

Gann, Philipp

**Working Paper**

## Der marktphasenabhängige Einfluss der Liquidität auf die Credit Spreads von Corporate Bonds

Discussion Paper, No. 2010-07

**Provided in Cooperation with:**

University of Munich, Munich School of Management

*Suggested Citation:* Gann, Philipp (2010) : Der marktphasenabhängige Einfluss der Liquidität auf die Credit Spreads von Corporate Bonds, Discussion Paper, No. 2010-07, Ludwig-Maximilians-Universität München, Fakultät für Betriebswirtschaft, München, <https://doi.org/10.5282/ubm/epub.11521>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/104524>

**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.*

# DER MARKTPHASENABHÄNGIGE EINFLUSS DER LIQUIDITÄT AUF DIE CREDIT SPREADS VON CORPORATE BONDS

PHILIPP GANN\*

Discussion paper 2010 - 07

Juni 2010



Munich School of Management

University of Munich

Fakultät für Betriebswirtschaft

Ludwig-Maximilians-Universität München

Online at <http://epub.ub.uni-muenchen.de>

---

\* Institut für Kapitalmarktforschung und Finanzierung (<http://www.kmf.bwl.uni-muenchen.de/index.html>), Fakultät für Betriebswirtschaft, Ludwig-Maximilians-Universität München. Im Rahmen der Erstellung dieser Arbeit konnte ich von den hilfreichen Kommentaren von Bernd Rudolph, Nicolas Papageorgiou, Fariborz Moshirian, Claus-Peter Deglmann und Sönke Siemßen profitieren. Mein Dank gilt ferner der School of Banking and Finance der University of New South Wales in Sydney, an welcher ich einen zentralen Teil dieser Untersuchung im Rahmen eines Forschungsaufenthaltes erstellen konnte sowie der Eberle-Butschkau-Stiftung als Einrichtung der Wissenschaftsförderung der Sparkassen-Finanzgruppe e.V., welche diesen Forschungsaufenthalt finanziell unterstützte. Für die Datenbereitstellung durch Thomson Reuters möchte ich Rolf Janich und Friederike Herkommer ganz herzlich danken.

# DER MARKTPHASENABHÄNGIGE EINFLUSS DER LIQUIDITÄT AUF DIE CREDIT SPREADS VON CORPORATE BONDS

PHILIPP GANN

Juni 2010

## Zusammenfassung

Gegenstand der vorliegenden Studie ist die vertiefte Analyse des marktphasenabhängigen Einflusses der Liquidität auf die Credit Spreads Euro denominierter Unternehmensanleihen. Dabei werden zwei Untersuchungsperioden während verschiedener Kapitalmarktphasen betrachtet. Die erste Untersuchungsperiode bezieht sich auf einen Zeitraum vor Ausbruch der Subprimekrise bzw. der dadurch ausgelösten internationalen Finanzkrise, die zweite Untersuchungsperiode auf einen Zeitraum während der Krise. Es wird zunächst gezeigt, dass eine modelltheoretische Bepreisung von Corporate Bonds auf Basis ratingspezifischer Zinsstrukturkurven zu Bepreisungsfehlern führt, die sich während eines krisenhaften Kapitalmarktumfeldes deutlich vergrößern. Dieses Ergebnis impliziert, dass neben der Restlaufzeit und der Ratingeinschätzung weitere Faktoren existieren, deren Einfluss auf die Marktpreise von Corporate Bonds während Krisenzeiten signifikant zunimmt. Mittels zweier Panelschätzungen wird die Bedeutung eines vom aktuellen Marktumfeld abhängigen Liquiditätsrisikos für diese Beobachtung isoliert. Anhand einer empirischen Dekomposition des Credit Spreads wird gezeigt, dass der absolute und relative Einfluss der Bondliquidität im Zeitablauf variiert und während Krisenzeiten zunimmt. Investoren richten in einem solchen Marktumfeld ihre Aufmerksamkeit verstärkt auf Faktoren, welche die Handelbarkeit einer Anleihe determinieren. Liquidität wird dadurch zu einem wesentlichen bewertungsrelevanten Faktor. Wie die Analyse zeigt, ist dies jedoch nicht ausschließlich auf das durch das Liquiditätsrisiko induzierte Preisrisiko zurückzuführen. Vielmehr beeinflussen in einem krisenhaften Marktumfeld liquiditätsnahe Faktoren das Angebots- und Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer und damit die Höhe der Credit Spreads. Dabei wird deutlich, dass die in der Literatur weit verbreiteten indirekten Liquiditätsmaße Emissionsvolumen und Bondalter in Abhängigkeit vom aktuellen Marktumfeld ausgesprochen problematische Liquiditätskonzepte darstellen.

*Stichworte:* Liquidität, Credit Spread, Z-Spread, Corporate Bond, Finanzmarktkrise, Subprimekrise, Svensson-Verfahren, Nelson/Siegel-Verfahren, Spot Rate, Zinsstrukturkurve, Swap Rate, Pricing Error, Credit Spread Puzzle, Steuer, Kuponhöhe, Rating, Emissionsvolumen, Bondalter, On-the-Run, Off-the-Run, Rating, Ratingzusatz, Markov-Eigenschaft, Expected Loss.

JEL-Klassifikation: G12, G15, G21.

# 1 Einleitung

Die Bedeutung der Liquidität für die Höhe der Credit Spreads und damit die Preisbildung von Unternehmensanleihen rückte in den vergangenen Jahren zunehmend in den Mittelpunkt des Interesses von Investoren und Akademikern. Ursächlich für diese Entwicklung war neben einer starken Zunahme des globalen Emissionsvolumens von Corporate Bonds die durch unerwartete krisenhafte Ereignisse an den Finanzmärkten ausgelöste Erkenntnis, dass das Liquiditätsrisiko die Marktwerte von Wertpapieren in spezifischen Marktphasen essentiell beeinflussen kann.<sup>1</sup> Obwohl sich die Identifikation und Quantifizierung der verschiedenen Komponenten des Credit Spreads von Corporate Bonds in den vergangenen Jahren zu einem bedeutenden Forschungsfeld entwickelte und eine zunehmende Anzahl von Arbeiten den Einfluss der Liquidität auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen analysierte, existiert bis dato kaum empirische Evidenz, welcher Dynamik dieser Einfluss unterliegt. Die Eigenschaft eines Assets, jederzeit ohne großen Preisabschlag liquidiert werden zu können, besitzt für Investoren je nach aktueller Marktphase - und damit je nach aktueller Risikoeinstellung sowie aktuellem (potentiellen) Liquiditätsbedarf des Investors - einen unterschiedlichen Wert. Entsprechend ist zu erwarten, dass die Höhe der Kompensation, die ein Investor für die Übernahme des Liquiditätsrisikos eines Assets fordert, im Zeitablauf nicht konstant ist, sondern vielmehr von dem aktuellen Marktumfeld beeinflusst wird.

Die geringe Aufmerksamkeit, die dem marktphasenabhängigen Einfluss des Liquiditätsrisikos im Pricing von Unternehmensanleihen in der praktischen und akademischen Literatur zukommt, ist erstaunlich, da eine tiefgehende Analyse dieses Sachverhalts sowohl unter betriebswirtschaftlichen als auch volkswirtschaftlichen Gesichtspunkten bedeutsam ist. Zum einen beeinflusst die Höhe der von den Investoren geforderten Kompensation zur Übernahme des Liquiditätsrisikos die Finanzierungsbedingungen der Unternehmen an den Anleihenmärkten und damit deren wirtschaftliche Wohlfahrt.<sup>2</sup> Zum anderen können auf Basis empirischer Erkenntnisse hinsichtlich des Einflusses des Liquiditätsrisikos korrekt parametrisierte Credit Spread-Modelle sowohl für Prognosezwecke und Anlageentscheidungen als auch im Risikomanagement eingesetzt werden. Um folgenschwere systematische Fehleinschätzungen des tatsächlichen Risikopotentials ausfallrisikobehafteter Wertpapiere zu vermeiden sowie effiziente Finanzierungsentscheidungen treffen zu können, ist es somit sowohl für Investoren als auch Kreditnehmer von essentieller Bedeutung, über eine genaue Kenntnis möglicher liquiditätsinduzierter Wertveränderungen von Fremdkapitaltiteln zu verfügen. Da Kreditinstitute zunehmend die Bepreisung mittelständischer Kreditrisiken auf Basis der Risikoprämien von kapitalmarktgehandelten Finanzinstrumenten wie Credit Default Swaps und Unternehmensanleihen vornehmen, besitzen Er-

---

<sup>1</sup> Vgl. u.a. Bank for International Settlements (1999), Allen/Carletti (2008), Berger/Bouwman (2008), Gale (2008), Perraudin (2008) und Gann (2009).

<sup>2</sup> Anzumerken ist dabei jedoch, dass der alleinige Blick auf den Credit Spread bezüglich Veränderungen der Finanzierungsbedingungen nur beschränkt Aussagekraft besitzt. Denn stark steigende Credit Spreads bei gleichzeitig überproportional fallenden risikofreien Zinsen führen in der Summe zu einer Verbesserung der Fremdfinanzierungsbedingungen kapitalmarktorientierter Unternehmen an den Anleihenmärkten. Vgl. dazu die Ausführungen in Kapitel 4.2.2.

kenntnisse zum dynamischen Einfluss der Liquidität auf die Marktwerte von Unternehmensanleihen ferner Implikationen für die Bepreisung von KMU-Krediten.<sup>3</sup>

Gegenstand der vorliegenden Studie ist eine umfassende Analyse des Einflusses der Liquidität auf die Credit Spreads Euro denominierter Unternehmensanleihen während verschiedener Kapitalmarktphasen.<sup>4</sup> Die Untersuchungsergebnisse ermöglichen einen Erkenntnisfortschritt bezüglich der genannten Forschungsfelder und leisten einen Beitrag zur Schließung von bis dato bestehenden Forschungslücken in der akademischen und praktischen Literatur zum dynamischen Einfluss der Liquidität auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen.

Die Analyse zeigt, dass eine modelltheoretische Bepreisung von Corporate Bonds auf Basis von ratingorientierten Zinsstrukturkurven zu Bepreisungsfehlern führt, welche sich während eines krisenhaften Kapitalmarktumfeldes deutlich vergrößern. Dieses Ergebnis impliziert, dass neben der Restlaufzeit und der Ratingeinschätzung weitere Faktoren existieren, deren Einfluss auf die Marktpreise von Corporate Bonds während Krisenzeiten signifikant zunimmt. Mittels zweier Panelschätzungen für zwei Untersuchungsperioden aus unterschiedlichen Marktphasen wird die Bedeutung eines vom aktuellen Marktumfeld abhängigen Liquiditätsrisikos für diese Beobachtung isoliert. Untersuchungsperiode 1 bezieht sich auf April 2007 und damit auf einen Zeitraum vor Ausbruch der Subprime-Krise bzw. der dadurch ausgelösten internationalen Finanzkrise. Gekennzeichnet war diese Zeitperiode durch ein günstiges makroökonomisches Umfeld sowie eine ausgesprochen geringe Risikoaversion der Marktteilnehmer.<sup>5</sup> Untersuchungsperiode 2 bezieht sich mit Januar 2008 auf einen Zeitraum während der Krise. Diese Periode war durch eine hohe Unsicherheit der Investoren und damit einhergehend eine hohe Volatilität der Preise von Finanzinstrumenten, eine extreme Risikoaversionshöhe sowie einen wachsenden wechselseitigen Vertrauensverlust der Marktteilnehmer charakterisiert.<sup>6</sup> Die Paneldatensätze umfassen für April 2007 19 Handelstage, für Januar 2008 22 Handelstage und setzen sich aus allen Euro denominierten Non-Financial Investment Grade Senior Unsecured Corporate Bonds ohne Optionalitäten mit jährlichen Kuponzahlungen und einer Rückzahlung von 100% zusammen, die an den entsprechenden Tagen auf der *Thomson Reuters Fixed Income Trading*-Handelsplattform (TRFIT)

---

<sup>3</sup> Vgl. Goebel (2007), S. 166, Becker (2007), S. 724, Steinmüller (2007), S. 910 sowie Gann (2008). Daneben sind bondbezogene Analyseergebnisse infolge bestehender Arbitragebeziehungen, wenn auch mit gewissen Einschränkungen, auf die Märkte für Credit Default Swaps und strukturierte Finanzinstrumente übertragbar. Vgl. u.a. Duffie (1999), Francis et al. (2003), Hull et al. (2004) und De Wit (2006).

<sup>4</sup> Die Untersuchung stellt damit bis dato eine der wenigen Arbeiten dar, welche die marktphasenabhängige Kompensationsforderung der Investoren in Form einer dynamischen Liquiditätsrisikoprämie für Corporate Bonds empirisch nachweist. Zu den weiteren Arbeiten zu dieser Forschungsthematik vgl. den Literaturüberblick in Kapitel 2.

<sup>5</sup> Obwohl erste Probleme im Subprime-Segment schon Anfang des Jahres 2007 ersichtlich waren, rechneten die Finanzmärkte bis Mitte 2007 - und damit auch während Untersuchungsperiode 1 - allenfalls mit einer „sanften Abschwächung“ der Entwicklung des US-amerikanischen Marktes für Wohnimmobilien. Vgl. z.B. Bank for International Settlements (2006), S. 1-13 und Rudolph (2009), S. 20-25.

<sup>6</sup> Vgl. u.a. Blanchard (2008), Borio (2008), Rudolph (2008), Brunnenmeier (2009) und Pape/Schlecker (2009). Zu einem Vergleich der internationalen Finanzkrise mit anderen Banken Krisen vgl. Reinhart/Rogoff (2009). Januar 2008 wird als Untersuchungsmonat gewählt, da dieser durch ein krisenhaftes Kapitalmarktumfeld gekennzeichnet ist, jedoch nicht, wie im März sowie Herbst 2008 der Fall, durch ein nahezu komplettes Austrocknen der Märkte für riskante Finanzinstrumente charakterisiert wird. Zu den einzelnen Phasen der internationalen Finanzkrise vgl. Bank for International Settlements (2009), S. 16-34.

gehandelt bzw. bepreist wurden. Durch die isolierte Analyse zweier Paneldatensätze erfolgt die implizite Berücksichtigung einer zu beiden Zeitperioden unterschiedlichen allgemeinen Marktliquidität.<sup>7</sup> Dies ermöglicht die Quantifizierung des Einflusses von Faktoren, welche die Handelbarkeit eines spezifischen Bonds negativ beeinflussen.

Die Paneldatenanalysen zeigen, dass sowohl die absolute als auch die relative Bedeutung der Bondliquidität in Zeiten eines krisenhaften Marktumfelds ansteigen. In stark negativen Marktphasen rückt somit die assetspezifische Liquidität zunehmend in den Blickpunkt der Investoren. Ursächlich hierfür ist, dass diese direkt die Fähigkeit der Investoren bestimmt, liquide Mittel, welche gegebenenfalls zur Sicherung der eigenen Solvenz benötigt werden, frei zu setzen. Damit wird in schlechten Marktphasen, in welchen die Bonität der Investoren bereits durch das negative makroökonomische Umfeld beeinträchtigt ist, die Eigenschaft eines Assets, jederzeit zum fundamentalen Wert liquidiert werden zu können, besonders wertvoll. Ferner kann der Investor bei Illiquidität von Assets gegebenenfalls nicht oder nicht unmittelbar die eigene Meinung bezüglich des fundamentalen Assetwerts durch eine Handelstransaktion umsetzen sowie Arbitragegewinne realisieren. Die vorliegende Untersuchung zeigt darüber hinaus, dass die Messung der Liquidität auf Basis der in der Literatur üblicherweise verwendeten indirekten Liquiditätsmaße in extremen Marktsituationen kritisch zu beurteilen ist und liefert damit einen wichtigen Beitrag zur *Credit Spread Puzzle*-Diskussion.<sup>8</sup>

Die weiteren Ausführungen sind folgendermaßen strukturiert: Kapitel 2 stellt die mit der Forschungsthematik dieser Arbeit in Beziehung stehende theoretische und empirische Literatur dar. In Kapitel 3 erfolgt zunächst eine Beschreibung des der Analyse zugrunde liegenden Datensamples Euro denominierter Corporate Bonds (Kapitel 3.1) sowie die Simulation ratingspezifischer Spot Rate Kurven auf Basis des Verfahrens von *Nelson/Siegel (1987)* bzw. *Svensson (1994, 1995)* (Kapitel 3.2). Aufbauend auf diesen Ausführungen wird daran anschließend die Berechnung der theoretischen Marktpreise der einzelnen Bonds des Datensatzes für jeden Handelstag beider Untersuchungszeiträume vorgenommen (Kapitel 3.3). Die Bewertung auf Basis ratingspezifischer Spot Rate Kurven unterstellt dabei implizit, dass die Faktoren Ausfallrisiko und Restlaufzeit die wesentlichen Preisdeterminanten darstellen. Anhand der als Differenz zwischen theoretischen und realen Marktpreisen ermittelten Pricing Errors wird aufgezeigt, dass neben der Ratingklassifizierung sowie Restlaufzeit weitere Determinanten existieren, welche einen signifikanten und mit sinkender Kreditqualität zunehmenden

---

<sup>7</sup> Liquidität zeigt sich nicht nur als isolierte Eigenschaft eines einzelnen Wertpapiers sondern besitzt ferner eine systematische Komponente. Verschiedene Arbeiten, wie Chordia et al. (2000) und Hasbrouck/Seppi (2001) zeigen eine deutlich positive Kovariation der Liquidität. Der Einfluss eines systematischen Faktors auf die Liquidität individueller Finanzinstrumente wird als *Kommonalität der Liquidität* bezeichnet. Vgl. hierzu auch Acharya/Pedersen (2005). Zur allgemeinen Marktliquidität vgl. auch Kapitel 4.2.1, Bank for International Settlements (1999), S. 20-21 sowie Allen/Carletti (2008). *Flight to Liquidity*- und damit einhergehend *Flight to Quality*-Effekte führen während turbulenter Marktphasen zu einer Abnahme der Liquidität der Märkte für ausfallrisikobehaftete Corporate Bonds, welche eine allgemein geringere Liquidität als die Märkte für Staatsanleihen westlicher Industrieländer aufweisen. Vgl. u.a. Schultz (2001), Perraudin/Taylor (2003) und Ericsson/Renault (2006). Ausgelöst werden diese Effekte durch eine während negativer Marktphasen zunehmende Unsicherheit bzw. Risikoaversion der Marktteilnehmer. Vgl. Vayanos (2004), Longstaff (2004) und Beber et al. (2009).

<sup>8</sup> Vgl. auch Kapitel 4.2.1.

Einfluss auf die Credit Spreads von Corporate Bonds besitzen. Auf Basis der deutlichen Veränderung der täglichen durchschnittlichen Pricing Errors sowie deren Standardabweichungen zwischen April 2007 und Januar 2008 wird erkennbar, dass die relative Bedeutung dieser Faktoren während des krisenhaften Kapitalmarktumfeldes im Januar 2008 deutlich ansteigt.

Die Ausführungen des Kapitels 4 isolieren die Bedeutung eines vom aktuellen Marktumfeld abhängigen Liquiditätsrisikos für diese Beobachtung. Anhand einer empirischen Dekomposition des Credit Spreads wird gezeigt, dass der absolute und relative Einfluss der Bondliquidität im Zeitablauf variiert und während Krisenzeiten zunimmt. Der anleiheindividuelle Credit Spread wird dabei durch den Z-Spread abgebildet, welcher dem laufzeitkonstanten Risikoaufschlag auf eine als risikofrei definierte Benchmark-Spot Rate-Kurve entspricht. Letztere basiert in vorliegender Untersuchung auf der aus deutschen Staatsanleihen abgeleiteten Zinsstrukturkurve. Der Z-Spread besitzt den Vorteil, dass dessen Herleitung sowie theoretische Gültigkeit im Gegensatz zu Yield Spreads nicht auf unplausiblen Annahmen beruht und dieser darüber hinaus keine Verzerrung durch den Kuponeffekt aufweist. Kapitel 4.1 erläutert die der empirischen Analyse zugrunde liegende Credit Spread-Definition und diskutiert verschiedene risikofreie Referenzzinssätze als mögliche Grundlage der Spreadberechnung. Kapitel 4.2 zeigt zunächst (Kapitel 4.2.1), dass der Expected Loss eines Corporate Bonds sowohl zu ruhigen als auch turbulenten Kapitalmarktzeiten lediglich einen geringen Teil des empirisch beobachtbaren Credit Spreads zu erklären vermag. Die Berechnung der ratingklassen- und laufzeitspezifischen erwarteten Verluste erfolgt dabei auf Basis der Markov-Annahme und berücksichtigt, dass sowohl Ausfallwahrscheinlichkeiten als auch Verlustquoten in Krisenzeiten deutlich zunehmen. Anschließend werden die weiteren theoretisch essentiellen Komponenten des Spreadniveaus erörtert. Anhand einer ökonometrischen Analyse zweier Paneldatensätze für die Beobachtungsperioden April 2007 (positives Kapitalmarktumfeld) und Januar 2008 (negatives Kapitalmarktumfeld) wird im nachfolgenden Kapitel 4.2.2 dokumentiert, dass sowohl die absolute als auch die relative Bedeutung der Bondliquidität in Zeiten eines krisenhaften Marktumfelds zunimmt. Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass Investoren in einem solchen Marktumfeld ihre Aufmerksamkeit verstärkt auf Faktoren richten, welche die Handelbarkeit einer Anleihe determinieren. Liquidität wird dadurch zu einem wesentlichen bewertungsrelevanten Faktor. Wie die Analyse zeigt, ist dies jedoch nicht ausschließlich auf das durch das Liquiditätsrisiko induzierte Preisrisiko zurückzuführen. Vielmehr beeinflussen in einem krisenhaften Marktumfeld liquiditätsnahe Faktoren das Angebots- und Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer und damit die Höhe der Credit Spreads. Dabei wird deutlich, dass die in der Literatur weit verbreiteten indirekten Liquiditätsmaße *Emissionsvolumen* und *Alter des Bonds* in Abhängigkeit vom aktuellen Marktumfeld ausgesprochen problematische Liquiditätskonzepte darstellen. Kapitel 4.2.3 diskutiert die Robustheit dieser Ergebnisse. Es wird gezeigt, dass ein deutlicher unbeobachteter Firmeneffekt in der Modellspezifikation existiert, ein fixer sowie temporärer Zeiteffekt jedoch keinen signifikanten Einfluss besitzt. In diesem Zusammenhang wird auch auf die Problematik von Fixed-Effects-Modellen im Rahmen der

Spreaddekomposition für kurze Untersuchungszeiträume eingegangen. Die Arbeit schließt in Kapitel 5 mit einer Zusammenfassung der wichtigsten Erkenntnisse.

## 2 Stand der Literatur

Grundsätzlich lassen sich die Ansätze zur Modellierung firmenbezogener Bonitätsrisiken in zwei Kategorien einteilen, nämlich Firmenwert- sowie Intensitätsmodelle.<sup>9</sup> Die häufig auch als Strukturmodelle bezeichneten Firmenwertmodelle stellen den klassischen Ansatz zur Bewertung ausfallrisikobehafteter Finanzinstrumente dar und finden ihren Ursprung in den Arbeiten von *Black/Scholes (1973)* und *Merton (1974)*. Strukturmodelle nutzen optionstheoretische Überlegungen um den Wert der Verbindlichkeiten eines Unternehmens als Wert der bedingten Ansprüche der Fremdkapitalgeber auf den gesamten Firmenwert abzuleiten. Der unsichere Unternehmenswert, dessen Volatilität sowie die Höhe der Rückzahlungsverpflichtungen stellen in diesem Ansatz wesentliche Determinanten des Kreditrisikos dar.<sup>10</sup> Der grundlegende Modellrahmen wurde in den vergangenen Jahrzehnten stetig erweitert, um diese Modellklasse sowohl unter der Annahme deterministischer als auch stochastischer Zinssätze zur Bewertung verschiedener ausfallrisikobehafteter Finanzinstrumente wie Asset Backed Securities oder Wandelanleihen heranziehen zu können.<sup>11</sup>

Die zweite Kategorie umfasst die oftmals auch als Modelle der reduzierten Form bezeichneten Intensitätsmodelle. Diese gehen auf *Jarrow/Turnbull (1992)*, *Jarrow/Turnbull (1995)* und *Duffie/Singleton (1999)* zurück und sind speziell bei der Bewertung von Kreditderivaten weit verbreitet.<sup>12</sup> Modelle der reduzierten Form basieren grundsätzlich auf einem Poisson-Prozess des Fremdkapitalwertes und greifen zu dessen Kalibrierung auf beobachtbare Marktpreise zurück. Während sich in Strukturmodellen die arbitragefreien Preise und damit Credit Spreads ausfallrisikobehafteter Corporate Bonds innerhalb des Modells bestimmen lassen, sind die Bondpreise bzw. die beobachtbaren Credit Spreads bei Modellen der reduzierten Form Inputgrößen zur Parametrisierung des Modells, welches dann die Basis zur Bewertung vorwiegend derivativer Finanzinstrumente, wie z.B. Credit Default Swaps, bildet. Zur theoriegestützten Erklärung beobachtbarer Corporate Credit Spreads sind Intensitätsmodelle infolge ihrer Konstruktion im Gegensatz zu Strukturmodellen somit wenig geeignet.

Aber auch Strukturmodelle können die tatsächliche Höhe der am Markt beobachtbaren Credit Spreads nicht ausreichend erklären. So zeigen *Jones et al. (1984)* schon früh, dass die durch das Merton-Modell implizierten Default Spreads teilweise deutlich von den tatsächlich am Markt beobachtba-

---

<sup>9</sup> Vgl. zu den sehr frühen Ansätzen zur Modellierung des Unternehmensausfallrisikos wie Diskriminanzanalyse und Logitmodelle u.a. Altman (1968), Queen/Roll (1987) und Altman (1989).

<sup>10</sup> Zu einer ausführlichen Erläuterung des Zusammenhangs zwischen Credit Spread und den aus Merton (1974) abgeleiteten Risikodeterminanten vgl. z.B. Delianedis/Geske (2001), Van Landschoot (2004) sowie Rottmann/Seitz (2008).

<sup>11</sup> Vgl. u.a. Black/Cox (1976), Geske (1977), Ingersoll (1977), Brennan/Schwartz (1980), Cox et al. (1980), Cooper/Mello (1988), Kim et al. (1993), Longstaff/Schwartz (1995), Leland (1994), Ikeda (1995) und Leland (1998).

<sup>12</sup> Vgl. ferner Artzner/Delbaen (1995), Duffie et al. (1996) Duffie/Huang (1996), Lando (1997), Lando (1998) und Madan/Unal (1998).



ren Credit Spreads abweichen. Zahlreiche weitere Arbeiten, wie *Elton et al. (2001)*, *Delianedis/Geske (2001)*, *Van Landschoot (2004)*, *Huang/Huang (2003)* und *Eom et al. (2004)* bestätigen dieses Ergebnis. Strukturmodelle gehen typischerweise von vollkommenen und vollständigen Märkten aus und führen den gesamten Credit Spread einer Anleihe auf deren Ausfallrisiko zurück. In einer solchen Modellwelt können die aus realen Marktunvollkommenheiten und -unvollständigkeiten resultierenden weiteren bewertungsrelevanten Risikofaktoren den modelltheoretisch hergeleiteten Spread nicht beeinflussen. Folglich kann auch die Bedeutung des Liquiditätsrisikos für die Höhe des Credit Spreads ausfallrisikobehafteter Bonds in einem solchen Modellrahmen nicht aufgezeigt bzw. analysiert werden. Wie zahlreiche Arbeiten verdeutlichen, kommt dem Liquiditätsrisiko im Asset Pricing jedoch eine herausragende Bedeutung zu.

Die Marktmikrostrukturmodelle von *Amihud/Mendelson (1986)*, *Boudoukh/Whitelaw (1993)*, *Vayanos (1998)* und *Easley et al. (2002)* zeigen, dass Marktunvollkommenheiten in Form von Transaktionskosten Liquiditätsunterschiede zwischen Wertpapieren induzieren.<sup>13</sup> Da Investoren eine Kompensation für die Übernahme potentieller Transaktionskosten fordern, beeinflusst die Höhe der Liquidität eines Assets dessen Marktpreis. Die genannten Arbeiten zeigen, dass die erwartete Rendite von Vermögenswerten c.p. in einer positiven Beziehung zu der Höhe der liquiditätsbedingten Transaktionskosten steht. Illiquide Wertpapiere lassen somit verglichen mit liquiden Wertpapieren eine höhere Rendite erwarten.<sup>14</sup> Infolge der Unsicherheit über die zukünftige Höhe der Liquidität eines bestimmten Assets zu einem spezifischen Zeitpunkt und damit die Höhe der Transaktionskosten, entsteht für Investoren ein Liquiditätsrisiko.<sup>15</sup> Entsprechend dieses Sachverhalts bezeichnet der Begriff Liquiditätsrisiko nachfolgend das Risiko, bei zukünftigem Verkauf eines Assets nicht dessen fundamentalen Wert realisieren zu können, sondern lediglich einen Preis, welcher infolge von nicht prognostizierbaren liquiditätsbedingten Transaktionskosten einen ex ante unsicheren Abschlag auf den fundamentalen Wert enthält.<sup>16</sup> Da die liquiditätsinduzierten Transaktionskosten am Markt für Unternehmensanleihen substantiell höher ausfallen als an dem sehr liquiden Markt für ausfallrisikofreie Staatsanleihen, beeinflusst das Ausmaß des Liquiditätsrisikos die Höhe der Credit Spreads.<sup>17</sup>

---

<sup>13</sup> Vgl. hierzu auch O'Hara (1995), S. 56-67.

<sup>14</sup> Vgl. dazu die grundlegenden Arbeiten von Amihud/Mendelson (1989, 1991a), Silber (1991), Warga (1992), Kamara (1994) und Elton/Green (1998). Unterstellt wird dabei, dass Investoren mit einer positiven Wahrscheinlichkeit davon ausgehen, dass zukünftig eine Notwendigkeit zum Verkauf des Assets vor dessen Fälligkeit entsteht.

<sup>15</sup> Vgl. z.B. Chacko/Stafford (2004), Amato/Remolona (2005) und Chacko (2006).

<sup>16</sup> Vgl. zu dieser Definition z.B. Bangia et al. (1998), Chacko/Stafford (2004), Chacko (2006), Ericsson/Renault (2006) sowie Gann (2009). Zu einer Abgrenzung zu weiteren Liquiditätsbegriffen vgl. Gann (2009). Eine geringe Liquidität von Assets (sowie hohe Unsicherheit über die zukünftige Liquidität) impliziert ein hohes Liquiditätsrisiko und birgt so ein zusätzliches Preisrisiko, für dessen Übernahme risikoaverse Investoren eine Kompensation verlangen. Das Liquiditätsrisiko treibt folglich die Risikoprämie von Wertpapieren, weshalb c.p. Papiere mit hohem Liquiditätsrisiko niedriger bewertet werden als Papiere mit geringem Liquiditätsrisiko. Vgl. Amihud/Mendelson (1991b).

<sup>17</sup> Vgl. u.a. Schultz (2001), Perraudin/Taylor (2003), Ericsson/Renault (2006) sowie Kapitel 4.

Im Vergleich zu der großen Anzahl empirischer Arbeiten, die den Einfluss der Liquidität auf Aktienpreise untersuchen<sup>18</sup>, ist die Anzahl von Studien, welche die Auswirkungen des Liquiditätsrisikos auf die Preise bzw. Credit Spreads von Corporate Bonds analysieren, gering. In den vergangenen Jahren begannen Praktiker und Akademiker jedoch zunehmend, sich mit diesem Themengebiet auseinanderzusetzen. Eine Durchsicht der bisher veröffentlichten Studien ergibt, dass die Literatur zur Dekomposition von Credit Spreads in drei Richtungen eingeteilt werden kann:<sup>19</sup> Während sich die erste Forschungsrichtung mit der Analyse der ursächlich wirkenden ökonomischen Treiber des Credit Spread-Niveaus ausfallrisikobehafteter Finanzinstrumente befasst, analysiert die zweite Richtung Art und Bedeutung der ökonomischen Faktoren, welche Spread-Veränderungen im Zeitablauf induzieren. Bedeutende Vertreter der ersten Forschungsrichtung sind *Elton et al. (2001)* und *Ericsson/Renault (2006)*, der zweiten *Collin-Dufresne et al. (2001)* sowie *Longstaff et al. (2005)*. Die dritte Richtung untersucht, ob Credit Spreads weitergehende Informationen beinhalten, mit denen sich volkswirtschaftliche Variablen, z.B. die Veränderung der Industrieproduktion wie bei *Chan-Lau/Ivaschenko (2001)*, prognostizieren lassen.

Die vorliegende Arbeit ist der ersten Forschungsrichtung zuzuordnen. Zielsetzung ist die Analyse des dynamischen Einflusses des Liquiditätsrisikos auf das Credit Spread-Niveau Euro denominierter Corporate Bonds während verschiedener Kapitalmarktphasen. Verschiedene Studien, wie *Jones et al. (1984)*, *Crabbe/Turner (1995)*, *Alexander et al. (2000)*, *Hong/Warga (2000)*, *Delianedis/Geske (2001)*, *Collin-Dufresne et al. (2001)*, *Houweling et al. (2002)*, *Van Landschoot (2003)*, *Huang/Huang (2003)*, *Perraudin/Taylor (2003)*, *Elton et al. (2004)*, *Driessen (2005)*, *Longstaff et al. (2005)* sowie *Tsuji (2005)* konnten bereits einen signifikanten Einfluss der Liquidität auf die Credit Spreads bzw. Credit Spread-Veränderungen von Corporate Bonds nachweisen. Die Ergebnisse dieser Arbeiten implizieren, dass Investoren nur dann bereit sind, in weniger liquide Wertpapiere zu investieren, wenn sie für das höhere Liquiditätsrisiko eine Kompensation erwarten können. Die genannten Studien analysieren nicht, ob und in welchem Umfang sich der Einfluss des Liquiditätsrisikos auf die Credit Spreads ausfallrisikobehafteter Finanztitel beim Übergang von ruhigen zu turbulenten bzw. krisenhaften Kapitalmarktzeiten verändert. Es ist jedoch zu vermuten, dass die Renditeforderung der Investoren für die Übernahme des Liquiditätsrisikos von der aktuellen Phase abhängig ist, in der sich der Kapitalmarkt befindet. Mit der Analyse dieses Sachverhalts will die vorliegende Studie somit einen Beitrag zur näheren Untersuchung der marktphasenabhängigen Bedeutung des Liquiditätsrisikos leisten.

Bis dato existiert nur eine geringe Anzahl an Arbeiten, die sich mit diesem Forschungsgegenstand auseinandersetzen. *Ericsson/Renault (2006)* zeigen anhand einer Dekomposition des Credit Spreads während der Russlandkrise im Herbst 1998, dass sich der Koeffizient des in der Analyse verwendeten Liquiditätsproxy für den zugrunde liegende Datensatz US-Dollar denominierter Corporate Bonds

---

<sup>18</sup> Vgl. z.B. Amihud/Mendelson (1986), Brennan/Subrahmanyam (1996), Brennan et al. (1998), Chordia et al. (2001), Amihud (2002), Pastor/Stambaugh (2003) und Acharya/Pedersen (2005).

<sup>19</sup> Vgl. dazu auch Felsenheimer et al. (2006), S. 187.

während der Russlandkrise im Vergleich zu dem Zeitraum vor Ausbruch der Krise im Durchschnitt mehr als verdreifacht und an Signifikanz gewinnt.<sup>20</sup> *Scheicher (2008)* untersucht u.a. die Bedeutung der Liquidität für Veränderungen der Marktpreise von synthetischen CDO-Tranchen (CDX- und iTraxx-Tranchen) und dokumentiert, dass gerade in makroökonomischen Krisenzeiten die Liquidität einen wesentlichen Einfluss auf die Tranchenwerte besitzt. *Fender/Scheicher (2009)* analysieren, welche Faktoren die Preisveränderungen der ABX.HE-Indizes determinieren. Dabei können sie einen starken Zusammenhang zwischen der Höhe der Marktliquidität und den Indexpreisen nachweisen. Sie zeigen darüber hinaus, dass der Einfluss der Marktliquidität auf die Indexpreise während des deutlichen Indexrückgangs seit Juli 2007 stark zugenommen hat. *Muranaga/Shimizu (1999)* konnten auf Basis einer Simulationsstudie bei abnehmender Risikoaversion eine zunehmende Liquidität riskanter Wertpapiermärkte und eine abnehmende Volatilität der Wertpapierkurse aufzeigen. *Perraudin (2008)*, *Gale (2008)* und *Allen/Carletti (2008)* weisen in ihren theoretischen Arbeiten ebenfalls darauf hin, dass in Krisenzeiten die Einflussfaktoren Risikoaversion und Liquidität zu wesentlichen Treibern von Wertpapierpreisen werden können. *Gann (2009)* modelliert auf Grundlage der genannten Arbeiten die Abhängigkeit des Liquiditätsrisikos von dem aktuellen Marktumfeld und simuliert so die durch dynamische Veränderungen des Liquiditätsrisikos bedingten Spread- und Marktwertveränderungen von CDO-Tranchen unterschiedlicher Seniorität.<sup>21,22</sup>

Ferner finden verschiedene Arbeiten, wie *Chordia et al. (2000)*, *Hasbrouck/Seppi (2001)*, *Amihud (2002)*, *Acharya/Pedersen (2005)* oder *Stange/Kaserer (2008)*, auch für den Aktienmarkt empirische Hinweise auf eine dynamische Veränderung der Liquidität bzw. der Liquiditätsrisikoprämie zu verschiedenen Kapitalmarktzeiten.

## 3 Ratingbasierte Bepreisung von Corporate Bonds

### 3.1 Datengrundlage

In die vorliegende Untersuchung werden für die Zeitperioden 1. bis 30. April 2007 (Beobachtungsperiode 1) sowie 1. bis 31. Januar 2008 (Beobachtungsperiode 2) alle Euro denominierten Plain Vanilla Non-Financial Senior Unsecured Fixed Rate Corporate Bonds ohne Optionalitäten mit jährlichen Ku-

<sup>20</sup> Als Liquiditätsmaß verwenden *Ericsson/Renault (2006)* eine auf das Bondalter bezogene Dummyvariable. Dass dieses Liquiditätsmaß in Krisenzeiten gegebenenfalls problematisch ist zeigt Kapitel 4.

<sup>21</sup> Diese Arbeit bildet so erstmals simulationsgestützt den bis dato auf Basis erster empirischer Erkenntnisse lediglich verbal beschriebenen Sachverhalt ab, dass der starke Preisrückgang von Asset Backed Securities im Investment Grade-Bereich während der Subprime-Krise stark durch eine deutliche Zunahme des Liquiditätsrisikos getrieben wurde.

<sup>22</sup> Mit den genannten Literaturquellen zum dynamischen Einfluss der Liquidität auf die Preise ausfallrisikobehafteter Assets thematisch sehr eng verbunden sind Studien, welche den Einfluss von *Flight to Liquidity*- bzw. *Flight to Quality*-Effekten auf Assetpreise analysieren. Vgl. insbesondere *Vayanos (2004)*, *Longstaff (2004)* und *Beber et al. (2009)*. Da die genannten Studien die Auswirkungen dieser Effekte spezifisch für die Marktpreise von Staatsanleihen untersuchen und die Implikationen für die Marktpreise von Corporate Bonds weitestgehend unberücksichtigt lassen, werden diese Arbeiten nachfolgend jedoch nicht näher betrachtet. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass die Zunahme der Relevanz des Liquiditätsrisikos für die Bewertung von Unternehmensanleihen den *Flight to Liquidity* während turbulenter Marktphasen widerspiegelt.

ponzahlungen und einer Rückzahlung von 100% einbezogen, welche während diesen Zeitperioden auf der *Thomson Reuters TRFIT-Plattform* gehandelt bzw. bepreist wurden.<sup>23</sup> Die Analyse beschränkt sich auf Unternehmensanleihen mit einem Investment Grade Rating. Die für die beiden Beobachtungsperioden von Thomson Reuters zur Verfügung gestellten Datensätze umfassen neben den Bid- und Ask-Preisen die Ratingeinschätzungen der Agenturen Standard & Poor's, Fitch und Moody's, sowie Kuponhöhen, Fälligkeits- und Emissionsdaten, Emissionsvolumina und verschiedene Emittentencharakteristika.<sup>24</sup> Die in den nachfolgenden Analysen vorgenommenen Ratinggruppierungen basieren auf der zum jeweiligen Beobachtungszeitpunkt aktuellsten Ratingeinschätzung der Agentur Standard & Poor's.<sup>25</sup> Sofern ein Rating dieser Agentur für einen spezifischen Bond nicht existiert, wird ein Standard & Poor's-äquivalentes Rating durch Rückgriff auf das jeweils aktuellere Rating von Fitch bzw. Moody's gebildet. Sofern eine Unternehmensanleihe keine Bonitätsbewertung dieser Agenturen besitzt, wird diese aus dem Datensatz ausgeschlossen. Die in der empirischen Analyse des Kapitels 4.4.2 verwendeten Variablen *Börsennotierung des Eigenkapitals*, *Volatilität der Aktienrendite*, *Marktkapitalisierung* und *Buchwert-zu-Marktwert-Verhältnis* stammen aus *Thomson Financial Datastream*.

Da die Credit Spreads von Corporate Bonds mit sehr kurzer Restlaufzeit eine hohe Sensitivität bezüglich geringfügiger Preisänderungen und damit verstärkt Noise aufweisen, werden zur Vermeidung einer Verzerrung der Analyseergebnisse die Datensätze um alle Bonds mit einer Restlaufzeit von weniger als sechs Monaten bereinigt. Es verbleiben für Beobachtungsperiode 1 (April 2007) 389 Bonds von 194 Emittenten und Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008) 431 Bonds von 213 Emittenten. Tabelle 1 zeigt in Panel A und Panel B für die beiden Beobachtungsperioden die Anzahl der Bonds jeder Ratingkategorie getrennt nach Restlaufzeitbändern. In den mit  $\tau$  überschriebenen Spalten wird der relative Anteil jedes Restlaufzeitbandes an der Gesamtanzahl der Bonds einer Ratingklasse angegeben. Im April 2007 (Januar 2008) besitzen 26 (31) Bonds ein AAA Rating, 51 (60) ein AA Rating, 175 (189) Bonds ein A Rating und 137 (151) Bonds ein BBB Rating. Unabhängig von der Ratingklassifizierung besitzt der Großteil der Bonds in den beiden Datensätzen, nämlich 50,4% in Beobachtungsperiode 1 und 46,6% in Beobachtungsperiode 2, eine Restlaufzeit zwischen drei und sieben Jahren. Nur wenige Bonds weisen eine Restlaufzeit von über 10 Jahren auf (10,0% in Beobachtungsperiode 1 und 9,0% in Beobachtungsperiode 2).

