationären Prozessen nicht verworfen werden. Allerdings sind oftmals zwar nicht die Zeitreihen selbst, jedoch ihre ersten Differenzen $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ stationär. Berechnet man die ersten Differenzen der Variablen CDS-Spread und Zerobondrendite und wiederholt den Test, erhält man das folgende Resultat für die CDS-Spreads:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root — Number of obs = 1561

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
		Interpolated Dickey-Fuller		
Z(t)	-23.527	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Abbildung 9: Augmented Dickey-Fuller-Test für CDS-Spreads (erste Differenzen)

Außerdem ergibt sich für die Zerobondrenditen:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root — Number of obs = 1561

	Test Statistic	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value
		Interpolated Dickey-Fuller		
Z(t)	-22.057	-3.430	-2.860	-2.570

MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.0000

Abbildung 10: Augmented Dickey-Fuller-Test für Zerobondrenditen (erste Differenzen)

Es lässt sich also unmittelbar aus den letzten beiden Tabellen ersehen, dass die ersten Differenzen der Variablen CDS-Spread und Zerobondrendite, notiert mit ΔCDS_t und $\Delta ZERO_t$, stationär sind. Somit kann das Gleichungssystem (3.12) und (3.13) unter Verwendung von $\mathbf{y}_t = \langle \Delta CDS_t, \Delta ZERO_t \rangle$ transformiert und mittels der Kleinsten-Quadrate-Methode geschätzt werden. In der multivariaten Zeitreihenanalyse wird bei dieser Vorgehensweise jedoch zusätzlich gefordert, dass keine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen CDS-Spread und Zerobondrendite besteht. Eine Kointegrationsbeziehung ist dann gegeben, wenn die beiden Variablen einem gemeinsamen stochastischen Prozess folgen, sodass sie sich im Zeitablauf

nur in beschränktem Maße voneinander entfernen können.[103] Um eine mögliche Kointegrationsbeziehung zu ermitteln, kann die Trace-Statistik von Johansen (1995) angewendet werden, welche folgendermaßen definiert ist:

(3.18) $$-T\sum_{i=r+1}^{n}\left(1-\hat{\lambda}_i\right)$$

Dabei ist r die Anzahl der Kointegrationsbeziehungen und $\hat{\lambda}_i$ sind geschätzte Eigenwerte, die bei der Regression einer Variante des vektorautoregressiven Modells entstehen, welches Kointegrationsbeziehungen zwischen den Variablen erlaubt.[104] Es ist intuitiv nachvollziehbar, dass gemäß Gleichung (3.18) mit $n = 2$ entweder keine $(r = 0)$ oder eine $(r = 1)$ Kointegrationsbeziehung zwischen zwei Variablen bestehen kann. Die Nullhypothese lautet, dass höchstens r Kointegrationsbeziehungen bestehen. Gegen diese Nullhypothese entsteht Evidenz, wenn die Trace-Statistik relativ große Werte annimmt. Zur Schätzung von r wird der Test nun beginnend mit $r = 0$ sukzessive durchgeführt. Dann ergibt sich die Schätzung $\hat{r}$ als erster Wert von r, bei dem die Nullhypothese nicht durch die Trace-Statistik verworfen werden kann. Für das Beispiel erhält man:

```
                        Johansen tests for cointegration
Trend: constant                                          Number of obs =    1563
Sample:  04jan1960 - 14apr1964                                    Lags =       2
------------------------------------------------------------------------------
                                                            5%
maximum                                          trace    critical
  rank    parms       LL       eigenvalue  statistic    value
    0      6      -1520.5664           .      5.4152*   15.41
    1      9      -1518.4853     0.00266      1.2530     3.76
    2      10     -1517.8588     0.00080
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 11: Ergebnisse des Johansen-Tests

Da die Trace-Statistik für kein r den kritischen Wert überschreitet, besteht keine Kointegrationsbeziehung zwischen den Variablen CDS-Spread und Zerobondrendite. Folglich können die beiden Gleichungen des Systems (3.12) und (3.13) unter Verwendung von $\mathbf{y}_t = \langle \Delta CDS_t, \Delta ZERO_t \rangle$ hinsichtlich der ersten Differenzen transformiert und separat mittels der Kleinsten-Quadrate-Methode geschätzt werden.[105] Aufgrund der Verwendung der ersten Differenzen ist die geeignete Modellordnung erneut zu kalkulieren:

[103] Vgl. Hill/Griffiths/Lim (2008), S. 339.

[104] Es handelt sich um das sogenannte Fehlerkorrekturmodell, das u. a. in Lütkepohl (2007), S. 244–256, ausführlich erläutert wird.

[105] Vgl. Lütkepohl/Krätzig (2004), S. 93.

Selection-order criteria Number of obs = 1560

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1559.45				.025377	2.00185	2.00441	2.00872
1	-1518.69	81.522	4	0.000	.024209	1.95472	1.96238*	1.97531*
2	-1517.83	1.7155	4	0.788	.024307	1.95875	1.97151	1.99306
3	-1506.03	23.602	4	0.000	.024065	1.94875	1.96661	1.99679
4	-1500.2	11.662*	4	0.020	.024008*	1.9464*	1.96937	2.00816

Endogenous: diff_cds diff_zerobond
Exogenous: _cons

Abbildung 12: Ermittlung der Modellordnung

Nach dem Akaike-Kriterium wird $p = 4$ als Modellordnung festgesetzt. Anschließend erhält man für die Schätzung der Parameter:

Equation	Parms	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
diff_cds	9	3.89609	0.0601	99.82254	0.0000
diff_zerobond	9	.039745	0.0127	20.05178	0.0101

	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
diff_cds						
diff_cds						
L1.	.1719539	.0253644	6.78	0.000	.1222405	.2216672
L2.	.0285278	.0257241	1.11	0.267	-.0218905	.0789462
L3.	-.098563	.0257199	-3.83	0.000	-.1489732	-.0481529
L4.	-.0742229	.0253527	-2.93	0.003	-.1239133	-.0245325
diff_zerob~d						
L1.	-7.186782	2.4934	-2.88	0.004	-12.07376	-2.299808
L2.	3.567064	2.499956	1.43	0.154	-1.33276	8.466889
L3.	-4.175803	2.50314	-1.67	0.095	-9.081867	.7302612
L4.	-4.51052	2.493176	-1.81	0.070	-9.397054	.3760147
_cons	.0926401	.0984446	0.94	0.347	-.1003078	.2855879
diff_zerob~d						
diff_cds						
L1.	.0007828	.0002587	3.03	0.002	.0002756	.0012899
L2.	.0000919	.0002624	0.35	0.726	-.0004224	.0006062
L3.	.0003514	.0002624	1.34	0.181	-.0001629	.0008656
L4.	.000205	.0002586	0.79	0.428	-.0003019	.0007119
diff_zerob~d						
L1.	.0545004	.0254358	2.14	0.032	.0046472	.1043536
L2.	-.0220044	.0255026	-0.86	0.388	-.0719886	.0279799
L3.	.0338968	.0255351	1.33	0.184	-.0161511	.0839447
L4.	.0232724	.0254335	0.92	0.360	-.0265763	.0731211
_cons	-.0000477	.0010043	-0.05	0.962	-.002016	.0019206

Abbildung 13: Ergebnisse des vektorautoregressiven Modells

Bevor die Modellergebnisse näher betrachtet werden können, ist die Güte des Modells genauer zu untersuchen. Wie bereits gezeigt wurde, hängt die Stationarität eines autoregressiven Prozesses von den Werten der Parameter ab. Diese Parameter können in die Eigenwerte λ zerlegt werden, sodass die Bedingungen für Stationarität auch hinsichtlich dieser Eigenwerte formuliert werden können. Formal ausgedrückt ist ein vektorautoregressiver Prozess dann stationär, wenn alle Eigenwerte λ, welche die charakteristische Gleichung $\det(\mathbf{I}_n\lambda^p -$

$\boldsymbol{\theta}_1\lambda^{p-1} - \boldsymbol{\theta}_2\lambda^{p-2} - \cdots - \boldsymbol{\theta}_{p-1}\lambda - \boldsymbol{\theta}_p) = 0$ dieses Prozesses erfüllen, innerhalb des komplexen Einheitskreises liegen.[106] Dabei kennzeichnet $\mathbf{I}_n$ die $(n \times n)$-Einheitsmatrix. Der Test dieser Bedingung mit STATA 11.2 ergibt:

Eigenvalue stability condition

Eigenvalue	Modulus
.4393398 + .4238458*i*	.610463
.4393398 - .4238458*i*	.610463
-.3147768 + .2619017*i*	.409484
-.3147768 - .2619017*i*	.409484
-.05005507 + .3598892*i*	.363354
-.05005507 - .3598892*i*	.363354
.35307	.35307
-.2756317	.275632

All the eigenvalues lie inside the unit circle.
VAR satisfies stability condition.

Abbildung 14: Eigenwerte

Alle Eigenwerte liegen innerhalb des komplexen Einheitskreises, sodass die Stationaritätsbedingungen erfüllt sind. Des Weiteren sollte ein geeignetes Modell die Autokorrelationen des stochastischen Prozesses $\mathbf{y}_t$ im Modell selbst abbilden, sodass die Fehler $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ nicht autokorreliert sind. Eine Analyse der Autokorrelationen zwischen den Fehlern ist durch Anwendung eines Lagrange-Multiplier-Tests möglich. Ausgangspunkt ist die Annahme, dass das wahre Modell durch einen vektorautoregressiven Prozess der Ordnung p dargestellt wird. Weiterhin wird für die aus diesem Modell resultierenden Fehler $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ ein weiteres vektorautoregressives Modell mit h verzögerten Werten aufgestellt:

(3.19) $$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \boldsymbol{\delta}_1\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\delta}_h\boldsymbol{\varepsilon}_{t-h} + \mathbf{u}_t$$

Die Matrix der autoregressiven Koeffizienten ist durch $\boldsymbol{\delta}_j$ mit $j \in \{1, \dots, h\}$ gekennzeichnet. Anschließend erfolgt die Schätzung dieses Modells mit der Kleinsten-Quadrate-Methode anhand der folgenden Hilfsgleichung:

(3.20) $$\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = \boldsymbol{\delta}_1\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\delta}_h\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_{t-h} + \mathbf{c} + \boldsymbol{\theta}_1\mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\theta}_p\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{e}_t$$

Die Nullhypothese lautet, dass keine Autokorrelationen zwischen den Fehlern bestehen, d. h. dass $\boldsymbol{\delta}_1 = \cdots = \boldsymbol{\delta}_h = \mathbf{0}$ gilt. Die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix der Fehler für das Hilfsmodell (3.20) sei $\widehat{\boldsymbol{\Psi}} = T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\hat{\mathbf{e}}_t\hat{\mathbf{e}}_t'$. Eine weitere Schätzung der Hilfsgleichung (3.20) unter Verwendung der Restriktionen $\boldsymbol{\delta}_1 = \cdots = \boldsymbol{\delta}_h = \mathbf{0}$ ergibt die geschätzte Varianz-Kovarianz-Matrix $\widehat{\boldsymbol{\Omega}} = \sum_{t=1}^{T}\hat{\tilde{\mathbf{e}}}_t\hat{\tilde{\mathbf{e}}}_t'$, wobei $\hat{\tilde{\mathbf{e}}}_t$ die Residuen dieser zweiten Regression darstellen. Weiterhin ist die Teststatistik definiert als:

(3.21) $$LM_h = T\left[n - tr(\widehat{\boldsymbol{\Psi}}\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1})\right]$$

[106] Vgl. Hamilton (1994), S. 259.

Hier kennzeichnet tr die Summe der Diagonalelemente der Matrix $\widehat{\boldsymbol{\Psi}}\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1}$. Es ist bemerkenswert, dass es sich bei $\left[n - tr(\widehat{\boldsymbol{\Psi}}\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1})\right]$ um das multidimensionale Analogon des R-Quadrats für die Hilfsgleichung (3.20) handelt. Ist $\left[n - tr(\widehat{\boldsymbol{\Psi}}\widehat{\boldsymbol{\Omega}}^{-1})\right]$ und somit auch LM_h relativ groß, werden die Fehler $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ durch ihre vergangenen Werte erklärt, sodass Autokorrelationen bestehen. Große Werte der Teststatistik LM_h führen also zu einer Evidenz gegen die Nullhypothese. Die Teststatistik besitzt eine asymptotische Chi-Quadrat-Verteilung mit hn^2 Freiheitsgraden.[107] Die Durchführung des Tests für das Beispiel ergibt das folgende Resultat:

Lagrange-multiplier test

lag	chi2	df	Prob > chi2
1	2.7629	4	0.59826
2	0.2650	4	0.99196
3	6.9544	4	0.13832
4	6.9140	4	0.14050

H0: no autocorrelation at lag order

Abbildung 15: Lagrange-Multiplier-Test

Aufgrund der relativ hohen p-Werte für jede Ordnung h kann daher die Nullhypothese, dass keine Autokorrelationen bestehen, auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau nicht verworfen werden. Damit ist das betrachtete Modell korrekt spezifiziert.

Bei der Betrachtung der Schätzergebnisse in Abbildung 13 und Zugrundelegung eines Signifikanzniveaus von 5 Prozent kann man erkennen, dass ΔCDS_t durch ΔCDS_{t-1}, ΔCDS_{t-3}, ΔCDS_{t-4} sowie $\Delta ZERO_{t-1}$ erklärt wird. Außerdem wird $\Delta ZERO_t$ durch ΔCDS_{t-1} und $\Delta ZERO_{t-1}$ beschrieben. Für die weitere Analyse ist lediglich von Interesse, durch welche Faktoren die Variable ΔCDS_t erklärt wird. Zu diesem Zweck werden nun alle 31 betrachteten Unternehmen und die beiden Variablen Zerobondrendite und Brent einbezogen. Zunächst ist anzumerken, dass alle geschätzten Modelle hinsichtlich des Eigenwertkriteriums und der Autokorrelationen zwischen den Fehlern korrekt spezifiziert sind. Die Ergebnisse für den Zusammenhang zwischen ΔCDS_t und den verzögerten Werten von ΔCDS_t und $\Delta ZERO_t$ werden in Tabelle 4 dargestellt.

Offensichtlich leistet ΔCDS_{t-1} einen hohen Erklärungsbeitrag zu ΔCDS_t, da der entsprechende Parameter bei 31 Unternehmen in 30 Fällen signifikant und in 28 Fällen sogar hochsignifikant ist. Der zweitstärkste Erklärungsfaktor für ΔCDS_t ist ΔCDS_{t-4}, wobei hier zu berücksichtigen ist, dass nur für 19 von 31 Unternehmen überhaupt eine Verzögerung vierter Ordnung für das Modell identifiziert werden kann. In vielen Fällen ist auch ΔCDS_{t-3} relevant für die Erklärung von ΔCDS_t. Allerdings wechselt der entsprechende Parameter für fünf Unternehmen von sig-

[107] Vgl. Lütkepohl/Krätzig (2004), S. 128.

nifikant zu nicht-signifikant, wenn vom 5-Prozent-Niveau auf das 1-Prozent-Signifikanzniveau übergegangen wird.

			1-Prozent-Niveau		5-Prozent-Niveau		Granger-kausal (5-Prozent-Niveau)	
			Parameter nicht signifikant	Parameter signifikant (1%)	Parameter nicht signifikant	Parameter signifikant (5%)	Eines ausgeschlossen	Alle ausgeschlossen
CDS 5y	**CDS 5y**	L1	3	28	1	30	-	22
		L2	20	8	15	13		
		L3	12	14	7	19		
		L4	4	15	2	17		
	Zero-bond	L1	14	17	11	20	22	
		L2	28	-	28	-		
		L3	25	1	18	8		
		L4	16	3	15	4		
	Cons.		31	-	30	1		

Tabelle 4: Ergebnis der Signifikanzen von Zerobonds

Bezüglich der ersten Differenzen der Zerobondrendite kann lediglich $\Delta ZERO_{t-1}$ zumindest für die Mehrzahl der Unternehmen einen signifikanten Beitrag zur Erklärung von ΔCDS_t leisten. Dieser Beitrag ist im vektorautoregressiven Modell jedoch offenbar nicht so groß, wie zuerst aus der Paneldaten-Regression gefolgert wurde. Um den Blickwinkel des vektorautoregressiven Modells stärker an das Paneldaten-Regressionsmodell anzupassen, müssen neben ΔCDS_{t-1} allerdings auch die anderen verzögerten Werte von ΔCDS_t in die Analyse einbezogen werden. Zu diesem Zweck ist das Konzept der Granger-Kausalität erforderlich. Dieses besagt, dass $\Delta ZERO_t$ nicht Granger-kausal für ΔCDS_t ist, wenn die Beziehung $f(\Delta CDS_t|\Delta CDS_{t-1}, \Delta CDS_{t-2}, \dots; \Delta ZERO_{t-1}, \Delta ZERO_{t-2}, \dots) = f(\Delta CDS_t|\Delta CDS_{t-1}, \Delta CDS_{t-2}, \dots)$ erfüllt ist. Bei fehlender Granger-Kausalität können somit die verzögerten Werte von $\Delta ZERO_t$ nicht zusätzlich zur Erklärung von ΔCDS_t beitragen, wenn bereits die verzögerten Werte von ΔCDS_t berücksichtigt werden.[108] Wird die Granger-Kausalität auf dem 5-Prozent-Signifikanzniveau betrachtet, so ist $\Delta ZERO_t$ bei 22 Unternehmen und somit bei rund zwei Drittel der betrachteten Stichprobe Granger-kausal für ΔCDS_t. Dies sind lediglich zwei Unternehmen mehr als bei der alleinigen Betrachtung von $\Delta ZERO_{t-1}$. Daraus kann geschlossen werden, dass die verzögerten Werte $\Delta ZERO_{t-i}$ für $i \in \{2,3,4\}$ auch gemeinsam nicht deutlich zur Erklärung von ΔCDS_t beitragen. Außerdem ist der Zusammenhang zwischen ΔCDS_t und $\Delta ZERO_t$ zwar evident, jedoch nicht so stark, wie die Ergebnisse der Paneldaten-Regression vermuten lassen. Die Granger-Kausalität gibt einen Hinweis für die mögliche Ursache. Bei

[108] Vgl. Greene (2012), S. 318.

der Paneldaten-Regression werden die verzögerten Werte von ΔCDS_t nicht in der Analyse berücksichtigt. Es ist also durchaus möglich, dass ΔCDS_t signifikant durch die verzögerten Werte von $\Delta ZERO_t$ erklärt werden kann, wenn die verzögerten Werte von ΔCDS_t nicht in das Modell einbezogen werden. Werden die verzögerten Werte von ΔCDS_t jedoch berücksichtigt, dann können die verzögerten Werte von $\Delta ZERO_t$ oftmals keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag leisten. Dies liegt daran, dass sich der stochastische Prozess ΔCDS_t vornehmlich durch seine eigene Dynamik erklärt. Natürlich ist dabei zu berücksichtigen, dass lediglich zwei Variablen in das Modell einbezogen werden und folglich wesentliche erklärende Faktoren aus der Analyse ausgeschlossen sind. Des Weiteren stellt sich der Zusammenhang zwischen ΔCDS_t und den verzögerten Werten von ΔCDS_t und $\Delta BRENT_t$ wie folgt dar:

			1-Prozent-Niveau		5-Prozent-Niveau		Granger-kausal (5-Prozent-Niveau)	
			Parameter nicht signifikant	Parameter signifikant (1%)	Parameter nicht signifikant	Parameter signifikant (5%)	Eines ausgeschlossen	Alle ausgeschlossen
CDS 5y	**CDS 5y**	L1	3	28	1	30	-	10
		L2	17	9	14	12		
		L3	12	13	8	17		
		L4	2	16	2	16		
	Brent	L1	26	5	23	8	10	
		L2	25	1	24	2		
		L3	23	2	19	6		
		L4	16	2	15	3		
	Cons.		31	-	30	1		

Tabelle 5: Ergebnis der Signifikanzen von Brent

Bei dieser Betrachtung tritt der vorher beschriebene Sachverhalt noch deutlicher zutage. Lediglich für rund ein Drittel aller Unternehmen in der Stichprobe kann eine Granger-Kausalität von $\Delta BRENT_t$ für ΔCDS_t festgestellt werden. Folglich können die verzögerten Werte von $\Delta BRENT_t$ in den meisten Fällen keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung von ΔCDS_t leisten, wenn auch die verzögerten Werte von ΔCDS_t in der Analyse berücksichtigt werden. Basierend auf dem vektorautoregressiven Modell ist der Zusammenhang zwischen $\Delta BRENT_t$ und ΔCDS_t also deutlich schwächer einzuschätzen als derjenige zwischen $\Delta ZERO_t$ und ΔCDS_t. Außerdem wird die hohe Relevanz von ΔCDS_{t-1} für ΔCDS_t durch diese Betrachtung bestätigt. Somit kann als Ergebnis festgehalten werden, dass für die Erklärung von ΔCDS_t vor allem ΔCDS_{t-1} einen wesentlichen Faktor darstellt. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass die marginalen Effekte von ΔCDS_{t-1} auf ΔCDS_t nicht direkt auf der Basis der geschätzten Parameter interpretiert werden können, weil die Variable ΔCDS_{t-1} in beiden Modellgleichungen des

Systems (3.12) und (3.13) enthalten ist und für jede dieser Gleichungen ein Fehler existiert.[109] Stattdessen basiert die Interpretation der marginalen Effekte auf der folgenden alternativen Darstellung des vektorautoregressiven Modells der Ordnung p:

(3.22) $\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\gamma}_1\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\gamma}_2\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \cdots$

In Gleichung (3.22) sind $\boldsymbol{\mu} = \mathbf{c}\boldsymbol{\theta}_1^{-1}$ und $\boldsymbol{\gamma}_j$ die Koeffizienten, die den Einfluss der aktuellen und vergangenen Werte von $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ auf $\mathbf{y}_t$ beschreiben.[110] Die Parameter $\boldsymbol{\gamma}_j$ zeigen jedoch keine isolierten marginalen Effekte auf, wenn die Fehler $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ innerhalb eines Zeitpunktes korreliert sind, sodass die Varianz-Kovarianz-Matrix $\boldsymbol{\omega}$ nicht-diagonal ist. Die Annahme einer diagonalen Matrix $\boldsymbol{\omega}$ ist sehr restriktiv und wird bei der Darstellung des vektorautoregressiven Modells nicht getroffen. Die Lösung erfolgt durch eine Cholesky-Zerlegung der Matrix $\boldsymbol{\omega}$, welche mit $\boldsymbol{\omega} = \mathbf{B}\mathbf{B}'$ definiert ist. Wenn $\mathbf{B}$ eine untere Dreiecksmatrix ist, dann ergibt sich durch die Definition von $\mathbf{u}_t = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$ das folgende Modell:

(3.23) $\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}_0\mathbf{u}_t + \boldsymbol{\Phi}_1\mathbf{u}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}_2\mathbf{u}_{t-2} + \cdots$

Hier gelten die Beziehungen $\boldsymbol{\Phi}_0 = \mathbf{B}$ und $\boldsymbol{\Phi}_k = \boldsymbol{\gamma}_k\mathbf{B}$. Nun kann das (i,j)-te Element Φ_{kij} der Matrix $\boldsymbol{\Phi}_k$ als marginaler Effekt von $u_{j,t}$ auf $y_{i,t+k}$ interpretiert werden. Da allerdings mehrere Matrizen $\mathbf{B}$ die Beziehung $\boldsymbol{\omega} = \mathbf{B}\mathbf{B}'$ erfüllen, sind die marginalen Effekte in einem gewissen Ausmaß beliebig und hängen von der Anordnung der Variablen im Vektor $\mathbf{y}_t$ ab.[111] In der vorliegenden Studie sind die Ergebnisse hinsichtlich der Reihenfolge von ΔCDS_t und $\Delta ZERO_t$ äußerst robust, sodass die bisherige Anordnung $\mathbf{y}_t = \langle \Delta CDS_t, \Delta ZERO_t \rangle$ ohne Einschränkung der Allgemeingültigkeit verwendet werden kann. Der marginale Effekt von ΔCDS_{t-1} auf ΔCDS_t lässt sich dann grafisch wie in Abbildung 16 darstellen.

Aus den vier Verläufen ist unmittelbar zu erkennen, dass diese marginalen Effekte auch über die Unternehmen sehr robust sind. Zieht man als Beispiel das Unternehmen Société Générale heran, so nimmt ΔCDS_t um 3,88 Einheiten zu, wenn ΔCDS_{t-1} um eine Einheit steigt. Der marginale Effekt von ΔCDS_{t-1} auf ΔCDS_{t+1} und ΔCDS_{t+2} mit Werten von 0,70 respektive 0,20 ist bereits deutlich abgeschwächt. Für die weiteren Zeitschritte $t+3$ bis $t+10$ strebt der marginale Effekt mit wechselndem Vorzeichen gegen den Grenzwert Null. Für die übrigen 30 Unternehmen ist das Muster der marginalen Effekte sehr ähnlich. Insgesamt kann gezeigt werden, dass ΔCDS_{t-1} lediglich für eine Prognose von ΔCDS_t und ΔCDS_{t+1} herangezogen werden kann, während der Einfluss auf ΔCDS_{t+i} für $i \in \{2, \dots, 10\}$ nicht stabil ist. Daraus kann der Schluss gezogen werden, dass die Reaktion der CDS-Märkte auf das Auftreten von Boni-

[109] Vgl. Hill/Griffiths/Lim (2008), S. 353.
[110] Vgl. Tsay (2005), S. 362.
[111] Vgl. Lütkepohl/Krätzig (2004), S. 166.

täts-Schocks innerhalb der ersten beiden Tagen relativ heftig ausfällt, diese Effekte aber in den darauffolgenden Tagen vollständig verschwinden.

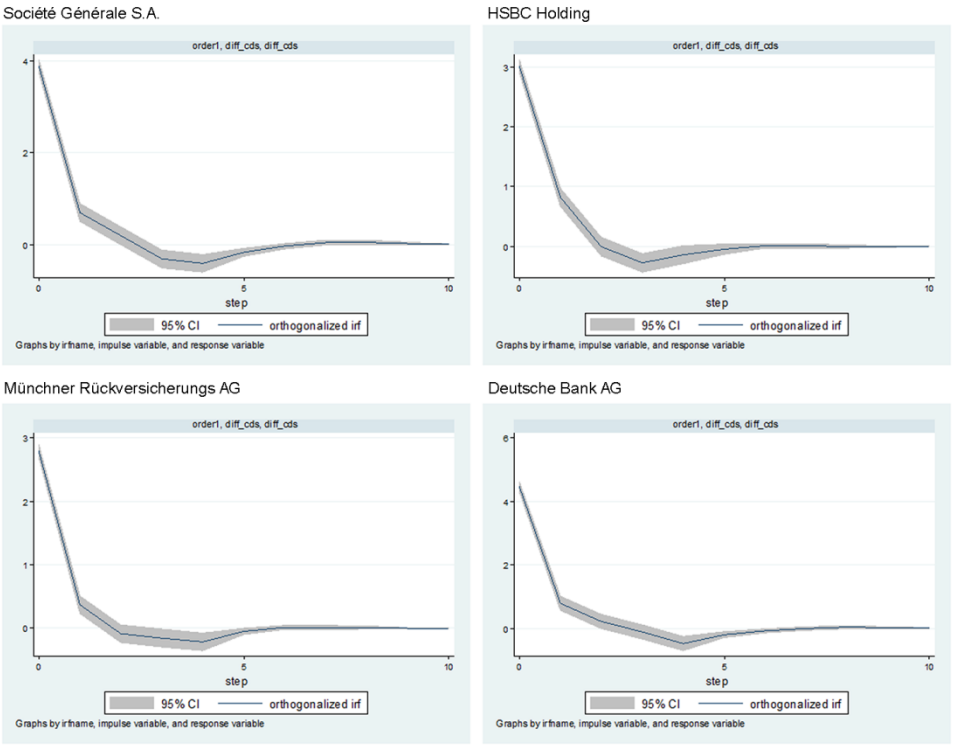

Abbildung 16: Marginaler Effekt von ΔCDS_{t-1} auf ΔCDS_t

Drückt man diesen Sachverhalt anstelle der Differenzen ΔCDS_{t+i} in den absoluten Werten CDS_t aus, dann benötigt der CDS-Markt zumeist nicht länger als zwei Tage, um das durch den Bonitäts-Schock induzierte neue Gleichgewicht einzunehmen. Nach Einnahme dieses Gleichgewichts zeigt sich das Verhalten des CDS-Marktes in den darauffolgenden Tagen relativ stabil. Mit anderen Worten ist der CDS-Markt äußerst reagibel und stabil in Bezug auf die Änderung der Unternehmensbonität und sollte daher in die Einschätzungen der Ratingagenturen einfließen.

4 Fazit

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit der Fragestellung, welchen Erklärungsgehalt Ratings für die Bildung der CDS-Spreads vor dem Hintergrund des aktuellen Bonitätsrisikos besitzen. Zu diesem Zweck erfolgt im theoretischen Teil der Arbeit zunächst eine Analyse, inwiefern Ratings notwendig sind und welchen Nutzen sie aufweisen. Anschließend werden die verschiedenen Ratingarten beschrieben und der Ratingprozess erläutert.

Den zweiten Teil der Arbeit bildet eine empirische Untersuchung, welche dazu dient, Faktoren zu identifizieren, welche lang- bzw. kurzfristige Einflüsse auf die Bonitätsbewertungen von Unternehmen ausüben. Hierfür wird zunächst ein Überblick zur bisherigen Forschung auf diesem Gebiet gegeben. Es folgt eine Begründung und Beschreibung der für die empirische Untersuchung herangezogenen Variablen und Datenreihen. Auf dieser Grundlage wird sodann im ersten Teil der Untersuchung ein Paneldaten-Regressionsmodell mit Fixed Effects geschätzt, welches zur Identifikation derjenigen Variablen dient, welche einen langfristigen Einfluss auf die Bildung der CDS-Spreads der Unternehmen auf den Finanzmärkten besitzen. Zur Untersuchung von kurzfristigen Einflüssen und möglicher Variablen für Prognosezwecke wird hingegen im Anschluss daran ein vektorautoregressives Modell herangezogen, wobei im Gegensatz zum Paneldaten-Regressionsmodell – bei dem die CDS-Spreads als abhängige Variable festgelegt werden – auch mögliche simultane Wechselwirkungen der CDS-Spreads und der übrigen Variablen berücksichtigt werden können.

Im Paneldaten-Regressionsmodell wird zunächst festgestellt, dass allein das Rating von S&P einen Zusammenhang mit den beobachteten CDS-Spreads aufweist. Zudem ist die Staatsverschuldung für S&P sowie Moody's hochsignifikant, was auf den Einsatz der „Sovereign Ceiling" zurückzuführen sein könnte. Ebenso stellt das BIP eine hochsignifikante Variable dar, deren Koeffizient jedoch lediglich bei Weglassen des negativ korrelierten Ölpreises das erwartete negative Vorzeichen besitzt. Weiterhin besteht Kollinearität der beiden für S&P und Moody's hochsignifikanten Variablen Inflation und Staatsverschuldung – in Bonitätsmodellen sollte allerdings eher letztere Variable verwendet werden, da diese einen höheren Erklärungsgehalt für Bonitätsrisiken besitzt. Auch die Zerobondrenditen von Staatsanleihen sowie der Ölpreis sind hochsignifikante Variablen zur Erklärung der CDS-Spreads. Schließlich werden auch die Geldmenge M2 sowie die Gesamtkapitalrentabilität des jeweiligen Unternehmens im Falle von S&P und Moody's als signifikante Faktoren identifiziert, während für die übrigen untersuchten Variablen keine bedeutenden Einflüsse festgestellt werden. Insgesamt ist zu beachten, dass für die Ratingagentur Fitch mehrfach von den beiden anderen Agenturen abweichende Resultate festgestellt werden, was auf eine unterschiedliche Berücksichtigung der für die Erstellung des Ratings verwendeten Faktoren schließen lässt.

Das vektorautoregressive Modell untersucht die Zusammenhänge zwischen den ersten Differenzen der CDS-Spreads und der Zerobondrenditen bzw. des Ölpreises, da diese Variablen im Paneldaten-Regressionsmodell als signifikant befunden werden und zudem in täglicher Frequenz vorliegen. Insgesamt ist der Zusammenhang zwischen CDS-Spreads und Zerobondrenditen stärker als derjenige zwischen CDS-Spreads und Ölpreis. Weiterhin erklärt insbesondere die um einen Lag verzögerte erste Differenz der CDS-Zeitreihe kurzfristige Änderungen der