---

<sup>23</sup> Thomson Reuters Fixed Income Trading (TRFIT) ist eine elektronische Handelsplattform für festverzinsliche Wertpapiere auf der mehr als 17.500 Finanzinstrumente, darunter Staatsanleihen, Sovereign Bonds, Papiere supranationaler, föderaler und staatsnaher Emittenten, Unternehmensanleihen, Covered Bonds, ABS, MBS und Convertible Bonds verschiedenster Währungen gehandelt werden. Die Preise werden durch internationale, regionale und lokale Price Maker quotiert. Zu weiteren Informationen zum Thomson Reuters Fixed Income Trading vgl. Thomson Reuters (2008) sowie Thomson Reuters (2009).

<sup>24</sup> Die Bid- bzw. Ask-Preise entsprechen dabei dem Durchschnitt aller für einen spezifischen Bond verbindlich quotierten Bid- bzw. Ask-Tagesschlusspreisen der an der TRFIT-Plattform teilnehmenden Price Maker für diesen Bond.

<sup>25</sup> Die Messung des Ausfallrisikos durch die Ratingeinschätzung ist in empirischen Arbeiten zur Dekomposition von Credit Spreads üblich. Vgl. z.B. Perraudin/Taylor (2003), Elton et al. (2004), Houweling et al. (2005), Ericsson/Renault (2006), Rottmann/Seitz (2008) u.v.a.m.

TABELLE 1: ANZAHL DER BONDS PRO RATINGKATEGORIE UND RESTLAUFZEITBAND

Tabelle 1 zeigt in Panel A für Beobachtungsperiode 1 (April 2007) und in Panel B für Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008) die Anzahl der Bonds jeder Ratingkategorie getrennt nach Restlaufzeitbändern. In den mit  $\tau$  überschriebenen Spalten wird der relative Anteil jedes Restlaufzeitbandes an der Gesamtanzahl der Bonds einer Ratingklasse angegeben. Dem Datensatz für Beobachtungsperiode 1 liegen 389 Bonds von 194 Emittenten zugrunde. Der Datensatz für Beobachtungsperiode 2 umfasst 431 Bonds von 213 Emittenten.

<b>Panel A: Anzahl Bonds pro Ratingkategorie und Restlaufzeitband April 2007</b>										
	AAA		AA		A		BBB		Gesamt	
	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$
Gesamt	26		51		175		137		389	
1-3 Jahre	9	34,6%	13	25,5%	43	24,6%	25	18,2%	90	23,1%
3-7 Jahre	11	42,3%	21	41,2%	86	49,1%	78	56,9%	196	50,4%
7-10 Jahre	3	11,5%	10	19,6%	30	17,1%	21	15,3%	64	16,5%
>10 Jahre	3	11,5%	7	13,7%	16	9,1%	13	9,5%	39	10,0%

<b>Panel B: Anzahl Bonds pro Ratingkategorie und Restlaufzeitband Januar 2008</b>										
	AAA		AA		A		BBB		Gesamt	
	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$	absolut	$\tau$
Gesamt	31		60		189		151		431	
1-3 Jahre	11	35,5%	17	28,3%	60	31,7%	41	27,2%	129	29,9%
3-7 Jahre	14	45,2%	23	38,3%	86	45,5%	78	51,7%	201	46,6%
7-10 Jahre	2	6,5%	14	23,3%	28	14,8%	18	11,9%	62	14,4%
>10 Jahre	4	12,9%	6	10,0%	15	7,9%	14	9,3%	39	9,0%

Tabelle 2 zeigt die deskriptiven Statistiken der in Jahren angegebenen Restlaufzeit für die in den beiden Datensätzen enthaltenen Corporate Bonds.<sup>26</sup> Die durchschnittliche Restlaufzeit der Bonds liegt zwischen knapp fünf und knapp sechs Jahren, die Standardabweichung beträgt zwischen 3,22 bis 3,58 Jahre. Der am längsten laufende Bond im Datensatz besitzt eine Restlaufzeit von 18,13 Jahren (April 2007), der am kürzesten laufende Bond eine Restlaufzeit von knapp 7 Monaten (Januar 2008).

TABELLE 2: DESKRIPTIVE STATISTIKEN DER RESTLAUFZEIT FÜR APRIL 2007 UND JANUAR 2008

Tabelle 2 zeigt den Mittelwert, Median, die Standardabweichung (SD) sowie den minimalen und maximalen Wert der Restlaufzeit (in Jahren) der Bonds für die beiden Beobachtungsperioden April 2007 (Panel A) und Januar 2008 (Panel B) getrennt nach der Ratingklassifizierung.

<b>Panel A: Deskriptive Statistiken der Restlaufzeit für April 2007</b>					
	Mittelwert	Median	SD	Min	Max
AAA	5,57	5,12	3,58	1,85	16,28
AA	5,92	5,37	3,53	1,63	17,50
A	5,50	4,53	3,40	1,26	17,85
BBB	5,78	4,99	3,22	1,60	18,13

<b>Panel B: Deskriptive Statistiken der Restlaufzeit für Januar 2008</b>					
	Mittelwert	Median	SD	Min	Max
AAA	4,80	3,91	3,56	1,15	15,58
AA	5,55	4,94	3,45	0,87	16,82
A	4,92	4,21	3,24	0,57	17,02
BBB	5,27	4,69	3,32	0,90	17,43

<sup>26</sup> Zu den deskriptiven Statistiken weiterer Bond- und Emittentencharakteristika vgl. die Ausführungen in Kapitel 4.2.

## 3.2 Berechnung ratingorientierter Spot Rates

Die Berechnung des theoretischen Marktpreises eines Corporate Bonds erfolgt durch die Addition der mit den entsprechenden risikoadjustierten Spot Rates diskontierten versprochenen bondspezifischen Zahlungsströmen.<sup>27</sup> Da sich der verwendete Datensatz ausschließlich aus Fixed Coupon Bonds ohne Optionalitäten und damit aus Bonds deterministischer Cashflow-Struktur zusammensetzt, reduziert sich das Problem der Schätzung theoretischer Marktpreise auf das Problem der Schätzung risikoadjustierter Spot Rates. Spot Rates sind nicht direkt beobachtbar und müssen daher aus Marktdaten abgeleitet werden. Die Schätzung der nachfolgend auch als Zinsstrukturkurve bezeichneten Spot Rate Kurve basiert dabei unabhängig von der konkret verwendeten Modellierungsmethodik auf einer Annahme über den funktionalen Zusammenhang zwischen Spot Rates und Restlaufzeit der Anleihen. Die Verfahren zur Schätzung der Zinsstrukturkurve lassen sich dabei grundsätzlich in zwei Kategorien unterteilen: Spline-basierte Ansätze, welche auf *McCulloch (1971)* zurückgehen, sowie parametrische Verfahren, welche in Wissenschaft und Praxis nahezu ausschließlich durch die Ansätze von *Nelson/Siegel (1987)* sowie *Svensson (1994, 1995)* vertreten sind.<sup>28</sup>

Spline-basierte Ansätze beschreiben den funktionalen Zusammenhang zwischen Zinssatz und Restlaufzeit durch eine Spline-Funktion  $n$ -ten Grades.<sup>29</sup> Diese entspricht einer abschnittsweise spezifizierten Polynomfunktion, welche aus  $n$  an definierten Knotenpunkten zusammengefügte Polynomsegmente besteht. Damit die Kurve glatt verläuft, müssen an diesen Knotenpunkten sowohl die Werte der angrenzenden Polynomsegmente als auch deren ersten beiden Ableitungen übereinstimmen. Die Anzahl und Anordnung der Knotenpunkte bestimmt maßgeblich die Anpassungsgüte der Kurve an die vorliegenden Anleihedaten. Bei einer zu geringen Anzahl von Polynomsegmenten ist die Kurve unflexibel, bei einer zu hohen Anzahl reagiert die Kurve zu stark auf Ausreißer in den Daten. Die häufigsten Formen von Spline-Funktionen sind quadratische, kubische und exponentielle Splines.<sup>30</sup> Spline-Funktionen sind sehr flexibel und vermögen damit die Zinsstrukturkurve an die vorliegenden Anleihedaten in verschiedenen Laufzeitintervallen unabhängig voneinander mit einer hohen Präzision anzupassen. Lage und Anzahl der Knotenpunkte, welche maßgeblich die Genauigkeit und Glätte der geschätzten Zinskurve beeinflussen, basieren jedoch weitestgehend auf willkürlich erscheinenden Faust-

---

<sup>27</sup> Der in vorliegender Arbeit verwendeten Methodik zum Pricing von Corporate Bonds liegt somit die Annahme zugrunde, dass die Bedingungen des Modells von Duffie/Singleton (1999) zumindest näherungsweise erfüllt sind. Duffie/Singleton (1999) zeigen, dass unter spezifischen Annahmen die Bestimmung des Bondpreises auf Basis risikoadjustierter erwarteter Zahlungen sowie risikoloser Spot Rates äquivalent zur Diskontierung versprochener Zahlungsströme mit risikoadjustierten Spot Rates ist. Vgl. Duffie/Singleton (1999), S. 687-697 sowie ergänzend Collin-Dufresne et al. (2004), S. 1378-1380 und Elton et al. (2004), S. 2749. Zu einer weitergehenden Diskussion der Annahmen von Duffie/Singleton (1999) vgl. Duffie et al. (1996) sowie Collin-Dufresne et al. (2004).

<sup>28</sup> Vgl. Bank for International Settlements (2005), S. 4.

<sup>29</sup> Vgl. McCulloch (1971), S. 21.

<sup>30</sup> Zu quadratischen und kubischen Splines vgl. McCulloch (1971, 1975) und Langetieg/Smoot (1981). Diese können jedoch bei Schätzungen der Zinsstrukturkurve zu in der Realität nicht beobachtbaren negativen oder unendlich hohen Zinssätzen im langen Laufzeitbereich führen. Vgl. Dahlquist/Svensson (1996), S. 167f. sowie Anderson et al. (1996), S. 25 und S. 28. Exponentielle Splines gehen auf Vasicek/Fong (1981) zurück und besitzen die wünschenswerte Eigenschaft, dass die Zinsstrukturkurve für lange Laufzeiten einen asymptotischen Charakter annimmt. Vgl. Vasicek/Fong (1981), S. 340-348. Zu weiteren Spline-Verfahren vgl. Steely (1991) und Waggoner (1997).

formeln.<sup>31</sup> Darüber hinaus implizieren Spline-basierte Modelle unter bestimmten Voraussetzungen unplausible Wellenverläufe der aus der Spot Rate Kurve abgeleiteten Forward Rate Kurve.<sup>32</sup> Ferner zeigt *Shea (1984)*, dass die Diskontfunktion für die höchsten im Datensatz enthaltenen Laufzeiten positive Steigungen annehmen kann, was in der Realität nicht beobachtbare negative Zinssätze für ausfallrisikobehaftete Anleihen impliziert.<sup>33</sup>

Aufgrund der genannten Einschränkungen Spline-basierter Ansätze sowie den Vorteilen parametrischer Verfahren werden letztere zur Simulation von Zinsstrukturkurven sowohl in akademischen Arbeiten zur Anleihebewertung und Credit Spread-Dekomposition<sup>34</sup> als auch im Rahmen der Geldpolitik von Zentralbanken westlicher Industrieländer bevorzugt.<sup>35</sup> So wird bei den parametrischen Ansätzen von *Nelson/Siegel (1987)*, nachfolgend Nelson/Siegel, sowie *Svensson (1994, 1995)*, nachfolgend Svensson, im Gegensatz zu Spline-basierten Modellen die Zinsstrukturkurve durch eine einzige über die gesamte Laufzeit definierte Funktion beschrieben. Eine glatte und gleichzeitig flexible Zinsstrukturkurve mit einer sehr hohen Anpassungsgüte an die zugrunde liegenden Anleihedaten kann mit vergleichsweise wenigen Parametern geschätzt werden, welche darüber hinaus direkt ökonomisch interpretierbar sind. Ferner erfüllen die parametrischen Ansätze von Nelson/Siegel sowie Svensson die a priori Annahme, dass die geschätzten Forward Rates für lange Laufzeiten zu einem konstanten Wert konvergieren.

In vorliegender Arbeit werden die ratingorientierten Spot Rates zur Bestimmung der theoretischen Bondpreise auf Basis des Svensson-Verfahrens geschätzt. Da dieses eine Erweiterung des Nelson/Siegel-Verfahrens darstellt, wird zunächst überblicksartig auf die Methodik des Nelson/Siegel-Ansatzes eingegangen, bevor daran anschließend die Bestimmung der ratingorientierten Spot Rate Kurven zur Berechnung der theoretischen Marktpreise der Bonds des Datensamples auf Basis des Svensson-Verfahrens erläutert wird.

Nelson/Siegel unterstellen einen exponentiellen Zusammenhang zwischen Zinssatz und Laufzeit und begründen die Wahl dieser funktionalen Form durch deren Fähigkeit, die beobachtbaren typischen Verläufe von Zinsstrukturkurven sehr gut wiedergeben zu können.<sup>36</sup> Nelson/Siegel beschreiben die Beziehung zwischen der zum heutigen Zeitpunkt  $t$  gültigen Instantaneous Forward Rate  $f_{t,m}$  für den zukünftigen Zeitpunkt  $m$  durch die folgende funktionale Form:<sup>37, 38</sup>

---

<sup>31</sup> Vgl. Csajbók (1998), S. 17.

<sup>32</sup> Vgl. Schulte-Mattler/Tysiak (1998), S. 776.

<sup>33</sup> Vgl. auch Nelson/Siegel (1987), S. 474.

<sup>34</sup> Vgl. u.a. Elton et al. (2001), Elton et al. (2004), Van Landschoot (2004) und Papageorgiou/Skinner (2006).

<sup>35</sup> Acht der dreizehn wichtigsten Zentralbanken nutzen als Grundlage ihrer Geldpolitik die parametrischen Verfahren von Nelson/Siegel (1987) bzw. Svensson (1994, 1995). Vgl. Bank for International Settlement (2005), S. XI und XII.

<sup>36</sup> Vgl. Nelson/Siegel (1987), S. 475. Nelson/Siegel gehen dabei von einer stetigen Verzinsung aus. Vgl. zu den nachfolgenden Ausführungen ferner Schich (1996) sowie Schich (1997).

<sup>37</sup> Instantaneous Forward Rates entsprechen Forward Rates mit einer gegen Null gehenden zukünftigen Investitionsperiode. Vgl. hierzu z.B. Schich (1997), S. 3f. Da  $t$  den gegenwärtigen Zeitpunkt darstellt, gilt folglich  $t=0$ .

<sup>38</sup> Vgl. Nelson/Siegel (1987), S. 475.

$$f_{t,m}(\beta_t^{NS}) = \beta_{t,0} + \beta_{t,1} \cdot \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) + \beta_{t,2} \cdot \left(\frac{m}{\tau_{t,1}}\right) \cdot \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) \quad (1)$$

$\beta_t^{NS}$  beschreibt dabei den Nelson/Siegel-Parametervektor der sich aus den zu schätzenden Parametern  $\beta_{t,0}, \beta_{t,1}, \beta_{t,2}$  und  $\tau_{t,1}$  zusammensetzt. Um die Funktion der Spot Rates  $z_{t,m}$  in Abhängigkeit von Laufzeit  $m$  und Parametervektor  $\beta_t^{NS}$  aus den Forward Rates ableiten zu können, wird implizit von der Gültigkeit der reinen Erwartungshypothese ausgegangen.<sup>39</sup> Demnach entspricht die Spot Rate  $z_{t,m}$  dem Durchschnitt der Instantaneous Forward Rates zwischen den Zeitpunkten  $t$  und  $m$ . So kann die stetige Spot Rate  $z_{t,m}$  für die Laufzeit  $m$  durch Integration der Gleichung (1) über das Intervall  $[t,m]$  und Division durch  $m$  gemäß Gleichung (2) ausgedrückt werden, welche die Basis für die Ableitung der stetigen Spot Rate darstellt:

$$z_{t,m} = \frac{1}{m} \cdot \int_{i=t}^m f_{t,i} di \quad (2)$$

Hierdurch erhält man die zum Zeitpunkt  $t$  gültige stetige Spot Rate  $z_{t,m}$  für die Laufzeit  $m$  in Abhängigkeit vom Parametervektor  $\beta_t^{NS}$ .<sup>40</sup>

$$z_{t,m}(\beta_t^{NS}) = \beta_{t,0} + \beta_{t,1} \cdot \frac{1 - \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right)}{\left(\frac{m}{\tau_{t,1}}\right)} + \beta_{t,2} \cdot \left( \frac{1 - \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right)}{\left(\frac{m}{\tau_{t,1}}\right)} - \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) \right) \quad (3)$$

Svensson erhöht die Flexibilität des Nelson/Siegel-Schätzverfahrens, indem durch die Erweiterung der in Gleichung (1) angegebenen Funktion durch einen dritten Term und zwei weitere Parameter ( $\beta_{t,3}$  und  $\tau_{t,2}$ ) ein zusätzlicher Wendepunkt der Kurve ermöglicht wird. Die Instantaneous Forward Rate  $f_{t,m}$  zum zukünftigen Zeitpunkt  $m$  ergibt sich damit gemäß Svensson nach Gleichung (4).<sup>41</sup>

$$f_{t,m}(\beta_t) = \beta_{t,0} + \beta_{t,1} \cdot \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) + \beta_{t,2} \cdot \left(\frac{m}{\tau_{t,1}}\right) \cdot \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) + \beta_{t,3} \cdot \left(\frac{m}{\tau_{t,2}}\right) \cdot \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,2}}\right) \quad (4)$$

$\beta_t$  beschreibt den Svensson-Parametervektor der sich aus den zu schätzenden Parametern  $\beta_{t,0}, \beta_{t,1}, \beta_{t,2}, \beta_{t,3}, \tau_{t,1}$  und  $\tau_{t,2}$  zusammensetzt. Die Instantaneous Forward Rate  $f_{t,m}$  kann dann analog zu Gleichung (2) in die Spot Rate  $z_{t,m}$  umgeformt werden. Es folgt:

<sup>39</sup> Gemäß der reinen Erwartungshypothese spiegeln die Forward Rates die erwarteten zukünftigen kurzfristigen Spot Rates wider. Der langfristige Zinssatz entspricht damit dem Durchschnitt der erwarteten zukünftigen kurzfristigen Zinssätze für diese Laufzeit. Die Erwartungstheorie geht ursprünglich auf Fisher (1930) zurück und ist konsistent mit Arbitragefreiheitsüberlegungen. Vgl. auch James/Webber (2000), S. 272 sowie Daniel et al. (2006), S. 327.

<sup>40</sup> Vgl. Nelson/Siegel (1987), S. 475 sowie Schich (1996), S. 12.

<sup>41</sup> Vgl. Svensson (1995), S. 18.



$$z_{t,m}(\beta_t) = \beta_{t,0} + \beta_{t,1} \cdot \frac{1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_{t,1}}\right)}{\left(\frac{m}{\tau_{t,1}}\right)} + \beta_{t,2} \cdot \left( \frac{1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_{t,1}}\right)}{\left(\frac{m}{\tau_{t,1}}\right)} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_{t,1}}\right) \right) + \beta_{t,3} \cdot \left( \frac{1 - \exp\left(-\frac{m}{\tau_{t,2}}\right)}{\left(\frac{m}{\tau_{t,2}}\right)} - \exp\left(-\frac{m}{\tau_{t,2}}\right) \right) \quad (5)$$

Simulationsstudien zeigen, dass die Spezifikation von Svensson in einigen Fällen günstigere Schätzergebnisse liefert als die Spezifikation von Nelson/Siegel und darüber hinaus eine mögliche Überparametrisierung der Spezifikation von Svensson keinen Einfluss auf die Schätzergebnisse besitzt.<sup>42</sup> Aufgrund dieser Vorteile wird in folgender Arbeit die Schätzung der ratingorientierten Zinsstrukturkurven auf Basis des Modells von Svensson vorgenommen.

Ein wichtiger Vorteil der Spezifikation von Nelson/Siegel bzw. Svensson gegenüber alternativen Ansätzen zur Schätzung der Zinsstrukturkurve liegt in der intuitiven Interpretationsmöglichkeit der einzelnen Parameter.<sup>43</sup> Für sehr lange Laufzeiten konvergiert die Zinsstrukturkurve sowohl für die Spot als auch die Forward Rates asymptotisch gegen den Parameter  $\beta_{t,0}$ , der somit als langfristiger Zinssatz interpretiert werden kann. Spline-basierte Modelle können hingegen zu unplausiblen Schätzungen des langfristigen Zinssatzes wie z.B. zu negativen oder unbegrenzt hohen Zinssätzen führen. Die Parameterkombination  $\beta_{t,0} + \beta_{t,1}$  stellt den kurzfristigen Zinssatz dar, da für eine gegen null strebende Laufzeit die Kurve sowohl für Spot als auch für Forward Rates gegen diesen Wert konvergiert. Da  $\beta_{t,0}$  das lange Ende der Zinsstrukturkurve repräsentiert, stellt  $-\beta_{t,1}$  die Differenz von lang- und kurzfristigem Zinssatz und damit die Steigung der Zinsstrukturkurve dar. Die Zinsstrukturkurve ist somit bei positivem  $\beta_{t,1}$  fallend und bei negativem  $\beta_{t,1}$  ansteigend.<sup>44</sup>

Zur Schätzung ratingorientierter Zinsstrukturkurven auf Basis des Svensson-Verfahrens muss der im Zeitablauf entsprechend der Veränderungen der zugrunde liegenden Bondpreise täglich variierende Parametervektor  $\beta_t$  für jeden Beobachtungszeitpunkt  $t$  (d.h. für jeden einzelnen Tag der beiden betrachteten Zeitperioden) und jede Ratingklasse individuell geschätzt werden.<sup>45</sup> Zu Beginn der Zinsstrukturkurvensimulation werden für  $\beta_t$  Startwerte festgelegt, die dann im Rahmen eines Optimierungsverfahrens verändert werden. Dabei wird als Anfangswert für den als langfristigen Zinssatz interpretierbaren Parameter  $\beta_{t,0}$  die durchschnittliche Effektivverzinsung der drei am längsten laufen-

<sup>42</sup> Vgl. z.B. Deutsche Bundesbank (1997a), S. 64 sowie Schich (1997).

<sup>43</sup> Vgl. Dahlquist/Svensson (1996), S. 169.

<sup>44</sup> Vergleiche hierzu sowie zum Einfluss der weiteren Parameter der Svensson-Funktion auf die Form der Zinsstrukturkurve Anhang I. Anzumerken ist, dass die intuitiv interpretierbaren Parameter des Nelson/Siegel- bzw. Svensson-Ansatzes mit den Erkenntnissen von Litterman/Scheinkman (1991) in Einklang stehen. Diese zeigen, dass die drei Faktoren Niveau, Steigung und Krümmung nahezu vollständig die Veränderung der Zinssätze in allen Laufzeitbereichen zu erklären vermögen. Vgl. Litterman/Scheinkman (1991), S. 58 sowie Seppälä/Viertio (1996), S. 17. In der Spezifikation von Nelson/Siegel bzw. Svensson entsprechen wie dargestellt die Parameter  $\beta_{t,0}$  und  $\beta_{t,1}$  den Faktoren Niveau und Steigung, die weiteren Parameter definieren die Krümmung der Zinsstrukturkurve.

<sup>45</sup> Zur Schätzung der Zinsstrukturkurven werden die „+“ und „-“ Subkategorien der entsprechenden Ratingoberkategorie zugeordnet.

den Anleihen herangezogen.<sup>46</sup> Für die Summe der Parameter  $\beta_{t,0}$  und  $\beta_{t,1}$ , welche wie dargestellt dem kurzfristigen Zinssatz entspricht, wird ein Startwert gewählt, welcher gleich der durchschnittlichen Effektivverzinsung der drei am kürzesten laufenden Anleihen im Datensatz ist. Die Startwerte für  $\beta_{t,2}$  und  $\beta_{t,3}$  werden gleich -1, die für  $\tau_{t,1}$  und  $\tau_{t,2}$  gleich 1 gesetzt. Die Nebenbedingungen  $\beta_{t,0} > 0$ ,  $\tau_{t,1} > 0$  und  $\tau_{t,2} > 0$  garantieren, dass die geschätzten nominalen Zinssätze stets positiv sind.<sup>47</sup>

Auf Basis dieser Startwerte und Nebenbedingungen werden die Spot Rates  $\hat{z}_{t,m}(\beta_t)$  zum Zeitpunkt  $t$  für die Restlaufzeit  $m$  in Abhängigkeit von  $\beta_t$  gemäß Gleichung (5) berechnet.<sup>48</sup> Aus den geschätzten Spot Rates  $\hat{z}_{t,m}(\beta_t)$  werden dann wiederum Diskontfaktoren  $\hat{\delta}_{t,m}(\beta_t)$  gemäß

$$\hat{\delta}_{t,m}(\beta_t) = \left(1 + \frac{\hat{z}_{t,m}(\beta_t)}{100}\right)^{-m} \quad (6)$$

abgeleitet. Zur Berechnung des Modellpreises  $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$  des Corporate Bonds  $j$  zum Zeitpunkt  $t$  werden die einzelnen Zahlungsströme von  $j$  mit den gemäß Gleichung (6) berechneten Diskontfaktoren  $\hat{\delta}_{t,m}(\beta_t)$  diskontiert. Dafür wird jede Kuponanleihe in ein Portfolio von Zero Bonds aufgespalten, wobei jede Kuponzahlung  $C_{j,m}$  bzw. die Nennwertzahlung  $N_{j,M_j}$  einem Zero Bond mit einer Laufzeit  $m$  bzw.  $M_j$  entspricht. Auf Basis der geschätzten laufzeitspezifischen Diskontfaktoren  $\hat{\delta}_{t,m}(\beta_t)$  werden dann die Barwerte der so gebildeten Nullkuponanleihen berechnet. Die Aggregation aller Barwerte ergibt den Modellpreis  $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$  der Kuponanleihe  $j$  gemäß

$$\hat{P}_{t,j}(\beta_t) = \sum_{m=1}^{M_j} \hat{\delta}_{t,m}(\beta_t) \cdot C_{j,m} + \hat{\delta}_{t,M_j}(\beta_t) \cdot N_{j,M_j} \quad (7)$$

Für jede Ratingkategorie und jeden einzelnen Tag der beiden betrachteten Zeitperioden werden nun mit Hilfe eines nicht-linearen Optimierungsverfahrens<sup>49</sup> die für den Parametervektor  $\beta_t$  vorgegebenen Startwerte und damit die Spot Rates  $\hat{z}_{t,m}(\beta_t)$  unter Einhaltung der Nebenbedingungen so lange variiert, bis die Summe der quadrierten Differenz zwischen den theoretischen und tatsächlichen Marktpreisen ( $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$  bzw.  $P_{t,j}$ ) aller Anleihen einer Ratingkategorie minimiert wird. Für die Ziel-

<sup>46</sup> Das nachfolgend dargestellte Vorgehen zur Schätzung ratingorientierter Zinsstrukturkurven orientiert sich dabei eng an dem in Schich (1997), S. 17-20 beschriebenen Vorgehen der Deutschen Bundesbank zur Schätzung der risikofreien Zinsstrukturkurve auf Basis von Bundeswertpapieren.

<sup>47</sup> Vgl. Svensson (1995), S. 17f. Schich (1997) zeigt, dass sich mit diesen Startwerten plausible Kurvenverläufe ergeben, die sich mit einer hohen Präzision an die zugrunde liegenden Bonddaten anpassen.

<sup>48</sup> Im weiteren Verlauf des Textes werden Schätzwerte durch das Symbol „ $\hat{\cdot}$ “ gekennzeichnet. Zum besseren intuitiven Verständnis wird bei den nachfolgenden Darstellungen von einer diskreten Verzinsung der Zahlungsströme sowie ganzzahligen Restlaufzeiten der Corporate Bonds ausgegangen.

<sup>49</sup> Da die Abweichung des theoretischen von dem beobachteten Marktpreis einer nicht-linearen Funktion des gesuchten Parametervektors  $\beta_t$  entspricht, wird ein nicht-lineares Optimierungsverfahren angewandt. Vgl. Schich (1997), S. 19.

funktion des Optimierungsverfahrens bei einer Grundgesamtheit von  $n_t$  Anleihen einer Ratingkategorie zum Zeitpunkt  $t$  gilt somit:<sup>50</sup>

$$\min_{\beta_t} \sum_{j=1}^{n_t} (\hat{P}_{t,j}(\beta_t) - P_{t,j})^2 \quad (8)$$

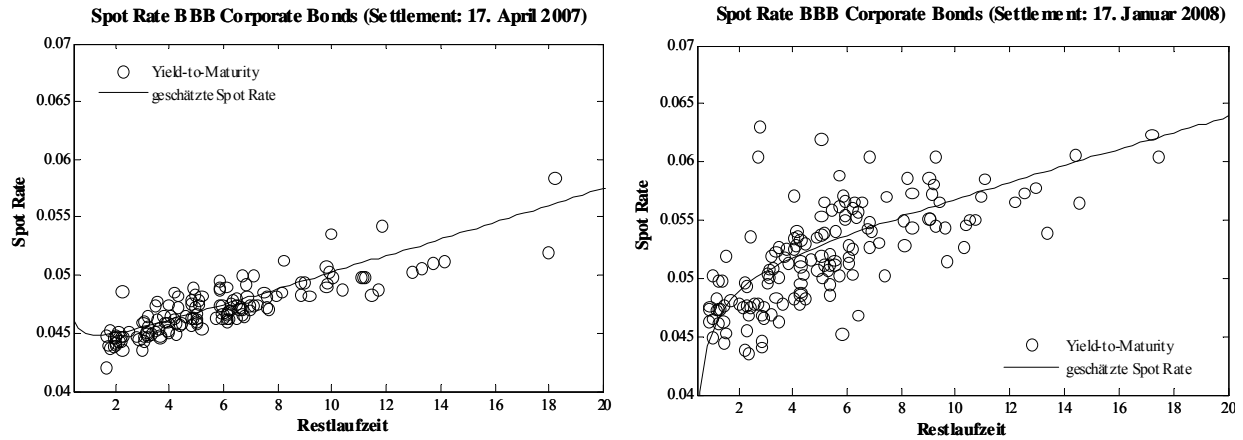
Mit dem durch das Optimierungsverfahren ermittelten Parametervektor  $\beta_t$  können nun gemäß der Svensson-Funktion in Gleichung (5) Spot Rates für jede beliebige Laufzeit  $m$  bestimmt und somit kontinuierliche ratingorientierte Zinsstrukturkurven für jeden Tag der beiden Beobachtungszeiträume konstruiert werden. Abbildung 1 zeigt exemplarisch jeweils für einen Tag jedes Beobachtungszeitraums die durch die dargestellte Methodik geschätzten Spot Rate Kurven für BBB geratete Corporate Bonds sowie die Effektivverzinsungen der einzelnen Bonds des jeweils zugrunde liegenden Datensatzes an den entsprechenden Tagen. Es wird deutlich, dass trotz gleicher Ratingkategorisierung die Schwankungsbreite der Effektivverzinsungen der Anleihen während des krisenhaften Kapitalmarktumfeldes im Januar 2008 deutlich größer ausfällt als vor Ausbruch der Subprime-Krise im April 2007.<sup>51</sup>

---

<sup>50</sup> Alternativ ist es auch möglich, die Summe der quadrierten Abweichungen der modelltheoretisch ermittelten Effektivverzinsungen  $\hat{r}_{t,j}(\beta_t)$  und der beobachtbaren Effektivverzinsungen  $r_{t,j}$  der einzelnen Anleihen als Zielfunktion gemäß  $\min_{\beta_t} \sum_{j=1}^{n_t} (r_{t,j} - \hat{r}_{t,j}(\beta_t))^2$  zu minimieren. Dabei muss als weiterer Schritt innerhalb des Optimierungsverfahrens auf Basis des ermittelten Modellpreises  $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$  die modelltheoretische Effektivverzinsung  $\hat{r}_{t,j}(\beta_t)$  jeder Anleihe  $j$  ermittelt und mit der durch den tatsächlichen Marktpreis implizierten Effektivverzinsung  $r_{t,j}$  verglichen werden. Die für den Parametervektor  $\beta_t$  vorgegebenen Startwerte und damit die für die Zinsstrukturkurve notwendigen Spot Rates  $\hat{z}_{t,m}(\beta_t)$  werden dann im Rahmen des Optimierungsverfahrens so lange variiert, bis die quadrierte Differenz zwischen der modelltheoretischen Effektivverzinsung  $\hat{r}_{t,j}(\beta_t)$  und der beobachtbaren Effektivverzinsung  $r_{t,j}$  minimiert wird. Da die Preise von Anleihen mit kurzen Restlaufzeiten eine geringe Sensitivität gegenüber Zinsänderungen, d.h. eine geringe Duration aufweisen, führt die Minimierung der Zinsabweichungen am kurzen Ende oftmals zu einer besseren Anpassung der geschätzten Zinsstrukturkurve an die zugrunde liegenden Daten. Dafür ist jedoch die Anpassung am langen Ende oftmals weniger präzise als bei der Verwendung der Summe der quadrierten Preisabweichungen der Anleihen als Zielfunktion. Vgl. Dahlquist/Svensson (1996), S. 171f. sowie Seppälä/Viertio (1996), S. 11. Die Entscheidung, ob Kurs- oder Zinsabweichungen minimiert werden, ist vom Zweck der Zinsstrukturkurvenschätzung abhängig, da die zwei Verfahren aufgrund der nicht linearen Beziehung von Preis und Zinssatz gegebenenfalls zu abweichenden Ergebnissen führen können. Vgl. Csajbók (1998), S. 20. Zentralbanken verwenden in ihrer Analyse in der Regel die Minimierung der Zinsabweichungen, da robuste Ergebnisse am kurzen und mittleren Ende der Zinsstrukturkurve von großer Bedeutung sind. Vgl. Dahlquist/Svensson (1996), S. 165. Im Rahmen der Finanzmarktanalyse ist jedoch oftmals eine Anpassung der Zinsstrukturkurve an mittlere und lange Laufzeiten essentiell, so dass in der Regel die Minimierung der Kursabweichungen präferiert wird. Vgl. z.B. Elton et al. (2004). Da in den nachfolgenden Ausführungen eine Analyse der Pricing Errors während unterschiedlicher Kapitalmarktbedingungen erfolgt, wird in vorliegender Arbeit die Simulation ratingorientierter Spot Rate Kurven auf Basis der Minimierung der Kursabweichungen vorgenommen. Die tatsächlichen Marktpreise werden dabei als Mittelwerte aus quotierten Bid- und Ask-Kursen definiert.

<sup>51</sup> Jeweils vergleichbare Relationen der Schwankungsbreiten der Yield-to-Maturities ergeben sich sowohl für die anderen Tage der beiden Beobachtungszeiträume als auch für die Ratingkategorien AAA, AA und A. Dabei ist festzuhalten, dass die Schwankungsbreite mit abnehmender Kreditqualität zunimmt. Vgl. dazu auch die nachfolgenden Ausführungen.

ABBILDUNG 1: SPOT RATE KURVEN UND YIELD-TO-MATURITIES FÜR BBB CORPORATE BONDS AM 17. APRIL 2007 SOWIE 17. JANUAR 2008



### 3.3 Berechnung der Pricing Errors

Die simulierten ratingorientierten Spot Rate Kurven bilden die Basis zur Berechnung der theoretischen Modellpreise. Sofern alleine die Ratingklassifizierung sowie Restlaufzeit einer Anleihe die tatsächlichen Marktpreise zu erklären vermögen, muss eine Identität bezüglich tatsächlicher und modelltheoretisch hergeleiteter Anleihepreise bestehen. Weichen die Modellpreise hingegen von den Marktpreisen ab, so resultiert ein Pricing Error. Die Existenz eines Pricing Errors zeigt, dass neben Ratingkategorisierung und Restlaufzeit weitere Determinanten den Marktpreis bzw. Credit Spread des Corporate Bonds beeinflussen. Desto größer dieser Pricing Error ausfällt, umso größer ist der Einfluss der Bond- sowie Emittentencharakteristika, welche sich nicht auf die Bonitätseinstufung sowie Restlaufzeit zurückführen lassen. Der Pricing Error  $PE_{t,j,\theta}$  der Anleihe  $j$  mit Rating  $\theta$  zum Bewertungszeitpunkt  $t$  wird nachfolgend als Modellpreis  $\hat{P}_{t,j,\theta}(\beta_{t,\theta})$  abzüglich tatsächlichem Marktpreis  $P_{t,j,\theta}$  definiert:

$$PE_{t,j,\theta} = \hat{P}_{t,j,\theta}(\beta_{t,\theta}) - P_{t,j,\theta} \quad (9)$$

$\beta_{t,\theta}$  beschreibt dabei den für die Anleihen mit Rating  $\theta$  geschätzten ratingspezifischen Svensson-Parametervektor zum Zeitpunkt  $t$ . Der tägliche durchschnittliche Pricing Error  $PE_{t,\theta}$  aller Anleihen mit Rating  $\theta$  zum Bewertungszeitpunkt  $t$  wird gemäß Gleichung (10) als Mittelwert der einzelnen bondspezifischen Pricing Errors  $PE_{t,j,\theta}$  berechnet.  $n_{t,\theta}$  bezeichnet dabei die Anzahl der zum Zeitpunkt  $t$  in die Ableitung der ratingspezifischen Zinsstrukturkurve einfließenden Anleihen mit Rating  $\theta$ .

$$PE_{t,\theta} = \frac{1}{n_{t,\theta}} \cdot \sum_{j=1}^{n_{t,\theta}} \left( \hat{P}_{t,j,\theta}(\beta_{t,\theta}) - P_{t,j,\theta} \right) \quad (10)$$

Der *durchschnittliche Pricing Error*  $\emptyset PE_{Periode,\theta}$  aller Anleihen mit Rating  $\theta$  in einer Untersuchungsperiode (*Periode=April* bzw. *Periode=Januar*) entspricht dem Durchschnitt der täglichen durchschnittlichen Pricing Errors  $PE_{t,\theta}$  aller Tage dieser Zeitperiode. Da die täglichen durchschnittlichen Pricing Errors  $PE_{t,\theta}$  sowohl positive als auch negative Werte annehmen können, werden für die Berechnung von  $\emptyset PE_{Periode,\theta}$  die Absolutwerte der täglichen durchschnittlichen Pricing Errors zugrunde gelegt:

$$\emptyset PE_{Periode,\theta} = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T \left| \frac{1}{n_{t,\theta}} \cdot \sum_{j=1}^{n_{t,\theta}} \left( \hat{P}_{t,j,\theta}(\beta_{t,\theta}) - P_{t,j,\theta} \right) \right| \quad (11)$$

$T$  bezeichnet die Anzahl der Handelstage pro Untersuchungsperiode. Für Untersuchungsperiode 1 (April 2007) gilt  $T=19$ , für Untersuchungsperiode 2 (Januar 2008) gilt  $T=22$ .

Während der tägliche durchschnittliche Pricing Error  $PE_{t,\theta}$  einen Indikator für die Anpassungsgüte der Kurve an die zugrunde liegenden tagesspezifischen Bonddaten darstellt, entspricht der *tägliche durchschnittliche absolute Pricing Error*  $|PE_{t,\theta}|$  gemäß

$$|PE_{t,\theta}| = \frac{1}{n_{t,\theta}} \cdot \sum_{j=1}^{n_{t,\theta}} \left| \hat{P}_{t,j,\theta}(\beta_t) - P_{t,j,\theta} \right| \quad (12)$$

einem Maß für die Streuung der Bepreisungsfehler der einzelnen Bonds innerhalb einer Ratingkategorie zum Zeitpunkt  $t$ . Desto geringer (höher) dieser ausfällt, umso höher (geringer) ist dementsprechend die Homogenität der Bonds innerhalb der betrachteten Bonitätsklasse, d.h. umso geringer (höher) ist der Einfluss der Bond- sowie Emittentencharakteristika, welche sich nicht durch die Bonitäts-einstufung sowie die Restlaufzeit abbilden lassen.

Auf Basis der täglichen durchschnittlichen absoluten Pricing Errors  $|PE_{t,\theta}|$  berechnet sich der *durchschnittliche absolute Pricing Error*  $\emptyset |PE_{Periode,\theta}|$  aller Anleihen mit Rating  $\theta$  in einer Untersuchungsperiode (*Periode=April* bzw. *Periode=Januar*) als Durchschnitt der täglichen durchschnittlichen absoluten Pricing Errors  $|PE_{t,\theta}|$  aller Tage dieser Zeitperiode:

$$\emptyset |PE_{Periode,\theta}| = \frac{1}{T} \cdot \sum_{t=1}^T |PE_{t,\theta}| \quad (13)$$

Tabelle 3 zeigt die durch die Gleichungen (11) und (13) berechneten durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors sowie deren durchschnittliche Standardabweichungen.<sup>52</sup> Für alle Ratingkategorien liegt der durchschnittliche Bepreisungsfehler nahe Null und beträgt in beiden betrachteten Zeitperio-

<sup>52</sup> Die in Tabelle 3 angegebenen ratingspezifischen Standardabweichungen der *durchschnittlichen Pricing Errors* und *durchschnittlichen absoluten Pricing Errors* entsprechen dem Mittelwert der Standardabweichungen der *täglichen Pricing Errors* und *täglichen absoluten Pricing Errors* über die einzelnen Tage der entsprechenden Untersuchungsperiode. Anhang II gibt die täglichen durchschnittlichen Pricing Errors, die täglichen durchschnittlichen absoluten Pricing Errors sowie die Standardabweichungen der täglichen Pricing Errors und täglichen absoluten Pricing Errors für jede Ratingkategorie wieder, welche auf Basis der für jeden Tag der beiden Untersuchungsperioden simulierten ratingorientierten Zinsstrukturkurven berechnet wurden.

den weniger als 2 Cent per 100 Euro Nennwert. Somit sind alle Faktoren, welche Investoren bei der Bewertung von Unternehmensanleihen berücksichtigen, auf aggregierter Ebene im Modell von Svensson enthalten. Das Modell vermag jedoch nicht die spezifischen Charakteristika einzelner Unternehmensanleihen explizit zu berücksichtigen, weshalb durch eine modelltheoretische Bewertung auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven bondspezifische Bepreisungsfehler induziert werden. Panel A und Panel B der Tabelle 3 zeigen anhand des durchschnittlichen absoluten Pricing Errors, dass die modelltheoretische Bewertung einzelner Bonds allein auf Basis der Ratingeinstufung und Restlaufzeit zu deutlichen Bepreisungsfehlern führt. Dies gilt für beide betrachtete Zeitperioden sowie alle Ratingkategorien. Die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors sowie deren Streuungen nehmen dabei jeweils für beide Betrachtungsperioden mit ansteigendem Ausfallrisiko deutlich zu. Demnach besteht in Ratingkategorien geringerer Bonität eine größere Heterogenität bezüglich des tatsächlichen Risikos der Unternehmensanleihen. So beträgt für BBB (AAA) Corporate Bonds der durchschnittliche absolute Pricing Error im April 2007 gemäß Panel A 0,55 Euro (0,18 Euro) und im Januar 2008 gemäß Panel B 1,01 Euro (0,65 Euro) per 100 Euro Nennwert. Die Standardabweichung der durchschnittlichen absoluten Pricing Errors für BBB (AAA) Corporate Bonds beträgt im April 2007 0,73 Euro (0,16 Euro) und im Januar 2008 0,96 Euro (0,50 Euro) per 100 Euro Nennwert. Dieses Ergebnis impliziert einerseits, dass neben der Ratingeinstufung und Restlaufzeit weitere Variablen existieren, welche einen essentiellen und mit sinkender Kreditqualität zunehmenden Einfluss auf die Marktwerte von Corporate Bonds besitzen. Andererseits ist im Kontext einer Analyse des marktphasenabhängigen Einflusses der Liquidität auf die Credit Spreads von Corporate Bonds die Beobachtung des in turbulenten Kapitalmarktphasen drastisch zunehmenden ratingspezifischen durchschnittlichen absoluten Pricing Errors besonders bemerkenswert. So liegt dieser im Januar 2008 für AAA Anleihen um über 260%, für BBB Anleihen um über 82% höher als im April 2007. Gleichmaßen nehmen auch die Standardabweichungen der durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors deutlich zu. Spezifische Anleihe- und Emittentencharakteristika, welche nicht durch Ratingeinstufung und Restlaufzeit abgebildet werden, gewinnen für Investoren in turbulenten Marktphasen bzw. Krisenzeiten folglich stark an Bedeutung.

Die Analyse des Kapitels 3 zeigt, dass eine Bewertung von Corporate Bonds auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven Bepreisungsfehler induziert. Analog dazu entsprechen die durch das Modell implizierten Credit Spreads der einzelnen Bonds nicht den durch die tatsächlichen Marktpreise implizierten Spreads. Ursächlich hierfür ist, dass im Rahmen einer modelltheoretischen Bewertung auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven spezifische preisbeeinflussende Bondcharakteristika unberücksichtigt bleiben.<sup>53</sup> Da diese in der Realität jedoch die Bondpreise bzw. Credit Spreads beeinflussen, führt eine diese Determinanten vernachlässigende Bewertung zu einer Fehlbeurteilung. Die während Krisenzeiten stark steigenden durchschnittlichen absoluten Pricing Errors implizieren, dass die

---

<sup>53</sup> Genauer formuliert inkludiert eine Bondbewertung auf Basis ratingorientierter Spot Rates nur die *durchschnittliche* Ausprägung aller preisbeeinflussenden Bond- und Emittentencharakteristika, nicht jedoch die *bondspezifischen* Ausprägungen dieser Charakteristika.

relative Bedeutung der über die Bonitätseinschätzung und Restlaufzeit hinausgehenden Preis- bzw. Spreddeterminanten für Investoren deutlich zunimmt.

TABELLE 3: PRICING ERRORS IN ABHÄNGIGKEIT DER RATINGKATEGORIE

Tabelle 3 zeigt die ratingspezifischen durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors sowie deren Standardabweichungen. Der Pricing Error jedes Bonds ergibt sich als Differenz seines theoretischen Modellpreises zum tatsächlichen Marktpreis. Der Modellpreis errechnet sich als Summe der mit den laufzeit- und ratingadäquaten Spot Rates diskontierten versprochenen bondspezifischen Zahlungsströmen. Die Spot Rate Kurven werden für jeden Tag der beiden Untersuchungsperioden separat für jede Ratingkategorie auf Basis des Svensson-Verfahrens geschätzt. Die angegebenen durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors entsprechen den gemäß Gleichungen (11) und (13) berechneten Mittelwerten der täglichen durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors für jede Untersuchungsperiode. Die angegebenen Standardabweichungen der durchschnittlichen Pricing Errors bzw. durchschnittlichen absoluten Pricing Errors entsprechen dem Mittelwert der Standardabweichungen der täglichen Pricing Errors bzw. täglichen absoluten Pricing Errors über die einzelnen Tage der entsprechenden Untersuchungsperiode. Panel A bezieht sich dabei auf die Beobachtungsperiode 1 (April 2007), Panel B auf die Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008). Pricing Errors und Standardabweichung werden in Euro per 100 Euro Nennwert angegeben.

<b>Panel A: positives Kapitalmarktumfeld (April 2007)</b>				
	<b>AAA</b>	<b>AA</b>	<b>A</b>	<b>BBB</b>
<b>Durchschnittlicher Pricing Error</b> $\bar{\phi}^{PE}_{April, \theta}$	<b>0,0018</b>	<b>0,0055</b>	<b>0,0046</b>	<b>0,0123</b>
Standardabweichung $\sigma^{PE}_{April, \theta}$	0,2463	0,4475	0,5368	0,9176
<b>Durchs. absoluter Pricing Error</b> $\bar{\phi}^{PE}_{April, \theta}$	<b>0,1794</b>	<b>0,2842</b>	<b>0,3733</b>	<b>0,5518</b>
Standardabweichung $\sigma^{PE}_{April, \theta}$	0,1644	0,3380	0,3840	0,7314

<b>Panel B: negatives Kapitalmarktumfeld (Januar 2008)</b>				
<b>Tranche</b>	<b>AAA</b>	<b>AA</b>	<b>A</b>	<b>BBB</b>
<b>Durchschnittlicher Pricing Error</b> $\bar{\phi}^{PE}_{Januar, \theta}$	<b>0,0116</b>	<b>0,0153</b>	<b>0,0167</b>	<b>0,0110</b>
Standardabweichung $\sigma^{PE}_{Januar, \theta}$	0,8247	1,0438	1,0725	1,3977
<b>Durchs. absoluter Pricing Error</b> $\bar{\phi}^{PE}_{Januar, \theta}$	<b>0,6469</b>	<b>0,7276</b>	<b>0,7508</b>	<b>1,0082</b>
Standardabweichung $\sigma^{PE}_{Januar, \theta}$	0,4952	0,7526	0,7639	0,9626

Die nachfolgenden Ausführungen des Kapitels 4 isolieren die Bedeutung eines vom aktuellen Marktumfeld abhängigen Liquiditätsrisikos für diese Beobachtung. Anhand einer empirischen Dekomposition des Credit Spreads wird gezeigt, dass der absolute und relative Einfluss der Bondliquidität im Zeitablauf variiert und während Krisenzeiten stark zunimmt. Dabei wird in Kapitel 4.1 die der empirischen Analyse zugrunde liegende Credit Spread-Definition erläutert und verschiedene risikofreie Referenzzinssätze als mögliche Grundlagen der Spreadberechnung diskutiert. Kapitel 4.2 zeigt zunächst (Kapitel 4.2.1), dass der wesentlich durch die Restlaufzeit sowie Ratingeinschätzung determinierte Expected Loss eines Corporate Bonds sowohl zu ruhigen als auch turbulenten Kapitalmarktzeiten lediglich einen geringen Teil des empirisch beobachtbaren Credit Spreads zu erklären vermag. Daran anschließend werden die weiteren theoretisch essentiellen Einflussfaktoren des Spreadniveaus erörtert. Anhand einer ökonometrischen Analyse zweier Paneldatensätze für die Beobachtungsperioden April 2007 (positives Kapitalmarktumfeld) und Januar 2008 (negatives Kapitalmarktumfeld) wird im nachfolgenden Kapitel 4.2.2 dokumentiert, dass sowohl die absolute als auch die relative Bedeutung der Bondliquidität in Zeiten eines krisenhaften Marktumfelds zunimmt. In diesem Zusammenhang wird gezeigt, dass die in der Literatur weit verbreiteten Liquiditätsmaße *Emissionsvolumen* und *Alter des Bonds* in Abhängigkeit vom aktuellen Marktumfeld ausgesprochen problematische Liquiditätskonzepte darstellen. Kapitel 4.2.3 diskutiert die Robustheit dieser Ergebnisse.

## 4 Der marktphasenabhängige Einfluss der Liquidität

### 4.1 Credit Spread und risikofreier Referenzzinssatz

Die nachfolgende Analyse basiert auf einer Dekomposition bondspezifischer Z-Spreads (Zero-Volatility-Spreads).<sup>54</sup> Der Z-Spread einer Anleihe  $j$  mit Restlaufzeit  $M_j$  zum Zeitpunkt  $t$  stellt den konstanten Risikoaufschlag  $\eta_{t,j}$  dar, der auf die als risikofrei definierten laufzeitspezifischen Spot Rates  $z_{t,m}^{rf}$  addiert werden muss, damit der Barwert von  $j$ , welcher aus der Diskontierung der vertraglich vereinbarten Cashflows  $CF_{t,j}$  (Kupon- sowie Nennwertzahlungen) mit den so adjustierten Zinssätzen resultiert, dem beobachteten Marktpreis  $P_{t,j}$  zum Zeitpunkt  $t$  entspricht. Der Z-Spread lässt sich durch numerische Verfahren auf Basis der Gleichung (14) bestimmen.<sup>55</sup>

$$P_{t,j} = \sum_{m=1}^{M_j} \frac{CF_{t,j}}{(1 + z_{t,m}^{rf} + \eta_{t,j})^m} \quad (14)$$

Die Herleitung sowie theoretische Gültigkeit des Z-Spread beruht im Gegensatz zum Yield Spread, welcher auf Basis von laufzeit- oder durationskongruenten Yield-to-Maturities berechnet wird, nicht auf unplausiblen Annahmen.<sup>56</sup> Ferner weisen Z-Spreads keine Verzerrung durch den Coupon Bias auf.<sup>57</sup> Der Z-Spread stellt somit anders als der Yield Spread ein unter theoretischen Gesichtspunkten korrektes Maß für die Höhe der Risikoprämie eines Corporate Bonds dar.<sup>58</sup>

Wie Gleichung (14) verdeutlicht, ist für die Ableitung von  $\eta_{t,j}$  die Definition einer geeigneten Benchmark für die risikofreie Zinsstrukturkurve essentiell. Grundsätzlich können für die Berechnung der Z-Spreads Euro denominierter Corporate Bonds sowohl Anleihen ausfallrisikofreier AAA Staaten der Europäischen Währungsunion (EWU) als auch Euro-Geldmarktsätze bzw. Euro-Swap Rates als risikofreie Benchmarkinstrumente in Betracht gezogen werden.<sup>59</sup> Nachfolgend wird die Eignung die-

---

<sup>54</sup> Zu einer Erläuterung der Herkunft der Bezeichnung *Z-Spread* vgl. Felsenheimer et al. (2006), S. 179-180.

<sup>55</sup> In der vereinfachten Darstellung der Gleichung (14) wird von einer diskreten Verzinsung ausgegangen und angenommen, dass die jeweiligen Kupon- sowie Restwertzahlungen in genau einem bzw. mehreren Jahren fällig sind. Zur Berechnung des Z-Spreads bei kontinuierlicher Verzinsung vgl. z.B. Felsenheimer et al. (2006), S. 178.

<sup>56</sup> Trotz der bedeutenden theoretischen Einschränkungen des Yield-to-Maturity-Konzepts und damit auch der auf dieser Basis berechneten Yield Spreads, werden diese infolge ihrer einfachen Berechenbarkeit in zahlreichen Studien zur Dekomposition von Credit Spreads verwendet. Vgl. u.a. Longstaff/Schwartz (1995), Duffee (1998), Delianedis/Geske (2001), Collin-Dufresne et al. (2001), Ericsson/Renault (2006) und Rottmann/Seitz (2008). Zu den zahlreichen theoretischen Einschränkungen der Spreadmessung auf Basis von Yield-to-Maturities vgl. z.B. Felsenheimer et al. (2006), S. 173-177.

<sup>57</sup> Da der Coupon Bias zu einer systematischen Verzerrung der auf Basis von Yield-to-Maturities berechneten Spreads führt, ist auch unter diesem Gesichtspunkt die Verwendung des Yield Spread im Kontext einer empirischen Dekomposition des Credit Spread ausgesprochen problematisch. Vgl. z.B. Papageorgiou/Skinner (2006), S. 422-425.

<sup>58</sup> Vgl. z.B. Elton et al. (2001), Perraudin/Taylor (2003), Elton et al. (2004) und Papageorgiou/Skinner (2006).

<sup>59</sup> Darüber hinaus sind unter theoretischen Gesichtspunkten weitere Finanzinstrumente, insbesondere Anleihen staatsnaher bzw. staatlicher Emittenten, Pfandbriefe, Covered Bonds, Repurchase Agreements sowie Strips (Separate Trading of Registered Interest and Principal of Securities) als (nahezu) ausfallrisikofrei einzuschätzen. Die geringere Liquidität der Anleihen staatsnaher bzw. staatlicher Emittenten (z.B. Kreditanstalt für Wiederaufbau (KfW) in Deutschland) schränkt jedoch im Vergleich zu (deutschen) Staatsanleihen deren Eignung als risi-



ser Instrumente als Referenzwerte zur Ableitung einer risikolosen Zinsstrukturkurve tiefgehend diskutiert. Deutsche Staatsanleihen weisen die höchste Liquidität aller Euro denominierten Staatsanleihen auf und verfügen ferner über eine erstklassige Bonitätseinschätzung.<sup>60</sup> Aus diesem Grund beziehen sich die nachfolgenden Ausführungen zu Anleihen ausfallrisikofreier AAA Staaten der EWU stets auf diese Wertpapiergattung.<sup>61</sup>

In der wissenschaftlichen Literatur zur Dekomposition von Credit Spreads werden als risikofreie Referenz üblicherweise die Zinssätze von AAA Staatsanleihen herangezogen, welche die Finanzierungsbedingungen eines AAA Staates in lokaler Währung widerspiegeln.<sup>62</sup> Zusätzlich zu dem faktisch nicht vorhandenen Ausfallrisiko werden deutsche Staatsanleihen kontinuierlich mit verschiedenen Fälligkeiten und großen Nominalvolumina emittiert und weisen dementsprechend in allen Laufzeitbereichen eine ausgesprochen hohe Liquidität auf.<sup>63</sup> Die Schätzung der deutschen Staatsanleihen-Spot Rate Kurve durch die Deutsche Bundesbank basiert auf den Kursen aller umlaufenden Bundesanleihen, Bundesobligationen und Bundesschatzanweisungen ohne Optionalitäten und wird für jeden Handelstag auf Basis des Svensson-Verfahrens durchgeführt.<sup>64</sup> Die Marktpreise erstklassiger Staatsanleihen weisen jedoch eine Verzerrung durch einen für bestimmte Investorengruppen generierten Zusatznutzen auf (*Convenience Yield*). Dieser resultiert unter anderem aus der Lombardfähigkeit sowie regulatorischen Begünstigung erstklassiger Staatsanleihen und reduziert in der Folge die Renditeforderung der Investoren unter den tatsächlichen risikofreien Zinssatz.<sup>65</sup> So ist sowohl im Standard- als auch IRB-Ansatz von Basel II für AAA Staatsanleihen im Gegensatz zu Corporate Bonds gleicher Ra-

---

kofreie Referenz ein. Vgl. z.B. Longstaff (2004). Die in Europa sehr uneinheitlichen und ferner teilweise geringen Anforderungen an die Deckungsmassen von Covered Bonds implizieren, dass diese nicht uneingeschränkt als risikofreie Benchmarktitel geeignet sind. Vgl. Hagen (2007), S. 955 und Stünkel/Winkler (2007). Deutsche Pfandbriefe können infolge ihrer Konstruktion sowie der hohen Qualitätsanforderungen an die zugrunde liegende Deckungsmasse als nahezu - jedoch nicht vollständig - ausfallrisikofrei angesehen werden. Vgl. Sünderhauf (2006). Daneben ist deren Liquidität geringer als die deutscher Staatsanleihen. Die Renditen von Repos-Geschäften spiegeln zwar einen risikofreien Zinssatz wider, liegen in der Regel jedoch nur für kurzfristige Laufzeiten vor, weshalb diese zur Ableitung risikofreier Zinsstrukturkurven für alle Laufzeitbereiche ebenfalls ungeeignet sind. Vgl. Duffie (1999), S. 75, Longstaff (2000), Schulte/Violi (2001) sowie Lui et al. (2006), S. 2344. Seit 1997 ist das Stripping bestimmter deutscher Staatsanleihen möglich. Dabei werden Kapital- und Zinsansprüche von Staatsanleihen getrennt und der Kapital-Strip und die einzelnen Zins-Strips separat gehandelt, so dass eine Vielzahl von Nullkuponanleihen entsteht. Vgl. Deutsche Bundesbank (1997b), S. 17f. Aufgrund des Handels existieren Marktpreise für die Strips, so dass die Zinsstrukturkurve direkt aus den Marktdaten berechnet werden kann. Jedoch ist die Liquidität der Strips vor allem im kurz- bis mittelfristigen Laufzeitbereich sehr gering. Vgl. Sack (2000), S. 4 sowie Grinblatt/Longstaff (2000). Durch diese vergleichsweise geringe Liquidität wird die Aussagekraft der auf Basis der Strips abgeleiteten Spot Rates gemindert, weshalb Strips als risikofreie Benchmark im Folgenden ebenfalls nicht näher betrachtet werden.

<sup>60</sup> Vgl. Effenberger (2001), Fitch Ratings (2006) sowie Deutsche Bundesbank (2009).

<sup>61</sup> Die *Staatsanleihen-Spot Rate Kurve* bezeichnet nachfolgend die auf Basis deutscher Staatsanleihen geschätzte Zinsstrukturkurve. Entsprechend wird die *Swap-Spot Rate Kurve* auf Grundlage von Euro-Swapsätzen sowie damit zusammenhängenden Finanzinstrumenten (Euro-Geldmarktsätze und Euro-Geldmarktfutures) abgeleitet. Vgl. hierzu auch die nachfolgenden Ausführungen.

<sup>62</sup> Vgl. u.a. Jones et al. (1984), Crabbe/Turner (1995), Delianedis/Geske (2001), Collin-Dufresne et al. (2001), Houweling et al. (2002), Driessen (2005), Huang/Huang (2003), Perraudin/Taylor (2003), Elton et al. (2004), Longstaff et al. (2005), Tsuji (2005) und Ericsson/Renault (2006).

<sup>63</sup> Vgl. Golup/Tilman (2000), S. 44 sowie Hull et al. (2004), S. 2796. Anzumerken ist, dass sich das Ausfallereignis bei Staaten mit eigener Währung nicht bei einer Zahlungsunfähigkeit, sondern einer Zahlungsunwilligkeit ergibt (Insolvenzunfähigkeit von Staaten). Vgl. dazu Isensee (2004), S. 232-255.

<sup>64</sup> Vgl. Schich (1997) sowie Deutsche Bundesbank (2005), S. 66.

<sup>65</sup> Vgl. Grinblatt (2001), Lekkos/Milas (2001) sowie Liu/Wu (2004).

tingklassifizierung ein Risikogewicht von Null vorgesehen.<sup>66</sup> Daneben müssen bei AAA Staatsanleihen die als Sicherheiten unterlegt werden, im Vergleich zu Corporate Bonds gleicher Risikoeinschätzung, aufsichtsrechtlich keine oder geringere Haircuts berücksichtigt werden.<sup>67</sup> Der mit AAA Staatsanleihen verbundene Zusatznutzen vergrößert deren relativen Wert für bestimmte Investorengruppen und senkt infolge der durch eine verstärkte Nachfrage ausgelösten Marktpreissteigerung deren Renditen.<sup>68</sup> Der auf Basis von AAA Staatsanleihen berechnete Z-Spread eines ausfallrisikobehafteten Corporate Bonds überschätzt somit tendenziell die tatsächliche Risikoprämie für das Halten dieses Bonds.

In der bankbetrieblichen Praxis wurde für die Bewertung von Wertpapieren und Derivaten in den vergangenen Jahren zunehmend die Staatsanleihen-Spot Rate Kurve durch die Swap-Spot Rate Kurve als risikofreie Benchmark substituiert.<sup>69</sup> Wesentliche Gründe hierfür waren der Rückgang der Emissionstätigkeit der USA sowie vieler Staaten der EU in Folge von Konsolidierungsbemühungen der Staatshaushalte, die Einführung der Gemeinschaftswährung Euro und der dadurch geschaffene gemeinsame Markt für Unternehmensanleihen und Interest Rate Swaps sowie die zunehmende Effizienz, Homogenität und Liquidität des Swapmarktes.<sup>70</sup> Für die Schätzung des kurzfristigen Laufzeitbereichs der Swap-Spot Rate Kurve werden Geldmarktzinssätze wie Euro-LIBOR oder EURIBOR sowie Geldmarktfutures wie z.B. Eurodollar-, EONIA- oder EURIBOR-Futures verwendet.<sup>71</sup> Der mittel- und

---

<sup>66</sup> Vgl. z.B. Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), Tz. 53.

<sup>67</sup> Vgl. z.B. Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), Tz. 136 i.V.m. Tz. 151, 170 und 171. Dies erhöht die Attraktivität der Verwendung von AAA Staatsanleihen in Finanzgeschäften. Vgl. z.B. European Central Bank (2008). Darüber hinaus sind deutsche Staatsanleihen auch bei Terminbörsen wie der Eurex als Sicherheiten mit einer geringeren Haircut-Notwendigkeit anrechenbar als Corporate Bonds gleicher Ratingkategorie. Vgl. z.B. Eurex (2009).

<sup>68</sup> Anzumerken ist, dass die Convenience Yield als eigenständiger Einflussfaktor für die Veränderung von Marktpreisen von Staatsanleihen interpretiert werden kann. So verwenden Reinhart/Sack (2002) in ihrer empirischen Analyse des Verhaltens bedeutender langfristiger US-Zinssätze fünf erklärende Variablen, von welchen eine den folgendermaßen beschriebenen *Idiosyncratic Treasury Factor* bezeichnet: „The idiosyncratic Treasury factor may reflect any benefits to holding Treasury securities that are not shared by other assets, such as their transparency for balance sheet reporting or their widespread use as collateral in derivatives and repo transactions. (...) An investor holding Treasury securities has exposure not just to the risk-free rate, but also to the idiosyncratic Treasury factor. (...) Treasury yields have become increasingly divorced from the risk-free interest rate due to a larger and more volatile idiosyncratic premium on those securities. (...) The idiosyncratic Treasury premium has become much larger since 2000, pushing the Treasury rate down relative to other market interest rates and increasing the wedge between the Treasury yield and the risk-free interest rate.“ Vgl. Reinhart/Sack (2002), S. 343 sowie in diesem Zusammenhang auch Kocic et al. (2000). Auch Duffee (1996) zeigt, dass eine idiosynkratische Komponente für Treasury bill rates existiert.

<sup>69</sup> Zumindest vor Ausbruch der Subprime-Krise war eine zunehmende Bedeutung der Swapkurve als risikofreie Benchmark bei Kapitalmarktteilnehmern zu beobachten. Vgl. z.B. Grinblatt (2001), S. 113, Wooldridge (2001), S. 55, Zhu (2004), S. 2, Houweling/Vorst (2005), S. 1201 sowie Blanco et al. (2005). Infolge der durch die Subprime-Krise ausgelösten starken Zunahme des Risikogehalts der Swap Rates (vgl. die nachfolgenden Ausführungen) sowie der vermehrten Emissionstätigkeit westlicher AAA Staaten ist jedoch zu erwarten, dass Staatsanleihen wieder zunehmend als risikofreie Referenz präferiert werden.

<sup>70</sup> Vgl. u.a. Golup/Tilman (2000), Grinblatt (2001), Wooldridge (2001), Remolona/Wooldridge (2003), Blommestein/Schich (2003), Zhu (2004), Houweling/Vorst (2005) sowie Blanco et al. (2005).

<sup>71</sup> Die Futurepreise beziehen sich dabei im Allgemeinen auf eine zukünftige Periode von ein bis drei Monaten. Im kurzfristigen Laufzeitbereich können die Futures direkt zur Bestimmung der Zinsstrukturkurve herangezogen werden, da für kurze Laufzeiten bis zu einem Jahr angenommen werden kann, dass sich die durch die Futurepreise implizierten Forward Rates von den tatsächlichen Forward Rates nicht (wesentlich) unterscheiden.

langfristige Bereich wird auf Grundlage von Geldmarktfutures sowie Swapsätzen abgeleitet.<sup>72</sup> Die Basiswerte von Geldmarktfutures und Swaps stellen dabei grundsätzlich unbesicherte Geldmarktgeschäfte am Interbankenmarkt dar.<sup>73</sup> Geldmarktsätze wie EURIBOR weisen eine Prämie für das Gegenparteiisiko auf, da sich die Kontrakte auf unbesicherte Interbankeneinlagen bei Kreditinstituten beziehen, die nicht vollkommen ausfallrisikofrei sind. Da Geldmarktsätze und Swap Rates in einer eindeutigen Arbitragebeziehung zueinander stehen, spiegelt sich das Ausfallrisiko der am Interbankenmarkt teilnehmenden Institute folglich direkt in den Swapsätzen wider.<sup>74</sup> Ferner enthalten Swaps ein eigenständiges Kontrahentenrisiko. Auch wenn sich dieses bei Zinsswaps lediglich auf die Differenzen der wechselseitigen Zinszahlungsverpflichtungen bezieht und ferner durch ein auch im OTC-Swapmarkt obligatorisches Marginsystem weiter minimiert wird, kann dieses in der Regel jedoch nicht vollständig eliminiert werden. So weisen *Liu et al. (2006)* sowie *Feldhütter/Lando (2008)* auf Basis einer empirischen Dekomposition des Swap Spreads die Existenz einer Ausfallrisikoprämie nach.<sup>75</sup> Weiterhin ist anzumerken, dass Zinsswaps, trotz der Versuche von Terminbörsen einen liquiden Börsenhandel zu institutionalisieren, nach wie vor nahezu vollständig außerbörslich gehandelt werden.<sup>76</sup> Dadurch kann besonders in unruhigen Kapitalmarktzeiten, in welchen die Unsicherheit über die Solidität der als Kontrahenten auftretenden Finanzinstitute stark zunimmt, das Gegenparteiisiko den Swapmarkt wesentlich beeinflussen. Die darüber hinaus geringe Zahl aktiver Swaphändler und die Nichtexistenz eines zentralen Clearings beim außerbörslichen Swaphandel impliziert eine geringe Widerstandsfähigkeit der Liquidität des Swapmarktes gegenüber Marktanspannungen.<sup>77</sup> Dieser Sachverhalt induziert

---

<sup>72</sup> Da Banken am Geldmarkt sowohl ihre überschüssigen Mittel investieren als auch Gelder zur Finanzierung kurzfristiger Verpflichtungen aufnehmen, stellen Geldmarktsätze ihre Opportunitätskosten im kurzfristigen Laufzeitbereich dar. Der kurze Bereich der Swap-Spot Rate Kurve entspricht folglich dem realen Verschuldungszinssatz der Kreditinstitute, die eine entsprechende Bonität wie der Durchschnitt der Institute aufweisen, die bei der Ermittlung der veröffentlichten Geldmarktzinssätze wie EONIA, EURIBOR oder LIBOR miteinbezogen werden. Für den mittel- und langfristigen Bereich der Swap-Spot Rate Kurve gilt dies nur dann, wenn das Roll-over-Zinsrisiko einer solchen Bank als Null angenommen werden kann, vgl. *Hull et al. (2004)*. Aufgrund des in der Realität existierenden Bonitätsänderungsrisikos und der Tatsache, dass das Risiko eines Downgrades im AA-Bereich - dies entspricht der durchschnittlichen Bonität der bei der Ermittlung der veröffentlichten Geldmarktzinssätze wie EONIA, EURIBOR oder LIBOR miteinbezogenen Institute - höher ist als die Chance eines Rating-Upgrades, ist die  $n$ -Jahres Swap Rate kleiner als der reale  $n$ -Jahres Verschuldungszinssatz. Der langfristige Verschuldungszinssatz eines AA-Kreditinstitutes liegt somit am langen Ende über der Swap-Spot Rate Kurve.

<sup>73</sup> Futures auf Geldmarktsätze haben i.d.R. eine maximale Laufzeit von zehn Jahren. Da bei Laufzeiten über einem Jahr der Unterschied zwischen den durch die Futurepreise implizierten Forward Rates und den tatsächlichen Forward Rates nicht vernachlässigbar ist, müssen die Futurepreise bei der Umrechnung in Forward Rates adjustiert werden. Ursache hierfür sind die die Futurepreise beeinflussenden laufenden Marginzahlungen, welche bei Forwardkontrakten nicht zwangsläufig bzw. in weniger standardisierter Form anfallen. Zu einer möglichen Umformung der Futurepreise in Forward Rates vgl. z.B. *Hull (2003)*, S. 111 sowie *Kobor et al. (2005)*.

<sup>74</sup> Anzumerken ist, dass dies auch für Geldmarktfutures gilt. Die Kontrakte sind zwar infolge der Existenz eines zentralen Clearings selbst ausfallrisikofrei. Da die Basiswerte dieser Instrumente jedoch ausfallrisikobehaftete Geldmarktsätze am unbesicherten Interbankenmarkt darstellen, spiegeln die durch die Futurepreise implizierten Forward Rates das durchschnittliche Ausfallrisiko der am Geldmarkt agierenden Banken wider.

<sup>75</sup> Vgl. hierzu auch *Sun et al. (1993)*, *Francis et al. (2003)*, S. 14 sowie *Remolona/Wooldridge (2003)*, S. 60. Die Prämie für die Übernahme des Kontrahentenrisikos nimmt in einem Interest Rate Swap jedoch im Allgemeinen nur geringe Werte von wenigen Basispunkten an. Vgl. dazu *Sun et al. (1993)*, *Duffie/Huang (1996)* und *Huige/Lando (1999)*.

<sup>76</sup> Vgl. z.B. *CME Group (2009)*.

<sup>77</sup> Vgl. *Remolona/Wooldridge (2003)*, S. 61f.

ein Vermögensrisiko, für dessen Übernahme rationale Kapitalmarktteilnehmer eine Kompensation einfordern, dessen Höhe durch das aktuelle Kapitalmarktumfeld determiniert wird. Ferner werden Zinsswaps gewöhnlich nur für Laufzeiten bis zu zehn Jahren liquide gehandelt, wohingegen AAA-Staatsanleihen großer westlicher Industrieländer mit deutlich längeren Laufzeiten eine ausreichende Handelsliquidität aufweisen. Aufgrund dieser Gegebenheiten sowie des mit Staatsanleihen verbundenen Zusatznutzens liegen die Swapsätze für alle Laufzeiten über den Renditen der liquidesten Staatsanleihen mit einem AAA-Rating.

Infolge des Zusatznutzens von Staatsanleihen sowie der mit Geldmarkt- und Swapgeschäften verbundenen Risiken, stellt der wahre risikolose Zinssatz eine nicht direkt beobachtbare Größe dar. Dieser kann jedoch indirekt auf Basis von theoretischen Bewertungsmodellen für Finanzinstrumente abgeleitet werden. Da in diese regelmäßig der risikofreie Zinssatz als Inputfaktor eingeht, kann bei Kenntnis des tatsächlichen Marktpreises eines Finanzinstruments sowie aller weiteren für das entsprechende Bewertungsmodell relevanten Variablen der risikofreie Zinssatz implizit bestimmt werden. So zeigen *Hull et al. (2004)* unter Nutzung der Cash-and-Carry-Arbitragebeziehung zwischen Bond- und CDS-Markt, dass sich die implizit vom Kapitalmarkt verwendete risikofreie Zinskurve zwischen der Staatsanleihen- und Swap-Zinskurve befindet, diese jedoch näher an der Swap- als Staatsanleihen-Zinskurve liegt. *Houweling/Vorst (2005)* kommen auf Basis eines Vergleichs empirischer CDS-Spreads mit den durch ein Reduced Form-Model theoretischen Spreads zu einem vergleichbaren Ergebnis. Anders als *Hull et al. (2004)* und *Houweling/Vorst (2005)* zeigen *Reinhart/Sack (2002)*, dass der tatsächliche risikofreie Zinssatz zwar zwischen Swap- und Staatsanleihen-Zinsstrukturkurve liegt, die Swap Rates jedoch deutlich stärker von den risikofreien Zinssätzen abweichen als die durch Staatsanleihen implizierten Zinssätze. Sie empfehlen deshalb, auf Staatsanleihen als risikofreie Referenz zurückzugreifen.

ABBILDUNG 2: 3- UND 10-JAHRES SWAP SPREAD

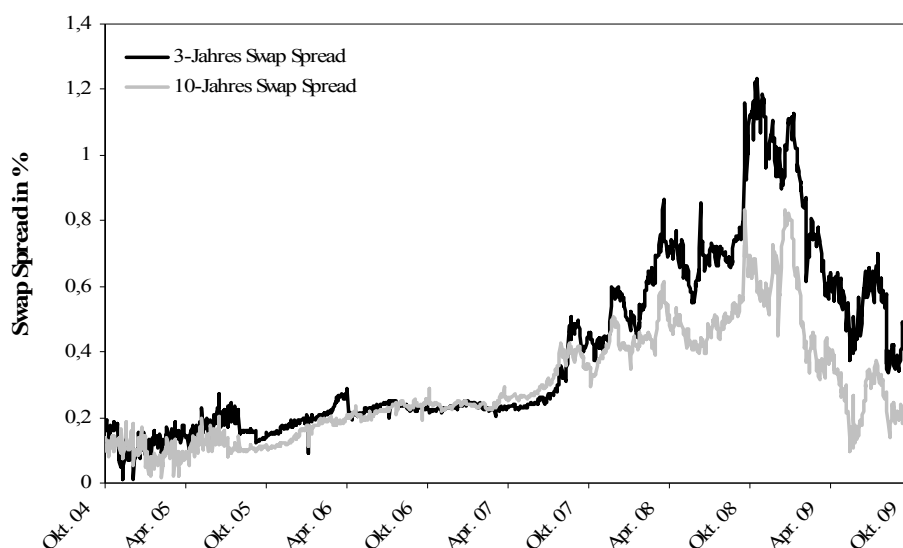


Abbildung 2 stellt die Entwicklung des 3- sowie 10-Jahres Euro-Swap Spreads zwischen Oktober 2004 und Oktober 2009 dar.<sup>78</sup> Allgemein bezeichnet der Swap Spread die Differenz der Swap Rate und der laufzeitäquivalenten Staatsanleihenrendite. Zurückzuführen ist dieser vorwiegend auf die Höhe der Convenience Yield sowie die mit Geldmarkt- und Swapgeschäften verbundenen Risiken.<sup>79</sup> Wie die Graphik zeigt, weisen die Swap Spreads bereits vor Ausbruch der Subprime-Krise eine nicht vernachlässigbare Volatilität auf, die sich ab Juli 2007 nochmals deutlich verstärkt. Der 3-Jahres (10-Jahres) Euro-Swap Spread schwankte zwischen Oktober 2004 und Juli 2007 zwischen 1 (2) und 30 (30) Basispunkten (BP) und stieg zum Höhepunkt der internationalen Finanzmarktkrise Mitte Oktober 2008 auf über 120 (80) BP an. Ferner besteht keine vollkommen positive Korrelation zwischen den täglichen Veränderungen der Swap Sätze und den laufzeitäquivalenten Renditeänderungen deutscher Staatsanleihen. Gemäß eigenen Analysen betrug die Korrelation zwischen der täglichen Veränderung der 3-Jahres bzw. 10-Jahres Euro Swap Rate und der Veränderung der täglichen laufzeitäquivalenten Rendite deutscher Staatsanleihen zwischen Oktober 2004 und Oktober 2009 0,75 bzw. 0,82. Da die Wahl der risikofreien Referenzinstrumente somit einen wesentlichen Einfluss auf die absolute Höhe sowie die Veränderungsrate der Z-Spreads und damit die Analyseergebnisse besitzen kann, kommt dieser bei empirischen Untersuchungen zur Dekomposition des Credit Spreads eine entscheidende Bedeutung zu. Dies gilt umso mehr dann, wenn sich die Analyse, wie in vorliegender Arbeit der Fall, auf Zeitperioden bezieht, welche durch eine divergente Entwicklung der Staatsanleihen- und Swaprenditen sowie eine starke Zunahme der Volatilität des Swap Spreads gekennzeichnet sind.

Die bisherigen Ausführungen zeigen, dass ein per se optimaler Referenzwert für die faktisch un beobachtbare risikolose Zinsstrukturkurve nicht existiert, da diese sowohl auf Basis von Staatsanleihen als auch Geldmarktsätzen bzw. Swaps lediglich verzerrt geschätzt werden kann. Bei der Wahl des Referenzwertes für die Credit Spread-Ermittlung sind folglich die Zielsetzung bzw. der Forschungsgegenstand der empirischen Analyse sowie der Zeitraum, aus welchem die erhobenen Daten stammen, zu berücksichtigen. In der vorliegenden Arbeit wird die risikolose Zinsstrukturkurve auf Basis deutscher Staatsanleihen geschätzt.<sup>80,81</sup> Dieses Vorgehen wird gewählt, da sich die empirische Dekomposi-

---

<sup>78</sup> Die Daten für die Berechnung des Swap Spreads stammen aus Thomson Financial Datastream. Als Referenzwert der Swap Spread-Berechnung wurde die laufzeitäquivalente Yield-to-Maturity deutscher Staatsanleihen herangezogen.

<sup>79</sup> Zum Swap Spread sowie ergänzend zu den weiteren Einflussfaktoren, welche die Höhe des Swap Spreads determinieren, vgl. Grinblatt (2001), Lekkos/Milas (2001), Kobor et al. (2005) und Feldhütter/Lando (2008).

<sup>80</sup> Die Beta- und Tau-Werte der Svensson-Funktion für deutsche Staatsanleihen werden von der Deutschen Bundesbank für jeden Handelstag geschätzt und veröffentlicht. Diese durch die Bundesbank ermittelten Parameter bilden die Basis der Berechnung der risikolosen Staatsanleihen-Spot Rate Kurve gemäß Gleichung (5). Auf Grundlage der so berechneten Zinsstrukturkurve erfolgt dann die Ableitung der bondspezifischen Z-Spreads gemäß Gleichung (14).

<sup>81</sup> Sofern das Liquiditätsrisiko für Unternehmens- und Staatsanleihen ein vergleichbares Ausmaß besäße, würde sich die Liquiditätsprämie beider Assetgruppen bei der Spreadberechnung egalieren. Die auf Basis der Staatsanleihen-Spot Rate Kurve berechneten Z-Spreads würden folglich keine Liquiditätsprämie enthalten. Die Märkte für Staatsanleihen sind jedoch um ein vielfaches größer und liquider als die Märkte für Corporate Bonds. Aus diesem Grunde wird ein Investor eine Kompensation für die niedrigere Liquidität der Unternehmensanleihen fordern, welche sich in den auf Basis der Staatsanleihen-Spot Rate Kurve berechneten Z-Spreads niederschlägt. Vgl. z.B. Crabbe/Turner (1995), Delianedis/Geske (2001), Collin-Dufresne et al. (2001), Van Landschoot

tion des Z-Spreads auf jeweils einen Zeitraum vor und während der durch die Subprime-Krise ausgelösten internationalen Finanzmarktkrise bezieht. Die Swap-Spot Rate Kurve scheint in diesem Fall als risikofreie Referenz im Gegensatz zur Staatsanleihen-Spot Rate Kurve wenig geeignet, da sich im Laufe der Finanzmarktkrise die in den Geldmarkt- und Swapsätzen enthaltenen Risikoprämien deutlich erhöhten. Daher würde ein Vergleich der auf Basis der Swap-Spot Rate Kurve abgeleiteten Z-Spreads vor und während der Krise de facto nicht auf dem gleichen Risikogehalt des Referenzwertes basieren.<sup>82</sup>

## 4.2 Dekomposition des Credit Spread

### 4.2.1 Komponenten des Credit Spread

Der durch das Ausfallrisiko implizierte erwartete Verlust alleine vermag das Ausmaß der empirisch beobachtbaren Credit Spreads nur ungenügend zu erklären. Vielmehr kann gezeigt werden, dass der durch den erwarteten Ausfallverlust implizierte Default Spread als Expected Loss-Komponente des Credit Spreads, nur einen geringen Teil des gesamten Credit Spreads eines Corporate Bonds begründen kann. Dieser Sachverhalt wird in der Literatur auch als *Credit Spread Puzzle* bezeichnet.<sup>83</sup> Tabelle 4 zeigt für beide Untersuchungsperioden die jeweils in Basispunkten angegebene durchschnittliche Höhe der Z-Spreads ( $\sigma Z\text{-Spread}$ ) aller Bonds des Datensamples getrennt nach Ratingkategorien für vier verschiedene Laufzeitbänder sowie die durch die Ratingeinschätzung implizierten durchschnittlichen laufzeitspezifischen erwarteten Verluste ( $\sigma EL$ ).

Panel A und Panel B der Tabelle 4 dokumentieren, dass jeweils für beide Beobachtungsperioden die Z-Spreads mit abnehmender Bonitätseinschätzung deutlich zunehmen. Während beispielsweise der durchschnittliche Z-Spread für AAA Anleihen mit einer Restlaufzeit zwischen 5 und 7 Jahren im April 2007 (Januar 2008) 26,33 BP (67,56 BP) beträgt, nimmt dieser für BBB Anleihen gleicher Restlauf-

---

(2004), Huang/Huang (2003), Perraudin/Taylor (2003), Elton et al. (2004), Longstaff et al. (2005), Tsuji (2005) sowie Ericsson/Renault (2006).

<sup>82</sup> Wie sich gemäß Abbildung 2 erkennen lässt, schwankt der Swap Spread bis Mitte 2007 um einen konstanten Wert und steigt dann unter anderem infolge eines gestiegenen Ausfallrisikos der am Interbankenmarkt teilnehmenden Kreditinstitute stark an. Weitere wichtige Ursachen der starken Zunahme des Swap Spreads sind ferner eine zunehmende Risikoaversion des Kapitalmarktes sowie die den Zusatznutzen von Staatsanleihen verstärkenden Flight to Liquidity- bzw. Flight to Quality-Effekte, welche in Krisenzeiten an Bedeutung gewinnen. Vgl. hierzu Bank for International Settlements (1999), Vayanos (2004), Longstaff (2004) sowie Gann (2009). Anzumerken ist, dass infolge eines Anstiegs des Zusatznutzens von Staatsanleihen die auf Basis dieser Finanzinstrumente berechneten Z-Spreads für die beiden Beobachtungszeiträume ebenfalls nicht auf dem gleichen Risikogehalt des Referenzwertes beruhen. Da während der Finanzmarktkrise besonders das Ausfallrisiko der den Swapmarkt prägenden Finanzinstitute anstieg, kann jedoch gefolgert werden, dass die Verzerrung des Z-Spreads bei einer Berechnung auf Basis der Staatsanleihen-Spot Rate Kurve deutlich geringer ausfällt, als bei einer Berechnung auf Basis der Swap-Spot Rate Kurve. Vgl. Remolona/Wooldridge (2003). Werden, wie in vorliegender Arbeit, die bondspezifischen Z-Spreads auf Basis der Staatsanleihen-Spot Rate Kurve berechnet, so enthalten diese eine Komponente, welche den Zusatznutzen von Staatsanleihen widerspiegelt. Daraus folgt unmittelbar, dass selbst ein hoch spezifiziertes Regressionsmodell zur empirischen Dekomposition von Z-Spreads niemals Werte für  $R^2$  nahe 1 erreichen kann, sofern dieser zeitvariante Zusatznutzen nicht explizit in die Modellspezifikation aufgenommen wird. Vgl. hierzu auch Fußnote 68.