CDS-Spreads und kann auch in begrenztem Maße zu Prognosezwecken herangezogen werden. Nachdem sich Bonitäts-Schocks bereits nach zwei Handelstagen deutlich abschwächen und der CDS-Markt rasch zu einem neuen stabilen Gleichgewicht zurückkehrt, können und sollten CDS-Spreads entsprechend in die Ratings der Agenturen einbezogen werden. Im Gegensatz zu den langfristigen Ergebnissen des Paneldaten-Regressionsmodells wird ebenfalls klar, dass in der kurzfristigen Betrachtung nicht hauptsächlich die vormals als signifikant befundenen Variablen Zerobondrendite und Ölpreis die Bildung der CDS-Spreads am Markt beeinflussen, sondern vielmehr die Eigenbewegungen des CDS-Marktes selbst.

Während also für Anleiheemittenten und Marktteilnehmer kurzfristig nur geringe Prognose- und Einflussmöglichkeiten hinsichtlich der Bonitätsbewertung bestehen, können die im Paneldaten-Regressionsmodell als signifikant befundenen Faktoren herangezogen werden, um mögliche negative Einflüsse auch auf langfristige Bonitätsbewertungen und damit Ratings zu erkennen. Beachtenswert ist zudem, dass die Ratings selbst die CDS-Spreads nur sehr eingeschränkt beeinflussen, was auf deren langfristigen Charakter zurückgeführt wird. Zur Antizipation möglicher „offizieller“ Bonitätsänderungen in Form von Ratingänderungen und der damit verbundenen teureren Refinanzierung sollten sich daher Emittenten wie Anleger gleichermaßen an den CDS-Spreads orientieren, welche veränderte Markt- und Risikosituationen wesentlich schneller erfassen können als langfristige Ratings.

Literaturverzeichnis

Altman, Edward / Rijken, Herbert (2005): The effects of rating through the cycle on rating stability, rating timeliness and default prediction performance, New York University, Working Paper No. 05-004, S. 1–39.

Baker, Kent / Mansi, Sattar (2002): Assessing Credit Rating Agencies by Bond Issuers and Institutional Investors, in: Journal of Business Finance & Accounting, 29 (9 & 10), S. 1367–1398.

Bannier, Christina (2007): „Smoothing" versus „Timeliness" – Wann sind stabile Ratings optimal und welche Anforderungen sind an optimale Berichtsregeln zu stellen?, Frankfurt School of Finance and Management, S. 1-31.

Beblinger, Jürgen (1996): Marktakzeptanz des Rating durch Qualität, in: Handbuch Rating, hrsg. von Hans Büschgen und Oliver Everling, Wiesbaden, S. 21–110.

Beck, Hanno / Wienert, Helmut (2010a): Brauchen wir eine europäische Rating-Agentur?, in: Wirtschaftsdienst, 90. Jg., Nr. 7, S. 464–469.

Borensztein, Eduardo / Cowan, Kevin / Valenzuela, Patricio (2007): Sovereign Ceilings "Lite"? The Impact of Sovereign Ratings on Corporate Ratings in Emerging Market Economies, International Monetary Fund, Working Paper No. 07/75, S. 1–34.

Callen, Jeffrey / Livant, Joshua / Segal, Dan (2009): The Impact of Earnings on the Pricing of Credit Default Swaps, in: The Accounting Review, Vol. 84, Nr. 5, S. 1363–1394.

Cameron, Colin / Trivedi, Pravin K. (2005): Microeconometrics – Methods and Applications, Cambridge University Press, New York.

Chen, Kathryn / Fleming, Michael / Jackson, John / Li, Ada / Sarkar, Asani (2011): An Analysis of CDS Transactions: Implications for Public Reporting, Federal Reserve Bank, Staff paper No. 517, S. 1–25.

Cossin, Didier / Aunon-Nerin, Daniel / Hricko, Thomas / Huang, Zhijiang (2002): Exploring for the determinants of Credit Risk in Credit Default Swap transaction Data: Is fixed-income markets' information sufficient to evaluate Credit Risk?, International Center for Financial Asset Management and Engineering, Working Paper, Nr. 65, S. 1–87.

Czarnitzki, Dirk / Kraft, Kornelius (2007): Are credit ratings valuable information?, in: Applied Financial Economics, Vol. 17, S. 1061–1070.

Daniels, Kenneth / Jensen, Malene (2005): The Effect of Credit Ratings on Credit Default Swap Spreads and Credit Spreads, in: The Journal of Fixed Income, Vol. 15, No. 3, S.16–33.

David, Alexander (2008): Inflation Uncertainty, Asset Valuations, and the Credit Spreads Puzzle, in: The Review of Financial Studies, Vol. 6, No. 21, S. 2487–2534.

Ederington, Louis / Goh, Jeremy (1998): Bond rating agencies and stock analysts: Who knows what when?, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 33, No. 4, S. 569–585.

Europäische Zentralbank (Hrsg.) (2012): Gross Outstanding Debt, unter: http://sdw.ecb.europa.eu/quickview.do?SERIES_KEY=121.GST.A.I6.N.B0X13.MAL.B1300.SA.G, am 22.02.2012.

Eurostat (Hrsg.) (2012a): Bruttoinlandsprodukt zu Marktpreisen, unter: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/setupModifyTableLayout.do, am 22.02.2012.

Eurostat (Hrsg.) (2012b): Euro-Renditestrukturkurven – Monatliche Daten, unter: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/setupModifyTableLayout.do, am 22.02.2012.

Eurostat (Hrsg.) (2012c): Arbeitslosenquoten, monatliche Daten nach Geschlechtsgruppe und Alter (%), unter: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=une_rt_m&lang=de, am 13.01.2012.

Everling, Oliver (1991): Credit Rating durch internationale Agenturen, Wiesbaden.

Ferri, Giovanni / Liu, Li-Gang (2002): Do Global Credit Rating Agencies Think Globally? The Information Content of Firm Ratings around the World, University of Bari, Working Paper, S. 1-22.

Foschi, Paolo / Kontoghiorghes, Erricos (2003): Estimation of VAR Model: Computational Aspects, in: Computational Economics, o. Jg., Nr. 21, S. 3–22.

Gabbi, Giampaolo / Sironi, Andrea (2005): Which Factors Affect Corporate Bonds Pricing? Empirical Evidence from Eurobonds Primary Market Spreads, in: The European Journal of Finance, Vol. 11, No. 1, S. 59–74.

Galil, Koresh (2003): The Quality of Corporate Credit Rating: an Empirical Investigation, Tel-Aviv University, Working Paper, S. 1–78.

Greene, William (2012): Econometric Analysis, 7. Aufl., Boston et al.

Gujarati, Damodar (2003): Basic Econometrics, 4. Aufl., New York et al.

Hall, Stephen (1991): The effect of varying length VAR models on the maximum likelihood estimates of cointegrating vectors, in: Scottish Journal of Political Economy, Vol. 38, No. 4, S. 317–323.

Hamilton, James (1994): Time Series Analysis, Chichester.

Hammoudeh, Shawkat / Liu, Tengdong / Chang, Chia-Ling / Mc Aleer, Michael (2011): Risk Spillovers in Oil-Related CDS, Stock and Credit Markets, Lebow College of Business, S. 1–41.

Hand, John / Holtausen, Robert / Leftwich, Richard (1992): The Effect of Bond Rating Agency Announcements on Bond and Stock Prices, in: The Journal of Finance, Vol. 47, No. 2, S. 733–745.

Hardes, Heinz-Dieter / Uhly, Alexandra (2007): Grundzüge der Volkswirtschaftslehre, München.

Heldt, Phillip (2009): Basel II: Konsequenzen für das Kreditgeschäft, in: Credit Analyst, hrsg. von Oliver Everling, Jens Leker und Klaus Holschuh, München, S. 3–25.

Hill, Carter / Griffiths, Bill / Lim, Guay (2008): Principles of Econometrics, 3. Aufl., Hoboken.

Hilscher, Jens / Wilson, Mungo (2011): Are credit default swaps a sideshow? Evidence that information flows from equity to CDS markets, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis.

Holt, Britta (2008): Rating von Industrieunternehmen, in: Certified Rating Analyst, hrsg. von Oliver Everling, München, S. 93–104.

Hose, Christian (2002): Rating und Kreditzinsen: Chancen für Kunden und Kreditinstitute im Rahmen von Basel II, Wiesbaden.

Hull, John (2009): Optionen, Futures und andere Derivate, 7. Aufl., München et al.

Hull, John / Predescu, Mirela / White, Alan (2004): The relationship between credit default swap spreads, bond yields, and credit rating announcements, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 28, S. 2789–2811.

Jacobs, Michael / Karagozoglu, Ahmet / Peluso, Carissa (2010): Measuring Credit Risk: CDS Spreads vs. Credit Ratings, Office of the Comptroller of the Currency, Working Paper, S. 1–32.

Jorion, Philippe / Zhang, Gaiyan (2007): Information Effects of Bond Rating Changes: The Role of the Rating Prior to the Announcement, in: Journal of Fixed Income, Vol. 16, No. 4, S. 45–59.

Katz, Steven (1974): The Price and Adjustment Process of Bonds to Rating Reclassifications: A Test of Bond Market Efficiency, in: The Journal of Finance, Vol. 29, No. 2, S. 551–559.