<sup>83</sup> Vgl. z.B. Amato/Remolona (2005) und Tsuji (2005).

zeit einen Wert von 63,99 BP (177,00 BP) an. Für die einzelnen Ratingklassen und Laufzeitbänder kommt es während der internationalen Finanzkrise zu einer deutlichen Zunahme der laufzeitspezifischen durchschnittlichen Z-Spreads. So liegen im Januar 2008 die AA (BBB) Spreads mit einer Laufzeit von 1 bis 3 Jahren um mehr als 250% (270%), die AAA (A) Spreads von Bonds mit einer Restlaufzeit von 7 bis 10 Jahren um über 170% (120%) über dem Niveau vom April 2007. Ferner nehmen die absoluten Differenzen der Z-Spreads zwischen den einzelnen Ratingklassen deutlich zu. Während die Spreaddifferenz zwischen A und BBB Anleihen mit einer Restlaufzeit von 1 bis 3 Jahren (7 bis 10 Jahren) im April 2007 lediglich 4 BP (17 BP) betrug, stieg diese im Januar 2008 auf 42 BP (45 BP) an.

TABELLE 4: DURCHSCHNITTLICHE Z-SPREADS UND EXPECTED LOSSES

Tabelle 4 zeigt die jeweils in Basispunkten angegebene durchschnittliche Höhe der Z-Spreads ( $\sigma Z\text{-Spread}$ ) aller Bonds des Datensamples für die beiden Beobachtungsperioden getrennt nach Ratingkategorien für vier verschiedene Laufzeitbänder sowie die durch die Ratingeinschätzung implizierten durchschnittlichen laufzeitspezifischen erwarteten Verluste ( $\sigma EL$ ). Die erwarteten Verluste werden als Produkt aus jährlicher Ausfallwahrscheinlichkeit und Verlustquote bestimmt. Da Ratingagenturen für Bonds mit einer Restlaufzeit über einem Jahr nur kumulative empirische Ausfallraten angeben, werden auf Basis dieser mehrjährigen Ausfallraten unter der Annahme der Gültigkeit der Markov-Eigenschaft restlaufzeitspezifische jährliche Ausfallwahrscheinlichkeiten numerisch abgeleitet. Grundlage bilden dabei die durch Standard & Poor's angegebenen kumulativen Ausfallraten. Die Verlustquote wird auf Basis der durch Moody's angegebenen durchschnittlichen Recovery Rate für Senior Unsecured Bonds bestimmt. Da sowohl Recovery Rates als auch Ausfallraten im Zeitablauf schwanken und ferner eine starke Prozyklizität aufweisen, wurden diese im Rahmen der Berechnung des erwarteten Verlustes während des krisenhaften Kapitalmarktumfeldes im Januar 2008 entsprechend adjustiert. Dabei wird davon ausgegangen, dass die ratingspezifischen jährlichen Ausfallraten bzw. die Recovery Rate während eines krisenhaften Kapitalmarktumfeldes im Vergleich zum langjährigen Durchschnitt um jeweils zwei Standardabweichungen steigen bzw. fallen.

<b>Panel A: positives Kapitalmarktumfeld (April 2007)</b>									
<b>Restlaufzeit</b>									
<b>1-3 Jahre</b>									
<b>Rating</b>	<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	<b>3-5 Jahre</b>		<b>5-7 Jahre</b>		<b>7-10 Jahre</b>		
			<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	
AAA	19,92	0,55	36,66	2,35	26,33	3,14	23,10	3,11	
AA	16,77	2,12	26,86	3,22	32,10	4,06	29,12	4,45	
A	32,18	5,33	39,58	7,05	48,64	8,67	55,15	10,10	
BBB	36,98	17,66	53,73	24,22	63,99	27,77	72,17	28,61	

<b>Panel B: negatives Kapitalmarktumfeld (Januar 2008)</b>									
<b>Restlaufzeit</b>									
<b>1-3 Jahre</b>									
<b>Rating</b>	<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	<b>3-5 Jahre</b>		<b>5-7 Jahre</b>		<b>7-10 Jahre</b>		
			<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	<b><math>\sigma</math> Z-Spread</b>	<b><math>\sigma</math> EL</b>	
AAA	57,36	0,76	71,67	3,29	67,56	4,41	64,45	4,36	
AA	60,01	15,20	72,45	16,75	69,08	17,92	68,65	18,47	
A	97,71	24,30	107,76	26,71	131,51	28,97	125,99	30,98	
BBB	139,32	66,05	158,91	75,24	177,00	80,22	171,08	81,39	

Gleichermaßen zu den Ergebnissen des Kapitels 3.3 lässt dies auf eine zunehmende Differenzierung der Corporate Bonds entsprechend ihrer individuellen Risikocharakteristika durch den Kapitalmarkt während der Finanzmarktkrise schließen. In Zeiten eines negativen makroökonomischen Umfeldes unterscheiden Investoren somit deutlicher zwischen den verschiedenen Risikoklassen und führen eine exaktere Bewertung weiterer Anleihecharakteristika durch.<sup>84</sup> Umgekehrt implizieren die verglichen mit Januar 2008 geringfügigen Unterschiede der Risikoprämien für Investment Grade Bonds im April

<sup>84</sup> Vgl. hinsichtlich Collateralized Debt Obligations Gann (2009), S. 49-61.

2007 in Verbindung mit den Analyseergebnissen des Kapitels 3.3, dass Investoren in Zeiten eines stabilen makroökonomischen Umfeldes infolge einer geringen Risikoaversion und eines allgemein als gering eingeschätzten Ausfallrisikos der Unternehmen, geringfügige und vergleichsweise undifferenzierte Risikoprämien fordern. Die Zeitstruktur der Z-Spreads ist für alle Ratingkategorien im Januar 2008 sowie die Ratingkategorien AAA und AA im April 2007 hügelartig. Für die Kategorien A und BBB ist die Zeitstruktur der Z-Spreads im April 2007 hingegen monoton steigend.<sup>85</sup>

Die annualisierten erwarteten Verluste ( $\varnothing EL$ ) pro Ratingkategorie und Restlaufzeitband sind in Tabelle 4 neben den entsprechenden durchschnittlichen Werten der rating- und restlaufzeitspezifischen Z-Spreads dargestellt. Die annualisierten erwarteten Verluste werden als Produkt aus *jährlicher* Ausfallwahrscheinlichkeit und Verlustquote bestimmt. Da Ratingagenturen wie Standard & Poor's, Moody's oder Fitch für Bonds mit einer Restlaufzeit über einem Jahr nur kumulative empirische Ausfallraten angeben, wurden auf Basis dieser mehrjährigen Ausfallraten unter der Annahme der Gültigkeit der Markov-Eigenschaft restlaufzeitspezifische jährliche Ausfallwahrscheinlichkeiten numerisch abgeleitet.<sup>86</sup> Die Verlustquote wird auf Basis der durch Moody's angegebenen durchschnittlichen Recovery Rate für Senior Unsecured Bonds bestimmt.<sup>87</sup> Da sowohl Recovery Rates als auch Ausfallraten im Zeitablauf schwanken und ferner eine starke Prozyklizität aufweisen<sup>88</sup>, müssen diese Größen für einen sinnvollen Vergleich des annualisierten erwarteten Verlustes mit den durchschnittlichen Z-Spreads während des krisenhaften Kapitalmarktumfeldes im Januar 2008 adjustiert werden. Dabei wird davon ausgegangen, dass die ratingspezifischen jährlichen Ausfallraten bzw. Recovery Rates, genauer gesagt die *Erwartungen* der Marktteilnehmer bezüglich dieser Größen, während dieser Zeitperiode um jeweils zwei Standardabweichungen steigen bzw. fallen.<sup>89</sup> Verglichen mit den tatsächlichen Schwankungen dieser Größen in den vergangenen drei Jahrzehnten kann die so angenommene Veränderung als Extremsituation im Sinne eines Worst Case-Szenarios charakterisiert werden. Die auf dieser Basis für Januar 2008 abgeleiteten annualisierten erwarteten Verluste können somit als maximal erwartete Verluste während einer extremen Kapitalmarktsituation interpretiert werden.

<sup>85</sup> Zum fallenden bzw. hügelartigen Verlauf von Credit Spread Kurven vgl. z.B. Helwege/Turner (1999).

<sup>86</sup> Wird von der Gültigkeit der Markov-Eigenschaft ausgegangen, so sind die *jährlichen* Ausfallwahrscheinlichkeiten eines Bonds mit einer *mehrjährigen* Restlaufzeit für jedes einzelne Jahr der Restlaufzeit identisch. Die jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit  $\rho_{\theta,m,Markov}$  eines Bonds mit Restlaufzeit  $m$  und Rating  $\theta$  kann dann bei Kenntnis seiner durch die Ratingeinschätzung implizierten  $m$ -jährigen kumulativen Ausfallrate  $\rho_{\theta,m}^{Rating}$  numerisch durch die Formel  $\rho_{\theta,m}^{Rating} = \rho_{\theta,m,Markov} \cdot \sum_{t=1}^m (1 - \rho_{\theta,m,Markov})^{m-t}$  bestimmt werden. Für die mehrjährigen kumulativen Ausfallraten  $\rho_{\theta,m}^{Rating}$  wurden zur Berechnung des in Tabelle 4 angegebenen Expected Losses die durch Standard & Poor's (2009), S. 34-35 angegebenen kumulativen durchschnittlichen Ausfallraten herangezogen.

<sup>87</sup> Diese beträgt für die Jahre 1982 bis 2008 durchschnittlich 45,49%, vgl. Moody's Investors Services (2009), S. 24.

<sup>88</sup> Vgl. Moody's Investors Services (2003), S. 3, Moody's Investors Services (2009), S. 24 sowie Standard & Poor's (2009), 2-4.

<sup>89</sup> Die Standardabweichungen der ratingspezifischen jährlichen Ausfallraten bzw. die Standardabweichung der Recovery Rate wurden dabei auf Basis der Zeitreihen der ratingspezifischen kumulativen Ausfallraten bzw. der Recovery Rates zwischen 1981 und 2008 bzw. 1982 und 2009 entsprechend Standard & Poor's (2009), S. 2-5 sowie 33-34 bzw. Moody's (2009), S. 24 bestimmt.



Die erwarteten Verluste für April 2007 werden auf Grundlage der von Standard & Poor's (2008) bzw. Moody's (2009) angegebenen langjährigen Durchschnittswerte der Ausfallraten bzw. Recovery Rates ermittelt.<sup>90</sup> Aus den so für beide Beobachtungsperioden berechneten restlaufzeitspezifischen annualisierten erwarteten Verlusten werden dann für die einzelnen Restlaufzeitbänder die jeweiligen Durchschnittswerte  $\overline{EL}$  gebildet. Da der Z-Spread eines Bonds eine über die Restlaufzeit konstante jährliche Risikoprämie für die Übernahme der die mit dem Bondengagement verbundenen Risiken darstellt, kann der durchschnittliche rating- und restlaufzeitspezifische Z-Spread direkt mit den entsprechenden annualisierten durchschnittlichen erwarteten Verlusten verglichen werden.

Es zeigt sich, dass trotz einer ausgesprochen konservativen Schätzung des erwarteten Verlustes, dieser in beiden Beobachtungsperioden nur einen geringen Teil des gesamten Credit Spreads zu erklären vermag. Dies gilt für alle Ratingkategorien und Laufzeitbänder. Für BBB Bonds mit einer Restlaufzeit zwischen 5 und 7 Jahren beträgt beispielsweise im April 2007 (Januar 2008) der erwartete Verlust 28 BP (80 BP) während sich der Z-Spread auf 64 BP (177 BP) beläuft. Der erwartete Verlust erklärt somit lediglich durchschnittlich 43 % (45%) des gesamten Z-Spreads dieser Bonds. Desto besser die Bonitätseinschätzung der Unternehmensanleihen ausfällt, umso geringer wird der durch den Expected Loss erklärte Anteil am Spread.<sup>91</sup> So beträgt der Z-Spread für AAA Bonds mit einer Restlaufzeit zwischen 1 und 3 Jahren 20 Basispunkte in Beobachtungsperiode 1 (April 2007) bzw. 57 Basispunkte in Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008), der erwartete Verlust jedoch lediglich 0,55 BP bzw. 0,76 BP, was einem Anteil von nur 2,76% bzw. 1,32% am gesamten Spread entspricht.

Die verbleibende Differenz zwischen Credit und Default Spread ist auf bewertungsrelevante Faktoren zurückzuführen, welche nicht durch das Ausfallrisiko, d.h. die Ausfallwahrscheinlichkeit sowie Recovery Rate, oder die Restlaufzeit abgebildet werden können. Neben der bedeutenden Rolle dieser Faktoren sowie des im Mittelpunkt dieser Studie stehenden Liquiditätsrisikos, identifizieren theoretische und empirische Arbeiten makroökonomische Variablen, systematische und unsystematische Risiken, Kuponhöhe sowie Steuern als weitere Determinanten, welche einen signifikanten Einfluss auf das Bondpricing besitzen können. Nachfolgend wird der Einfluss dieser Faktoren auf die Höhe des Z-Spreads diskutiert. In diesem Zusammenhang erfolgen eine Definition der erklärenden Variablen, welche der empirischen Dekomposition des Z-Spreads in Kapitel 4.2.2 zugrunde liegen, sowie die Ableitung der vermuteten Wirkungsbeziehungen zwischen Z-Spread und Regressoren.

### ***Ausfallrisiko und Restlaufzeit***

In der Spreaddekomposition des nachfolgenden Kapitels des Kapitels 4.2.2 wird das die Ausfallwahrscheinlichkeit sowie Recovery Rate umfassende erwartete Ausfallrisiko durch das aktuelle Rating von

---

<sup>90</sup> Es kann angenommen werden, dass die langjährigen Durchschnittswerte der Ausfallraten bzw. Recovery Rates die tatsächlichen im April 2007 durch den Markt erwarteten Werte dieser Variablen deutlich über- bzw. unterschätzen. So war das Frühjahr 2007 durch eine ausgesprochen geringe Risikoaversion der Marktteilnehmer, ein positives makroökonomisches Umfeld und dementsprechend positive Zukunftsaussichten geprägt. Insofern stellen die berechneten Expected Loss-Werte auch für diese Untersuchungsperiode eine sehr konservative Schätzung dar.

<sup>91</sup> Vgl. hierzu auch Amato/Remolona (2005), welche vergleichbare Ergebnisse dokumentieren.

Standard & Poor's approximiert.<sup>92</sup> Sofern ein Rating dieser Agentur für einen spezifischen Bond nicht existiert, wird auf das jeweils aktuellere Rating von Fitch bzw. Moody's zurückgegriffen. Da ein Anstieg der Ratingnote keinen linearen Anstieg der damit verbundenen Ausfallwahrscheinlichkeit induziert, weist eine Veränderung der Ratingklassifizierung auch keinen konstanten Effekt auf die Expected Loss-Komponente des Z-Spreads auf (vgl. Tabelle 4). Ratingklassen besitzen somit lediglich eine ordinale Bedeutung. Um diese in der empirischen Analyse korrekt abzubilden, werden die Ratingklassen durch Rating-Dummyvariablen kodiert. Bonds mit Ratingeinschätzung BBB bilden dabei die Benchmarkgruppe. Um die Subkategorien bzw. Ratingzusätze „+“ und „-“ zu berücksichtigen, wird eine (effektkodierte) Dummyvariable (*Zusatz*) gebildet, welche den Wert 1 annimmt, sofern der Bond mit einem Zusatz „+“ geratet wurde, den Wert 0, sofern der Bond über keinen Zusatz verfügt, und den Wert -1, sofern der Bond einen Zusatz „-“ aufweist. Panel B der Tabellen 5 und 6 zeigt die absolute und relative Verteilung dieser Dummyvariablen getrennt nach einzelnen Ratingklassen für April 2007 und Januar 2008.<sup>93</sup>

Die Restlaufzeit der Anleihen (*RLZ*) wird in der Analyse in Jahren gemessen.<sup>94</sup> Zur Kontrolle nicht-linearer Zusammenhänge zwischen Z-Spread und Restlaufzeit geht letztere in die Regressionsgleichung darüber hinaus in quadrierter Form ein (*RLZ2*). Die Tabellen 5 und 6 dokumentieren jeweils in Panel A die deskriptiven Statistiken beider Variablen für April 2007 und Januar 2008.

Gemäß den oben dargestellten Ausführungen ist eine positive Beziehung zwischen der Höhe des Ausfallrisikos bzw. der Restlaufzeit und der Höhe des Z-Spreads zu erwarten. Um für unterschiedliche Sensitivitäten der Z-Spreads verschiedener Ratingkategorien bezüglich der Restlaufzeit zu kontrollieren, erfolgt darüber hinaus eine Integration von restlaufzeit- und ratingbezogenen Interaktionsvariablen (*RLZDumAAA*, *RLZDumAA* und *RLZDumA*).

---

<sup>92</sup> Dieses Vorgehen ist in empirischen Arbeiten zur Dekomposition von Credit Spreads üblich. Vgl. z.B. Houweling et al. (2005), Perraudin/Taylor (2003), Elton et al. (2004), Ericsson/Renault (2006), Rottmann/Seitz (2008) u.v.a.m. Ferner werden Bilanzkennzahlen wie der Verschuldungsgrad oftmals ebenfalls durch das Rating abgebildet. Vgl. dazu Campbell/Takler (2003) sowie Rottmann/Seitz (2008).

<sup>93</sup> Die Verteilungseigenschaften der Rating-Dummyvariablen (*DumAAA*, *DumAA* sowie *DumA*) lassen sich unmittelbar aus Tabelle 1 ableiten und werden nachfolgend nicht erneut in den Tabellen 5 und 6 wiedergegeben.

<sup>94</sup> Die bisherigen Ausführungen verdeutlichen, dass die Restlaufzeit eine wichtige Determinante des Credit Spreads darstellt. Vgl. dazu Tabelle 4 sowie Abbildung 1. Zur Bedeutung der Restlaufzeit eines Bonds für die Höhe der Credit Spreads vgl. allgemein Hicks (1946) sowie Merton (1974). Merton (1974) zeigt, dass der Credit Spread von Corporate Bonds mit zunehmender Restlaufzeit in Abhängigkeit vom Risiko des betrachteten Unternehmens zunehmen oder abnehmen kann. Infolge des vergleichsweise geringen Risikos von Investment Grade Bonds gilt gemäß Merton (1974) für diese, dass die Credit Spreads generell in einer positiven Beziehung zur Restlaufzeit stehen. Anzumerken ist ferner, dass die Restlaufzeit eines Bonds ein Maß für die zukünftig erwartete (systematische) Volatilität des Bondpreises darstellt. Vgl. dazu z.B. Charkravarty/Sarkar (1999).

TABELLE 5: DESKRIPTIVE STATISTIKEN DER ERKLÄRENDE VARIABLEN APRIL 2007

Tabelle 5 gibt die deskriptiven Statistiken der quantitativen Variablen (Panel A) bzw. Verteilungseigenschaften der binär- und effektkodierten Dummyvariablen (Panel B) für April 2007 an. N entspricht der Anzahl der Beobachtungen. Die Verteilungseigenschaften der Rating-Dummyvariablen DumAAA, DumAA sowie DumA lassen sich unmittelbar aus Tabelle 1 ableiten. BA misst den relativen Bid/Ask-Spread eines Bonds in Prozent und errechnet sich als Quotient aus Bid/Ask-Spread und Mittelwert des Clean Bid- bzw. Clean Ask-Preises. Issue bezeichnet das Gesamtemissionsvolumen eines Bonds in Milliarden Euro. RLZ misst die Restlaufzeit eines Bonds in Jahren. Zur Kontrolle nicht-linearer Zusammenhänge zwischen Z-Spread und Restlaufzeit geht letztere in die Regressionsgleichung als Variable RLZ2 in quadrierter Form ein. Kupon bezeichnet die Kuponhöhe in Prozent. StockVola entspricht der Volatilität der täglichen Aktienrendite in Prozent, MarketCap der Marktkapitalisierung in Milliarden Euro und BM dem Buchwert-zu-Marktwertverhältnis des Eigenkapitals. Der als OTR definierte effektkodierte Dummy für das Bondalter teilt die Anleihen anhand der Schwellwerte  $S_1=0,75$  Jahre und  $S_2=3$  Jahre in drei Alterskategorien ein. Die Dummyvariable PubEqu kodiert Unternehmen entsprechend der Börsennotierung des Eigenkapitals. Die effektkodierte Dummyvariable Zusatz indiziert, ob der Bond einen + oder - Ratingzusatz besitzt.

Panel A: Deskriptive Statistiken der quantitativen Variablen April 2007								
		N	Mittelwert	Median	SD	Min	Max	
<b>BA</b>	AAA	491	0,18	0,16	0,11	0,04	0,51	
	AA	942	0,21	0,16	0,15	0,03	1,76	
	A	3278	0,21	0,17	0,16	0,02	1,28	
	BBB	2529	0,24	0,20	0,19	0,04	2,88	
<b>Issue</b>	AAA	491	0,78	0,75	0,43	0,10	1,75	
	AA	942	0,79	0,65	0,61	0,30	4,25	
	A	3278	0,76	0,60	0,50	0,15	3,50	
	BBB	2529	0,71	0,60	0,35	0,25	2,25	
<b>RLZ</b>	AAA	491	5,57	5,12	3,58	1,85	16,28	
	AA	942	5,92	5,37	3,53	1,63	17,50	
	A	3278	5,50	4,53	3,40	1,26	17,85	
	BBB	2529	5,78	4,99	3,22	1,60	18,13	
<b>RLZ2</b>	AAA	491	43,36	23,54	58,21	3,41	267,61	
	AA	942	47,94	30,27	56,21	2,65	308,85	
	A	3278	42,20	20,72	56,61	1,60	321,20	
	BBB	2529	44,13	25,35	53,33	2,57	331,48	
<b>Kupon</b>	AAA	491	4,50	4,38	1,00	2,00	8,88	
	AA	942	4,55	4,44	0,88	3,00	6,38	
	A	3278	4,64	4,50	0,90	2,75	8,13	
	BBB	2529	4,89	4,63	0,89	3,13	7,80	
<b>StockVola</b>	AAA	304	0,80	0,69	0,25	0,63	1,66	
	AA	546	1,14	1,12	0,28	0,50	2,00	
	A	2662	1,35	1,31	0,45	0,43	3,35	
	BBB	2311	1,43	1,33	0,44	0,46	2,84	
<b>MarketCap</b>	AAA	304	255,72	267,57	34,57	160,11	277,86	
	AA	546	72,90	59,83	46,14	4,57	164,61	
	A	2662	39,22	32,50	28,73	0,78	185,56	
	BBB	2311	22,38	19,48	22,15	2,24	188,49	
<b>BM</b>	AAA	304	0,34	0,33	0,04	0,32	0,47	
	AA	546	0,46	0,43	0,20	0,11	0,93	
	A	2662	0,56	0,46	0,34	0,14	2,50	
	BBB	2311	0,50	0,44	0,35	0,02	3,33	

Panel B: Verteilung der Dummyvariablen April 2007								
		N	Dummy=1		Dummy=0		Dummy=-1	
			absolut	relativ	absolut	relativ	absolut	relativ
<b>OTR</b>	AAA	491	38	7,74%	171	34,83%	282	57,43%
	AA	942	114	12,10%	304	32,27%	524	55,63%
	A	3278	352	10,74%	1269	38,71%	1657	50,55%
	BBB	2529	293	11,59%	1049	41,48%	1187	46,94%
<b>PubEqu</b>	AAA	491	304	61,91%	187	38,09%	-	-
	AA	942	679	72,08%	263	27,92%	-	-
	A	3278	2831	86,36%	447	13,64%	-	-
	BBB	2529	2367	93,59%	162	6,41%	-	-
<b>Zusatz</b>	AA	942	263	27,92%	262	27,81%	417	44,27%
	A	3278	576	17,57%	1029	31,39%	1673	51,04%
	BBB	2529	1581	62,51%	665	26,29%	283	11,19%

TABELLE 6: DESKRIPTIVE STATISTIKEN DER ERKLÄRENDE VARIABLEN JANUAR 2008

Tabelle 6 gibt die deskriptiven Statistiken der quantitativen Variablen (Panel A) bzw. Verteilungseigenschaften der binär- und effektkodierten Dummyvariablen (Panel B) für Januar 2008 an. N entspricht der Anzahl der Beobachtungen. Die Verteilungseigenschaften der Rating-Dummyvariablen DumAAA, DumAA sowie DumA lassen sich unmittelbar aus Tabelle 1 ableiten. BA misst den relativen Bid/Ask-Spread eines Bonds in Prozent und errechnet sich als Quotient aus Bid/Ask-Spread und Mittelwert des Clean Bid- bzw. Clean Ask-Preises. Issue bezeichnet das Gesamtemissionsvolumen eines Bonds in Milliarden Euro. RLZ misst die Restlaufzeit eines Bonds in Jahren. Zur Kontrolle nicht-linearer Zusammenhänge zwischen Z-Spread und Restlaufzeit geht letztere in die Regressionsgleichung als Variable RLZ2 in quadrierter Form ein. Kupon bezeichnet die Kuponhöhe in Prozent. StockVola entspricht der Volatilität der täglichen Aktienrendite in Prozent, MarketCap der Marktkapitalisierung in Milliarden Euro und BM dem Buchwert-zu-Marktwertverhältnis des Eigenkapitals. Der als OTR definierte effektkodierte Dummy für das Bondalter teilt die Anleihen anhand der Schwellwerte  $S_1=0,75$  Jahre und  $S_2=3$  Jahre in drei Alterskategorien ein. Die Dummyvariable PubEqu kodiert Unternehmen entsprechend der Börsennotierung des Eigenkapitals. Die effektkodierte Dummyvariable Zusatz indiziert, ob der Bond einen + oder - Ratingzusatz besitzt.

Panel A: Deskriptive Statistiken der quantitativen Variablen Januar 2008							
		N	Mittelwert	Median	SD	Min	Max
<b>BA</b>	AAA	664	0,38	0,31	0,24	0,01	1,50
	AA	1274	0,60	0,53	0,40	0,00	2,10
	A	4086	0,63	0,50	0,47	0,00	4,07
	BBB	3269	0,74	0,60	0,51	0,02	4,49
<b>Issue</b>	AAA	664	0,81	0,75	0,44	0,23	2,00
	AA	1274	0,84	0,75	0,61	0,25	4,25
	A	4086	0,76	0,60	0,50	0,15	3,50
	BBB	3269	0,72	0,60	0,34	0,25	2,25
<b>RLZ</b>	AAA	664	4,80	3,91	3,56	1,15	15,58
	AA	1274	5,55	4,94	3,45	0,87	16,82
	A	4086	4,92	4,21	3,24	0,57	17,02
	BBB	3269	5,27	4,69	3,32	0,90	17,43
<b>RLZ2</b>	AAA	664	35,70	16,39	53,40	1,19	243,54
	AA	1274	42,70	24,44	49,29	0,76	282,96
	A	4086	34,48	17,47	46,87	0,29	290,37
	BBB	3269	38,64	21,84	50,81	0,72	304,64
<b>Kupon</b>	AAA	664	4,55	4,63	0,81	3,25	8,88
	AA	1274	4,63	4,63	0,79	3,25	6,38
	A	4086	4,65	4,50	0,87	2,75	8,13
	BBB	3269	4,88	4,75	0,86	3,13	7,80
<b>StockVola</b>	AAA	445	1,45	1,44	0,31	0,52	2,79
	AA	951	1,57	1,42	0,55	0,65	3,14
	A	3546	1,76	1,73	0,59	0,46	4,38
	BBB	3058	2,00	1,94	0,64	0,88	4,69
<b>MarketCap</b>	AAA	445	218,74	238,03	45,51	112,85	252,61
	AA	951	75,58	83,91	43,95	5,01	161,78
	A	3546	39,25	31,77	30,91	0,50	170,72
	BBB	3058	21,30	14,43	26,45	1,10	238,64
<b>BM</b>	AAA	445	0,33	0,30	0,10	0,22	0,64
	AA	951	0,50	0,37	0,32	0,05	1,74
	A	3546	0,54	0,44	0,46	0,09	4,18
	BBB	3058	0,55	0,49	0,40	0,00	3,63

Panel B: Verteilung der Dummyvariablen Januar 2008								
		N	Dummy=1		Dummy=0		Dummy=-1	
			absolut	relativ	absolut	relativ	absolut	relativ
<b>OTR</b>	AAA	664	106	15,96%	175	26,36%	383	57,68%
	AA	1274	264	20,72%	313	24,57%	697	54,71%
	A	4086	267	6,53%	1490	36,47%	2329	57,00%
	BBB	3269	212	6,49%	1352	41,36%	1705	52,16%
<b>PubEqu</b>	AAA	664	445	67,02%	219	32,98%	-	-
	AA	1274	973	76,37%	301	23,63%	-	-
	A	4086	3612	88,40%	474	11,60%	-	-
	BBB	3269	3101	94,86%	168	5,14%	-	-
<b>Zusatz</b>	AA	1274	382	29,98%	288	22,61%	604	47,41%
	A	4086	673	16,47%	1398	34,21%	2015	49,31%
	BBB	3269	2038	62,34%	854	26,12%	377	11,53%

## **Liquidität**

Wie die in Kapitel 2 dargestellten theoretischen und empirischen Arbeiten verdeutlichen, kommt dem Liquiditätsrisiko im Asset Pricing eine herausragende Bedeutung zu. Die Liquidität von Finanzinstrumenten wird dabei zum einen durch die allgemeine Marktliquidität, zum anderen durch liquiditätsrelevante assetspezifische Charakteristika beeinflusst.<sup>95</sup> Die allgemeine Marktliquidität OTC-gedhandelter Corporate Bonds wird wesentlich durch die aktuelle Marktphase determiniert.<sup>96</sup> Steigt die Risikoaversion der Marktteilnehmer sowie deren Sensitivität hinsichtlich neu eintreffender Informationen in Krisenzeiten an, so ist für bestimmte Märkte ein Rückgang der allgemeinen Marktliquidität zu erwarten.<sup>97</sup> Ein solches krisenbedingtes allgemeines Liquiditätsrisiko ist regelmäßig stark marktspezifisch und betrifft besonders diejenigen Märkte bzw. Assets, welche von Investoren in Krisenzeiten nicht als sicher bzw. liquide erachtet werden („*Flucht in Qualität*“ bzw. „*Flucht in Liquidität*“) sowie diejenigen Assets, bezüglich deren fundamentalen Marktwerten eine starke (Bewertungs-)Unsicherheit besteht.<sup>98</sup> Durch die im nachfolgenden Kapitel 4.2.2 durchgeführte separate Analyse zweier Paneldatensätze aus Zeitperioden unterschiedlicher Marktphasen, erfolgt die implizite Berücksichtigung einer unterschiedlichen allgemeinen Marktliquidität.<sup>99</sup> Dies ermöglicht die isolierte Analyse des Einflusses von Faktoren, welche die Handelbarkeit eines spezifischen Bonds negativ beeinflussen. Es wird erwartet, dass in turbulenten bzw. krisenhaften Marktphasen mit hoher Risikoaversion und einer zurückgehenden allgemeinen Marktliquidität Faktoren, welche die Handelbarkeit eines spezifischen Wertpapiers negativ beeinflussen, in den Fokus der Aufmerksamkeit der Investoren rücken. Dies impliziert, dass das assetspezifische Liquiditätsrisiko stark an Bewertungsrelevanz zunehmen wird, weshalb Investoren eine steigende Kompensation in Form einer höheren assetspezifischen Liquiditätsrisikoprämie fordern werden.<sup>100</sup> Die Veränderung der Höhe dieser Prämie während verschiedener Kapitalmarktzeiten steht im Mittelpunkt der Dekomposition des Z-Spreads im Kapitel 4.2.2.

Die empirische Analyse des Einflusses der Liquidität auf die Credit Spreads von Corporate Bonds kann prinzipiell sowohl durch einen Rückgriff auf direkte als auch indirekte Liquiditätsmaße erfolgen. Da direkte Maße, wie der Bid/Ask-Spread oder das Handelsvolumen, für OTC-gedhandelte Corporate Bonds schwierig zu erhalten bzw. je nach Informationsquelle nur bedingt zuverlässig sind, greift die große Mehrheit der empirischen Arbeiten auf indirekte Liquiditätsproxies zurück. Auf Basis des durch Thomson Reuters bereitgestellten Datensatzes können in der nachfolgenden Spread-Dekomposition sowohl das direkte Liquiditätsmaß *relativer Bid/Ask-Spread* sowie die indirekten Liquiditätsproxies

---

<sup>95</sup> Vgl. u.a. Amihud/Mendelson (1986, 1989, 1991a), Vayanos (2004), Longstaff (2004), Acharya/Pedersen (2005), Allen/Carletti (2008), Beber et al. (2009) sowie die nachfolgenden Ausführungen.

<sup>96</sup> Vgl. Bank for International Settlements (1999), S. 13-22.

<sup>97</sup> Vgl. Bank for International Settlements (1999), S. 20-21.

<sup>98</sup> Vgl. z.B. Bank for International Settlements (1999), S. 17, Allen/Carletti (2008), S. 5, Goyenko/Sarkissian (2008) sowie Gann (2009), S. 57-61. Sowohl während der Russland- als auch Subprime-Krise waren gleichzeitig steigende Credit Spreads von Corporate Bonds und steigende Kurse von Staatsanleihen zu beobachten, da die Anleger in risikofreie und liquide Anlageformen flüchteten. Vgl. Pape/Schlecker (2009).

<sup>99</sup> Vgl. dazu auch die nachfolgenden Ausführungen zum Einfluss der makroökonomischen Erwartungen auf die Höhe der Credit Spreads.

<sup>100</sup> Vgl. Gann (2009), S. 60.

*Bondalter, Emissionsvolumen und Börsennotierung des Eigenkapitals* ermittelt werden und so in der Analyse Verwendung finden. Die anschließenden Ausführungen erläutern die grundsätzlichen ökonomischen Zusammenhänge zwischen der Ausprägung der genannten Liquiditätsmaße und der tatsächlichen Höhe der Bondliquidität.

*Relativer Bid/Ask-Spread:* Transaktionsbereite Investoren können durch die Investition von Suchkosten sowie ein zeitliches Hinauszögern der Transaktion unter eventueller Inkaufnahme von Delay Costs auf eine für sie vorteilhafte Transaktionsmöglichkeit warten.<sup>101</sup> Andererseits können Bondkäufe bzw. Verkäufe umgehend durch den Kauf bzw. Verkauf des Bonds zu dem von einem Price bzw. Market Maker quotierten Ask- bzw. Bid-Preis ausgeführt werden. Der quotierte Ask- (Bid-) Preis enthält eine Prämie (Abschlag) für den sofortigen Kauf (Verkauf) des Bonds, weshalb der Spread zwischen Bid- und Ask-Preis einer Kompensation des Market Maker für die durch ihn bereitgestellte Möglichkeit eines sofortigen Kaufs bzw. Verkaufs entspricht. Je geringer die Liquidität eines Bonds, desto höher fallen c.p. die potentiellen Suchkosten sowie Delay Costs aus und umso wertvoller wird für Investoren die Möglichkeit eines sofortigen Kaufs bzw. Verkaufs. Der Bid/Ask-Spread stellt damit als Summe aus Kaufprämie und Verkaufsabschlag ein direktes Maß der Liquidität dar.<sup>102</sup> Hinzu kommt, dass es durch ein zeitliches Auseinanderfallen von an den Market Maker gerichteten Kauf- und Verkauforders für diesen zu einem Bestandshalterisiko kommt, welches negativ mit der Handelstätigkeit als Maß der Liquidität korreliert ist und durch die Existenz eines Marktes, welcher durch asymmetrische Informationsverteilung charakterisiert ist, verstärkt wird. Der Bid/Ask-Spread enthält in diesem Fall eine weitere Komponente, welche die Market Maker für erwartete und unerwartete Verluste aus dem Bestandshalterisiko bzw. dem Handel mit besser informierten Investoren entschädigt.<sup>103</sup> Eine hohe Liquidität ermöglicht einen schnellen Kauf und Verkauf von Bonds und reduziert so das Verlustrisiko aus dem Handel mit informierten Investoren sowie das Preisrisiko, welchem Market Maker durch die Anpassung ihres Bondbestandes ausgesetzt sind. Folglich ist bei einer hohen Liquidität die Kompensationsforderung der Market Maker für die übernommenen Risiken geringer. Eine hohe Liquidität ist somit mit niedrigen Bid/Ask-Spreads verbunden et vice versa.<sup>104</sup> Entsprechend ist zu erwarten, dass die Höhe des Bid/Ask-Spreads in einer positiv Beziehung zur Höhe des Z-Spreads steht und die ökonomische als auch statistische Signifikanz des Einflusses des Bid/Ask-Spreads in Krisenzeiten zunimmt. Der in der nachfolgenden Analyse verwendete relative Bid/Ask-Spread (*BA*) eines Bonds wird als Quotient aus Bid/Ask-Spread und Mittelwert des Clean Bid- sowie Clean Ask-Preises bestimmt. Da dem Datensatz ausschließlich verbindliche, auf der Thomson Reuters TRFIT-Handelsplattform quotierte, Bid- und Ask-Preise zugrunde liegen, ist eine hohe Zuverlässigkeit und Qualität der Preisinformationen gewährleistet. Wie dem Panel A der Tabelle 5 (Tabelle 6) zu entneh-

---

<sup>101</sup> Zu Delay Costs vgl. Longstaff (2001), S. 2215 sowie Duffie et al. (2002).

<sup>102</sup> Vgl. hierzu ausführlich Amihud/Mendelson (1986, 1991a) sowie Grossman/Miller (1988).

<sup>103</sup> Vgl. hierzu ausführlich die Marktstrukturmodelle von Smidt (1971), Garman (1976), Glosten/Milgrom (1985) und Grossmann/Miller (1988).

<sup>104</sup> Zu den Einschränkungen des Bid/Ask-Spreads als Liquiditätsmaß vgl. Stoll (1985) sowie Grossman/Miller (1988).

men ist, beträgt der durchschnittliche relative Bid/Ask-Spread im April 2007 (Januar 2008) für AAA Bonds 0,18% (0,38%) und für BBB Bonds 0,24% (0,74%).

*Bondalter*: Sarig/Warga (1989) und Schultz (2001) zeigen, dass mit zunehmendem Alter eines Bonds ein immer höherer Anteil des Emissionsvolumens in Portfolien von Buy-and-Hold-Investoren absorbiert wird, wodurch die Handelshäufigkeit sowie das Handelsvolumen des Bonds sinken. Sarig/Warga (1989) dokumentieren, dass ein auf diese Weise illiquide gewordener Bond bis zu seiner Fälligkeit illiquide bleibt. Schultz (2001) argumentiert ferner, dass das typische Underpricing von Bondneuemissionen einen regen Kauf und Verkauf junger Bonds impliziert. McGinty (2001) weist darauf hin, dass ein verstärkter Handel neu emittierter Bonds auch durch die Verpflichtung des Lead Managers, einen liquiden Markt für die neu emittierte Bonds zu gewährleisten, bedingt wird. Entsprechend dieser Darlegungen nimmt die Liquidität einer Anleihe mit zunehmendem Alter ab. Folglich ist eine positive Beziehung zwischen dem Alter der Anleihe und deren Z-Spread zu erwarten. Verschiedene Studien, unter anderem Alexander et al. (2000), Hong/Warga (2000), Houweling et al. (2005), Elton et al. (2004) und Ericsson/Renault (2006), bestätigen den vermuteten positiven Einfluss des Bondalters auf die Höhe des Credit Spreads empirisch.<sup>105</sup> Viele Arbeiten definieren dabei einen Schwellenwert  $S$ , ab welchem ein Bond als „alt“ gilt. Ist das Alter des Bonds kleiner als  $S$ , so wird von einem jungen bzw. einem *On-the-Run-Bond* gesprochen. Bonds mit einem Alter größer als  $S$  werden als alte Bonds bzw. *Off-the-Run-Bonds* bezeichnet.<sup>106</sup> Unterschiedliche Untersuchungen definieren dabei teilweise sehr unterschiedliche Schwellenwerte. Beispielsweise legen Alexander et al. (2000) einen Schwellenwert von  $S=2$  Jahren fest, Ericsson/Renault (2006) einen Schwellenwert von  $S=3$  Monaten und Elton et al. (2004) sowie Houweling et al. (2005) einen Schwellenwert von  $S=1$  Jahr. In vorliegender Arbeit wird das Bondalter ebenfalls auf Basis einer (effektkodierten) Dummyvariablen in die ökonometrische Analyse integriert. Dabei werden zwei Schwellenwerte  $S_1$  und  $S_2$  festgelegt. Der als *OTR* (On-the-Run) definierte Dummy kodiert alle Anleihen, welche in Bezug auf die Altersverteilung des gesamten Datensatzes einer Untersuchungsperiode dem 10%-Quantil (=Schwellwert  $S_1$ ) zuzurechnen sind, mit dem Wert 1, alle Anleihen, welche zwischen dem Schwellenwert  $S_1$  sowie dem Median der Altersverteilung liegen (=Schwellenwert  $S_2$ ) mit dem Wert 0 und alle Anleihen mit einem Alter größer  $S_2$  mit -1. Für den vorliegenden Datensatz gilt sowohl für die Untersuchungsperiode 1 (April 2007) als auch Untersuchungsperiode 2 (Januar 2008)  $S_1=0,75$  Jahre und  $S_2=3$  Jahre.<sup>107</sup> Panel B der Tabellen 5 und 6 zeigt die absolute und relative Verteilung der Dummyvariablen getrennt nach einzelnen Ratingklassen für April 2007 und Januar 2008.

---

<sup>105</sup> *Bondalter* und *Emissionsvolumen* stellen die in empirischen Studien zur Dekomposition von Credit Spreads am häufigsten verwendeten indirekten Liquiditätsmaße dar. Zum Emissionsvolumen als Proxy für Liquidität vgl. die nachfolgenden Ausführungen.

<sup>106</sup> Vgl. z.B. Pasquariello/Vega (2009).

<sup>107</sup> Exakt ausgedrückt entsprechen die Schwellenwerte  $S_1=0,75$  Jahre bzw.  $S_2=3$  Jahre dem 10,8%- bzw. 49,5%-Quantil der Altersverteilung der Bonds des Datensatzes für April 2007 sowie dem 9,4%- bzw. 46,0%-Quantil der Altersverteilung der Bonds des Datensatzes für Januar 2008. Die einheitlich für beide Beobachtungsperioden gewählten Werte für  $S_1$  und  $S_2$  approximieren damit sehr gut das 10% bzw. 50%-Quantil der Altersverteilung beider Datensätze.

*Emissionsvolumen:* Verschiedene Theorien implizieren, dass das Emissionsvolumen eines Bonds ein Maß für dessen Liquidität darstellt. So argumentiert *Fisher (1959)* schon früh, dass großvolumige Bondemissionen eine stärkere Handelsaktivität implizieren als Emissionen geringerer Größe, weshalb das Emissionsvolumen eine zuverlässige Nahrungsgröße für das direkte Liquiditätsmaß *Handelsvolumen* darstellen sollte. Marktmikrostrukturmodelle wie *Smidt (1971)*, *Garman (1976)* oder *Glosten/Milgrom (1985)* weisen darauf hin, dass Transaktionskosten infolge der Bestandshaltung der Händler bzw. Market Maker entstehen und diese Bestandshalteteile direkt durch die Handelshäufigkeit sowie die Schwierigkeit, Informationen über ein Wertpapier bzw. dessen Emittenten zu erhalten, beeinflusst werden. Grund ist, dass diese Faktoren die Höhe des Verlustrisikos aus dem Handel mit informierten Investoren sowie das Preisrisiko, welchem Market Maker durch die Anpassung ihres Bondbestandes ausgesetzt sind, determinieren. *Crabbe/Turner (1995)* argumentieren dementsprechend, dass eine großvolumige Emission verglichen mit einer kleinvolumigen Emission geringere Informationskosten impliziert, da c.p. eine größere Anzahl an Investoren Anteile an der Emission besitzt und die bond- sowie emittentenspezifischen Charakteristika analysiert. *Sarig/Warga (1989)* sowie *Amihud/Mendelson (1991b)* weisen ferner darauf hin, dass Anleihen mit geringen Emissionsvolumina schneller in Portfolios von Buy-and-Hold-Investoren absorbiert werden und dadurch c.p. illiquider sind als großvolumige Emissionen. Entsprechend dieser Ausführungen wird eine negative Beziehung zwischen der Höhe des Emissionsvolumens und der Höhe des Z-Spreads vermutet. *Hong/Warga (2000)* sowie *Jankowitsch et al. (2006)* konnten den vermuteten negativen Zusammenhang zwischen Credit Spread und Emissionsvolumen empirisch bestätigen. Allerdings existieren auch zahlreiche Studien, welche wie *Blackwell/Kidwell (1988)*, *Crabbe/Turner (1995)*, *Fleming (2002)* und *Elton et al. (2004)* keinen Zusammenhang nachweisen bzw. wie *Dias/Navarro (2002)* oder *Mullineaux/Roten (2002)* sogar einen positiven Zusammenhang aufzeigen konnten. Die Ergebnisse dieser empirischen Arbeiten deuten an, dass das Emissionsvolumen gegebenenfalls nur ein schwaches und unzuverlässiges Maß für die Höhe der Liquidität darstellt. Besonders die Tatsache, dass am Kapitalmarkt unter bestimmten Umständen Knappheitspreise für Assets bezahlt werden, lässt die Argumentation, dass kleinvolumige Emissionen höhere Credit Spreads implizieren, fraglich erscheinen. In der nachfolgenden Dekomposition des Z-Spreads wird das Emissionsvolumen (*Issue*) in Milliarden Euro gemessen. Wie Panel A der Tabelle 5 (Tabelle 6) zeigt, beträgt beispielsweise das durchschnittliche Emissionsvolumen der AAA Bonds im Datensatz für April 2007 (Januar 2008) 0,78 (0,81) Milliarden Euro, das durchschnittliche Emissionsvolumen der BBB Bonds im Datensatz für April 2007 (Januar 2008) 0,71 (0,72) Milliarden Euro.

*Börsennotierung des Eigenkapitals:* Unternehmen, deren Eigenkapital börsennotiert ist, unterliegen deutlich höheren Informationspflichten als nicht börsennotierte Unternehmen mit lediglich öffentlich gehandelten Fremdkapitaltiteln.<sup>108</sup> Entsprechend den oben erwähnten Marktmikrostrukturmodellen ist folglich zu erwarten, dass c.p. die adversen Selektionskosten bzw. Bestandshalteteile der Pri-

---

<sup>108</sup> Vgl. Alexander et al. (2002), S. 181-182.



ce Maker von Bonds börsennotierter Unternehmen und damit deren Kosten, Liquidität bereit zu stellen, geringer ausfallen. Dies impliziert die Erwartung, dass eine *Börsennotierung des Eigenkapitals* mit einer höheren Liquidität und damit geringeren Z-Spreads verbunden ist. Um diese Hypothese zu testen, wird eine Dummyvariable Public Equity (*PubEqu*) in das Model integriert, welche den Wert 1 annimmt, sofern das Eigenkapital des Unternehmens während des Beobachtungszeitraumes börsennotiert ist, und den Wert 0, sofern dies nicht der Fall ist. Sind die Bonds von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital tatsächlich liquider als die Anleihen von Unternehmen mit nicht börsennotiertem Eigenkapital, wird der Koeffizient des Public Equity-Dummy einen negativen Wert annehmen. In Beobachtungsperiode 1 (April 2007) stammen 58 der insgesamt 389 Bonds, in Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008) 54 der insgesamt 431 Bonds von Emittenten mit nicht börsennotiertem Eigenkapital. Dies entspricht 14,9% aller Bonds des Datensatzes in Beobachtungsperiode 1 und 12,5% in Beobachtungsperiode 2. In einer empirischen Analyse des Einflusses dieser Variablen auf die Höhe des Credit Spreads können *Houweling et al. (2005)* jedoch keinen signifikanten Zusammenhang feststellen. *Alexander et al. (2000)* zeigen ferner, dass Bonds nicht börsennotierter Unternehmen entgegen den Erwartungen sogar eine durchschnittlich höhere Liquidität aufweisen. Sie begründen dies zum einen mit der Möglichkeit, dass auch die nicht börsennotierten Unternehmen ihres Datensatzes trotz des privaten Firmenstatus durchschnittlich die gleiche Menge an Informationen an den Markt übertragen, wie die Unternehmen mit öffentlich gehandeltem Eigenkapital. Zum anderen weisen *Alexander et al. (2000)* darauf hin, dass bei privat gehaltenen Unternehmen Fremdkapitaltiteln als einziges Vehikel, in ein solches Unternehmen zu investieren, eine besondere Rolle zukommt. Da keine Investitionsmöglichkeit in Eigenkapital besteht, fällt c.p. die Nachfrage der Investoren nach Fremdkapitaltitel einer privaten Firma höher aus als bei einem Unternehmen mit öffentlich gehandeltem Eigenkapital. Die erhöhte Nachfrage der Investoren kann so gegebenenfalls den Effekt einer geringeren Informationsbereitstellung überkompensieren und zu einer höheren Liquidität der Anleihen nicht börsennotierter Emittenten relativ zu börsennotierten Unternehmen führen. Weiterhin ist anzumerken, dass eine fehlende Börsennotierung gegebenenfalls mit spezifischen Unternehmenscharakteristika in Verbindung steht, welche einen Einfluss auf die Höhe des Z-Spreads besitzen. Das Subsample der Bonds von Emittenten mit nicht börsennotiertem Eigenkapital setzt sich sowohl im April 2007 als auch Januar 2008 wesentlich aus Energie- und Transportunternehmen zusammen, bei welchen eine Beteiligung von Staaten der EWU besteht. Gerade zu Krisenzeiten kann c.p. eine Staatsbeteiligung als Signal einer größeren Unternehmensstabilität betrachtet werden und so gegebenenfalls auch einen positiven Zusammenhang zwischen der Börsennotierung des Eigenkapitals und der Höhe des Z-Spreads induzieren. Panel B der Tabelle 5 (Tabelle 6) zeigt die absolute und relative Verteilung der Dummyvariablen *PubEqu* getrennt nach einzelnen Ratingklassen für April 2007 (Januar 2008). Beispielsweise stammen im April 2007 (Januar 2008) 86,36% (88,40%) aller Preisbeobachtungen von A gerateten Bonds von Emittenten mit börsengehandeltem Eigenkapital.

Die empirische Dekomposition des Z-Spreads in Kapitel 4.2.2 inkludiert alle dargestellten Liquiditätsproxies in einem Regressionsmodell. Eine Multikollinearitätsproblematik wird dabei infolge der geringen Korrelation zwischen den einzelnen Liquiditätsmaßen nicht induziert. Tabelle 7 gibt die Korrelationen sowie deren Signifikanzen für die einzelnen Beobachtungsperioden wieder. Die maximale Korrelation besteht sowohl in Beobachtungsperiode 1 als auch Beobachtungsperiode 2 zwischen den beiden Liquiditätsmaßen Emissionsvolumen (*Issue*) und relativer Bid/Ask-Spread (*BA*) und beträgt -0,26 für Beobachtungsperiode 1 sowie -0,15 für Beobachtungsperiode 2. Die geringe Korrelation der einzelnen Maße ist erstaunlich, dienen diese doch alle der Messung derselben Bondcharakteristik, der Liquidität. Kapitel 4.2.2 zeigt, dass auf die indirekten Liquiditätsmaße Bondalter, Emissionsvolumen und Börsennotierung des Eigenkapitals neben der tatsächlichen Liquidität eines Bonds weitere Faktoren einwirken können, welche deren Eignung als Liquiditätsmaße einschränken.

TABELLE 7: KORRELATIONEN DER LIQUIDITÄTSMASSE

Tabelle 7 gibt die Korrelationen der Liquiditätsmaße sowie deren Signifikanzen für die einzelnen Beobachtungsperioden wieder. Panel A bezieht sich dabei auf Beobachtungsperiode 1 (April 2007), Panel B auf Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008). BA misst den relativen Bid/Ask-Spread eines Bonds in Prozent und errechnet sich als Quotient aus Bid/Ask-Spread und Mittelwert des Clean Bid- bzw. Clean Ask-Preises. Der als OTR definierte effektkodierte Dummy für das Bondalter teilt die Anleihen anhand der Schwellwerte  $S_1=0,75$  Jahre und  $S_2=3$  Jahre in drei Alterskategorien ein. Issue bezeichnet das Gesamtemissionsvolumen eines Bonds in Milliarden Euro. Die Dummyvariable PubEqu kodiert Unternehmen entsprechend der Börsennotierung des Eigenkapitals. \*\*\* indiziert eine Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

<b>Panel A: positives Kapitalmarktumfeld (April 2007)</b>				
	<b>BA</b>	<b>OTR</b>	<b>Issue</b>	<b>PubEqu</b>
<b>BA</b>	1,0000			
<b>OTR</b>	0,1063***	1,0000		
<b>Issue</b>	-0,2605***	-0,0709***	1,0000	
<b>PubEqu</b>	-0,1090***	0,0625***	0,1234***	1,0000

<b>Panel B: negatives Kapitalmarktumfeld (Januar 2008)</b>				
	<b>BA</b>	<b>OTR</b>	<b>Issue</b>	<b>PubEqu</b>
<b>BA</b>	1,0000			
<b>OTR</b>	0,1279***	1,0000		
<b>Issue</b>	-0,1468***	0,0550***	1,0000	
<b>PubEqu</b>	-0,0408***	0,1365***	0,1412***	1,0000

### *Steuern*

In den Vereinigten Staaten sind Zinszahlungen auf Anleihen, welche von der US-Regierung, Bundesstaaten oder Kommunen emittiert werden (z.B. Treasury Bonds), auf Bundes- und Kommunenebene nicht zu versteuern.<sup>109</sup> Da Investoren an der Nachsteuerrendite eines Assets interessiert sind, induzieren Steuervorteile bei Zinszahlungen dieser Anleihen c.p. eine Marktwertprämie relativ zu nicht steuerbegünstigten Corporate Bonds. Wird die Treasury-Spot Rate Kurve als risikofreie Referenz definiert, so induziert die Steuerbegünstigung von Staatsanleihen eine Steuerkomponente des Credit Spreads. So können unter anderem *Elton et al. (2001)*, *Delianedis/Geske (2001)*, *Bachmann (2004)* sowie *Driessen (2005)* in Untersuchungen des US-Bondmarktes signifikante Steuerprämien nachwei-

<sup>109</sup> Vgl. United States Department of the Treasury (1999).

sen. Beispielsweise erklären *Elton et al. (2001)* bzw. *Driessen (2005)* auf Basis unterschiedlicher Datensamples und verwendeter Analysemethoden über 72,6% bzw. 57,1% des Credit Spreads von AA Bonds mit einer Restlaufzeit von 5 Jahren durch die Steuerbegünstigung von US-Staatsanleihen.

Innerhalb der EWU existiert keine unterschiedliche steuerliche Behandlung der Zinszahlungen von Staatsanleihen sowie Corporate Bonds. Daher enthalten die zur deutschen Staatsanleihen-Spot Rate Kurve gemessenen Credit Spreads keine (direkte) Steuerprämie.<sup>110</sup> Im Kontext einer empirischen Dekomposition der Z-Spreads Euro denominierter Bonds muss somit nicht für eine Steuerkomponente kontrolliert werden.

### ***Kuponhöhe***

Unterschiedliche Kuponhöhen der Anleihen stellen eine weitere mögliche Ursache für die Heterogenität und damit abweichende Credit Spreads innerhalb einer Ratingklasse dar. Die Kuponhöhe hat Auswirkungen auf die Höhe der Credit Spreads, sofern Investoren eine Präferenz für niedrige oder hohe Kuponzahlungen aufweisen. Tabelle 8 fasst die durchschnittlichen Kuponhöhen der Unternehmensanleihen der Datensätze beider Untersuchungsperioden und ihre Standardabweichungen für die verschiedenen Ratingklassen zusammen und stellt diese der durchschnittlichen Kuponhöhe bzw. Standardabweichung der zur Ableitung der risikolosen Zinsstrukturkurve in den entsprechenden Zeiträumen verwendeten deutschen Staatsanleihen gegenüber. Es wird ersichtlich, dass die durchschnittliche Kuponhöhe der Unternehmensanleihen mit abnehmender Bonitätseinschätzung monoton zunimmt.<sup>111</sup> Weitere deskriptive Statistiken der Kuponhöhe finden sich in Tabelle 5 und 6.

Die Kuponhöhe determiniert die Attraktivität von Bonds und damit deren Credit Spreads durch zwei gegenläufige Effekte. Zum einen weisen Anleihen mit hohen Kuponzahlungen c.p. eine niedrigere Duration und damit ein geringeres Zinsänderungsrisiko als Anleihen mit geringeren Kuponzahlungen auf. Eine geringe Duration wird c.p. von risikoaversen Investoren mit einer positiven Konjunkturerwartung (und folglich einer Erwartung tendenziell steigender bzw. konstanter Zinsen) bevorzugt. In einem positiven Kapitalmarktumfeld ist somit unter Risikogesichtspunkten zu erwarten, dass Investoren c.p. bei Bonds mit hohen Kuponzahlungen einen geringeren Credit Spread als Kompensation für das übernommene Risiko fordern als bei Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen.<sup>112</sup> Bei stark negativen Konjunkturaussichten und damit verbundenen Zinssenkungserwartungen hingegen versprechen Bonds mit hoher Duration bzw. niedrigem Kupon c.p. ein Kursgewinnpotential. Jedoch steigen in Zeiten einer negativen Konjunkturerwartung gleichzeitig die Risikoaversion sowie Unsicherheit der Investoren stark an.<sup>113</sup> Dadurch nimmt zum einen die Kompensationsforderung für die Übernahme eines *gegebenen* Preisrisikos als auch das Preisrisiko *selbst* infolge eines Anstiegs der Volatilität der Markt-

---

<sup>110</sup> Eine indirekte Steuerprämie aus Staatsanleihen kann jedoch aus einer unterschiedlichen durchschnittlichen Kuponhöhe von Staatsanleihen und Corporate Bonds resultieren, wenn die Steuerhöhe auf Kuponzahlungen von der Steuerhöhe auf Kursgewinne differiert. Vgl. die nachfolgenden Ausführungen.

<sup>111</sup> Auch Papageorgiou/Skinner (2006), S. 423 dokumentieren einen Anstieg der Kuponzahlungen mit abnehmendem Rating.

<sup>112</sup> Vgl. Tsuji (2005), S. 1077.

<sup>113</sup> Vgl. Gann (2009), S. 49-57.

preise von Finanzinstrumenten stark zu.<sup>114</sup> Sofern, wie während der Finanzmarktkrise im Januar 2008 der Fall, die Zinsvolatilitäten sowie die Risikoaversion der Kapitalmarktteilnehmer eine extreme Höhe annehmen, ist davon auszugehen, dass im Bewertungskalkül der Investoren das in seiner Bewertungsrelevanz gestiegene Zinsänderungsrisiko die durch mögliche Zinssenkungen induzierte Kursgewinnchance überkompensiert. Investoren werden dann c.p. Bonds mit einer niedrigeren Duration bzw. höheren Kuponzahlungen bevorzugen. Entsprechend dieser Argumentation ist c.p. ein negativer Zusammenhang zwischen Kuponhöhe sowie Credit Spread unabhängig von den aktuellen Konjunkturaussichten zu erwarten.

TABELLE 8: KUPONHÖHE UND RATINGKATEGORIE

Tabelle 8 fasst die durchschnittlichen Kuponhöhen der Unternehmensanleihen der Datensätze beider Untersuchungsperioden und ihre Standardabweichungen für die verschiedenen Ratingklassen zusammen und stellt diese der durchschnittlichen Kuponhöhe sowie Standardabweichung der zur Ableitung der risikolosen Zinsstrukturkurve in den entsprechenden Zeiträumen verwendeten deutschen Staatsanleihen gegenüber. Die Kuponhöhe wird in Prozent angegeben. Panel A bezieht sich auf Beobachtungsperiode 1 (April 2007), Panel B auf Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008).

<b>Panel A: positives Kapitalmarktumfeld (April 2007)</b>					
	<b>dt. Staatsanleihen</b>	<b>AAA</b>	<b>AA</b>	<b>A</b>	<b>BBB</b>
Ø Kuponhöhe	4,36	4,50	4,55	4,64	4,89
Standardabweichung	0,98	1,00	0,88	0,90	0,89

<b>Panel B: negatives Kapitalmarktumfeld (Januar 2008)</b>					
	<b>dt. Staatsanleihen</b>	<b>AAA</b>	<b>AA</b>	<b>A</b>	<b>BBB</b>
Ø Kuponhöhe	4,32	4,55	4,63	4,65	4,88
Standardabweichung	0,88	0,81	0,79	0,87	0,86

Neben der engen Verbindung zu den Risikopräferenzen der Marktteilnehmer vermag die Kuponhöhe wesentlich die Nachsteuerrendite einer Anleihe und damit deren Preis bzw. Credit Spread zu beeinflussen. So werden Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen aus steuerlichen Gesichtspunkten präferiert, wenn Zins- und Kapitalerträge unterschiedlich besteuert werden.<sup>115</sup> Dies war beispielsweise in Deutschland bis Ende 2008 und damit während beider Beobachtungsperioden der Fall: Auf Zinserträge entfällt der persönliche Einkommenssteuersatz, wohingegen für Kapitalgewinne Steuerfreiheit besteht, sofern diese außerhalb der Spekulationsfrist von zwölf Monaten realisiert werden.<sup>116</sup> Folglich kann bei Anleihen mit sehr niedrigen Kuponzahlungen, bei welchen ein wesentlicher Teil des Gesamtertrags in Form des eventuell steuerfreien Kapitalertrags bei Tilgung oder Verkauf der Anleihe entsteht, der Barwert der Steuerzahlungen geringer ausfallen.<sup>117</sup> Da eine eventuelle Besteuerung der Kapitalgewinne erst zum Zeitpunkt des Verkaufs bzw. der Rückzahlung des Bonds erfolgt, kann darüber hinaus bei niedrigen Kuponzahlungen ein Steuerstundungseffekt erzielt werden, wenn die Steuerzahlungen in einen Zeitraum mit niedrigeren Einkommensteuersätzen verschoben werden (Tax Timing

<sup>114</sup> Vgl. Gann (2009), S. 59.

<sup>115</sup> Vgl. hierzu auch Shiller/Modigliani (1979).

<sup>116</sup> Vgl. auch Schich (1997), S. 13.

<sup>117</sup> Vgl. z.B. Perraudin/Taylor (2004).

Option).<sup>118</sup> Zudem ist durch die Verschiebung der Steuerzahlungen ein Zinseffekt möglich, da der Barwert der zukünftigen Steuerzahlungen umso niedriger ist, je weiter die Steuerzahlungen in der Zukunft liegen.<sup>119</sup> Wenn Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen aufgrund der Steuereffekte attraktiver sind, fällt deren Credit Spread c.p. geringer aus als der Spread von Anleihen mit hohen Kuponzahlungen.<sup>120</sup>

Welcher der beiden genannten gegenläufigen Effekte einen stärkeren Einfluss auf die Credit Spreads besitzt, hängt von dem aktuellen Kapitalmarktumfeld sowie Steuerregime ab und kann ex ante nicht pauschal prognostiziert werden. Der Einfluss der Variablen *Kupon* auf die Höhe der Z-Spreads kann somit positiv als auch negativ ausfallen. *Elton et al. (2004)*, *Perraudin/Taylor (2004)* sowie *Tsuji (2005)* zeigen für die in ihren Studien verwendeten Datensätze einen positiven Einfluss der Kuponhöhe auf die Höhe des Credit Spreads.<sup>121</sup>

### ***Makroökonomische Erwartungen***

Die bisherigen Analyseergebnisse indizieren einen großen Einfluss des makroökonomischen Umfelds auf das Niveau der Credit Spreads. So steigen die Höhe der ratingspezifischen Z-Spreads als auch deren Differenzen zwischen den Ratingklassen während des krisenhaften Kapitalmarktumfelds in Beobachtungsperiode 2 deutlich an (vgl. Tabelle 4). Theoretische Arbeiten, wie das *Consumption Capital Asset Pricing Model* (CCAPM) von *Epstein/Zin (1989, 1991)* zeigen, dass sich die Risikoprämien von Finanztiteln entsprechend der ökonomischen Rahmenbedingungen dynamisch verändern. Gemäß des CCAPM versuchen Individuen im Zeitablauf möglichst gleichmäßig zu konsumieren. Kommt es nun zu einem positiven Angebotsschock, so steigen die Zinssätze, da die Kapitalnachfrage der Wirtschaftssubjekte aufgrund der Antizipation eines höheren zukünftigen Einkommens zunimmt. Der erwartete Konjunkturaufschwung verringert das Ausfallrisiko der Produzenten sowie deren erwartete Verlustquote und führt in der Folge zu einer Einengung der Risikoprämien von Finanzierungstiteln et vice versa.<sup>122</sup> Niedrigere Zinssätze sind hingegen mit einem schwachen wirtschaftlichen Umfeld und dadurch höheren Credit Spread-Niveaus verbunden. Entsprechend verwenden verschiedene Studien zur empirischen Analyse des Credit Spread Variablen, welche das Niveau sowie die Steigung der Zinsstrukturkurve abbilden, um für das makroökonomische Umfeld zu kontrollieren.<sup>123,124</sup> Ferner werden

---

<sup>118</sup> Vgl. z.B. *Elton et al. (2004)*, S. 2757.

<sup>119</sup> Da in Deutschland mit Inkrafttreten der Abgeltungssteuer ab Januar 2009 die Spekulationsfrist abgeschafft wurde, sind hier Steuervorteile nur noch aufgrund des Zinseffektes möglich. Sowohl auf Zins- als auch auf Kapitalerträge entfallen dann einheitlich 25% Abgeltungssteuer. Vgl. z.B. *Scheffler (2007)*, S. 207.

<sup>120</sup> Zur Berücksichtigung des durch die Kuponhöhe ausgelösten Steuereffekts bei der Schätzung von Zinsstrukturkurven vgl. z.B. *McCulloch (1975)* sowie *Schäfer (1981)*.

<sup>121</sup> *Elton et al. (2004)* sowie *Perraudin/Taylor (2004)* führen den positiven Zusammenhang zwischen Kuponhöhe und Credit Spread-Niveau auf Steuereffekte zurück. *Tsuji (2005)* hingegen erklärt die dokumentierte positive Beziehung nicht mit Steuervorteilen von Anleihen mit niedriger Kuponhöhe, sondern mit der geringen Risikoaversion der Investoren in dem von ihm untersuchten Zeitraum.

<sup>122</sup> Vgl. hierzu auch *Weil (1989)*, *Evans/Hasan (1998)*, *Altman/Kishore (1996)* sowie *Bluhm/Mussil (2007)*.

<sup>123</sup> Vgl. z.B. *Huang/Kong (2003)*, *Ericsson/Renault (2006)*, *Papageorgiou/Skinner (2006)*, *Chen et al. (2007)* oder *Rottmann/Seitz (2008)*.

hierfür auch Variablen wie z.B. das Bruttoinlandsprodukt bzw. dessen Veränderung, die Konsumnachfrage, die Veränderungsrate von Aktienindizes, Inflationserwartungen oder die Volatilitäten bestimmter Marktindizes verwendet.<sup>125</sup> Eine weitere Möglichkeit um für das makroökonomische Umfeld zu kontrollieren, liegt in der *getrennten* anstatt *gepoolten* Analyse des Datensatzes. Dabei wird eine Anzahl von  $k$  verschiedenen Paneldatensätzen auf Basis der Bedingung gebildet, dass innerhalb eines Paneldatensatzes für jeden Beobachtungszeitpunkt die gleichen makroökonomischen Gegebenheiten gelten und sich die  $k$  Paneldatensätze jeweils durch  $k$  unterschiedliche Umfeldbedingungen charakterisieren lassen. Diesem Vorgehen wird auch in der vorliegenden Arbeit mit der *getrennten* Analyse zweier Paneldatensätze gefolgt. Alle Tage der Beobachtungsperiode 1 (April 2007) sind durch ein einheitlich sehr positives, alle Tage der Beobachtungsperiode 2 (Januar 2008) durch ein einheitlich sehr negatives Konjunkturumfeld geprägt.<sup>126</sup>

### ***Systematisches Risiko***

Wird der Unternehmenswert durch systematische Risikofaktoren determiniert, so lässt sich aus der Optionseigenschaft ausfallrisikobehafteter Bonds folgern, dass deren Marktpreise ebenfalls durch systematische Risiken beeinflusst werden und somit deren Credit Spreads eine systematische Risikoprämie enthalten.<sup>127</sup> Die eben diskutierten makroökonomischen Bedingungen wirken sich auf alle kreditnehmenden Unternehmen mehr oder weniger stark aus und stellen damit einen systematischen Risikotreiber dar. Während in den vorhergehenden Ausführungen die allgemeine Bedeutung des makroökonomischen Umfelds für die durchschnittliche Höhe der Credit Spreads im Mittelpunkt stand, soll nachfolgend die Bedeutung des systematischen Risikos für die bondspezifische Höhe der Spreads betrachtet werden. Sofern durch Portfoliobildung eine vollständige Diversifikation idiosynkratischer Risiken möglich ist, verbleibt immer ein systematisches Risiko. Dieses resultiert bei Bondportfolios letztendlich aus der Ausfallkorrelation der einzelnen Titel, welche wiederum durch gemeinsame systematische Faktoren wie das makroökonomische Umfeld oder Contagion Effects durch Geschäftspartnernetzwerke determiniert wird. Das systematische Risiko erzeugt eine Volatilität des tatsächlichen Verlustes,

---

<sup>124</sup> Anzumerken ist, dass nach Merton (1974) das Niveau der risikofreien Zinsstrukturkurve nicht nur unter makroökonomischen Gesichtspunkten einen wesentlichen Einfluss auf die Marktpreise von ausfallrisikobehafteten Fremdkapitaltiteln besitzt. So entspricht der risikofreie Zinssatz dem Drift des risikoneutralen stochastischen Unternehmenswertprozesses, welcher die erwartete Wachstumsrate des Unternehmensvermögens definiert. Eine Zunahme des risikolosen Zinses impliziert folglich eine Zunahme der erwarteten Wachstumsrate des Unternehmensvermögens, wodurch c.p. die Ausfallwahrscheinlichkeit und der Credit Spread sinken et vice versa. Vgl. hierzu auch Longstaff/Schwartz (1995).

<sup>125</sup> Vgl. z.B. Tsuji (2005) und Ericsson/Renault (2006).

<sup>126</sup> Da die einzelnen Untersuchungsperioden eine Länge von einem Monat aufweisen, kommt es innerhalb dieses Zeitraums zu keiner durch Variablen wie Bruttoinlandsprodukt, Konsumnachfrage, Inflationserwartung etc. messbaren Veränderung des makroökonomischen Umfeldes. Auch die durchschnittlichen Werte des Niveaus und der Steigung der Zinsstrukturkurve sowie die Höhe des VSTOXX-Index zeigen, dass sich die beiden Beobachtungsperioden im April 2007 und Januar 2008 hinsichtlich des makroökonomischen Umfelds deutlich voneinander unterscheiden.

<sup>127</sup> Vgl. Delianedis/Geske (2001), S. 14. Die zur Staatsanleihen-Spot Rate Kurve gemessenen Z-Spreads enthalten eine Prämie für das nichtdiversifizierbare systematische Risiko, da Staatsanleihen nicht, bzw. verglichen mit Corporate Bonds nur in geringerem Umfang, von systematischen Risiken beeinflusst werden. Vgl. z.B. Elton (1999), Perraudin/Taylor (2004) sowie Ericsson/Renault (2006).

welche definitionsgemäß auch durch die Bildung des Marktportfolios nicht diversifizierbar ist. Risiko-averse Investoren verlangen für die Übernahme dieses Risikos eine Kompensation in Form einer Risikoprämie. Im Gegensatz zu der sehr umfangreichen Literatur bezüglich der systematischen Risikoprämie von Eigenkapitaltiteln existieren vergleichsweise wenige Arbeiten, welche den Einfluss systematischer Risikofaktoren auf die Höhe der Credit Spreads von Corporate Bonds zu analysieren suchen. *Fama/French (1992, 1993, 1995)* zeigen, dass die Größe eines Unternehmens, gemessen durch dessen Marktkapitalisierung, sowie das Buchwert-zu-Marktwertverhältnis des Eigenkapitals, die erwarteten Renditen von sowohl Eigen- als auch Fremdkapitaltiteln beeinflussen. *Elton et al. (2001)* analysieren die Bedeutung systematischer Risikofaktoren nach *Fama/French (1993)* für das Niveau der Credit Spreads US-Dollar denominierter Corporate Bonds, indem sie den um eine Expected Loss- und Steuerkomponente bereinigten Residual Spread auf diese Risikofaktoren regressieren. Sie zeigen, dass die Fama-French-Faktoren in Abhängigkeit von der Restlaufzeit und Ratingklassifizierung zwischen 19% und 41% des Credit Spreads erklären.<sup>128</sup> Da *Elton et al. (2001)* in ihrer Analyse jedoch nicht für Bondcharakteristika wie z.B. Kuponhöhe oder Liquidität kontrollieren, ist es diskussionswürdig, ob der Residual Spread tatsächlich als systematische Risikoprämie interpretiert werden kann. Zahlreiche Untersuchungen der vergangenen Jahre, wie unter anderem *King/Khang (2005)*, *Avramov et al. (2007)* sowie *Gemmill/Keswani (2009)* zeigen ferner, dass die Fama-French-Risikofaktoren für die Credit Spreads von Investment Grade Bonds keine oder nur eine ausgesprochen geringe Erklärungskraft von wenigen Basispunkten besitzen. Zur Kontrolle des durch *Fama/French (1992, 1993, 1995)* postulierten möglichen Einflusses der Marktkapitalisierung (*MarketCap*) sowie des Buchwert-zu-Marktwertverhältnisses des Eigenkapitals (*BM*) werden diese Größen in logarithmierter Form als erklärende Variablen in das Regressionsmodell integriert.<sup>129</sup> Da die Marktpreise von Investment Grade Bonds Preisen von Deep-out-of-the-Money-Putoptionen auf den Firmenwert entsprechen, wird jedoch weder ein ökonomisch noch statistisch signifikanter Einfluss dieser Variablen auf die Höhe des Z-Spreads erwartet.<sup>130</sup> Hinzu kommt, dass Ratingagenturen die Größe sowie das Wachstumspotential des bewerteten Unternehmens explizit im Rahmen der Erstellung der Bonitätseinschätzung berücksichtigen, weshalb diese Faktoren - zumindest partiell - bereits durch die Ratingklassifizierung erfasst werden.<sup>131</sup> Die Tabellen 5 und 6 dokumentieren jeweils in Panel A die deskriptiven Statistiken beider Variablen für April 2007 und Januar 2008.<sup>132</sup>

---

<sup>128</sup> Driessen (2005) hingegen zeigt, ebenfalls für einen Datensatz US-amerikanischer Bonds, dass systematische Risiken nur einen deutlich geringeren Teil des Credit Spreads von maximal 19% für Bonds niedriger Ratingkategorien zu erklären vermögen.

<sup>129</sup> Zur Verwendung dieser Variablen in logarithmierter Form vgl. u.a. *Fama/French (1992, 1993, 1995)*.

<sup>130</sup> Verschiedene Studien zeigen darüber hinaus, dass die Fama-French-Risikofaktoren selbst für High Yield-Bonds keinen ökonomisch signifikanten Einfluss auf die Höhe der Credit Spreads besitzen. Vgl. z.B. *Avramov et al. (2007)* sowie *Gemmill/Keswani (2009)*.

<sup>131</sup> Entsprechendes gilt für den Verschuldungsgrad des Unternehmens, welcher maßgeblich die Ratingbewertung determiniert und deshalb zur Vermeidung von Multikollinearität nicht in das Regressionsmodell inkludiert wird. Vgl. *Moody's (2002)*, *Campbell/Taksler (2003)*, *Chen et al. (2007)*, *Rottmann/Seitz (2008)* und *Standard & Poor's (2008)*.

<sup>132</sup> Grundlage der Bestimmung der deskriptiven Statistiken der Variablen *MarketCap*, *BM* sowie der in den nachfolgenden Ausführungen dargestellten *StockVola*, bilden ausschließlich Datensätze, welche alle drei Variablen

### ***Idiosynkratisches Risiko***

*Amato/Remolona (2003, 2005)* argumentieren anhand des Marktes für Collateralized Debt Obligations (CDOs), dass infolge der extremen Schiefe der Renditeverteilung von Anleihen in Verbindung mit der in der Realität nahezu nicht möglichen Bildung hinreichend großer Bondportfolios zur vollständigen Diversifizierung der unternehmensspezifischen Risiken, der Credit Spread eine Prämie für die Übernahme dieser nicht diversifizierbaren unsystematischen Risiken durch risikoaverse Investoren enthalten muss. In vorliegender Arbeit wird, sofern für die einzelnen Emittenten verfügbar, die Equityvolatilität als Proxy des unsystematischen Risikos zugrunde gelegt. Gemäß *Merton (1974)* stellt die Volatilität des Asset Values einen wesentlichen Einflussfaktor für die Höhe der Credit Spreads dar. Da ein Corporate Bond einer Kombination aus einem risikofreien Darlehen sowie einer verkauften Putoption auf den Firmenwert entspricht, führt eine höhere Volatilität zu einem Anstieg des Optionswertes und damit zu einem Rückgang des Bondpreises bzw. einer Zunahme des Credit Spreads. Aufgrund der Unmöglichkeit, den stetigen stochastischen Prozess der Firmenwertentwicklung direkt zu beobachten, wird die Volatilität des Asset Values in der Regel durch die Volatilität des Equity Values der entsprechenden Firma approximiert. Da die Equity Volatilität stark durch unsystematische Risiken determiniert wird, kann diese als Proxy für das idiosynkratische Risiko eines Corporate Bonds herangezogen werden. *Campbell/Takler (2003)* zeigen, dass zwischen Equityvolatilität und Bond Spreads eine sowohl statistisch als auch ökonomisch signifikante Beziehung besteht. *Pastor/Veronesi (2003)*, *Avramov et al. (2003)* sowie *Gemmill/Keswani (2009)* bestätigen dieses Ergebnis. In den Analysen des nachfolgenden Kapitels wird für jede der beiden Untersuchungsperioden ein Subsample gebildet, das ausschließlich Bonds enthält, welche von Unternehmen mit börsenlistedem Eigenkapital emittiert wurden. Sofern, wie zum Beispiel bei Finanzierungsgesellschaften von Industrieunternehmen in der Regel der Fall, das emittierende Unternehmen selbst nicht börsennotiert ist, wird auf die Equityvolatilität der börsennotierten Muttergesellschaft zurückgegriffen. Die Equityvolatilität wird als Volatilität der Aktienrendite der, bezogen auf den jeweils aktuellen Beobachtungstag, letzten 30 Handelstage berechnet.<sup>133</sup> Auf Grundlage der vorangegangenen Ausführungen wird eine positive Beziehung zwischen der Höhe der Equityvolatilität und der Höhe des Z-Spreads erwartet. Wie den deskriptiven Statistiken des Panels A der Tabelle 5 (Tabelle 6) zu entnehmen ist, beträgt beispielsweise die durchschnittliche tägliche Renditevolatilität der Aktien von Emittenten mit einem AAA Rating im April 2007 (Januar 2008) 0,80% (1,45%) und für Emittenten mit einem BBB Rating 1,43% (2,00%).

---

umfassen. Sofern eine dieser Variablen für eine Cross Section-Einheit zu einem Beobachtungszeitpunkt fehlt, wird diese Einheit zur Berechnung der deskriptiven Statistiken dieser Variablen aus dem Datensatz zu diesem Beobachtungszeitpunkt exkludiert.

<sup>133</sup> Es wird die Equityvolatilität anstatt der idiosynkratischen Equityvolatilität verwendet, da Erstere im Rahmen eines optionsbasierten Spreadansatzes das theoretisch korrekte Volatilitätsmaß darstellt. Vgl. *Merton (1974)* sowie *Gemmill/Keswani (2009)*. Bei Verwendung der idiosynkratischen Equityvolatilität als Differenz der firmenspezifischen Equityvolatilität und der Euro Stoxx 50-Volatilität in den ökonometrischen Analysen des nachfolgenden Kapitels bleiben die grundsätzlichen Ergebnisse jedoch unverändert. Zur idiosynkratischen Equityvolatilität vgl. z.B. *Campbell et al. (2001)*.



Entsprechend den vorangegangenen Ausführungen zu den Determinanten des Z-Spreads ergibt sich die folgende empirische Spezifikation:<sup>134</sup>

$$\begin{aligned}
 Z - Spread_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 BA_{i,t} + \beta_2 OTR_{i,t} + \beta_3 Issue_{i,t} + \beta_4 PubEqu_{i,t} + \beta_5 DummyAAA_{i,t} + \\
 & \beta_6 DummyAA_{i,t} + \beta_7 DummyA_{i,t} + \beta_8 Zusatz_{i,t} + \beta_9 Kupon_{i,t} + \beta_{10} RLZ_{i,t} + \beta_{11} RLZ2_{i,t} + \\
 & \beta_{12} StockVola_{i,t} + \beta_{13} \ln(MarketCap_{i,t}) + \beta_{14} \ln(BM_{i,t}) + \beta_{15} Interaktion_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned} \quad (15)$$

## 4.2.2 Ergebnisse

Zur simultanen Berücksichtigung von Querschnitts- und Zeitreihenschwankungen wird die Modellspezifikation (15) mittels Pooled-OLS geschätzt. Um für einen möglichen Zeiteffekt zu kontrollieren, erfolgt eine Integration von Tagesdummies. Die Standardfehler werden für Heteroskedastizität und serielle Korrelation der Fehlerterme eines Emittenten korrigiert.<sup>135</sup> Tabelle 9 fasst die Ergebnisse für April 2007 zusammen. Die Spezifikationen I und II beziehen sich auf den alle Bonds umfassenden Gesamtdatensatz unabhängig von der Börsennotierung des Eigenkapitals der Emittenten. Die Spezifikationen III-VI basieren auf einem Subsample, das sich aus allen Bonds zusammensetzt, welche von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital emittiert wurden.

In allen Spezifikationen (I-VI) zeigt sich für April 2007 eine sowohl statistische als auch ökonomische Insignifikanz der Liquiditätsmaße *relativer Bid-Ask-Spread*, *Emissionsvolumen*<sup>136</sup> sowie *Börsennotierung des Eigenkapitals*. Das effektkodierte Liquiditätsmaß OTR ist in allen Regressionen statistisch signifikant, steht jedoch entgegen den Erwartungen schwach positiv mit der Höhe des Z-Spreads in Beziehung. Ein sehr junger Bond weist c.p. einen um ca. 5 Basispunkte (BP) höheren Z-Spread auf als ein Bond mit einem Alter von mehr als drei Jahren.<sup>137</sup> Dies widerspricht den theoretischen

<sup>134</sup> Infolge der durch die jeweils kurzen Betrachtungszeiträume von einem Monat induzierten Invariabilität der wesentlichen erklärenden Variablen sowie der Stationarität der zeitvariablen Regressoren ist eine Dekomposition des Z-Spread-Niveaus zwingend angezeigt. Zur Bedeutung der Stationarität für die Validität der Schätzergebnisse vgl. Wooldridge (2009), S. 377-400.

<sup>135</sup> Sind die Fehlerterme eines Unternehmens über die Zeit korreliert (*time-series dependence*), so liegt ein unbeobachteter Firmeneffekt vor. Ist dieser im Zeitablauf konstant, so wird von einem fixen oder zeitkonstanten unbeobachteten Firmeneffekt gesprochen, andernfalls von einem nicht-fixen bzw. temporären unbeobachteten Firmeneffekt. Sofern die Fehlerterme zwischen den Unternehmen zu einem betrachteten Zeitpunkt korreliert sind (*cross-sectional dependence*), so wird dies als Zeiteffekt bezeichnet. Wird jedes Unternehmen zu einem betrachteten Zeitpunkt in gleichem Umfang beeinflusst, so ist der Zeiteffekt konstant. Ein konstanter Zeiteffekt wird vollständig durch die Integration von Zeitdummies in das Regressionsmodell absorbiert. Sofern der Zeiteffekt nicht konstant ist, beeinflusst ein Schock zu einem betrachteten Zeitpunkt die Fehlerterme der Unternehmen in unterschiedlichem Ausmaß. Vgl. Wooldridge (2007) sowie Petersen (2009).

<sup>136</sup> Die in Kapitel 4.2.2 für April 2007 und Januar 2008 dargestellten Analysen wurden auch auf Basis des logarithmierten Emissionsvolumens zur Erfassung nicht-linearer Abhängigkeiten durchgeführt. Der Einfluss des Emissionsvolumens auf die Höhe des Z-Spreads ändert sich durch die Logarithmierung jedoch nicht. Die Koeffizienten und Standardfehler der weiteren erklärenden Variablen bleiben bei Logarithmierung des Emissionsvolumens ebenfalls nahezu unverändert. Die Ergebnisse können auf Anfrage vom Autor erhalten werden.