Knoema (2012): Energy Oil Prices Brent, unter: http://knoema.com/vojgqnf/oil-prices, am 03.03.2012.

Lannoo, Karel (2011): Rate the Rating Agencies!, in: Intereconomics, Vol. 46, No. 5, S. 246–247.

Lütkepohl, Helmut / Krätzig, Marcus (2004): Applied Time Series Econometrics, Cambridge.

Lütkepohl, Helmut (2007): New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Berlin et al.

Mariano, Roberto / Murasawa, Yasutomo (2010): A Coincident Index, Common Factors, and Monthly Real GDP, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol. 72, No. 1, S. 27–46.

Masciandaro, Donato (2011): What If Credit Rating Agencies Were Downgraded? Ratings, Sovereign Debt and Financial Market Volatility, in: Intereconomics, Vol. 46, No. 5, S. 254–258.

Micu, Marian / Remolona, Eli / Wooldridge, Philip (2004): The price impact of rating announcements: evidence from the credit default swap market, in: Bank of International Settlements (BIS) Quarterly Review, June 2004, S. 55–65.

Micu, Marian / Remolona, Eli / Wooldridge, Philip (2006): The price impact of rating announcements: which announcements matter?, in: Bank of International Settlements (BIS) Quarterly Review, No. 207, S. 1–31.

Moody’s Investors Service (Hrsg.) (2011a): Rating Symbols and Definitions, New York.

Moody’s Investors Service (Hrsg.) (2011b): Corporate Default and Recovery Rates, 1920-2010, New York.

Moody’s Investors Service (Hrsg.) (2011c): European Corporate Default and Recovery Rates, 1985 – 1H 2011, New York.

Moody’s Investors Service (Hrsg.) (2011d): Airline Sector Update: Stable Credit Market – Signals Despite Energy, Weather Headwinds, New York.

Norden, Lars / Weber, Martin (2004): Informational efficiency of credit default swap and stock markets: The impact of credit rating announcements, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 28, S. 2813–2843.

Ott, Christine (2011): Der Informationsgehalt von Credit Ratings am deutschen Aktienmarkt, Wiesbaden.

Purda, Lynnette (2007): Stock Market Reaction to Anticipated Versus Surprise Rating Changes, in: Journal of Financial Research, Vol. 30, No. 2, S. 301–320.

Revoltella, Debora / Mucci, Fabio / Mihaljek, Dubravko (2010): Properly pricing country risk: A model for pricing long term fundamental risk applied to central and eastern european countries, in: Financial Theory and Practice, Vol. 34, Nr. 3, S. 219–245.

Schneck, Ottmar (2008): Einsatz von Ratingsystemen, in: Certified Rating Analyst, hrsg. von Oliver Everling, München, S. 21–36.

Stata Corp. (2009): Stata: Time Series Release 11, Statistical Software, College Station, TX: Stata Corp LP.

Stata Corp LP (2012), Interpreting the intercept in the fixed-effects model, unter: http://www.stata.com/support/faqs/stat/xtreg2.html, am 28.02.2012.

Steinbach, Armin (2010): Rating-Agenturen: An die kurze Leine nehmen?, in: Bank – Zeitschrift für Bankpolitik und Bankpraxis, o. Jg., Nr. 11, S. 16–17.

Steiner, Manfred / Heinke, Volker (2001): Event study concerning intrernational bond price effects of credit rating actions, in: International Journal of Finance and Economics, o. Jg., No. 6, S. 139–157.

The World Bank Group (2012a): Indicators, unter: http://data.worldbank.org/indicator, am 16.01.2012.

The World Bank Group (2012b): Money and quasi money (M2) (% of GDP), unter: http://data.worldbank.org/indicator/FM.LBL.MQMY.GD.ZS am 16.01.2012.

Tichy, Gunther (2011): Did Rating Agencies Boost the Financial Crisis?, in: Intereconomics, Vol. 46, No. 5, S. 232–245.

Tsay, Ruey (2005): Analysis of financial time series, 2. Aufl., Hoboken.

Wieben, Hans-Jürgen (2004): Credit Rating und Risikomanagement – Vergleich und Weiterentwicklung der Analysekonzepte, Wiesbaden.

Winkelmann, Reinhard / Boes, Stefan (2009): Analysis of Microdata, 4. Aufl., Berlin et al.

Wooldridge, Jeffrey M. (2002): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT Press, Cambridge et al.

Wooldridge, Jeffrey M. (2009): Introductory Econometrics – A Modern Approach, 4. Auflage, South-Western Cengage Learning.

Anhang

A.1 Übersicht der untersuchten Unternehmen nach Branchenzugehörigkeit

S&P	Moody‘s	Fitch	Branche
37	23	33	Bank
2	1	0	Finanzdienstleister
0	1	0	Private Equity
3	0	3	Rückversicherung
0	0	1	Vermögensverwaltung
6	3	8	Versicherung
5	1	6	Versicherung / Finanzdienstleister
53	**29**	**51**	**Summe der jeweiligen Agentur**
	67		**Gesamtsumme**

Tabelle 6: Übersicht der untersuchten Unternehmen nach Branchenzugehörigkeit

Als Daten für die VAR-Analyse wurden 31 Unternehmen herangezogen. Die Gründe dafür, dass im Vergleich zu der Paneldaten-Regressionsanalyse 36 Unternehmen aus der Untersuchung entfernt wurden, sind folgende: Zum einen lagen meist nicht ausreichend lange Datenreihen für die CDS-Spreads vor, zum anderen waren teilweise Daten für Variablen, die sich in der ersten Analyse als signifikant herausgestellt hatten, für das jeweilige Unternehmen nicht von Anfang 2005 an vorhanden.

Unternehmen	Branche
16	Bank
1	Finanzdienstleister
3	Private Equity
5	Versicherung
5	Versicherung / Finanzdienstleister
31	**Gesamtsumme**

Tabelle 7: Übersicht der untersuchten Unternehmen nach Branchenzugehörigkeit (VAR-Analyse)

A.2 Deskriptive Statistiken der Panelregressionsanalyse

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
rating	35245	5.655866	2.169833	2	16
cds_5y	35245	175.4432	205.3722	24.687	4335.94
gdp_eu	35245	2106354	27880.81	2070169	2169518
deficit_eu	35245	-699078.3	207627.7	-810475.1	-302419.7
debt_eu	35245	79.88624	5.68556	70.09016	85.34282
inflation_eu	35245	1.632802	.7031957	1.173098	2.966792
unempl_eu	35245	8.885865	.9433773	7	9.7
zerobo_eu	35245	3.027609	.6166159	2.18	4.81
brent_oil	35245	74.46439	21.40367	33.73	143.95
m2gdp	35245	155.8855	5.570578	145.2933	159.4005
roa	35245	.2033567	1.144511	-6.1666	9.1805
de	35245	840.0208	966.4765	15.5101	6455.461

Abbildung 17: Deskriptive Statistik für S&P

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
rating	19285	4.302307	1.753054	2	13
cds_5y	19285	180.3376	221.7489	38.833	4335.94
gdp_eu	19285	2106354	27881.14	2070169	2169518
deficit_eu	19285	-699078.3	207630.2	-810475.1	-302419.7
debt_eu	19285	79.88624	5.685627	70.09016	85.34282
inflation_eu	19285	1.632802	.7032039	1.173098	2.966792
unempl_eu	19285	8.885865	.9433884	7	9.7
zerobo_eu	19285	3.027609	.6166231	2.18	4.81
brent_oil	19285	74.46439	21.40392	33.73	143.95
m2gdp	19285	155.8855	5.570644	145.2933	159.4005
roa	19285	-.3151544	4.185624	-32.6846	11.6482
de	19285	1066.75	948.8126	23.9637	7559.114

Abbildung 18: Deskriptive Statistik für Moody's

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
rating	33915	5.43441	2.157293	2	17
cds_5y	33915	171.4967	210.8794	24.687	2706.029
gdp_eu	33915	2106354	27880.83	2070169	2169518
deficit_eu	33915	-699078.3	207627.9	-810475.1	-302419.7
debt_eu	33915	79.85275	5.714503	70.09016	85.34282
inflation_eu	33915	1.632802	.7031961	1.173098	2.966792
unempl_eu	33915	8.885865	.9433779	7	9.7
zerobo_eu	33915	3.027609	.6166162	2.18	4.81
brent_oil	33915	74.46439	21.40368	33.73	143.95
m2gdp	33915	155.8896	5.567465	145.2933	159.4005
roa	33915	.1750274	.7432315	-3.0364	3.121
de	33915	764.6242	837.4639	9.7851	6455.461

Abbildung 19: Deskriptive Statistik für Fitch

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ratingsp	8645	4.858994	1.208442	3	7
ratingmoodys	8645	3.942857	1.545836	2	7
ratingfitch	8645	4.565992	1.048655	2	7
cds_5y	8645	146.0991	96.67738	40.667	1045.394
gdp_eu	8645	2106354	27882.03	2070169	2169518
deficit_eu	8645	-699078.3	207636.8	-810475.1	-302419.7
debt_eu	8645	79.88624	5.685808	70.09016	85.34282
inflation_eu	8645	1.632802	.7032264	1.173098	2.966792
unempl_eu	8645	8.885865	.9434185	7	9.7
zerobo_eu	8645	3.027609	.6166428	2.18	4.81
brent_oil	8645	74.46439	21.4046	33.73	143.95
m2gdp	8645	155.8855	5.570822	145.2933	159.4005
roa	8645	.0976413	.5842489	-1.9538	.9613
de	8645	795.4055	585.053	36.9733	2717.828

Abbildung 20: Deskriptive Statistik für die kombinierte Betrachtung aller Ratingagenturen

A.3 Ergebnisse der Panelregressionsanalyse