<sup>137</sup> Anzumerken ist, dass die Wahl der Schwellenwerte  $S_1$  und  $S_2$  (vgl. Kapitel 4.2.1) die Regressionsergebnisse nicht fundamental beeinflusst. Die absolute Höhe des OTR-Regressionskoeffizienten sowie dessen Signifikanz verändern sich bei der Wahl von Schwellenwerten zwischen zwei Monaten und fünf Jahren sowie einem Ab-

TABELLE 9: DETERMINANTEN DES Z-SPREADS FÜR APRIL 2007

Tabelle 9 dokumentiert die OLS-Schätzergebnisse der Modellspezifikation (15) für April 2007. Der Z-Spread als abhängige Variable wird zur deutschen Staatsanleihen-Spot Rate Kurve gemäß den Ausführungen des Kapitels 4.1 berechnet. BA misst den relativen Bid/Ask-Spread eines Bonds in Prozent und errechnet sich als Quotient aus Bid/Ask-Spread und Mittelwert des Clean Bid- bzw. Clean Ask-Preises. Der als OTR definierte effektkodierte Dummy für das Bondalter teilt die Anleihen anhand der Schwellwerte  $S_1=0,75$  Jahre und  $S_2=3$  Jahre in drei Alterskategorien ein. Issue bezeichnet das Gesamtemissionsvolumen eines Bonds in Milliarden Euro. Die Dummyvariable PubEqu kodiert Unternehmen entsprechend der Börsennotierung des Eigenkapitals. Die Dummyvariablen DumAAA, DumAA sowie DumA kodieren die Bonds des Datensatzes gemäß ihrer Ratingkategorie. Bonds mit Ratingeinschätzung BBB bilden die Benchmarkgruppe. Die effektkodierte Dummyvariable Zusatz indiziert, ob ein Bond einen + oder - Ratingzusatz besitzt. RLZ misst die Restlaufzeit eines Bonds in Jahren. Zur Kontrolle nicht-linearer Zusammenhänge zwischen Z-Spread und Restlaufzeit geht letztere in die Modellspezifikation (15) als Variable RLZ2 in quadrierter Form ein. Kupon bezeichnet die Kuponhöhe in Prozent. StockVola entspricht der Volatilität der täglichen Aktienrendite des Bondemittenten in Prozent, MarketCap der Marktkapitalisierung in Milliarden Euro und BM dem Buchwert-zu-Marktwertverhältnis des Eigenkapitals. Die Interaktionsvariablen RLZDumAAA, RLZDumAA und RLZDumA kontrollieren für unterschiedliche Sensitivitäten der Z-Spreads verschiedener Ratingkategorien bezüglich der Restlaufzeit. Die Spezifikationen I und II beziehen sich auf den alle Bonds umfassenden Gesamtdatensatz für April 2007 unabhängig von der Börsennotierung des Eigenkapitals der Emittenten. Die Spezifikationen III-VI basieren auf einem Subsample, welches sich aus allen Bonds zusammensetzt, die von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital emittiert wurden. Standardfehler in Klammern sind robust für Heteroskedastizität und serielle Korrelation der Tagesbeobachtungen innerhalb eines Emittenten. \*\*\*, \*\*, \* indiziert Signifikanz auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau (zweiseitige Tests).

Variable	I	II	III	IV	V	VI
BA	0,0250 (0,0927)	0,0052 (0,0741)	0,0184 (0,1121)	0,0003 (0,0944)	0,0106 (0,1037)	-0,0110 (0,0848)
OTR	0,0261** (0,0106)	0,0255** (0,0101)	0,0263** (0,0118)	0,0254** (0,0112)	0,0263** (0,0114)	0,0252** (0,0109)
Issue	0,0141 (0,0131)	0,0041 (0,0114)	0,0191 (0,0162)	0,0119 (0,0152)	0,0158 (0,0167)	0,0129 (0,0167)
PubEqu	0,0238 (0,0211)	0,0035 (0,0200)				
DumAAA	-0,3669*** (0,0314)	-0,1401*** (0,0409)	-0,3299*** (0,0198)	-0,1634** (0,0771)	-0,3245*** (0,0307)	-0,1468* (0,0841)
DumAA	-0,3510*** (0,0202)	-0,1602*** (0,0334)	-0,3211*** (0,0202)	-0,1781*** (0,0341)	-0,3156*** (0,0234)	-0,1619*** (0,0388)
DumA	-0,1816*** (0,0191)	-0,0687** (0,0324)	-0,1842*** (0,0193)	-0,0835*** (0,0309)	-0,1789*** (0,0194)	-0,0781*** (0,0300)
Zusatz	-0,0455*** (0,0090)	-0,0505*** (0,0088)	-0,0544*** (0,0095)	-0,0572*** (0,0095)	-0,0551*** (0,0104)	-0,0567*** (0,0101)
Kupon	0,0141* (0,0081)	0,0225*** (0,0068)	0,0163** (0,0080)	0,0224*** (0,0072)	0,0146* (0,0078)	0,0202*** (0,0069)
RLZ	0,0509*** (0,0092)	0,0691*** (0,0073)	0,0558*** (0,0107)	0,0699*** (0,0087)	0,0575*** (0,0106)	0,0712*** (0,0084)
RLZ2	-0,0013** (0,0006)	-0,0014*** (0,0005)	-0,0012* (0,0007)	-0,0014** (0,0006)	-0,0013* (0,0007)	-0,0014** (0,0006)
StockVola					0,0422** (0,0203)	0,0377* (0,0205)
ln(MarketCap)					0,0069 (0,0087)	0,0011 (0,0089)
ln(BM)					-0,0239 (0,0177)	-0,0210 (0,0168)
RLZDumAAA		-0,0413*** (0,0071)		-0,0337** (0,0164)		-0,0334** (0,0169)
RLZDumAA		-0,0332*** (0,0070)		-0,0263*** (0,0070)		-0,0273*** (0,0074)
RLZDumA		-0,0202*** (0,0067)		-0,0177*** (0,0064)		-0,0171*** (0,0062)
Tagesdummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	7240	7240	5823	5823	5823	5823
Adjustiertes $R^2$	0,6099	0,6483	0,6265	0,6471	0,6361	0,6564

schen Überlegungen von *Sarig/Warga (1989)*, *Schultz (2001)* und *McGinty (2001)* sowie den empirischen Ergebnissen der Untersuchungen von *Alexander et al. (2000)*, *Hong/Warga (2000)*, *Houweling et al. (2005)*, *Elton et al. (2004)* und *Ericsson/Renault (2006)*. Die genannten Arbeiten argumentieren

stand beider Werte von mindestens sechs Monaten lediglich geringfügig, das positive Vorzeichen des Koeffizienten bleibt stets erhalten.

unter anderem, dass ein zunehmendes Bondalter eine abnehmende Liquidität bzw. eine steigende Liquiditätsrisikoprämie induziert, da ein immer höherer Anteil des gesamten Emissionsvolumens des Bonds von Portfolien von Buy-and-Hold-Investoren absorbiert wird und damit zwangsläufig Handelshäufigkeit und -volumen des Bonds sinken.<sup>138</sup> Diese Argumentation postuliert die Messung der Liquidität eines Bonds durch dessen Alter, berücksichtigt jedoch nicht, dass mit einer altersinduzierten zunehmenden Absorption je nach aktuellem Marktumfeld weitere Effekte verbunden sein können, welche die Bondpreise entgegen der dargestellten theoretischen Intuition beeinflussen.

Bis zum Sommer 2007 kam es infolge des günstigen makroökonomischen Umfelds, einer ausgesprochen geringen Risikoaversion der Marktteilnehmer, einer hohen Marktliquidität sowie einer durch diese Faktoren bedingten hohen Anzahl Rendite suchender Investoren, zu einem starken Spread-Einengungstrend.<sup>139</sup> Die mit dem Bondalter zunehmende Absorption in Portfolien von Buy-and-Hold-Investoren bedingt einen grundsätzlich sehr geringen relativen Anteil alter Bonds am gesamten Bondangebot. Infolge dieser Gegebenheit und einer bis Mitte 2007 andauernden äußerst hohen Nachfrage nach riskanten Assets, waren Marktteilnehmer bereit, einen als *Raritätenprämie* bezeichneten Preiszuschlag für alte Bonds zu bezahlen. Hinzu kam, dass infolge der vergleichsweise geringen Verfügbarkeit alter Unternehmensanleihen die Price Maker alter Bonds sogenannte *Abwehr-* bzw. *Abschreckungspreise* stellten: Um die Nachfrage für schwierig am Markt zu beschaffende ältere Anleihen niedrig zu halten, wurden für diese tendenziell höhere Preise quotiert. Wie dieser Sachverhalt zeigt, stellen das Bondalter und daraus abgeleitete Dummyvariablen in extrem positiven Marktphasen ausgesprochen kritische Liquiditätsmaße dar. Denn trotz des größeren Handelsvolumens sowie einer vermehrten Handelshäufigkeit und damit einer höheren Liquidität junger Bonds, vermögen die auf dem Bondalter basierenden Variablen die Liquiditätshöhe bei der Existenz von Raritätenprämien und Abwehrpreisen wie im April 2007 nicht ausreichend abzubilden. Vielmehr messen altersbezogene Variablen während dieser Marktphase das Ausmaß der durch eine hohe Absorptionsrate älterer Anleihen induzierten Übernachfrage.

Alle Spezifikationen (I-VI) zeigen erwartungsgemäß einen statistisch und ökonomisch signifikanten Einfluss der Ratingbewertung sowie des Ratingzusatzes. Dieses Standardergebnis wird in zahlreichen Untersuchungen bestätigt.<sup>140</sup> In den Spezifikationen, welche die Interaktionsvariablen nicht berücksichtigen (I, III und V) weisen AAA Bonds c.p. einen um 37 BP (I), 33 BP (III) bzw. 32 BP (V), AA Bonds einen um 35 BP (I) bzw. 32 BP (III und V) und A Bonds einen um 18 BP (I, III und V) niedrigeren Z-Spread auf als BBB Bonds. Der Einfluss eines „+“ („-“) Ratingzusatzes beträgt durchschnittlich 5 (-5) BP verglichen mit einer Bonitätseinschätzung ohne Ratingzusatz. Der Einfluss der Restlaufzeit ist insgesamt signifikant positiv, nicht linear und ökonomisch sehr bedeutend. Der Zusammenhang zwischen Z-Spread und Restlaufzeit ist konkav, wie die in allen Spezifikationen signifikant negative Variable RLZ2 anzeigt. Gemäß Spezifikation I weist eine Anleihe mit einer Restlaufzeit

---

<sup>138</sup> Vgl. ferner die Ausführungen in Kapitel 4.2.1.

<sup>139</sup> Vgl. Gann (2009), S. 52.

<sup>140</sup> Vgl. z.B. Campell/Taksler (2003), Van Landschoot (2004), Ericsson/Renault (2006) u.a.

von neun Jahren c.p. einen um ca. 9 BP höheren Spread auf als eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von 6 Jahren.<sup>141</sup> Deren Spread ist c.p. wiederum um ca. 12 BP höher als der Spread einer Anleihe mit einer Restlaufzeit von 3 Jahren. *Longstaff et al. (2005)*, *Tsuji (2005)*, *Rottmann/Seitz (2008)* und andere weisen ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen Credit Spread und Restlaufzeit nach, wobei *Rottmann/Seitz (2008)* gleichermaßen eine nichtlineare Beziehung dokumentieren können. Die statistisch und ökonomisch signifikanten Interaktionsvariablen (Spezifikationen II, IV und VI) indizieren einen zunehmenden Einfluss der Restlaufzeit mit abnehmender Bonitätseinschätzung. Die Credit Spread Kurven weisen für BBB Bonds somit eine durchschnittlich höhere Steigung auf als für AAA Bonds. Die positive Beziehung zwischen Kuponhöhe und Z-Spread steht in Übereinstimmung mit den empirischen Ergebnissen von *Elton et al. (2004)*, *Perraudin/Taylor (2004)* sowie *Tsuji (2005)* und ist in allen Spezifikationen statistisch signifikant, ökonomisch jedoch nur von geringer Bedeutung. So impliziert ein Anstieg der Kuponrate um 1% einen Anstieg des Z-Spreads von durchschnittlich etwa 2 Basispunkten.<sup>142</sup> Dennoch deutet der positive Zusammenhang darauf hin, dass infolge der geringen Risikoaversion der Marktteilnehmer im April 2007 c.p. der Steuereffekt eines niedrigen Kupons den Effekt der höheren Duration überkompensiert.<sup>143</sup> Die dargestellten Ergebnisse besitzen sowohl für das Gesamtsample (Spezifikationen I und II) als auch das Subsample, welches sich aus allen Bonds zusammensetzt, die von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital emittiert wurden (Spezifikationen III-VI), Gültigkeit. Die Spezifikationen V und VI lassen ferner einen statistisch signifikanten und erwartungsgemäß positiven Einfluss der Aktienvolatilität auf die Höhe des Z-Spreads erkennen. Entsprechend der Argumentation von *Merton (1974)* und *Amato/Remolona (2003, 2005)* sowie den empirischen Ergebnissen von *Campbell/Takler (2003)*, *Avramov et al. (2003)*, *Pastor/Veronesi (2003)*, *Gemmill/Keswani (2009)* und anderen, induziert eine höhere Volatilität der Aktienrendite als Proxy des unsystematischen Risikos einen höheren Credit Spread. Die ökonomische Bedeutung der Aktienvolatilität ist jedoch gering. So impliziert eine Zunahme der Variablen StockVola um 0,5% - dies entspricht mehr als der durchschnittlichen Standardabweichung der täglichen Renditen des Eigenkapitals der börsennotierten Bondemittenten im April 2007 (vgl. Tabelle 5) - einen Anstieg des Z-Spreads um ca. 2 BP. Der Einfluss der Marktkapitalisierung sowie des Buchwert-zu-Marktwertverhältnisses des Eigenkapitals ist wie erwartet sowohl statistisch als auch ökonomisch insignifikant.

Die Ergebnisse der Analyse für April 2007 zeigen, dass das Liquiditätsrisiko in einer Phase sehr guter Marktbedingungen für Investoren keine signifikante Bewertungsrelevanz besitzt. In einem sol-

---

<sup>141</sup>  $(0,0509 \cdot 9 - 0,0013 \cdot 9^2) - (0,0509 \cdot 6 - 0,0013 \cdot 6^2) = 0,0942$

<sup>142</sup> Ein Anstieg der Kuponrate um 1% entspricht ca. einer Standardabweichung der Kuponraten der Bonds des Datensatzes für April 2007. Vgl. Tabelle 6.

<sup>143</sup> Infolge einer hohen Korrelation von Restlaufzeit und Duration (die Korrelation der beiden Variablen beträgt über 0,99) und einem dadurch induzierten Multikollinearitätsproblem bei simultaner Integration der beiden Variablen, wurde letztere nicht in das Modell aufgenommen. Wird statt der Restlaufzeit die Duration in die Modellspezifikationen integriert, so ergeben sich sowohl für April 2007 als auch Januar 2008 zur Restlaufzeit vergleichbare Koeffizientenwerte sowie Standardfehler. Koeffizientenwert sowie Standardfehler der Variablen Kupon bleiben nahezu unverändert. Entsprechendes gilt auch, wenn statt der Duration die Modified Duration bzw. die Konvexität in die Modellspezifikation (15) integriert wird. Die Regressionsergebnisse können auf Anfrage vom Autor erhalten werden.

chen Marktumfeld werden die Marktpreise bzw. Credit Spreads der Unternehmensanleihen nahezu ausschließlich durch die Einschätzung des Kreditrisikos sowie die Restlaufzeit determiniert. Bereits die Analysen des Kapitels 3 dokumentieren, dass während des positiven Kapitalmarktumfelds im April 2007 diese beiden Faktoren alleine die Marktpreise der Bonds sehr gut erklären können. Ferner wird deutlich, dass eine differenzierte Bewertung der Bonität von Investment Grade Bonds im Rahmen der Investitionsentscheidung in einer Phase niedriger Risikoaversion und günstiger makroökonomischer Bedingungen eine vergleichsweise geringe Rolle spielt. Wie die Tabellen 4 sowie 9 zeigen, fallen die durch die Ratingeinschätzung implizierten Z-Spreads im April 2007 gering aus und unterscheiden sich zwischen den verschiedenen Ratingkategorien nur verhältnismäßig wenig.

Die Dekomposition der in einem krisenhaften Kapitalmarktumfeld beobachtbaren Z-Spreads führt zu Analyseergebnissen, welche sich deutlich von den für April 2007 dokumentierten Resultaten unterscheiden. Tabelle 10 fasst die Ergebnisse für Januar 2008 zusammen. Analog zu den Darstellungen in Tabelle 9 beziehen sich die Spezifikationen I und II auf den alle Emittenten umfassenden Gesamtdatensatz. Die Spezifikationen III-VI basieren auf einem Subsample, welches sich aus allen Bonds zusammensetzt, die von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital emittiert wurden.

Anders als im April 2007 besitzen im Januar 2008 alle Liquiditätsmaße eine hohe statistische und ökonomische Signifikanz. Dies gilt für alle Spezifikationen (I-VI). Der Einfluss des relativen Bid/Ask-Spreads auf die Höhe der Z-Spreads vervielfacht sich und beträgt je nach Spezifikation zwischen 11 (Spezifikation II) und 14 Basispunkten (Spezifikation V) pro Prozentpunkt relativem Bid/Ask-Spread. Die deutliche Zunahme des Einflusses des Bid/Ask-Spreads als direktes Liquiditätsmaß indiziert, dass Liquidität während des krisenhaften Kapitalmarktumfelds im Januar 2008 zu einem wesentlichen bewertungsrelevanten Faktor wird. Der Koeffizient der statistisch hochsignifikanten Variablen OTR vervielfacht sich, bleibt jedoch wie auch im April 2007 positiv. Ein sehr junger Bond weist damit im Januar 2008 c.p. einen um ca. 20 Basispunkte höheren Z-Spread auf als ein älterer Bond. Die Ursache für diesen positiven Einfluss des Bondalters ist auch im Januar 2008 auf Angebots- und Nachfrageeffekte zurückzuführen, welche durch das aktuelle Marktumfeld in diesem Zeitraum induziert und durch die in Kapitel 4.2.1 dargestellten theoretischen Darlegungen nicht berücksichtigt wurden: Bereits ab Herbst 2007 geriet der Interbankenmarkt zunehmend ins Stocken.<sup>144</sup> Infolge eines wachsenden wechselseitigen Vertrauensverlustes, einer ansteigenden Unsicherheit bezüglich der wirtschaftlichen Situation der potentiellen Kontraktpartner sowie einer stark zunehmenden Risikoaversion der Marktteilnehmer weitete sich die anfängliche Kreditkrise zu einer Liquiditätskrise aus. Banken und Versicherungsunternehmen suchten verstärkt riskante Assets zum Risikoabbau, zur Verlustbegrenzung sowie Liquiditätsgenerierung zu verkaufen.<sup>145</sup> Die Portfolios von Bondtradern in Finanzunternehmen setzen

---

<sup>144</sup> Vgl. u.a. Blanchard (2008), Borio (2008), Rudolph (2008), Brunnenmeier (2009) und Pape/Schlecker (2009).

<sup>145</sup> Dieses Verhalten wurde durch einen Anstieg der Unsicherheit über die Sensitivität der wirtschaftlichen Wohlfahrt und damit der Debt Service Capacity der Bondemittenten bezüglich des sich extrem verschlechternden wirtschaftlichen Umfeldes und damit durch einen Anstieg der Unsicherheit über die wahren Ausfallrisiken verstärkt. Hinzu kam der allgemeine Vertrauensverlust in die Ratingeinschätzung der Agenturen, ausgelöst durch deutliche Fehlbewertungen bei strukturierten Finanzinstrumenten. Da der Subprime-Krise und der dadurch aus-

TABELLE 10: DETERMINANTEN DES Z-SPREADS FÜR JANUAR 2008

Tabelle 10 dokumentiert die OLS-Schätzergebnisse der Modellspezifikation (15) für Januar 2008. Der Z-Spread als abhängige Variable wird zur deutschen Staatsanleihen-Spot Rate Kurve gemäß den Ausführungen des Kapitels 4.1 berechnet. BA misst den relativen Bid/Ask-Spread eines Bonds in Prozent und errechnet sich als Quotient aus Bid/Ask-Spread und Mittelwert des Clean Bid- bzw. Clean Ask-Preises. Der als OTR definierte effektkodierte Dummy für das Bondalter teilt die Anleihen anhand der Schwellwerte  $S_1=0,75$  Jahre und  $S_2=3$  Jahre in drei Alterskategorien ein. Issue bezeichnet das Gesamtemissionsvolumen eines Bonds in Milliarden Euro. Die Dummyvariable PubEqu kodiert Unternehmen entsprechend der Börsennotierung des Eigenkapitals. Die Dummyvariablen DumAAA, DumAA sowie DumA kodieren die Bonds des Datensatzes gemäß ihrer Ratingkategorie. Bonds mit Ratingeinschätzung BBB bilden die Benchmarkgruppe. Die effektkodierte Dummyvariable Zusatz indiziert, ob ein Bond einen + oder - Ratingzusatz besitzt. RLZ misst die Restlaufzeit eines Bonds in Jahren. Zur Kontrolle nicht-linearer Zusammenhänge zwischen Z-Spread und Restlaufzeit geht letztere in die Modellspezifikation (15) als Variable RLZ2 in quadrierter Form ein. Kupon bezeichnet die Kuponhöhe in Prozent. StockVola entspricht der Volatilität der täglichen Aktienrendite des Bondemittenten in Prozent, MarketCap der Marktkapitalisierung in Milliarden Euro und BM dem Buchwert-zu-Marktwertverhältnis des Eigenkapitals. Die Interaktionsvariablen RLZDumAAA, RLZDumAA und RLZDumA kontrollieren für unterschiedliche Sensitivitäten der Z-Spreads verschiedener Ratingkategorien bezüglich der Restlaufzeit. Die Spezifikationen I und II beziehen sich auf den alle Bonds umfassenden Gesamtdatensatz für Januar 2008 unabhängig von der Börsennotierung des Eigenkapitals der Emittenten. Die Spezifikationen III-VI basieren auf einem Subsample, welches sich aus allen Bonds zusammensetzt, die von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital emittiert wurden. Standardfehler in Klammern sind robust für Heteroskedastizität und serielle Korrelation der Tagesbeobachtungen innerhalb eines Emittenten. \*\*\*, \*\*, \* indiziert Signifikanz auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau (zweiseitige Tests).

Variable	I	II	III	IV	V	VI
BA	0,1229* (0,0644)	0,1092* (0,0651)	0,1362*** (0,0525)	0,1221** (0,0521)	0,1423*** (0,0518)	0,1280** (0,0512)
OTR	0,1037*** (0,0216)	0,1018*** (0,0213)	0,0987*** (0,0226)	0,0989*** (0,0221)	0,0985*** (0,0226)	0,0992*** (0,0220)
Issue	0,0709*** (0,0191)	0,0633*** (0,0186)	0,0722*** (0,0197)	0,0650*** (0,0193)	0,0939*** (0,0201)	0,0892*** (0,0207)
PubEqu	0,0880** (0,0420)	0,0749* (0,0424)				
DumAAA	-0,8261*** (0,0607)	-0,6497*** (0,0715)	-0,7909*** (0,0571)	-0,5861*** (0,0667)	-0,7157*** (0,0717)	-0,5048*** (0,0822)
DumAA	-0,8854*** (0,0418)	-0,6943*** (0,0700)	-0,8970*** (0,0471)	-0,6896*** (0,0765)	-0,8505*** (0,0501)	-0,6299*** (0,0744)
DumA	-0,4993*** (0,0394)	-0,4379*** (0,0551)	-0,5096*** (0,0401)	-0,4255*** (0,0528)	-0,4832*** (0,0411)	-0,3957*** (0,0537)
Zusatz	-0,1178*** (0,0192)	-0,1217*** (0,0193)	-0,1350*** (0,0207)	-0,1382*** (0,0214)	-0,1313*** (0,0214)	-0,1333*** (0,0215)
Kupon	0,0089 (0,0180)	0,0151 (0,0174)	0,0029 (0,0193)	0,0121 (0,0187)	-0,0013 (0,0202)	0,0081 (0,0195)
RLZ	0,0790*** (0,0152)	0,0964*** (0,0162)	0,0786*** (0,0132)	0,0979*** (0,0144)	0,0792*** (0,0129)	0,0986*** (0,0140)
RLZ2	-0,0047*** (0,0008)	-0,0049*** (0,0008)	-0,0044*** (0,0008)	-0,0046*** (0,0007)	-0,0043*** (0,0008)	-0,0046*** (0,0007)
StockVola					0,0560* (0,0318)	0,0506 (0,0326)
ln(MarketCap)					-0,0153 (0,0166)	-0,0198 (0,0169)
ln(BM)					0,0113 (0,0208)	0,0121 (0,0195)
RLZDumAAA		-0,0368*** (0,0094)		-0,0461*** (0,0129)		-0,0451*** (0,0122)
RLZDumAA		-0,0360*** (0,0112)		-0,0399*** (0,0124)		-0,0415*** (0,0114)
RLZDumA		-0,0122* (0,0070)		-0,0167** (0,0065)		-0,0168*** (0,0065)
Tagesdummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	9293	9293	8000	8000	8000	8000
Adjustiertes $R^2$	0,6361	0,6451	0,6184	0,6283	0,6232	0,6335

gelösten internationalen Finanzkrise unmittelbar eine Phase extrem niedriger Credit Spreads voranging, entstanden durch die Ausweitung der Spreads schlagartig enorme bilanzielle Bewertungsverluste, welche die Notwendigkeit der Banken zur Liquidation riskanter Assets, die wie Corporate Bonds einem bilanziellen Mark-to-Market unterliegen, weiter erhöhte. Ferner verstärkte die prozyklische Wirkung der regulatorischen Vorschriften die Notwendigkeit der Kreditinstitute, Risikopositionen abzubauen. Da junge Corporate Bonds als Bestandteil des Trading Books von Kreditinstituten vergleichsweise liquide Assets darstellten, war der Verkauf dieser Papiere eine naheliegende Möglichkeit, Risikopositionen zu reduzieren und Liquidität zu generieren. Zur Prozyklizität der Bankenregulation vgl. Rudolph (2004) sowie Committee on the Global Financial System (2009).

sich üblicherweise fast vollständig aus jüngeren Bonds zusammen. Alte Bonds hingegen sind gewöhnlich Bestandteile der Portfolios von weniger krisensensitiven Buy-and-Hold-Investoren. Dieser Sachverhalt führte in Verbindung mit der Notwendigkeit der Kreditinstitute zum Abbau riskanter Assets dazu, dass während des negativen Kapitalmarktumfeldes im Januar 2008 nahezu ausschließlich junge Bonds in großem Umfang am Markt zum Verkauf angeboten wurden. Der Handel mit älteren Anleihen kam hingegen fast vollständig zum Erliegen. Dem großen Angebot junger Bonds stand eine allgemein versiegende Nachfrage nach riskanten Assets gegenüber, wodurch ein deutlicher Angebotsüberhang junger Bonds induziert wurde. Dieser verursachte c.p. einen mit abnehmendem Bondalter zunehmenden Anstieg der Credit Spreads. Verstärkt wurde dieser relative Spreadanstieg junger Bonds durch einen weiteren Mechanismus: Da sich Lead Manager gewöhnlich dazu verpflichten, für die Monate nach der Emission einen liquiden Markt für die neu emittierten Bonds zu gewährleisten, wurden für sehr junge Bonds auch während der Finanzmarktkrise noch Preise quotiert, während der Handel alter Bonds infolge fehlender Preise bzw. Kontrahenten de facto oftmals nicht mehr möglich war. Marktteilnehmer konnten somit am ehesten sehr junge Bonds liquidieren und boten diese folglich im Rahmen von Cash-first-Strategien vermehrt zum Verkauf an (Liquidity Sales).<sup>146</sup> Hinzu kam, dass Price Maker zur Schonung eigener liquider Mittel und zur Minimierung des Bestandshalterisikos gleichzeitig Abwehrpreise stellten: Da diesen vorwiegend junge Bonds zum Kauf angeboten wurden, senkten die Price Maker die Preise dieser Bonds so weit ab, dass ein Verkauf der Bonds an diese an Attraktivität verlor.

Wie bereits in der Analyse für April 2007 dargelegt, stellen das Bondalter und daraus abgeleitete Dummyvariablen somit ausgesprochen kritische Liquiditätsmaße dar. Altersbezogene Variablen messen im Januar 2008 de facto nicht die Bondliquidität, sondern vielmehr ein spezifisches Angebots- und Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer, das ausschließlich durch das krisenhafte Marktumfeld in diesem Zeitraum determiniert wurde. Der Spread zwischen On-the-Run- und Off-the-Run-Bonds, abgebildet durch die Variable OTR, kann im Januar 2008 somit weniger als Liquiditätsmaß, sondern vielmehr als Indikator des Angebotsüberhangs junger Bonds interpretiert werden.

Die Emissionshöhe besitzt in allen Spezifikationen einen statistisch signifikanten, jedoch entgegen den Erwartungen positiven Einfluss. Die ökonomische Bedeutung ist jedoch ausgesprochen gering. So impliziert ein Anstieg der Variablen Issue um 0,5 Milliarden Euro - dies entspricht mehr als einer Standardabweichung der Emissionsvolumina des Gesamtdatensatzes für Januar 2008<sup>147</sup> - je nach Spezifikation einen Anstieg zwischen 3 (Spezifikation II) und 5 Basispunkten (Spezifikation V). Auch andere Arbeiten, wie *Dias/Navarro (2002)* oder *Mullineaux/Roten (2002)*, konnten eine schwach positive Beziehung zwischen der Höhe des Emissionsvolumens und der Höhe des Credit Spreads nachwei-

---

<sup>146</sup> Zu Cash-first-Strategien vgl. z.B. Duffie/Ziegler (2003).

<sup>147</sup> Die Standardabweichung des Emissionsvolumens aller Anleihen des Datensatzes für Januar 2008 beträgt 0,4672 Milliarden Euro.

sen.<sup>148</sup> Der schwach positive Zusammenhang ist ebenso wie der dokumentierte Einfluss des Bondalters auf spezielle Angebots- und Nachfrageeffekte zurückzuführen, welche durch das aktuelle Marktumfeld im Januar 2008 induziert wurden. In einer Situation eines extremen Käufermarktes impliziert ein hohes Emissionsvolumen c.p. ein hohes Angebot. Dies bedingt durch die oben für junge Bonds beschriebenen Mechanismen c.p. einen relativ größeren Spreadanstieg von Bonds mit höherem Emissionsvolumen. Dieses Ergebnis zeigt, dass auch das Emissionsvolumen ein problematisches Liquiditätsmaß darstellt: In Zeiten extrem negativer Marktbedingungen korreliert dieses nur ungenügend mit der tatsächlichen Liquidität eines Bonds. Das Emissionsvolumen stellt in diesem Marktumfeld somit kein geeignetes Liquiditätskonzept dar, sondern bildet vielmehr ein durch das krisenhafte Marktumfeld implizites Angebots- und Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer ab.

Auch für die Börsennotierung des Eigenkapitals ist ein signifikant positiver Zusammenhang zu beobachten. Das Subsample der Bonds von Emittenten mit nicht börsennotiertem Eigenkapital setzt sich wesentlich aus Energie- und Transportunternehmen zusammen, bei welchen eine Beteiligung von Staaten der EWU besteht. Gerade zu Krisenzeiten kann c.p. eine Staatsbeteiligung als Signal einer größeren Unternehmensstabilität betrachtet werden und so den positiven Einfluss der Variablen PubEqu auf die Höhe des Z-Spreads erklären. Weiterhin weisen *Alexander et al. (2000)* darauf hin, dass bei privat gehaltenen Unternehmen keine Investitionsmöglichkeit in Eigenkapital besteht und so c.p. die Nachfrage der Investoren nach Fremdkapitaltiteln einer privaten Firma höher ausfallen kann als bei einem Unternehmen mit öffentlich gehandeltem Eigenkapital. Infolge der erhöhten Nachfrage der Investoren kann gegebenenfalls der Effekt einer geringeren Informationsbereitstellung nicht börsennotierter Unternehmen überkompensiert werden.

Alle Spezifikationen (I-VI) zeigen auch im Januar 2008 erwartungsgemäß einen statistisch und ökonomisch signifikanten Einfluss der Ratingbewertung sowie des Ratingzusatzes. In den Spezifikationen, welche die Interaktionsvariablen nicht berücksichtigen (I, III und V) weisen AAA Bonds c.p. einen um 83 BP (I), 80 BP (III) bzw. 72 BP (V), AA Bonds einen um 88 BP (I), 90 BP (III) bzw. 85 BP (V) und A Bonds einen um ca. 50 BP (I, III und V) niedrigeren Z-Spread auf als BBB Bonds. Ein Bond mit einem „+“ Ratingzusatz besitzt c.p. einen um durchschnittlich ca. 26 Basispunkte niedrigeren Z-Spread als ein Bond gleicher Bonitätskategorie mit einem „-“ Zusatz. Der Einfluss der Restlaufzeit steigt gegenüber April 2007 an und ist auch im Januar 2008 insgesamt signifikant positiv, nicht linear und ökonomisch sehr bedeutend. Das Ausmaß der Konkavität des Zusammenhangs zwischen Z-Spread und Restlaufzeit nimmt gegenüber April 2007 zu, wie die in allen Spezifikationen signifikant negative Variable RLZ2 anzeigt. Die statistisch und ökonomisch signifikanten Interaktionsvariablen (Spezifikationen II, IV und VI) indizieren wie auch im April 2007 einen zunehmenden Einfluss der Restlaufzeit mit abnehmender Bonitätseinschätzung. Die Kuponhöhe erweist sich im Januar 2008 als für die Höhe des Z-Spreads unbedeutend. Dies deutet darauf hin, dass infolge der stark gestiegenen Risikoaversion der Marktteilnehmer c.p. der potentielle Steuereffekt eines niedrigen Kupons durch

---

<sup>148</sup> Weiterhin konnten die Arbeiten von Blackwell/Kidwell (1988), Crabbe/Turner (1995), Fleming (2002) oder Elton et al. (2004) keinen ökonomisch signifikanten Zusammenhang dokumentieren.



den entgegenlaufenden Effekt der höheren Duration kompensiert wird.<sup>149</sup> Die dargestellten Ergebnisse besitzen sowohl für das Gesamtsample (Spezifikationen I und II) Gültigkeit als auch für das Subsample, welches sich aus allen Bonds zusammensetzt, die von Unternehmen mit börsennotiertem Eigenkapital emittiert wurden (Spezifikationen III-VI). Die Spezifikationen V und VI lassen ferner einen statistisch schwach signifikanten und erwartungsgemäß positiven Einfluss der Aktienvolatilität als Proxy des unsystematischen Risikos auf die Höhe des Z-Spreads erkennen. Die Höhe des Koeffizienten nimmt in beiden Spezifikationen gegenüber April 2007 um ca. 30 % zu. Auch der Einfluss des idiosynkratischen Risikos auf die Höhe des Z-Spreads steigt somit infolge der zunehmenden Risikoaversion der Marktteilnehmer an. Die ökonomische Bedeutung der Aktienvolatilität bleibt jedoch gering. Eine Zunahme der Variablen StockVola um 0,5% - dies entspricht knapp der durchschnittlichen Standardabweichung der täglichen Renditen des Eigenkapitals der börsennotierten Unternehmen des Datensatzes für Januar 2008 - impliziert einen Anstieg des Z-Spreads um weniger als 3 Basispunkte. Der Einfluss der Marktkapitalisierung sowie des Buchwert-zu-Marktwertverhältnisses des Eigenkapitals bleibt auch im Januar 2008 wie erwartet sowohl statistisch als auch ökonomisch insignifikant.

Die Ergebnisse der Analyse für Januar 2008 verdeutlichen im Vergleich mit den Resultaten für April 2007, dass Investoren in einem krisenhaften Marktumfeld ihre Aufmerksamkeit verstärkt auf Faktoren richten, welche die Handelbarkeit einer Anleihe determinieren. Liquidität wird dadurch zu einem wesentlichen bewertungsrelevanten Faktor.<sup>150</sup> Wie die Analyse zeigt, ist dies jedoch nicht ausschließlich auf das durch das Liquiditätsrisiko induzierte Preisrisiko zurückzuführen. Vielmehr beeinflussen in einem krisenhaften Marktumfeld liquiditätsnahe Faktoren, wie Alter oder Emissionsvolumen eines Bonds, das Angebots- und Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer und damit die Höhe der Credit Spreads.

Anzumerken ist, dass eine Fokussierung auf die Veränderung von Credit Spreads im Rahmen einer Analyse der Fremdfinanzierungsbedingungen kapitalmarktorientierter Unternehmen gegebenenfalls zu falschen Schlussfolgerungen verleitet. So dokumentiert Tabelle 4 für Januar 2008 für alle Ratingkategorien und Laufzeitbänder deutlich höhere Credit Spreads als für April 2007. Aus dieser Beobachtung kann jedoch nicht auf eine allgemeine Verschlechterung der Fremdfinanzierungskonditionen an den Anleihenmärkten geschlossen werden. Die Zunahme der Credit Spreads indiziert ausschließlich einen Anstieg der Höhe der Kompensation, welche Investoren, verglichen mit der Investition in risikolose AAA Staatsanleihen, für die Übernahme der mit einer Investition in Corporate Bonds verbundenen zusätzlichen Risiken erwarten können. Gegenstand der vorliegenden Arbeit ist ausschließlich die Analyse des Einflusses des Liquiditätsrisikos auf die Höhe dieser Kompensation während eines sich verändernden Kapitalmarktumfeldes. Dennoch sei darauf hingewiesen, dass die in Krisenzeiten zu beobachtenden *Flight to Liquidity*- sowie *Flight to Quality*-Effekte<sup>151</sup> sowie eine regelmäßig damit ein-

---

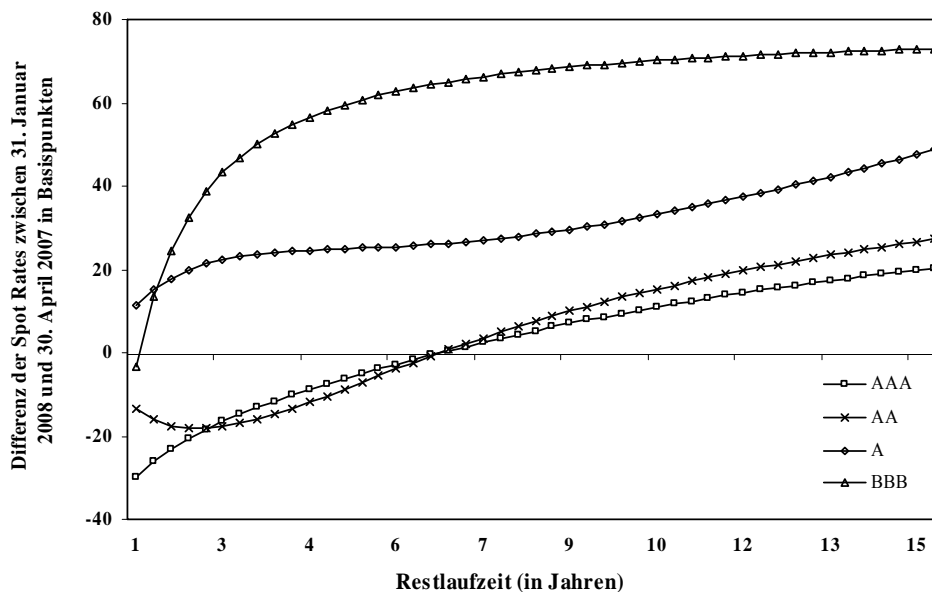
<sup>149</sup> Vgl. Fußnote 143.

<sup>150</sup> Anders ausgedrückt bedeutet dies, dass die Präferenz der Anleger für sehr liquide Wertpapiere steigt (*Flight to Liquidity*). Vgl. hierzu u.a. auch Vayanos (2004), Longstaff (2004) und Beber et al. (2009).

<sup>151</sup> Vgl. Gann (2009), S. 57-62.

hergehende expansive Geldpolitik bei stark steigenden Credit Spreads gleichzeitig fallende Finanzierungszinssätze induzieren können. In einem solchen Fall kommt es trotz eines Anstiegs der Risikoprämien für riskante Unternehmensanleihen nicht zu einer Verteuerung der realen Fremdfinanzierungskonditionen. Abbildung 3 gibt die Differenzen der ratingspezifischen Spot Rates für den jeweils letzten Handelstag im Januar 2008 und April 2007 in Abhängigkeit von der Restlaufzeit in Basispunkten wieder.<sup>152</sup> Es wird ersichtlich, dass die Spot Rates für AAA und AA Anleihen mit einer Laufzeit von weniger als 6,5 Jahren im Januar 2008 gegenüber April 2007 trotz gestiegener Credit Spreads gesunken sind. Beispielsweise liegen im Januar 2008 die ratingorientierten Spot Rates für eine Laufzeit von 2 Jahren für AAA (AA) Anleihen um ca. 20 (18) Basispunkte niedriger als im April 2007. Die Finanzierungskonditionen für AAA und AA Anleiheemittenten haben sich somit im kurz- und mittelfristigen Laufzeitbereich trotz des krisenhaften Kapitalmarktumfeldes im Januar 2008 verbessert. *Pape/Schlecker (2009)* kommen zu entsprechenden Ergebnissen. Sie zeigen ebenfalls auf Basis von Spot Rates für die Emittenten US-Dollar denominierter Investment Grade Bonds, dass sich deren Fremdfinanzierungsbedingungen am Anleihemarkt zwischen Mai 2007 und April 2008 für alle Laufzeitbänder bis 20 Jahre deutlich verbesserten.

ABBILDUNG 3: DIFFERENZ DER RATINGSPEZIFISCHEN SPOT RATES FÜR JANUAR 2008 UND APRIL 2007



<sup>152</sup> Werden andere Handelstage im April 2007 bzw. Januar 2008 als Grundlage der Differenzbildung gewählt, so bleibt Abbildung 3 grundsätzlich unverändert. Die ratingspezifischen Spot Rate Kurven für 30. April 2007 und 31. Januar 2008 wurden entsprechend der Darstellungen des Kapitels 3.2 auf Basis der Datensätze von Thomson Reuters abgeleitet.