```
note: inflation_eu omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     19285
Group variable: id                              Number of groups   =        29

R-sq:  within  = 0.1562                         Obs per group: min =       665
       between = 0.5401                                        avg =     665.0
       overall = 0.2845                                        max =       665

                                                F(9,28)            =    475.96
corr(u_i, Xb)  = 0.0193                         Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 29 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |   55.04346   64.62352     0.85   0.402    -77.33181    187.4187
     debt_eu |   6.106194   1.590529     3.84   0.001     2.848143    9.364244
      gdp_eu |   .0019035   .0005602     3.40   0.002      .000756     .003051
inflation_eu |  (omitted)
   unempl_eu |  -34.34649   23.07891    -1.49   0.148    -81.62149    12.92852
   zerobo_eu |   133.3244   50.29231     2.65   0.013     30.30532    236.3436
   brent_oil |  -4.326596   1.091747    -3.96   0.000    -6.562939   -2.090253
      m2gdp |   10.57659   4.130225     2.56   0.016     2.116208    19.03697
         roa |  -4.851601   1.887819    -2.57   0.016    -8.718624   -.9845785
          de |   .0022584   .0142582     0.16   0.875    -.0269482    .0314651
       _cons |  -5982.628   1915.337    -3.12   0.004    -9906.018   -2059.237
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   88.51555
     sigma_e |  166.34838
         rho |  .22066211   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 21: Ergebnisse der Schätzung für Moody's

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     33915
Group variable: id                              Number of groups   =        51

R-sq:  within  = 0.1477                         Obs per group: min =       665
       between = 0.3815                                        avg =     665.0
       overall = 0.2423                                        max =       665

                                                F(10,50)           =      8.61
corr(u_i, Xb)  = 0.1923                         Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 51 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |    23.49992   24.57852     0.96   0.344     -25.8675    72.86734
     debt_eu |    1.985549   1.205586     1.65   0.106    -.4359424    4.407041
      gdp_eu |    .0013224    .000321     4.12   0.000     .0006776    .0019672
inflation_eu |   -29.71945   27.11401    -1.10   0.278    -84.17954    24.74064
   unempl_eu |   -38.89057   18.76062    -2.07   0.043    -76.57238   -1.208764
   zerobo_eu |    73.80539   11.93112     6.19   0.000     49.84103    97.76974
   brent_oil |   -3.564165   .7016496    -5.08   0.000     -4.97347   -2.154861
       m2gdp |    4.953396   4.525969     1.09   0.279     -4.13728    14.04407
         roa |    28.05605   21.80268     1.29   0.204    -15.73593    71.84802
          de |      -.0016   .0112598    -0.14   0.888     -.024216    .0210159
       _cons |   -3240.032   1132.934    -2.86   0.006    -5515.597    -964.468
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   118.59733
     sigma_e |   143.00845
         rho |   .40749284   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 22: Ergebnisse der Schätzung für Fitch

```
note: inflation_eu omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =      8645
Group variable: id                              Number of groups   =        13

R-sq:  within  = 0.2646                         Obs per group: min =       665
       between = 0.0585                                        avg =     665.0
       overall = 0.0502                                        max =       665

                                                F(11,12)           =     28.24
corr(u_i, Xb)  = -0.5317                        Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 13 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
    ratingsp |    16.93789   15.58565     1.09   0.298    -17.02033     50.8961
ratingmoodys |    6.177252   13.33882     0.46   0.652    -22.88554    35.24004
 ratingfitch |   -59.56106   21.63447    -2.75   0.018    -106.6985    -12.4236
     debt_eu |    3.511725   2.479408     1.42   0.182    -1.890441    8.913892
      gdp_eu |    .0015039   .0003601     4.18   0.001     .0007192    .0022885
inflation_eu |   (omitted)
   unempl_eu |    .8221894   11.84573     0.07   0.946    -24.98744    26.63182
   zerobo_eu |     74.9826   11.91517     6.29   0.000     49.02168    100.9435
   brent_oil |   -2.734876   .4861064    -5.63   0.000     -3.79401   -1.675741
       m2gdp |     8.35041   3.505262     2.38   0.035     .7130998    15.98772
         roa |   -2.509934   44.53151    -0.06   0.956    -99.53576     94.5159
          de |    .0343879    .030465     1.13   0.281    -.0319897    .1007655
       _cons |   -4496.324    886.969    -5.07   0.000    -6428.864   -2563.785
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   75.904553
     sigma_e |   71.246331
         rho |   .53162441   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 23: Ergebnisse der Schätzung für das kombinierte Modell über alle Ratingagenturen

```
note: inflation_eu omitted because of collinearity

Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     35245
Group variable: id                              Number of groups   =        53

R-sq:  within  = 0.1520                         Obs per group: min =       665
       between = 0.5639                                        avg =     665.0
       overall = 0.3291                                        max =       665

                                                F(8,52)            =     13.33
corr(u_i, Xb)  = -0.5912                        Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 53 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |    83.1132   41.23844     2.02   0.049     .3622124    165.8642
     debt_eu |   14.10268    1.97037     7.16   0.000     10.14885    18.05652
      gdp_eu |  -.0015063   .0005037    -2.99   0.004     -.002517   -.0004957
inflation_eu |  (omitted)
   unempl_eu |  -154.4847   31.53616    -4.90   0.000    -217.7666   -91.20273
   zerobo_eu |  -57.41521   20.29097    -2.83   0.007    -98.13201   -16.69841
       m2gdp |  -2.318917   1.971809    -1.18   0.245    -6.275642    1.637808
         roa |  -8.934963   4.009749    -2.23   0.030    -16.98111    -.888813
          de |   .0106464   .0234245     0.45   0.651    -.0363584    .0576511
       _cons |   3652.525   1512.459     2.41   0.019     617.5534    6687.497
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  118.71966
     sigma_e |  139.04868
         rho |  .42162202   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 24: Negativer Koeffizient des BIP bei Weglassen des Ölpreises (S&P)

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     35245
Group variable: id                              Number of groups   =        53

R-sq:  within  = 0.1950                         Obs per group: min =       665
       between = 0.5644                                        avg =     665.0
       overall = 0.3510                                        max =       665

                                                F(9,52)            =     12.96
corr(u_i, Xb)  = -0.5512                        Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 53 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |   80.50818   40.47001     1.99   0.052    -.7008416    161.7172
      gdp_eu |   .0015589   .0004953     3.15   0.003      .000565    .0025528
inflation_eu |   1201.615   194.8352     6.17   0.000     810.6493     1592.58
   unempl_eu |  -31.29556   19.25842    -1.63   0.110    -69.94041    7.349296
   zerobo_eu |   108.1848   27.06736     4.00   0.000     53.87017    162.4994
   brent_oil |  -3.702968   .6150669    -6.02   0.000     -4.93719   -2.468746
       m2gdp |   163.8205    24.9407     6.57   0.000     113.7733    213.8677
         roa |  -9.030155   4.017431    -2.25   0.029    -17.09172   -.9685908
          de |   .0097023   .0232571     0.42   0.678    -.0369665    .0563711
       _cons |  -30842.71   4123.238    -7.48   0.000    -39116.59   -22568.82
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |  115.10435
     sigma_e |  135.48038
         rho |  .41922016   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 25: Kollinearität von Inflation mit Bruttoneuverschuldung (S&P)

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     19285
Group variable: id                              Number of groups   =        29

R-sq:  within  = 0.1562                         Obs per group: min =       665
       between = 0.5401                                        avg =     665.0
       overall = 0.2845                                        max =       665

                                                F(9,28)            =    475.96
corr(u_i, Xb)  = 0.0193                         Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 29 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |    55.04346   64.62352     0.85   0.402    -77.33181    187.4187
      gdp_eu |    .0019035   .0005602     3.40   0.002      .000756     .003051
inflation_eu |    1198.286    312.127     3.84   0.001     558.9226    1837.649
   unempl_eu |   -34.34649   23.07891    -1.49   0.148    -81.62149    12.92852
   zerobo_eu |    133.3244   50.29231     2.65   0.013     30.30532    236.3436
   brent_oil |   -4.326596   1.091747    -3.96   0.000    -6.562939   -2.090253
       m2gdp |    167.1372   40.81874     4.09   0.000     83.52383    250.7506
         roa |   -4.851601   1.887819    -2.57   0.016    -8.718624   -.9845785
          de |    .0022584   .0142582     0.16   0.875    -.0269482    .0314651
       _cons |   -31856.92   6398.726    -4.98   0.000    -44964.11   -18749.72
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |    88.51555
     sigma_e |   166.34838
         rho |   .22066211   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 26: Kollinearität von Inflation mit Bruttoneuverschuldung (Moody's)

```
Fixed-effects (within) regression               Number of obs      =     33915
Group variable: id                              Number of groups   =        51

R-sq:  within  = 0.1474                         Obs per group: min =       665
       between = 0.3749                                        avg =     665.0
       overall = 0.2401                                        max =       665

                                                F(9,50)            =      7.37
corr(u_i, Xb)  = 0.1860                         Prob > F           =    0.0000

                                    (Std. Err. adjusted for 51 clusters in id)
------------------------------------------------------------------------------
             |               Robust
      cds_5y |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|     [95% Conf. Interval]
-------------+----------------------------------------------------------------
      rating |    23.49705   24.57309     0.96   0.344    -25.85946    72.85355
      gdp_eu |    .0015288   .0003088     4.95   0.000     .0009087     .002149
inflation_eu |   -21.39213   43.91027    -0.49   0.628    -109.5885    66.80425
   unempl_eu |    -31.0199   20.28237    -1.53   0.132    -71.75824    9.718434
   zerobo_eu |    76.21978   11.48856     6.63   0.000     53.14432    99.29524
   brent_oil |   -3.66557   .6668737    -5.50   0.000    -5.005025   -2.326115
       m2gdp |    7.356914   5.989486     1.23   0.225    -4.673322    19.38715
         roa |    29.20537   21.26275     1.37   0.176    -13.50212    71.91285
          de |   -.0017385   .0113611    -0.15   0.879    -.0245578    .0210808
       _cons |   -3974.343   1300.605    -3.06   0.004    -6586.686       -1362
-------------+----------------------------------------------------------------
     sigma_u |   118.84966
     sigma_e |   143.03326
         rho |   .40843574   (fraction of variance due to u_i)
------------------------------------------------------------------------------
```

Abbildung 27: Kollinearität von Inflation mit Bruttoneuverschuldung (Fitch)

Bayreuth Working Papers on Finance, Accounting and Taxation (FAcT-Papers)

No.	Author(s)	Title
2009-01	Felix Waldvogel	Zertifizierung von Verbriefungstransaktionen durch die True Sale International (TSI)
2009-02	Jiayi Sun Michael Demmler	Sovereign Wealth Funds – Ein Branchenüberblick
2009-03	Frank Kramer	Symmetric cash flow-taxation and cross-border investments
2011-01	Andreas Bobek, Thomas Bohm, Stefan Neuner, Sandra Paintner, Stefanie Schmeußer, Felix Waldvogel	Ökonomische Analyse europäischer Bankenregulierung: Verbriefung und Interbankenmarkt im Fokus
2011-02	Stefan Neuner, Klaus Schäfer	Zentrale Gegenparteien für den außerbörslichen Derivatehandel in der Praxis
2011-03	Robert Fäßler, Christina Kraus, Sebastian M. Weiler, Kamila Abukadyrova	Portfolio-Management für Privatanleger auf Basis des State Preference Ansatzes
2012-01	Christian Herz, Daniela Neunert, Sebastian Will, Niko J. Wolf, Tobias Zwick	Portfolioallokation: Einbezug verschiedener Assetklassen
2012-02	Thomas Bohm, Felix Waldvogel	Etablierung eines außerbörslichen Kapitalmarktes für das Langlebigkeitsrisiko *erschienen in: corporate finance biz, 3. Jg., Nr. 7, S. 343-352.*
2012-03	Hendrik Blumenstock, Udo von Grone, Marc Mehlhorn, Johannes Merkl, Marcus Pietz	Einflussfaktoren von CDS-Spreads als Maß für das aktuelle Bonitätsrisiko – liefert das Rating eine Erklärung?