### 4.2.3 Robustheit

OLS-Standardfehler sind nur dann unverzerrt, sofern die Residuen unabhängig und identisch verteilt sind. Liegt eine Korrelation der Residuen eines Unternehmens über die Zeit (Firmeneffekt) oder eine zeitpunktspezifische Korrelation der Residuen zwischen den Unternehmen (Zeiteffekt) vor, so induziert dies eine Verzerrung der Standardfehler und dadurch gegebenenfalls eine Unterschätzung der wahren Variabilität der Koeffizientenschätzungen.<sup>153</sup> In den Analysen des Kapitels 4.2.2 erfolgt die Korrektur der Standardfehler für einen möglicherweise vorliegenden fixen sowie temporären Firmeneffekt. Ein fixer Zeiteffekt, welcher alle Emittenten zu einem Zeitpunkt in gleichem Ausmaß beeinflusst, wurde durch die Integration von Tagesdummies berücksichtigt. Die nachfolgenden Ausführungen dokumentieren, dass durch dieses Vorgehen sämtliche fixen und temporären Firmen- und Zeiteffekte vollständig erfasst werden. In Anlehnung an *Petersen (2009)* werden hierfür in Tabelle 11 für April 2007 und in Tabelle 12 für Januar 2008 OLS-Koeffizienten geschätzt und die lediglich für Heteroskedastizität korrigierten *White (1984)*-Standardfehler mit den Standardfehlern clustered für Emittenten (*CL-F*) bzw. clustered für Tage (*CL-T*) sowie mit den für einen Firmen- und Zeiteffekt simultan korrigierten Standardfehlern (*CL-FT*) nach *Cameron et al. (2006)* verglichen. Sofern sich die *White*-Standardfehler von den Clustered-Standardfehlern unterscheiden, liegt eine Within-Cluster-Korrelation, also ein Firmen- und/oder Zeiteffekt vor. Die Analyse der Differenzen zwischen den auf Basis verschiedener Clusterdimensionen ermittelten Standardfehlern ermöglicht dann die exakte Identifikation eines potentiellen Firmen- und/oder Zeiteffekts. Um die dominante Rolle des Firmeneffekts und den geringen Einfluss des Zeiteffekts umfassend zu veranschaulichen, erfolgt ferner eine Schätzung der Koeffizienten und Standardfehler nach *Fama/MacBeth (1973)*. Dieses Verfahren ist zur Erfassung von Zeiteffekten hervorragend geeignet, führt bei Vorliegen von Firmeneffekten jedoch zu massiven Verzerrungen. Die nachfolgende Identifikation der Firmen- und Zeiteffekte basiert auf der in den Tabellen 9 und 10 in Spalte I angegebenen Spezifikation. Die dargestellten Zusammenhänge bleiben jedoch gleichermaßen für alle weiteren Spezifikationen der Tabellen 9 und 10 bestehen.

Wie die Tabellen 11 und 12 darlegen, ist die Bedeutung des Zeiteffekts gering.<sup>154</sup> Der Vergleich der Spalte I und II zeigt, dass die einen fixen Zeiteffekt absorbierenden Tagesdummies nahezu keinen Einfluss auf die Höhe der *White*-Standardfehler besitzen. Der geringfügige Unterschied zwischen der Höhe der *White*-Standardfehler mit Tagesdummies (Spalte II) und der Standardfehler clustered nach Zeit (Spalte IV) indiziert ferner einen vernachlässigbaren Einfluss nicht-konstanter Zeiteffekte.<sup>155</sup> Da die Anzahl der Zeitcluster für April 2007 bzw. Januar 2008 lediglich 19 bzw. 22 beträgt, ist die Clusterkorrektur in ihrer Validität gegebenenfalls eingeschränkt. *Petersen (2009)* weist jedoch darauf hin, dass auch bei wenigen Clustern die potentielle Verzerrung gering ist. In seiner simulationsgestütz-

---

<sup>153</sup> Vgl. hierzu ausführlich *Petersen (2009)*.

<sup>154</sup> Da, wie anhand der Tabellen 11 und 12 ersichtlich, der Einfluss des Firmen- und Zeiteffekts im April 2007 und Januar 2008 identisch ist, wird nachfolgend lediglich auf die Spaltennummern verwiesen, ohne dabei auf die konkrete Tabelle Bezug zu nehmen.

<sup>155</sup> Vgl. *Petersen (2009)*, S. 455-460.

ten Untersuchung kommt dieser zu dem Schluss, dass selbst bei einer Anzahl von nur zehn Clustern eine Verzerrung in lediglich 5% aller Fälle auftritt.<sup>156</sup> Da die Anzahl der Zeitcluster in vorliegender Untersuchung 19 bzw. 22 beträgt, ist der mögliche Bias somit als vernachlässigbar einzuschätzen. Dies wird durch die nahezu identische Größe der Standardfehler clustered für Tage (Spalte IV) und der Fama/MacBeth-Standardfehler (Spalte VI) bestätigt. Ein wesentlicher Einfluss nicht-konstanter Zeiteffekte kann somit ausgeschlossen werden. Auch der Vergleich der White-Standardfehler (Spalte I und II) mit den Fama/MacBeth-Standardfehlern (Spalte VI) - welche bei Vorliegen eines Zeiteffekts unverzerrt sind - lässt keinen signifikanten Zeiteffekt erkennen.

TABELLE 11: IDENTIFIKATION EINES FIRMEN- UND/ODER ZEITEFFEKTS APRIL 2007

Tabelle 11 dokumentiert in den Spalten I-V die Koeffizienten und Standardfehler (in Klammern) der OLS-Schätzungen für April 2007. Mit Ausnahme von Spalte I enthalten alle Regressionen Tagesdummies. Standardfehler nach White (1984) werden in den Spalten I und II, Standardfehler clustered für Emittenten (CL-F) in Spalte III und Standardfehler clustered für Tage (CL-T) in Spalte IV wiedergegeben. Die gleichzeitig für einen Firmen- und Zeiteffekt korrigierten Standardfehler (CL-FT) werden in Spalte V dargestellt. Die in Spalte VI dokumentierten Koeffizienten und Standardfehler werden nach Fama/MacBeth (1973) geschätzt. Eine Beschreibung der Variablen ist den vorangegangenen Tabellen sowie Ausführungen zu entnehmen. Das in Spalte VI angegebene Bestimmtheitsmaß der Fama/MacBeth-Schätzung entspricht dem durchschnittlichen  $R^2$  der Einzelregressionen. \*\*\*, \*\*, \* indiziert Signifikanz auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau (zweiseitige Tests).

Variable	I	II	III	IV	V	VI
BA	0,0241 (0,0240)	0,0250 (0,0239)	0,0250 (0,0927)	0,0250* (0,0140)	0,0250 (0,0897)	0,0394*** (0,0131)
OTR	0,0261*** (0,0030)	0,0262*** (0,0029)	0,0261** (0,0106)	0,0261*** (0,0017)	0,0261** (0,0103)	0,0266*** (0,0016)
Issue	0,0141*** (0,0036)	0,0141*** (0,0036)	0,0141 (0,0131)	0,0141*** (0,0025)	0,0141 (0,0128)	0,0151*** (0,0026)
PubEqu	0,0239*** (0,0046)	0,0238*** (0,0046)	0,0238 (0,0211)	0,0238*** (0,0041)	0,0238 (0,0208)	0,0243*** (0,0039)
DumAAA	-0,3669*** (0,0059)	-0,3669*** (0,0058)	-0,3669*** (0,0314)	-0,3669*** (0,0039)	-0,3669*** (0,0306)	-0,3656*** (0,0039)
DumAA	-0,3508*** (0,0048)	-0,3510*** (0,0047)	-0,3510*** (0,0202)	-0,3510*** (0,0044)	-0,3510*** (0,0199)	-0,3503*** (0,0042)
DumA	-0,1814*** (0,0042)	-0,1816*** (0,0042)	-0,1816*** (0,0191)	-0,1816*** (0,0025)	-0,1816*** (0,0186)	-0,1812*** (0,0025)
Zusatz	-0,0455*** (0,0023)	-0,0455*** (0,0022)	-0,0455*** (0,0090)	-0,0455*** (0,0012)	-0,0455*** (0,0087)	-0,0453*** (0,0012)
Kupon	0,0141*** (0,0024)	0,0141*** (0,0024)	0,0141* (0,0081)	0,0141*** (0,0016)	0,0141* (0,0079)	0,0141*** (0,0016)
RLZ	0,0510*** (0,0025)	0,0509*** (0,0024)	0,0509*** (0,0092)	0,0509*** (0,0017)	0,0509*** (0,0091)	0,0507*** (0,0017)
RLZ2	-0,0013*** (0,0002)	-0,0013*** (0,0002)	-0,0013** (0,0006)	-0,0013*** (0,0001)	-0,0013** (0,0006)	-0,0013*** (0,0001)
Tagesdummies Verfahren	Nein OLS	Ja OLS	Ja OLS	Ja OLS	Ja OLS	- FM
Standardfehler	White	White	CL - F	CL - T	CL - FT	FM
Beobachtungen	7240	7240	7240	7240	7240	7240
Adjustiertes $R^2$	0,5988	0,6099	0,6099	0,6099	0,6099	0,6420

Die Schätzergebnisse der Tabellen 11 und 12 identifizieren jedoch einen deutlichen Firmeneffekt. Für alle Koeffizientenschätzungen gilt, dass die für einen Firmen- und fixen Zeiteffekt korrigierten Standardfehler in Spalte III die alleine für einen fixen Zeiteffekt korrigierten Standardfehler (Spalte II) sowie die alleine für einen fixen als auch nicht-konstanten Zeiteffekt korrigierten Standardfehler (Spalte IV und VI) um ein Vielfaches übersteigen. Gemäß den Erwartungen entsprechen die für einen Firmen- und fixen Zeiteffekt korrigierten Standardfehler bei Abwesenheit eines nicht-konstanten Zeiteffekts

<sup>156</sup> Vgl. hierzu auch Cameron et al. (2006) sowie Thompson (2006).

den Ergebnissen für eine simultane Korrektur des Firmen- und Zeiteffekts in Spalte V. Die dargestellten Zusammenhänge zeigen, dass die in den OLS-Regressionen des Kapitels 4.2.2 vorgenommene Korrektur für serielle Korrelationen der Fehlerterme innerhalb eines Emittenten über die Zeit sowie die Integration von Zeitdummies die mangelnde Unabhängigkeit der Residuen in geeigneter Weise berücksichtigt.

TABELLE 12: IDENTIFIKATION EINES FIRMEN- UND/ODER ZEITEFFEKTS JANUAR 2008

Tabelle 12 dokumentiert in den Spalten I-V die Koeffizienten und Standardfehler (in Klammern) der OLS-Schätzungen für Januar 2008. Mit Ausnahme von Spalte I enthalten alle Regressionen Tagesdummies. Standardfehler nach White (1984) werden in den Spalten I und II, Standardfehler clustered für Emittenten (CL-F) in Spalte III und Standardfehler clustered für Tage (CL-T) in Spalte IV wiedergegeben. Die gleichzeitig für einen Firmen- und Zeiteffekt korrigierten Standardfehler (CL-FT) werden in Spalte V dargestellt. Die in Spalte VI dokumentierten Koeffizienten und Standardfehler werden nach Fama/MacBeth (1973) geschätzt. Eine Beschreibung der Variablen ist den vorangegangenen Tabellen sowie Ausführungen zu entnehmen. Das in Spalte VI angegebene Bestimmtheitsmaß der Fama/MacBeth-Schätzung entspricht dem durchschnittlichen  $R^2$  der Einzelregressionen. \*\*\*, \*\*, \* indiziert Signifikanz auf dem 1 %-, 5 %-, 10 %-Niveau (zweiseitige Tests).

Variable	I	II	III	IV	V	VI
BA	0,1379*** (0,0181)	0,1229*** (0,0172)	0,1229* (0,0644)	0,1229*** (0,0175)	0,1229* (0,0644)	0,1293*** (0,0194)
OTR	0,1049*** (0,0054)	0,1037*** (0,0053)	0,1037*** (0,0216)	0,1037*** (0,0027)	0,1037*** (0,0211)	0,1063*** (0,0028)
Issue	0,0723*** (0,0055)	0,0710*** (0,0052)	0,0709*** (0,0191)	0,0709*** (0,0043)	0,0709*** (0,0189)	0,0709*** (0,0046)
PubEqu	0,0899*** (0,0100)	0,0880*** (0,0096)	0,0880** (0,0420)	0,0880*** (0,0081)	0,0880** (0,0414)	0,0849*** (0,0081)
DumAAA	-0,8207*** (0,0117)	-0,8261*** (0,0111)	-0,8261*** (0,0607)	-0,8261*** (0,0141)	-0,8261*** (0,0604)	-0,8198*** (0,0134)
DumAA	-0,8818*** (0,0117)	-0,8854*** (0,0115)	-0,8854*** (0,0418)	-0,8854*** (0,0198)	-0,8854*** (0,0446)	-0,8788*** (0,0196)
DumA	-0,4972*** (0,0099)	-0,4993*** (0,0095)	-0,4993*** (0,0394)	-0,4993*** (0,0120)	-0,4993*** (0,0398)	-0,4933*** (0,0117)
Zusatz	-0,1168*** (0,0051)	-0,1178*** (0,0050)	-0,1178*** (0,0192)	-0,1178*** (0,0046)	-0,1178*** (0,0190)	-0,1166*** (0,0044)
Kupon	0,0098** (0,0043)	0,0089** (0,0042)	0,0089 (0,0180)	0,0089*** (0,0026)	0,0089 (0,0176)	0,0101*** (0,0027)
RLZ	0,0773*** (0,0042)	0,0790*** (0,0040)	0,0790*** (0,0152)	0,0790*** (0,0029)	0,0790*** (0,0149)	0,0764*** (0,0031)
RLZ2	-0,0047*** (0,0002)	-0,0047*** (0,0002)	-0,0047*** (0,0008)	-0,0047*** (0,0002)	-0,0047*** (0,0008)	-0,0046*** (0,0002)
Tagesdummies	Nein	Ja	Ja	Ja	Ja	-
Verfahren	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	FM
Standardfehler	White	White	CL - F	CL - T	CL - FT	FM
Beobachtungen	9293	9293	9293	9293	9293	9293
Adjustiertes $R^2$	0,6011	0,6361	0,6361	0,6361	0,6361	0,6491

Sofern die unbeobachtbare fixe Emittentencharakteristik mit den hinzugezogenen Regressoren korreliert ist, stellen die OLS-Schätzer keine besten linearen unverzerrten Schätzer dar.<sup>157</sup> In einem solchen Fall kann durch eine Fixed Effects-Regression (FE) für das *Omitted Variables*-Problem sowie den dadurch induzierten Bias kontrolliert und die Effizienz der Schätzung erhöht werden. Im Kontext der Dekomposition des Z-Spreads für die jeweils einen Monat umfassenden Zeiträume April 2007 und Januar 2008 ist eine Koeffizientenschätzung auf Basis von FE-Modellen jedoch nicht praktikabel. Da FE-Modelle lediglich Informationen bezüglich der Variation der Variablen über die Zeit innerhalb der

<sup>157</sup> Gleiches gilt für die Schätzer des Random Effects Models. Vgl. Plümper/Troeger (2007). Zu den Voraussetzungen der BLUE-Eigenschaft (Best Linear Unbiased Estimator) der OLS-Schätzer vgl. Wooldridge (2009), S. 84-104.

Beobachtungseinheiten (Within-Variation) berücksichtigen und Informationen vernachlässigen, die über die Variation der Variablen zwischen den Beobachtungseinheiten (Between-Variation) vorliegen, erlauben diese keine Schätzung des Einflusses zeitinvarianter Variablen.<sup>158</sup> Darüber hinaus ist eine Schätzung nahezu zeitinvarianter Variablen mit einer sehr geringen Within-Variation mittels FE ineffizient.<sup>159</sup> Plümper/Troeger (2007) zeigen simulationsgestützt, dass das FE-Modell für nahezu zeitvariante Variablen wenig verlässliche Schätzergebnisse liefert und Pooled-OLS die Verlässlichkeit der Schätzung dieser Variablen erhöhen kann. In der Dekomposition des Z-Spreads in Kapitel 4.2.2 weisen neben den per Definition zeitinvarianten Variablen *Emissionsvolumen* und *Kupon* infolge des kurzen Beobachtungszeitraums von je einem Monat auch die zentralen Determinanten wie *Rating*, *Ratingzusatz*, *Börsennotierung des Eigenkapitals* oder *Bondalter* für die einzelnen Querschnittseinheiten keine zeitliche Variation auf. Die restlaufzeitbezogenen Variablen sind wie auch die Interaktionsvariablen nahezu zeitinvariant. Eine FE-Schätzung könnte folglich den Einfluss bedeutender Determinanten des Z-Spreads nicht abbilden und würde im Fall der nahezu zeitinvarianten Variablen zu ineffizienten Schätzergebnissen führen. Da die interessierenden Variablen insgesamt keine Within-Variation bzw. eine geringere Within- als Between-Variation aufweisen, ist im vorliegenden Fall eine Pooled-OLS einem FE-Modell vorzuziehen.<sup>160</sup> Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, dass die Möglichkeit einer adäquaten Erfassung (nahezu) zeitinvarianter Variablen mittels Pooled-OLS gegebenenfalls mit einem Bias der Schätzergebnisse für zeitvariante Variablen verbunden ist. Um diesen Nachteil zu beheben, schlagen Plümper/Troeger (2007) mit dem *Fixed Effects Vector Decomposition*-Modell (FEVD) eine Methode vor, welche sowohl zuverlässige Schätzer für die mit unbeobachtbaren fixen Effekten korrelierten zeitvarianten Variablen als auch für die (nahezu) zeitinvarianten Variablen produziert. Die FEVD-Methode umfasst dabei drei Schritte. Zunächst wird ein FE-Modell zur Identifikation des fixen Effekts geschätzt. Daran anschließend wird dieser in einem zweiten Schritt durch eine Regression in zwei Teile zerlegt, einen durch die (nahezu) zeitinvarianten Variablen erklärbaren sowie einen hierdurch nicht erklärbaren Teil (Fehlerterm). In einem dritten Schritt wird eine Pooled-OLS des Ausgangsmodells durchgeführt, welche neben den zeitvariablen Größen nun auch die (nahezu) zeitinvarianten Variablen sowie den Fehlerterm des zweiten Schritts enthält. Die Dekomposition des Z-Spreads auf Basis dieses Verfahrens kann die in Kapitel 4.2.2 dokumentierten Ergebnisse bezüglich der Punktschätzer bestätigen.<sup>161</sup>

---

<sup>158</sup> Vgl. Baltagi et al. (2003), Wooldridge (2007) sowie Wooldridge (2009), S. 481-496.

<sup>159</sup> Vgl. z.B. Beck (2001), Beck/Katz (2001) und Plümper/Troeger (2007).

<sup>160</sup> Vgl. z.B. Plümper/Troeger (2007).

<sup>161</sup> Die Koeffizientenwerte stimmen mit den Ergebnissen der Pooled-OLS des Kapitels 4.2.2 tendenziell überein. Lediglich der Einfluss des Bid/Ask-Spreads fällt etwas geringer aus ist aber auch im FEVD-Modell im Januar 2008 mehr als dreimal so groß wie im April 2007. Da die Korrektur für Heteroskedastizität und serielle Korrelation der Fehlerterme für die gegebene Datengrundlage im FEVD-Modell nicht durchgeführt werden konnte, sind die Standardfehler (Ergebnisse nicht berichtet) deutlich verzerrt.

## 5 Zusammenfassung

Gegenstand der vorliegenden Studie ist die Analyse des marktphasenabhängigen Einflusses der Liquidität auf die Credit Spreads Euro denominierter Unternehmensanleihen. Dabei werden zwei Untersuchungsperioden während verschiedener Kapitalmarktphasen betrachtet. Untersuchungsperiode 1 bezieht sich auf April 2007 und damit auf einen Zeitraum vor Ausbruch der Subprime-Krise bzw. der dadurch ausgelösten internationalen Finanzkrise. Untersuchungsperiode 2 bezieht sich mit Januar 2008 auf einen Zeitraum während der Krise. Diese Periode war durch eine hohe Unsicherheit der Marktteilnehmer und damit einhergehend eine hohe Volatilität der Preise von Finanzinstrumenten, eine geringe Marktliquidität, eine extreme Risikoaversion sowie einen wachsenden wechselseitigen Vertrauensverlust der Marktteilnehmer charakterisiert.

Die Analysen zeigen, dass eine modelltheoretische Bepreisung von Corporate Bonds auf Basis ratingspezifischer Zinsstrukturkurven zu Bepreisungsfehlern führt, die sich während eines krisenhaften Kapitalmarktumfeldes deutlich vergrößern. Dieses Ergebnis impliziert, dass neben der Restlaufzeit und der Ratingeinschätzung weitere Faktoren existieren, deren Einfluss auf die Marktpreise von Corporate Bonds während Krisenzeiten signifikant zunimmt. Mittels zweier Panelschätzungen konnte die Bedeutung eines vom aktuellen Marktumfeld abhängigen Liquiditätsrisikos für diese Beobachtung isoliert werden. Anhand einer empirischen Dekomposition des Z-Spreads wurde gezeigt, dass der Einfluss der Bondliquidität im Zeitablauf variiert und während Krisenzeiten zunimmt. Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass Investoren in einem solchen Marktumfeld ihre Aufmerksamkeit verstärkt auf Faktoren richten, welche die Handelbarkeit einer Anleihe determinieren. Liquidität wird dadurch zu einem wesentlichen bewertungsrelevanten Faktor. Wie die Analyse zeigt, ist dies jedoch nicht ausschließlich auf das durch das Liquiditätsrisiko induzierte Preisrisiko zurückzuführen. Vielmehr beeinflussen in einem krisenhaften Marktumfeld liquiditätsnahe Faktoren das Angebots- und Nachfrageverhalten der Marktteilnehmer und damit die Höhe der Credit Spreads. Dabei wird deutlich, dass die in der Literatur weit verbreiteten indirekten Liquiditätsmaße *Emissionsvolumen* und *Alter des Bonds* in Abhängigkeit vom aktuellen Marktumfeld ausgesprochen problematische Liquiditätskonzepte darstellen.

Die vorliegende Studie leistet einen Beitrag zur Schließung von bis dato bestehenden Forschungslücken in der akademischen und praktischen Literatur zum dynamischen Einfluss der Liquidität auf die Credit Spreads von Corporate Bonds. Da die Höhe der von den Investoren geforderten Kompensation zur Übernahme des Liquiditätsrisikos die Finanzierungsbedingungen der Unternehmen an den Anleihemärkten und damit deren wirtschaftliche Wohlfahrt beeinflusst, besitzen die Analyseergebnisse ferner für die Unternehmensfinanzierung große Relevanz. Wie jedoch gezeigt wurde, verleitet eine alleinige Fokussierung auf die Veränderung von Credit Spreads im Rahmen einer Analyse der Fremdfinanzierungsbedingungen kapitalmarktorientierter Unternehmen gegebenenfalls zu falschen Schlussfolgerungen. Denn stark steigende Credit Spreads bei gleichzeitig überproportional fallenden risikofreien Zinsen können in der Summe eine Verbesserung der Fremdfinanzierungsbedingungen kapitalmarktorientierter Unternehmen an den Anleihemärkten induzieren. Die Erkenntnisse dieser Arbeit

weisen ferner auf die Notwendigkeit hin, den dynamischen Einfluss des Liquiditätsrisikos in der Parametrisierung von Credit Spread-Modellen, die für Prognosezwecke, zur Anlageentscheidung oder im Risikomanagement eingesetzt werden, explizit zu berücksichtigen. Weiterhin lassen sich die Ergebnisse über bestehende Cash-and-Carry-Arbitragebeziehungen - wenn auch mit gewissen Einschränkungen - auf andere Assetklassen, wie beispielsweise Credit Default Swaps, übertragen. Da Kreditinstitute Risikoprämien kapitalmarktgehandelter kreditrisikobehafteter Assets zunehmend für die Bepreisung illiquider Kreditrisiken im Rahmen eines aktiven Kreditportfoliomanagementansatzes heranziehen, offenbart sich an dieser Stelle ferner ein großes Anwendungsspektrum für die praktische Umsetzung von theoretisch und empirisch gewonnenen Erkenntnissen zur Zusammensetzung und dem dynamischen Verhalten von Credit Spreads.

Mögliche Interaktionen zwischen Liquidität und Ausfallrisiko sowie zwischen Liquidität und Restlaufzeit werden in vorliegender Arbeit nicht untersucht. Diese Wechselbeziehungen stellen jedoch ein interessantes Forschungsfeld dar, mit welchem sich die akademische Literatur bis dato lediglich in begrenztem Umfang auseinandersetzt. *Ericsson/Renault (2003)* analysieren anhand eines partiellen Gleichgewichtsmodells den Zusammenhang zwischen Liquidität und Ausfallrisiko des Fremdkapitals in Abhängigkeit von dessen Restlaufzeit. Sie zeigen modelltheoretisch, dass das Ergebnis der Wiederverhandlung im Rahmen einer finanziellen Notlage eines Unternehmens von der Liquidität sowie der Restlaufzeit der Distressed Bonds des Unternehmens abhängt und dokumentieren empirisch einen Zusammenhang zwischen der Höhe der liquiditätsbezogenen Komponente des Credit Spreads und der Ausfallwahrscheinlichkeit sowie Restlaufzeit. *Gann (2009)* weist ferner darauf hin, dass durch die Segmentierung des Kapitalmarktes ein Zusammenhang zwischen Liquiditäts- und Ausfallrisiko induziert wird. Weiterhin zeigen *Amihud/Mendelson (1991b)*, dass infolge eines unsicheren Planungshorizonts von Bondinvestoren eine Interaktion zwischen der Restlaufzeit eines Bonds und dessen Liquiditätsrisiko zu erwarten ist. *Charkravarty/Sarkar (1999)* argumentieren, dass die Restlaufzeit eines Bonds die Höhe der Liquiditätsprämie beeinflusst, da diese ein Maß für die zukünftig erwartete (systematische) Volatilität des Bondpreises darstellt, welche wiederum das Bestandsrisiko der Price Maker und damit die liquiditätsinduzierten Transaktionskosten determiniert.

Eine weitergehende theoretische und empirische Untersuchung der dargestellten Zusammenhänge sowie die Analyse der Veränderungen dieser Interdependenzen zu unterschiedlichen Kapitalmarktzeiten stellt ein sowohl unter ökonomischen als auch regulatorischen Gesichtspunkten bedeutendes Feld für weitergehende Forschungsanstrengungen dar.

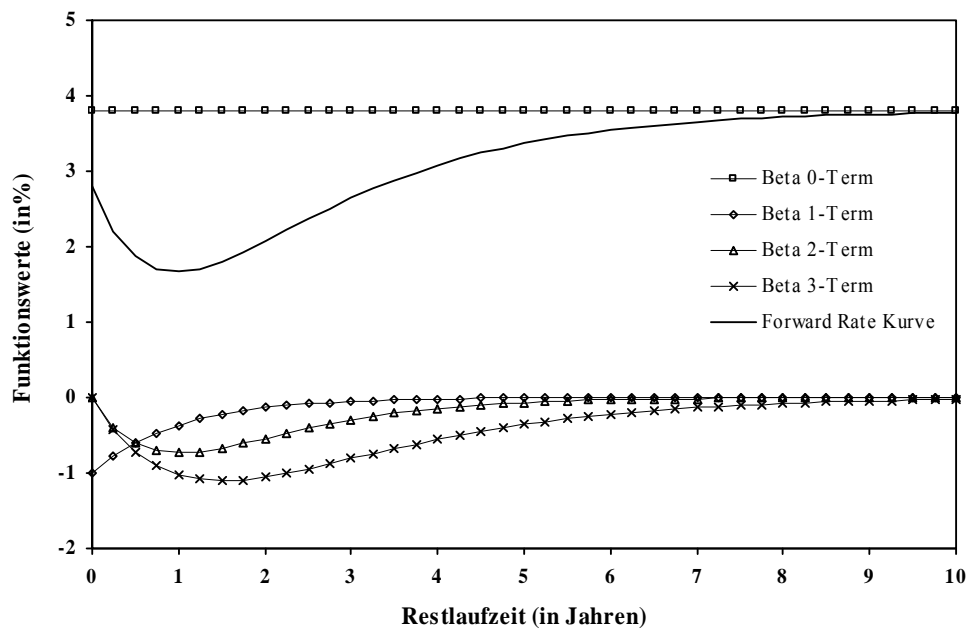


# ANHANG I

## Der Einfluss der Parameter der Funktion von Svensson (1994, 1995)

Die Parameter  $\beta_{t,2}$ ,  $\beta_{t,3}$ ,  $\tau_{t,1}$  und  $\tau_{t,2}$  beeinflussen den Verlauf der Kurve zwischen dem kurzen und langen Ende der Zinsstrukturkurve.<sup>162</sup> Negative Werte für  $\beta_{t,2}$  oder  $\beta_{t,3}$  erzeugen einen U-förmigen Verlauf, positive Werte einen hügel förmigen Verlauf. Die absoluten Werte von  $\beta_{t,2}$  und  $\beta_{t,3}$  bestimmen dabei das Ausmaß der U- oder Hügel form. Der Laufzeitbereich, in dem die U- bzw. Hügel form auftritt, wird von  $\tau_{t,1}$  und  $\tau_{t,2}$  bestimmt.

ABBILDUNG A.I: KOMPONENTEN DER FORWARD RATE KURVE<sup>163</sup>



In Abbildung A.I wird der Einfluss der vier Terme aus Gleichung (4) auf die Forward Rate Kurve gemäß der Funktion von Svensson in Abhängigkeit von der Restlaufzeit  $m$  abgebildet. Der Term  $\beta_{t,0}$  stellt eine Konstante dar und ist somit unabhängig von der Restlaufzeit, wohingegen der zweite Term  $\beta_{t,1} \cdot \exp(\frac{-m}{\tau_{t,1}})$  für positive  $\beta_{t,1}$  monoton gegen Null abfällt und für negative  $\beta_{t,1}$  monoton gegen Null steigt. Der dritte Term  $\beta_{t,2} \cdot (\frac{-m}{\tau_{t,1}}) \cdot \exp(\frac{-m}{\tau_{t,1}})$  erzeugt für positive  $\beta_{t,2}$  eine hügel förmige Kurve und für negative  $\beta_{t,2}$  eine U-Form. Analog verhält es sich für den vierten Term  $\beta_{t,3} \cdot (\frac{-m}{\tau_{t,2}}) \cdot \exp(\frac{-m}{\tau_{t,2}})$ . Demnach wird der kurzfristige Laufzeitbereich der Forward Rate Kurve vor allem von dem Term mit

<sup>162</sup> Vgl. Bank for International Settlements (2005), S. 6f.

<sup>163</sup> In Anlehnung an Svensson (1995), S. 18.

$\beta_{t,1}$ , der mittelfristige Laufzeitbereich von den Termen mit  $\beta_{t,2}$  bzw.  $\beta_{t,3}$  und der langfristige Laufzeitbereich durch die Konstante  $\beta_{t,0}$  beeinflusst.

## ANHANG II

### Tägliche durchschnittliche (absolute) Pricing Errors und deren Standardabweichungen

TABELLE A.I: TÄGLICHE DURCHSCHNITTliche (ABSOLUTE) PRICING ERRORS UND STANDARDABWEICHUNGEN DER TÄGLICHEN (ABSOLUTEN) PRICING ERRORS FÜR APRIL 2007

Tabelle A.I zeigt in Panel A bis D die täglichen durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors sowie die Standardabweichungen  $Std(PE_{t,\theta})$  bzw.  $Std(|PE_{t,\theta}|)$  der täglichen Pricing Errors bzw. der täglichen absoluten Pricing Errors für die Ratingkategorien  $\theta=AAA, \theta=AA, \theta=A$  und  $\theta=BBB$ .<sup>164</sup> Der Pricing Error jedes Bonds ergibt sich als Differenz seines theoretischen Modellpreises und des tatsächlichen Marktpreises. Der Modellpreis errechnet sich als Summe der mit den laufzeit- und ratingadäquaten Spot Rates diskontierten versprochenen bondspezifischen Zahlungsströmen. Untersuchungsperiode 1 bezieht sich auf den Zeitraum zwischen 1. und 30. April 2007. Die Spot Rate Kurven und Pricing Errors werden für jeden Tag dieser Untersuchungsperiode separat für jede Ratingkategorie auf Basis des Svensson-Verfahrens geschätzt. Pricing Errors und Standardabweichung werden in Euro per 100 Euro Nennwert angegeben.

Panel A: AAA					Panel B: AA				
Datum	$PE_{t,AAA}$	$ PE_{t,AAA} $	$Std(PE_{t,AAA})$	$Std( PE_{t,AAA} )$	Datum	$PE_{t,AA}$	$ PE_{t,AA} $	$Std(PE_{t,AA})$	$Std( PE_{t,AA} )$
02.04.2007	0,00057	0,19169	0,25641	0,16593	02.04.2007	0,00275	0,28489	0,42816	0,31704
03.04.2007	0,00052	0,17852	0,24451	0,16306	03.04.2007	0,00367	0,30461	0,43303	0,30471
04.04.2007	0,00227	0,17543	0,23907	0,15860	04.04.2007	0,01147	0,24822	0,32897	0,21405
05.04.2007	0,00318	0,17939	0,24615	0,16471	05.04.2007	0,00307	0,29094	0,42722	0,31008
10.04.2007	0,00099	0,17907	0,24296	0,16025	10.04.2007	0,00061	0,28630	0,42849	0,31617
11.04.2007	0,00155	0,17613	0,24473	0,16624	11.04.2007	0,02025	0,23664	0,30107	0,18419
12.04.2007	0,00170	0,18051	0,24696	0,16463	12.04.2007	0,00089	0,28018	0,41594	0,30480
13.04.2007	0,00217	0,16732	0,23419	0,16042	13.04.2007	0,00166	0,28015	0,41895	0,30893
16.04.2007	0,00166	0,17991	0,24666	0,16487	16.04.2007	0,00092	0,28469	0,41604	0,30065
17.04.2007	0,00196	0,17511	0,24312	0,16499	17.04.2007	0,00123	0,27751	0,41275	0,30295
18.04.2007	0,00185	0,17642	0,24227	0,16193	18.04.2007	0,00245	0,28573	0,42280	0,30866
19.04.2007	0,00116	0,19251	0,26176	0,17314	19.04.2007	0,00032	0,28723	0,42962	0,31684
20.04.2007	0,00191	0,17785	0,24528	0,16514	20.04.2007	0,00845	0,37432	0,93927	0,86258
23.04.2007	0,00179	0,17314	0,23811	0,15976	23.04.2007	0,00096	0,27686	0,42135	0,31515
24.04.2007	0,00210	0,18246	0,24799	0,16394	24.04.2007	0,01056	0,24415	0,32430	0,21159
25.04.2007	0,00230	0,18303	0,24972	0,16592	25.04.2007	0,00135	0,28384	0,43504	0,32714
26.04.2007	0,00242	0,17927	0,24719	0,16640	26.04.2007	0,02064	0,24178	0,32492	0,21525
27.04.2007	0,00229	0,17693	0,24873	0,16427	27.04.2007	0,00806	0,30572	0,46871	0,35263
30.04.2007	0,00252	0,18466	0,25317	0,16923	30.04.2007	0,00596	0,32538	0,72568	0,64800
<b>Mittelwert</b>	<b>0,00184</b>	<b>0,17944</b>	<b>0,24626</b>	<b>0,16439</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>0,00554</b>	<b>0,28416</b>	<b>0,44749</b>	<b>0,33797</b>

Panel C: A					Panel D: BBB				
Datum	$PE_{t,A}$	$ PE_{t,A} $	$Std(PE_{t,A})$	$Std( PE_{t,A} )$	Datum	$PE_{t,BBB}$	$ PE_{t,BBB} $	$Std(PE_{t,BBB})$	$Std( PE_{t,BBB} )$
02.04.2007	0,00244	0,38229	0,54164	0,38262	02.04.2007	0,01399	0,56878	0,92158	0,72357
03.04.2007	0,00530	0,38454	0,54460	0,38456	03.04.2007	0,01403	0,57165	0,91517	0,71301
04.04.2007	0,00556	0,37931	0,53345	0,37404	04.04.2007	0,00759	0,66186	1,04193	0,80270
05.04.2007	0,00500	0,38292	0,53797	0,37679	05.04.2007	0,00909	0,55900	0,90317	0,70778
10.04.2007	0,00413	0,40595	0,61784	0,46685	10.04.2007	0,00101	0,59437	1,00617	0,81082
11.04.2007	0,00442	0,36985	0,52695	0,37432	11.04.2007	0,00724	0,53249	0,85439	0,66660
12.04.2007	0,00338	0,36677	0,51983	0,36734	12.04.2007	0,00338	0,56256	1,00591	0,83315
13.04.2007	0,01818	0,40409	0,63084	0,48379	13.04.2007	0,01304	0,51035	0,82669	0,64898
16.04.2007	0,00230	0,42700	0,73632	0,60049	16.04.2007	0,00928	0,63091	1,16908	0,98882
17.04.2007	0,00326	0,35870	0,50466	0,35396	17.04.2007	0,00277	0,52699	0,88807	0,71336
18.04.2007	0,00691	0,36436	0,50289	0,34543	18.04.2007	0,03189	0,52832	0,84109	0,65353
19.04.2007	0,00776	0,36566	0,50752	0,35094	19.04.2007	0,01932	0,51066	0,82585	0,64783
20.04.2007	0,00260	0,35720	0,50036	0,34934	20.04.2007	0,00536	0,55829	0,87954	0,67794
23.04.2007	0,00248	0,34935	0,49318	0,34703	23.04.2007	0,03072	0,49406	0,80976	0,64084
24.04.2007	0,00242	0,35442	0,49423	0,34341	24.04.2007	0,00366	0,59452	1,14299	0,97848
25.04.2007	0,00267	0,35748	0,49671	0,34379	25.04.2007	0,00080	0,52551	0,87520	0,69838
26.04.2007	0,00323	0,35739	0,49777	0,34542	26.04.2007	0,02120	0,49581	0,79222	0,61712
27.04.2007	0,00272	0,36238	0,50677	0,35318	27.04.2007	0,02898	0,51897	0,82877	0,64528
30.04.2007	0,00215	0,36291	0,50625	0,35190	30.04.2007	0,01082	0,53863	0,90745	0,72892
<b>Mittelwert</b>	<b>0,00457</b>	<b>0,37329</b>	<b>0,53683</b>	<b>0,38396</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>0,01233</b>	<b>0,55178</b>	<b>0,91763</b>	<b>0,73143</b>

<sup>164</sup> In vorliegender Tabelle werden für die täglichen durchschnittlichen Pricing Errors  $PE_{t,\theta}$  jeweils die Absolutwerte angegeben, welche die Grundlage für die Berechnung der durchschnittlichen Pricing Errors gemäß Gleichung (11) darstellen. Die tatsächlich simulierten Werte sind teils positiv, teils negativ ausgefallen.

TABELLE A.II: TÄGLICHE DURCHSCHNITTLICHE (ABSOLUTE) PRICING ERRORS UND STANDARDABWEICHUNGEN DER TÄGLICHEN (ABSOLUTEN) PRICING ERRORS FÜR JANUAR 2008

Tabelle A.II zeigt in Panel A bis D die täglichen durchschnittlichen (absoluten) Pricing Errors sowie die Standardabweichungen  $\text{Std}(PE_{t,\theta})$  bzw.  $\text{Std}(|PE_{t,\theta}|)$  der täglichen Pricing Errors bzw. der täglichen absoluten Pricing Errors für die Ratingkategorien  $\theta=AAA$ ,  $\theta=AA$ ,  $\theta=A$  und  $\theta=BBB$ .<sup>165</sup> Der Pricing Error jedes Bonds ergibt sich als Differenz seines theoretischen Modellpreises und des tatsächlichen Marktpreises. Der Modellpreis errechnet sich als Summe der mit den laufzeit- und ratingadäquaten Spot Rates diskontierten versprochenen bondspezifischen Zahlungsströmen. Untersuchungsperiode 2 bezieht sich auf den Zeitraum zwischen 1. und 31. Januar 2008. Die Spot Rate Kurven und Pricing Errors werden für jeden Tag dieser Untersuchungsperiode separat für jede Ratingkategorie auf Basis des Svensson-Verfahrens geschätzt. Pricing Errors und Standardabweichung werden in Euro per 100 Euro Nennwert angegeben.

Panel A: AAA					Panel B: AA				
Datum	$PE_{t,AAA}$	$ PE_{t,AAA} $	$\text{Std}(PE_{t,AAA})$	$\text{Std}( PE_{t,AAA} )$	Datum	$PE_{t,AA}$	$ PE_{t,AA} $	$\text{Std}(PE_{t,AA})$	$\text{Std}( PE_{t,AA} )$
02.01.2008	0,01565	0,51641	0,67453	0,42388	02.01.2008	0,01476	0,68925	1,05695	0,79634
03.01.2008	0,01384	0,51719	0,67709	0,42691	03.01.2008	0,01767	0,70064	1,06535	0,79740
04.01.2008	0,01109	0,53625	0,69055	0,42406	04.01.2008	0,01847	0,71070	1,08712	0,81753
07.01.2008	0,01378	0,49909	0,65064	0,40760	07.01.2008	0,01936	0,70575	1,06952	0,79870
08.01.2008	0,00932	0,56598	0,74525	0,42497	08.01.2008	0,00595	0,63125	0,82694	0,52505
09.01.2008	0,01824	0,67045	0,83226	0,47749	09.01.2008	0,01810	0,73767	1,10376	0,81557
10.01.2008	0,01355	0,61153	0,79588	0,49674	10.01.2008	0,02069	0,74882	1,12989	0,84079
11.01.2008	0,01091	0,60887	0,77302	0,46298	11.01.2008	0,01235	0,75476	1,08635	0,82803
14.01.2008	0,01004	0,63745	0,80735	0,48138	14.01.2008	0,01088	0,72470	1,00564	0,79880
15.01.2008	0,01431	0,62805	0,80132	0,48402	15.01.2008	0,01729	0,71547	1,05698	0,82007
16.01.2008	0,00940	0,68394	0,87098	0,52470	16.01.2008	0,01515	0,81140	1,11815	0,76259
17.01.2008	0,01071	0,68140	0,87122	0,52855	17.01.2008	0,02056	0,69528	0,94999	0,64178
18.01.2008	0,00982	0,69752	0,87983	0,52100	18.01.2008	0,02376	0,71258	0,97075	0,65288
21.01.2008	0,00902	0,69937	0,89231	0,53934	21.01.2008	0,01395	0,75649	1,06261	0,73999
22.01.2008	0,01006	0,74295	0,95249	0,58048	22.01.2008	0,01472	0,88035	1,23947	0,86505
23.01.2008	0,00681	0,76674	0,96845	0,57427	23.01.2008	0,01439	0,79109	1,11220	0,77521
24.01.2008	0,00941	0,76890	0,96258	0,56130	24.01.2008	0,02024	0,71893	1,01677	0,71334
25.01.2008	0,01195	0,74595	0,93712	0,55018	25.01.2008	0,00812	0,67218	0,95214	0,66958
28.01.2008	0,00931	0,68994	0,87219	0,51857	28.01.2008	0,00998	0,72162	1,00505	0,69388
29.01.2008	0,01064	0,70494	0,89056	0,52888	29.01.2008	0,01240	0,68597	0,97814	0,72249
30.01.2008	0,01131	0,62564	0,79932	0,48350	30.01.2008	0,01437	0,72024	1,02419	0,73368
31.01.2008	0,01531	0,63331	0,79924	0,47287	31.01.2008	0,01352	0,72289	1,04481	0,74904
<b>Mittelwert</b>	<b>0,01157</b>	<b>0,64690</b>	<b>0,82473</b>	<b>0,49517</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>0,01530</b>	<b>0,72764</b>	<b>1,04376</b>	<b>0,75263</b>

Panel C: A					Panel D: BBB				
Datum	$PE_{t,A}$	$ PE_{t,A} $	$\text{Std}(PE_{t,A})$	$\text{Std}( PE_{t,A} )$	Datum	$PE_{t,BBB}$	$ PE_{t,BBB} $	$\text{Std}(PE_{t,BBB})$	$\text{Std}( PE_{t,BBB} )$
02.01.2008	0,01103	0,63763	0,93928	0,68872	02.01.2008	0,00358	0,78404	1,12852	0,80913
03.01.2008	0,01174	0,63980	0,93671	0,68319	03.01.2008	0,00381	0,79552	1,13839	0,81167
04.01.2008	0,01467	0,66173	0,96841	0,70566	04.01.2008	0,00353	0,79615	1,14177	0,81579
07.01.2008	0,01909	0,65664	0,96664	0,70805	07.01.2008	0,00342	0,82458	1,19519	0,86256
08.01.2008	0,02057	0,66536	1,03123	0,78657	08.01.2008	0,00215	0,73154	1,07653	0,78711
09.01.2008	0,01131	0,64215	0,89335	0,61939	09.01.2008	0,00325	0,84941	1,21183	0,86153
10.01.2008	0,02104	0,73336	1,04431	0,74206	10.01.2008	0,00358	0,88662	1,24525	0,87140
11.01.2008	0,01089	0,69172	0,97538	0,68590	11.01.2008	0,00285	0,92574	1,26496	0,85873
14.01.2008	0,01200	0,71113	1,01734	0,72576	14.01.2008	0,00377	0,99620	1,45580	1,05843
15.01.2008	0,01230	0,71571	1,02811	0,73634	15.01.2008	0,01836	1,04692	1,49684	1,06652
16.01.2008	0,02170	0,75494	1,10138	0,80098	16.01.2008	0,01129	1,06194	1,53214	1,10103
17.01.2008	0,01240	0,74062	1,04524	0,73570	17.01.2008	0,01876	1,05028	1,48616	1,04869
18.01.2008	0,01173	0,76012	1,07774	0,76206	18.01.2008	0,01838	1,05265	1,37418	0,87929
21.01.2008	0,01330	0,81084	1,13385	0,79046	21.01.2008	0,02990	1,14270	1,51659	0,99316
22.01.2008	0,01630	0,86202	1,20704	0,84334	22.01.2008	0,02656	1,19898	1,77567	1,30636
23.01.2008	0,05949	0,84516	1,20961	0,86519	23.01.2008	0,00473	1,18184	1,56664	1,02388
24.01.2008	0,01410	0,80446	1,13210	0,79620	24.01.2008	0,02004	1,15726	1,53620	1,06065
25.01.2008	0,01120	0,78328	1,10027	0,77063	25.01.2008	0,00116	1,08469	1,41568	0,90535
28.01.2008	0,02436	0,96748	1,39300	0,99998	28.01.2008	0,02024	1,11497	1,50060	1,00050
29.01.2008	0,01170	0,79962	1,11064	0,76865	29.01.2008	0,00228	1,21551	1,63155	1,08372
30.01.2008	0,01358	0,81352	1,13319	0,78668	30.01.2008	0,01968	1,14566	1,57677	1,07959
31.01.2008	0,01343	0,82034	1,15097	0,80518	31.01.2008	0,02096	1,13767	1,48278	0,94677
<b>Mittelwert</b>	<b>0,01672</b>	<b>0,75080</b>	<b>1,07254</b>	<b>0,76394</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>0,01101</b>	<b>1,00822</b>	<b>1,39773</b>	<b>0,96260</b>

<sup>165</sup> In vorliegender Tabelle werden für die täglichen durchschnittlichen Pricing Errors  $PE_{t,\theta}$  jeweils die Absolutwerte angegeben, welche die Grundlage für die Berechnung der durchschnittlichen Pricing Errors gemäß Gleichung (11) darstellen. Die tatsächlich simulierten Werte sind teils positiv, teils negativ ausgefallen.

## Literaturverzeichnis

- ACHARYA, VIRAL V. / PEDERSEN, LASSE HEJE (2005): Asset pricing with liquidity risk, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 77, Nr. 2, S. 375-410.
- ALEXANDER, GORDON J. ET AL. (2000): The determinants of trading volume of high-yield corporate bonds, in: *Journal of Financial Markets*, Vol. 3, Nr. 2, S. 177-204.
- ALLEN, FRANKLIN / CARLETTI, ELENA (2008): *The Role of Liquidity in Financial Crisis*, University of Pennsylvania und Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt a.M., Working Paper, September 2008.
- ALTMAN, EDWARD I. (1968): Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy, in: *Journal of Finance*, Vol. 23, Nr. 4, S. 589-609.
- ALTMAN, EDWARD I. (1989): Measuring Corporate Bond Mortality and Performance, in: *Journal of Finance*, Vol. 44, Nr. 4, S. 909-922.
- ALTMAN, EDWARD I. / KISHORE, VELLORE (1996): Almost Everything You Wanted to Know About Recoveries on Defaulted Bonds, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, Nr. 6, S. 57-64.
- AMATO, JEFFERY D. / REMOLONA, ELI M. (2005): *The Pricing of Unexpected Credit Losses*, in: *Bank for International Settlements Working Papers* Nr. 190, Basel 2005.
- AMIHUD, YAKOV / MENDELSON, HAIM (1986): Asset pricing and the Bid-Ask Spread, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, Nr. 2, S. 223-249.
- AMIHUD, YAKOV / MENDELSON, HAIM (1989): The Effects of Beta, Bid-Ask Spreads, Residual Risk, and Size on Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 44, Nr. 2, S. 479-486.
- AMIHUD, YAKOV / MENDELSON, HAIM (1991a): Liquidity, Asset Pricing and Financial Policy, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 47, Nr. 7, S. 56-66.
- AMIHUD, YAKOV / MENDELSON, HAIM (1991b): Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, Nr. 4, S. 1411-1425.
- AMIHUD, YAKOV (2002): Illiquidity and Stock Returns: Cross-Section and Time-Series Effects, in: *Journal of Financial Markets*, Vol. 5, Nr. 1, S. 31-56.
- ANDERSON, NICOLA ET AL. (1996): *Estimating and Interpreting the Yield Curve*, Chichester 1996.
- ARTZNER, PHILIPPE / DELBAEN, FREDDY (1995): Default risk insurance and incomplete markets, in: *Mathematical Finance*, Vol. 5, Nr. 3, S. 187-195.
- AVRAMOV, DORON ET AL. (2007): Understanding Changes in Corporate Credit Spreads, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 63, Nr. 2, S. 90-105.
- BACHMANN, ULF (2004): *Die Komponenten des Kreditspreads*, Wiesbaden 2004.
- BALTAGI, BADI H. ET AL. (2003): Fixed effects, random effects or Hausman-Taylor? A pretest estimator, in: *Economics Letters*, Vol. 79, Nr. 3, S. 361-369.
- BANGIA, ANIL ET AL. (1998): *Modelling Liquidity Risk, with Implications for traditional Market Risk Measurement and Management*, Wharton Financial Institutions Center, Working Paper, Dezember 1998.

- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (1999): *Market Liquidity: Research Findings and Selected Policy Implications*, CGFS Publications No. 11, S. 1-56, Basel 1999.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (2005): *Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation*, in: *Bank for International Settlements Papers No. 25*, Oktober 2005, S. 1-37, Basel 2005.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (2006): *BIS Quarterly Review December 2006: International banking and financial market developments*, Basel 2006.
- BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (2009): *79th Annual Report 1 April 2008 – 31 March 2009*, Basel 2009.
- BASELER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUF SICHT (2004): *Internationale Konvergenz der Eigenkapitalmessung und der Eigenkapitalanforderungen*, Basel 2004.
- BECK, NATHANIEL (2001): *Time-series-cross-section data: What have we learned in the past few years?* in: *Annual Review of Political Science*, Vol. 4, Nr. 1, S. 271-293.
- BECK, NATHANIEL / JONATHAN KATZ (2001): *Throwing out the baby with the bath water: A comment on Green, Kim, and Yoon*, in: *International Organization*, Vol. 55, Nr. 2, S. 487-495.
- BECKER, CLAAS (2007): *Kapitalmarktorientierte Preisbildung für illiquide Mittelstandskredite*, in: *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen*, 60. Jg., Nr. 14, S. 721-724.
- BERGER, ALLEN N. / BOUWMAN, CHRISTA H. (2008): *Financial Crises and Bank Liquidity Creation*, University of South Carolina und Massachusetts Institute of Technology, Working Paper, Oktober 2008.
- BLACK, FISHER / COX, JOHN C. (1976): *Valuing corporate securities: some effects of bond indenture provisions*, in: *Journal of Finance*, Vol. 31, Nr. 2, S. 351-367.
- BLACK, FISHER / SCHOLES, MYRON (1973): *The pricing of options and corporate liabilities*, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 81, Nr. 3, S. 637-659.
- BLACKWELL, DAVID W. / KIDWELL DAVID S. (1988): *An investigation of cost differences between public sales and private placements of debt*, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 22, Nr. 2, S. 253-278.
- BLANCHARD, OLIVIER (2008): *The Crisis: Basic Mechanisms and Appropriate Policies*, Massachusetts Institute of Technology, Working Paper, Cambridge 2008.
- BLANCO, ROBERTO ET AL. (2005): *An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps*, in: *Journal of Finance*, Vol. 60, Nr. 5, S. 2255-2281.
- BLOMMESTEIN, HANS J. / SCHICH, SEBASTIAN (2003): *Convergence in Euro Area Government Debt Markets*, in: *OECD Journal, Financial Market Trends*, Nr. 84, S. 119-135.
- BLUHM, CHRISTIAN / MUSSIL, WALTER (2007): *Entwicklungen im Kreditportfoliomanagement der Banken*, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 57/07*, hrsg. von Joachim Neupel, Bernd Rudolph und Lutz Hahnenstein, Düsseldorf 2007, S. 39-62.
- BORIO, CLAUDIO (2008): *The Financial Turmoil of 2007-?: A Preliminary Assessment and Some Policy Considerations*, in: *Bank for International Settlements Working Papers No. 251*, Basel 2008.
- BOUDOUKH, JACOB / WHITELAW, ROBERT F. (1993): *Liquidity as a choice variable: A lesson from the Japanese government bond market*, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 6, Nr. 2, S. 265-292.

- BRENNAN, MICHAEL J. / SCHWARTZ, EDUARDO S. (1980): Analyzing convertible bonds, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 15, Nr. 4, S. 907-929.
- BRENNAN, MICHAEL J. / SUBRAHMANYAM, AVANIDHAR (1996): Market microstructure and asset pricing: On the compensation for illiquidity in stock returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 41, Nr. 3, S. 441-464.
- BRENNAN, MICHAEL J. ET AL. (1998): Alternative factor specifications, security characteristics, and the cross-section of expected stock returns, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 49, Nr. 3, S. 345-373.
- BRUNNERMEIER, MARKUS K. (2009): *Financial Crisis: Mechanisms, Prevention and Management*, in: *Macroeconomic Stability and Financial Regulation: Key Issues for the G20*, hrsg. von Mathias Dewatripont et al., Center for Economic and Policy Research, London 2009, S. 91-112.
- BRUNNERMEIER, MARKUS K. / PEDERSEN, LASSE HEJE (2008): Market Liquidity and Funding Liquidity, in: *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, Nr. 6, S. 2201-2238.
- CAMERON, COLIN A. ET AL. (2006): *Robust Inference with Multi-Way Clustering*, National Bureau of Economic Research, Working Paper No. T0327, Cambridge 2006.
- CAMPBELL JOHN Y. ET AL. (2001): Have Individual Stocks Become More Volatile? An Empirical Exploration of Idiosyncratic Risk, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, Nr. 1, S. 1-43.
- CAMPBELL, JOHN Y. / TAKSLER, GLEN B. (2003): Equity Volatility and Corporate Bond Yields, in: *Journal of Finance*, Vol. 58, Nr. 6, S. 2321-2350.
- CHACKO, GEORGE / STAFFORD, ERIK (2004): *On the Costs of Capital Market Transactions*, Working Paper, Harvard Business School, Boston 2004.
- CHACKO, GEORGE (2006): *Liquidity Risk in the Corporate Bond Markets*, Working Paper, Harvard Business School, Boston 2006.
- CHAN-LAU, JORGE A. / IVASCHENKO, IRYNA V. (2001): *Corporate Bond Risk and Real Activity: An Empirical Analysis of Yield Spreads and their Systematic Components*, International Monetary Fund, Working Paper No. 01/158, Washington D.C. 2001.
- CHEN, LONG ET AL. (2007): Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity, in: *Journal of Finance*, Vol. 62, Nr. 1, S. 119-149
- CHORDIA, TARUN ET AL. (2001): Market liquidity and trading activity, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, Nr. 2, S. 501-530.
- CME GROUP (2009): *Interest Rate Swap Futures - More security. More flexibility*, Chicago 2009.
- COLLIN-DUFRESNE, PIERRE ET AL. (2001): The Determinants of Credit Spread Changes, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, Nr. 6, S. 2177-2207.
- COLLIN-DUFRESNE, PIERRE ET AL. (2004): A General Formula for Valuing Defaultable Securities, in: *Econometrica*, Vol. 72, Nr. 5, S. 1377-1407.
- COMMITTEE ON THE GLOBAL FINANCIAL SYSTEM (2009): *The Role of Valuation and Leverage in Procyclicality*, CGFS Papers No. 34, Bank for International Settlements, April 2009.

- COOPER, IAN / MELLO, ANTONIO S. (1988): Default spreads in the fixed and in the floating interest rate markets: a contingent claims approach, in: *Advances in Futures and Options Research*, Vol. 3, Nr. 2, S. 269-289.
- COX, JOHN C. ET AL. (1980): An analysis of variable rate loan contracts, in: *Journal of Finance*, Vol. 35, Nr. 2, S. 389-403.
- CRABBE, LELAND E. / TURNER, CHRISTOPHER M. (1995): Does the liquidity of a debt issue increase with its size? Evidence from the corporate bond and medium-term note markets, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, Nr. 5, S. 1719-1734.
- CSAJBÓK, ATTILA (1998): *Zero-Coupon Yield Curve Estimation from a Central Bank Perspective*, Central Bank of Hungary, Working Paper No. 1998-2, Budapest 1999.
- DAHLQUIST, MAGNUS / SVENSSON, LARS E. O. (1996): Estimating the Term Structure of Interest Rates for Monetary Policy Analysis, in: *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 98, Nr. 2, S. 163-183.
- DANIEL, JAMES W. ET AL. (2006): *Mathematical Interest Theory*, 2. Auflage, Austin 2006.
- DELIANEDIS, GORDON / GESKE, ROBERT (2001): *The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors*, University of California, Anderson Graduate School of Management, Working Paper Nr. 1025, Los Angeles 2001.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1997a): Schätzung von Zinsstrukturkurven, in: *Monatsbericht Oktober 1997*, S. 61-66, Frankfurt a.M. 1997.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (1997b): Stripping von Bundesanleihen, in: *Monatsbericht Juli 1997*, S. 17-22, Frankfurt a.M. 1997.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2005): Zur Berechnung der Zinsstrukturdaten, in: *Kapitalmarktstatistik Juni 2005*, S. 66-67, Frankfurt a.M. 2005.
- DEUTSCHE BUNDESBANK (2009): Finanzmärkte, in: *Monatsbericht Februar 2009*, S. 33-42, Frankfurt a.M. 2009.
- DE WIT, JAN (2006): *Exploring the CDS-Bond Basis*, National Bank of Belgium, Working Paper No. 104, Brüssel 2006.
- DIAZ, ANTONIO / NAVARRO, ELISEO (2002): Yield spread and term to maturity: Default vs. liquidity, in: *European Financial Management*, Vol. 8, Nr. 4, S. 449-477.
- DRIESSEN, JOOST (2005): Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds?, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 18, Nr. 1, S. 165-195.
- DUFFEE, GREGORY R. (1998): The relation between Treasury yields and corporate bond yield spreads, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, Nr. 6, S. 2225-2241.
- DUFFIE, DARRELL (1999): Credit Swap Valuation, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, Nr. 1, S. 73-87.
- DUFFIE, DARRELL ET AL. (1996): Recursive Valuation of Defaultable Securities and the Timing of Resolution of Uncertainty, in: *The Annals of Applied Probability*, Vol. 6, Nr. 4, S. 1075-1090.
- DUFFIE, DARRELL ET AL. (2002): Securities Lending, Shorting, and Pricing, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 66, Nr. 2-3, S. 307-339.

- DUFFIE, DARRELL / HUANG, MING (1996): Swap rates and credit quality, in: *Journal of Finance*, Vol. 51, Nr. 3, S. 921-949.
- DUFFIE, DARRELL / SINGLETON, KENNETH J. (1999): Modeling Term Structures of Defaultable Bonds, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 12, Nr. 4, S. 197-226.
- DUFFIE, DARRELL / ZIEGLER, ALEXANDER (2003): Liquidation Risk, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, Nr. 3, S. 42-51.
- EASLEY, DAVID (2002): Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?, in: *Journal of Finance*, Vol. 57, Nr. 5, S. 2185-2221.
- EFFENBERGER, DIRK (2001): EWU-Staatsanleihen: Zinsdifferenzen und Ursachen, Deutsche Bank Research, Frankfurt a.M., Juli 2007.
- ELTON, EDWIN J. (1999): Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests, in: *Journal of Finance*, Vol. 54, Nr. 4, S. 1199-1221.
- ELTON, EDWIN J. / GREEN T. CLIFTON (1998): Tax and Liquidity Effects in Pricing Government Bonds, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, Nr. 5, S. 1533-1562.
- ELTON, EDWIN J. ET AL. (2001): Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, Nr. 1, S. 247-277.
- ELTON, EDWIN J. ET AL. (2004): Factors Affecting the Valuation of Corporate Bonds, in: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 28, Nr. 11, S. 2747-2767.
- EOM, YOUNG HO ET AL. (2004): Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 17, Nr. 2, S. 499-544.
- EPSTEIN, LARRY G. / ZIN, STANLEY E. (1989): Substitution, Risk Aversion, and the temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: A theoretical Framework, in: *Econometrica*, Vol. 57, Nr. 4, S. 937-969.
- EPSTEIN, LARRY G. / ZIN, STANLEY E. (1991): Substitution, Risk Aversion, and the temporal Behavior of Consumption and Asset Returns: An empirical Investigation, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 99, Nr. 2, S. 263-286.
- ERICSSON, JAN / RENAULT, OLIVIER (2006): Liquidity and Credit Risk, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, Nr. 5, S. 2219-2250.
- EUREX (2009): Akzeptierte Eurex-Sicherheiten: Aktualisierung der Parameter, Eurex Clearing Rundschreiben 004/09, Frankfurt a.M. 2009.
- EUROPEAN CENTRAL BANK (2008): The implementation of monetary policy in the Euro Area: General documentation on Eurosystem monetary policy instruments and procedures, Frankfurt a.M. 2008.
- EVANS, PAUL / HASAN, IFTEKHAR (1998): The Consumption-based Capital Asset Pricing Model: international Evidence, in: *Journal of Multinational Financial Management*, Vol. 8, Nr. 1, S. 1-21.
- FAMA, EUGENE F. / FRENCH, KENNETH R. (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, Nr. 2, S. 427-465.
- FAMA, EUGENE F. / FRENCH, KENNETH R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, Nr. 1, S. 3-56.



- FAMA, EUGENE F. / FRENCH, KENNETH R. (1995): Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, Nr. 1, S. 131-155.
- FAMA, EUGENE F. / MACBETH, JAMES D. (1973): Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 81, Nr. 3, S. 607-636.
- FELDHÜTTER, PETER / LANDO, DAVID (2008): Decomposing Swap Spreads, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 88, Nr. 2, S. 375-405.
- FELSENHEIMER, JOCHEN ET AL. (2006): *Active Credit Portfolio Management: A Practical Guide to Credit Risk Management Strategies*, Weinheim 2006.
- FENDER, INGO / SCHEICHER, MARTIN (2009): The pricing of subprime mortgage risk in good and bad: Evidence from ABX.HE indices, *Bank for International Settlements Working Papers Nr. 279*, Basel 2009.
- FISHER, IRVING (1930): *The Theory of Interest. As Determined by Impatience to Spend Income and Opportunity to Invest It*, New York 1930.
- FITCH RATINGS (2006): *Sovereign Ratings History*, New York 2006.
- FLEMING, MICHAEL J. (2002): Are larger Treasury issues more liquid? Evidence from bill reopenings, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 3, Nr. 2, S. 707-735.
- FRANCIS, CHRIS ET AL. (2003): *Credit Derivative Handbook 2003 – A Guide to Products, Valuation, Strategies and Risks*, Merrill Lynch Global Securities Research & Economics Group, New York 2003.
- GALE, DOUGLAS (2008): Credit Risk Transfer, Opaqueness, and Market Stability, Vortrag im Rahmen der Bundesbank-CEPR-CFS Konferenz "Risk Transfer: Challenges for Financial Institutions and Markets" am 12.12.2008 in Frankfurt a.M.
- GANN, PHILIPP (2008): Der Internal Capital Adequacy Assessment Process als regulatorischer Treiber eines aktiven Kreditportfoliomanagements, *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge (BWL) 2008-11*, Ludwig-Maximilians-Universität München, Juli 2008.
- GANN, PHILIPP (2009): Liquidität, Risikoeinstellung des Kapitalmarktes und Konjunkturerwartung als Preisdeterminanten von Collateralized Debt Obligations (CDOs) - Eine simulationsgestützte Analyse, *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge (BWL) 2009-8*, Ludwig-Maximilians-Universität München, April 2009.
- GARMAN, MARC B. (1976): Market microstructure, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, Nr. 3, S. 257-275.
- GEMMILL, GORDON / KESWANI, ANEEL (2009): Downside Risk, Liquidity and the Size of Credit Spreads, Warwick und Cass Business School, Working Paper, Oktober 2009.
- GESKE, ROBERT: (1977): The valuation of corporate liabilities as compound options, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 12, Nr. 4, S. 541-552.
- GLOSTEN, LAWRENCE R. / MILGROM, PAUL R. (1985): Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, Nr. 1, S. 71-100.
- GOEBEL, RALF (2007): Wertorientierte Gesamtbanksteuerung: Integration der Geschäftsfelder, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 57/07*, hrsg. von Joachim Neupel, Bernd Rudolph und Lutz Hahnenstein, Düsseldorf 2007, S. 158-183.

- GOLUP, BENNETT / TILMAN, LEO (2000): No Room for Nostalgia in Fixed Income, in: Risk Magazine, Vol. 13, Nr. 7, S. 44-48.
- GREEN, RICHARD C. / ODEGAARD, BERNT A. (1997): Are there tax effects in the relative pricing of U.S. government bonds?, in: Journal of Finance, Vol. 2, Nr. 2, S. 609-633.
- GRINBLATT, MARK (2001): An Analytic Solution for Interest Rate Swap Spreads, in: International Review of Finance, Vol. 2, Nr. 3, S. 113-149.
- GRINBLATT, MARK / LONGSTAFF, FRANCIS A. (2000): Financial Innovation and the Role of Derivative Securities: An Empirical Analysis of the Treasury STRIPS Program, in: Journal of Finance, Vol. 55, Nr. 3, S. 1415-1436.
- GROSSMAN, SANFORD J. / MILLER, MERTON H. (1988): Liquidity and Market Structure, in: Journal of Finance, Vol. 43, Nr. 3, S. 617-637.
- HAGEN, LOUIS (2007): Einheitliche Standards für Covered Bonds – Wie weit ist das ECBC?, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 60. Jg., Nr. 18, S. 954-955.
- HASBROUCK, JOEL / SEPPI, DUANE J. (2001): Common factors in prices, order flows and liquidity, in: Journal of Financial Economics, Vol. 59, Nr. 1, S. 383-411.
- HELWEGE, JEAN / TURNER, CHRISTOPHER M. (1999): The Slope of the Credit Yield Curve for Speculative-Grade Issuers, in: Journal of Finance, Vol. 54, Nr. 5, S. 1869-1884.
- HICKS, JOHN R. (1946): Value and Capital, London 1946.
- HONG, GWANGHEON / WARGA, ARTHUR (2000): An Empirical Study of Bond Market Transactions, in: Financial Analysts Journal, Vol. 56, Nr. 2, S. 32-46.
- HOUWELING, PATRICK ET AL. (2002): How to measure Corporate Bond liquidity?, Erasmus University Rotterdam, Tinbergen Institute Discussion Paper No. 03-030/2, Rotterdam 2002.
- HOUWELING, PATRICK ET AL. (2005): Comparing Possible Proxies of Corporate Bond Liquidity, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 29, Nr. 6, S. 1331-1358.
- HOUWELING, PATRICK / VORST, TON (2005): Pricing Default Swaps: Empirical Evidence, in: Journal of International Money and Finance, Vol. 24, Nr. 8, S. 1200-1225.
- HUANG, JING-ZHI / HUANG, MING (2003): How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk, Stern School of Business, Working Paper, New York 2003.
- HUANG, JING-ZHI / KONG, WEIPENG (2003): Explaining Credit Spread Changes: New Evidence from Option-Adjusted Bond Indexes, in: Journal of Derivatives, Vol. 11, Nr. 1, S. 30-44.
- HUGE, BRIAN / LANDO, DAVID (1999): Swap Pricing with Two-Sided Default Risk in a Rating-Based Model, in European Finance Review, Vol. 3, Nr. 3, S. 239-268.
- HULL, JOHN ET AL. (2004): The Relationship between Credit Default Swap Spreads, Bond Yields, and Credit Rating Announcements, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 28, Nr. 11, S. 2789-2811.
- IKEDA, MASAYUKI (1995): Default premiums and quality spread differentials in a stochastic interest rate economy, in: Advances in Futures and Options Research, Vol. 8, S. 175-202.
- INGERSOLL, JONATHAN (1977): A contingent-claims valuation of convertible securities, in: Journal of Financial Economics, Vol. 4, Nr. 3, S. 289-321.

- ISENSEE, JOSEF (2004): Die Insolvenzunfähigkeit des Staates, in: Unternehmen in der Krise, hrsg. von Markus Heintzen und Lutz Kruschwitz, Berlin 2003, S. 227–257.
- JAMES, JESSICA / WEBBER, NICK (2000): Interest Rate Modelling, Chichester 2000.
- JANKOWITSCH, RAINER ET AL. (2002): Measuring the liquidity impact on EMU government bond prices, in: The European Journal of Finance, Vol. 12, Nr. 2, S. 153-169.
- JARROW, ROBERT A. / TURNBULL, STUART M. (1992): Credit Risk: Drawing the Analogy, in: Risk Magazine, Vol. 5, Nr. 9, S. 63-70.
- JARROW, ROBERT A. / TURNBULL, STUART M. (1995): Pricing Derivatives on Financial Securities Subject to Credit Risk, in: Journal of Finance, Vol. 50, Nr. 1, S. 53–85.
- JONES, E. PHILIP (1984): Contingent Claim Analysis of Corporate Capital Structure: An Empirical Investigation, in: Journal of Finance, Vol. 39, Nr. 3, S. 611-627.
- KAMARA, AVRAHAM (1994): Liquidity, Taxes and the Short-Term Treasury Yields, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 29, Nr. 3, S. 403-417.
- KIM, IN JOON ET AL. (1993): Valuation of corporate fixed-income securities, Wharton School Rodney L. White Center for Financial Research, Working Paper Nr. 32-89, Philadelphia 1993.
- KING, TAO-HSIEN D. / KHANG, KENNETH (2005): On the Importance of Systematic Risk Factors in Explaining the Cross-Section of Corporate Bond Yield Spreads, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 29, Nr. 12, S. 3141-3158.
- KOBOR, ADAM ET AL. (2005): What Determines U.S. Swap Spreads?, World Bank, Working Paper Series Nr. 62, Washington D.C. 2005.
- KYLE, ALBERT S. (1985): Continuous auctions and insider trading, in: Econometrica, Vol. 53, Nr. 6, S. 1315-1335.
- LANDO, DAVID (1997): Modeling bonds and derivatives with credit risk, in: Mathematics of Derivatives Securities, hrsg. von Michael Depster und Stanley R. Pliska, Cambridge 2003, S. 363-393.
- LANDO, DAVID (1998): On Cox Processes and Credit Risky Securities, in: The Review of Derivatives Research, Vol. 2, Nr. 2-3, S. 99–120.
- LANGETIEG, TERENCE C. / SMOOT, STEPHEN J. (1981): An Appraisal of Alternative Spline Methodologies for Estimating the Term Structure of Interest Rates, University of Southern California, Working Paper, Los Angeles 1981.
- LEKKOS, ILIAS / MILAS, COSTAS (2001): Identifying the Factors that Affect Interest Rate Swap Spreads – Some Evidence from the United States and the United Kingdom, in: Journal of Futures Markets, Vol. 21, Nr. 8, S. 737-768.
- LELAND, HAYNE E. (1994): Corporate debt value, bond covenants, and optimal capital structure, in: Journal of Finance, Vol. 49, Nr. 4, S. 1213-1252.
- LELAND, HAYNE E. (1998): Agency costs, risk management, and capital structure, in: Journal of Finance, Vol. 53, Nr. 4, S. 1213-1243.
- LITTERMAN, ROBERT / SCHEINKMAN, JOSÉ (1991): Common Factors Affecting Bond Returns, in: The Journal of Fixed Income, Vol. 1, Nr. 1, S. 54-61.

- LIU, SHEEN / WU, CHUNGCHI (2004): Taxes, Default Risk, and Credit Spreads, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 14, Nr. 2, S. 71-85.
- LIU, JUN ET AL. (2006): The Market Price of Risk in Interest Rate Swaps: The Roles of Default and Liquidity Risks, in: *Journal of Business*, Vol. 79, Nr. 5, S. 2337-2359.
- LONGSTAFF, FRANCIS A. (2000): The Term Structure of very Short-term Rates: New Evidence for the Expectations Hypothesis, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 58, Nr. 3, S. 397-415.
- LONGSTAFF, FRANCIS A. (2001): Optimal Portfolio Choice and the Valuation of illiquid Securities, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 14, Nr. 2, S. 407-431.
- LONGSTAFF, FRANCIS A. (2004): The Flight-to-Liquidity Premium in U.S. Treasury Bond Prices, in: *Journal of Business*, Vol. 77, Nr. 3, S. 511-526.
- LONGSTAFF, FRANCIS A. ET AL. (2005): Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market, in: *Journal of Finance*, Vol. 5, Nr. 5, S. 2213-2253.
- LONGSTAFF, FRANCIS A. / SCHWARTZ, EDUARDO S. (1995): A simple approach to valuing risky fixed and floating rate debt, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, Nr. 3, S. 789-819.
- MADAN, DILIP B. / UNAL, HALUK (1998): Pricing the Risks of Default, in: *Review of Derivatives Research*, Vol. 2, Nr. 2-3, S. 121-160.
- MCCULLOCH, HUSTON J. (1971): Measuring the Term Structure of Interest Rates, in: *The Journal of Business*, Vol. 44, Nr. 1, S. 19-31.
- MCCULLOCH, HUSTON J. (1975): The Tax-Adjusted Yield Curve, in: *Journal of Finance*, Vol. 30, Nr. 3, S. 811-830.
- MCGINTY, LEE (2001): Issue size versus liquidity in credit, J.P. Morgan Fixed Income Research, New York 2001.
- MERTON, ROBERT C. (1974): On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rates, in: *Journal of Finance*, Vol. 29, Nr. 2, S. 449-470.
- MOODY'S INVESTORS SERVICES (2002): Understanding Moody's Corporate Bond Ratings and Rating Process, New York 2002.
- MOODY'S INVESTORS SERVICES (2003): Recovery Rates on Defaulted Corporate Bonds and Preferred Stocks, 1982-2003, New York 2003.
- MOODY'S INVESTORS SERVICES (2009): Corporate Default and Recovery Rates (1920-2008), New York 2009.
- MULLINEAUX, DONALD J. / ROTEN, IVAN C. (2002): Liquidity, labels, and medium-term notes, in: *Financial Markets, Institutions and Instruments*, Vol. 11, Nr. 5, S. 445-467.
- MURANAGA, JUN / SHIMIZU, TOKIKO (1999): Market microstructure and market liquidity, Bank of Japan, IMES Discussion Paper No. 99-E-14, Tokio 1999.
- NELSON, CHARLES R. / SIEGEL, ANDREW F. (1987): Parsimonious Modeling of Yield Curves, in: *The Journal of Business*, Vol. 60, Nr. 4, S. 473-489.
- O'HARA, MAUREEN (1995): Market microstructure theory, Cambridge 1995.

- PAPAGEORGIU, NICOLAS / SKINNER, FRANK S. (2006): Credit Spreads and the Zero-Coupon Treasury Spot Curve, in: *The Journal of Financial Research*, Vol. 29, Nr. 3, S. 421-439.
- PAPE, ULRICH / SCHLECKER, MATTHIAS (2009): Reaktion von Credit Spreads auf Finanzmarktkrisen am Beispiel der Subprime-Krise und LTCM-Krise, in: *Finanz Betrieb*, 11. Jg., Nr. 1, S. 38-45.
- PASTOR, LUBOS / VERONESI, PIETRO (2003): Stock Valuation and Learning about Profitability, in: *Journal of Finance*, Vol. 58, Nr. 5, S. 1749-1790.
- PASTOR, LUBOS / STAMBAUGH, ROBERT F. (2003): Liquidity Risk and Expected Stock Returns, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 111, Nr. 3, S. 642-685.
- PERRAUDIN, WILLIAM (2008): Pricing of ABS in Crisis Periods, Vortrag im Rahmen der Bundesbank-CEPR-CFS Konferenz "Risk Transfer: Challenges for Financial Institutions and Markets" am 12.12.2008 in Frankfurt a. M..
- PERRAUDIN, WILLIAM / TAYLOR, ALEX P. (2003): Liquidity and bond market spreads, Imperial College London und Manchester Business School, EFA 2003 Annual Conference Paper No. 879, Juni 2003.
- PETERSEN, MITCHELL A. (2009): Estimating Standard Errors in Financial Panel Data Sets: Comparing Approaches, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 22, Nr. 1, S. 435-480.
- PLÜMPER, THOMAS / TROEGER, VERA (2007): Efficient Estimation of Time-Invariant and Rarely Changing Variables in Finite Sample Analyses with Unit Fixed Effects, in: *Political Analysis*, Vol. 15, Nr. 2, S. 124-139.
- QUEEN, MAGGIE / ROLL, RICHARD (1987): Firm Mortality Using Market Indicators to Predict Survival, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 43, Nr. 3, S. 9-26.
- REINHART, CARMEN M. / ROGOFF, KENNETH S. (2009): Is the 2007 US Sub-Prime Financial Crisis So Different? An International Historical Comparison, in: *American Economic Review*, Vol. 98, Nr. 2, S. 339-344.
- REINHART, VINCENT / SACK, BRIAN (2002): The Changing Information Content of Market Interest Rates, in: *Bank for International Settlements Quarterly Review*, Juni 2002, S. 40-50.
- REMOLONA, ELI M. / WOOLDRIDGE, PHILIP D. (2003): Der Markt für Euro-Zinsswaps, in: *Quartalsbericht der Bank für Internationalen Zahlungsausgleich*, März 2003, S. 53-64.
- ROTTMANN, HORST / SEITZ, FRANZ (2008): Credit Spreads und ihre Determinanten: Eine empirische Analyse für Deutschland, in: *Kredit und Kapital*, 41. Jg., Nr. 1, S. 59-78.
- RUDOLPH, BERND (2004): Ursachen und Dämpfungsmechanismen prozyklischer Wirkungen des Neuen Baseler Akkords, in: *Finanzintermediation*, hrsg. von Matthias Bank und Bettina Schiller, Stuttgart 2004, S. 247-269.
- RUDOLPH, BERND (2008): Lehren aus den Ursachen und dem Verlauf der internationalen Finanzkrise, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 60. Jg., Nr. 11, S. 731-741.
- RUDOLPH, BERND (2009): Die internationale Finanzkrise: Ursachen, Treiber, Veränderungsbedarf und Reformansätze, *Münchener Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge (BWL) 2009-10*, Ludwig-Maximilians-Universität München, August 2009.

- SACK, BRIAN (2000): Using Treasury STRIPS to Measure the Yield Curve, Federal Reserve Board of Governors, Finance and Economics Discussion Series Working Paper No. 2000-42, Washington D.C. 2000.
- SARIG, ODED / WARGA, ARTHUR D. (1989): Bond price data and bond market liquidity, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 24, Nr. 3, S. 367-378.
- SCHÄFER, STEPHEN M. (1981): Measuring a Tax-Specific Term Structure of Interest Rates in the Market for British Government Securities, in: The Economic Journal, Vol. 91, Nr. 362, S. 415-438.
- SCHEFFLER, WOLFRAM (2007): Besteuerung von Unternehmen, Band I: Ertrag-, Substanz- und Verkehrsteuern, 10. Auflage, Heidelberg 2007.
- SCHEICHER, MARTIN (2008): How has CDO market pricing changed during the turmoil? Evidence from CDS Index Tranches, European Central Bank, Working Paper No. 910, Frankfurt a. M.
- SCHICH, SEBASTIAN T. (1996): Alternative Specifications of the German Term Structure and its Information Content Regarding Inflation, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 8/96, Frankfurt a.M. 1996.
- SCHICH, SEBASTIAN T. (1997): Estimating the German Term Structure, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Discussion Paper 4/97, Frankfurt a.M. 1997.
- SCHULTE, WOLFGANG / VIOLI, ROBERTO (2001): Interactions Between Cash and Derivatives Bond Markets: Some Evidence for the Euro Area, in: The changing shape of fixed income markets: a collection of studies by central bank economists, Bank for International Settlements Papers No. 5, S. 67–112, Basel 2001.
- SCHULTE-MATTLER, HERMANN / TYSIAK, WOLFGANG (1998): Interpolation von Renditen mit Hilfe natürlicher Splines, in: Die Bank, o. Jg., Nr. 12, S. 772-777.
- SCHULTZ, PAUL H. (2001): Corporate bond trading costs and practices: A peek behind the curtain, in: Journal of Finance, Vol. 56, Nr. 2, S. 677-698.
- SEPPÄLÄ, JUHA / VIERTIÖ, PETRI (1996): The Term Structure of Interest Rates: Estimation and Interpretation, Bank of Finland, Discussion Paper No. 19/1996, Helsinki 1996.
- SHEA, GARY S. (1984): Pitfalls in Smoothing Interest Rate Term Structure Data: Equilibrium Models and Spline Approximations, in: The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 19, Nr. 3, S. 253-269.
- SHILLER, ROBERT J. / MODIGLIANI, FRANCO (1979): Coupon and tax effects on new and seasoned bond yields and the measurement of the cost of debt capital, in: Journal of Financial Economics, Vol. 7, Nr. 3, S. 297-318.
- SILBER, WILLIAM L. (1991): Discounts on restricted stock: The impact of illiquidity on price, in: Financial Analysts Journal, Vol. 47, Nr. 4, S. 60-64.
- SMIDT, SEYMOUR (1971): Which Road to an Efficient Stock Market: Free Competition or Regulated Monopoly?, in: Financial Analysts Journal, Vol. 27, Nr. 5, S. 18-20 und 64-69.
- STANDARD & POOR'S (2008): Corporate Ratings Criteria, New York 2008.
- STANDARD & POOR'S (2009): Default, Transition, and Recovery: 2008 Annual Global Corporate Default Study And Rating Transitions, New York 2009.

- STANGE, SEBASTIAN / KASERER, CHRISTOPH (2008): The Impact of Order Size on Stock Liquidity - A Representative Study, Technische Universität München, CEFS Working Paper 2008-9, München 2008.
- STEINMÜLLER, WERNER (2007): Risikomanagement, Eigenkapital- und Banksteuerung über Verbriefungstransaktionen, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 60. Jg., Nr. 17, S. 908-910.
- STEELY, JAMES M. (1991): Estimating the gilt-edged term structure: Basis splines and confidence Intervals, in: Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 18, Nr. 4, S. 513-529.
- STOLL, HANS R. (1985): Alternative Views of Market Making, in: Market Making and the Changing Structure of the Securities Industry, hrsg. von Yakov Amihud et al., Washington D.C. 1985, S. 67-92.
- STÜNKEL, KERSTIN / WINKLER, BODO (2007): Structure Covered Bonds sind keine Pfandbriefe, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 60. Jg., Nr. 18, S. 981-984.
- SUN, TONG-SHENG ET AL. (1993): Interest Rate Swaps: An empirical investigation, in: Journal of Financial Economics, Vol. 34, Nr. 1, S. 77-99.
- SÜNDEHAUF, ROBERT (2006): Bewertung des Ausfallrisikos deutscher Hypothekenbank-Pfandbriefe, Berlin 2006.
- SVENSSON, LARS (1994): Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994, International Monetary Fund, Working Paper Nr. 114, Washington D.C. 1994.
- SVENSSON, LARS (1995): Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method, in: Sveriges Riksbank Quarterly Review, Nr. 3, S. 13-26, Stockholm 1995.
- THOMPSON, SAMUEL B. (2006): Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by both Firm and Time, Harvard University, Working Paper, Boston 2006.
- THOMSON REUTERS (2008): Fixed Income Trading, Rule Book V 1.7, London 2008.
- THOMSON REUTERS (2009): Thomson Reuters Fixed Income Trading – Best Price Execution Through Reuters 3000Xtra, London 2009.
- TSUJI, CHIKASHI (2005): The Credit-Spread Puzzle, in: Journal of International Money and Finance, Vol. 24, Nr. 7, S. 1073-1089.
- UNITED STATES DEPARTMENT OF THE TREASURY (1999): From the Office of Public Affairs, 19. Oktober 1999, LS-162, Washington D.C. 1999.
- VAN AUBEL, PETER / RIDDERMANN, FRIEDRICH (1998): Steuerarbitrage bei strippbaren Bundesanleihen, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 51. Jg., Nr. 11, S. 611-616.
- VAN LANDSCHOOT, ASTRID (2004): Determinants of Euro Term Structure of Credit Spreads, European Central Bank, Working Paper Nr. 397, Frankfurt a.M. 2004.
- VASICEK, OLDRIK A. / FONG, GIFFORD H. (1982): Term Structure Modeling Using Exponential Splines, in: Journal of Finance, Vol. 37, Nr. 2, S. 339-348.
- VAYANOS, DIMITRI (1998): Transaction costs and asset prices: A dynamic equilibrium model, in: Review of Financial Studies, Vol. 11, Nr. 1, S. 1-58.
- VAYANOS, DIMITRI (2004): Flight to Quality, Flight to Liquidity, and the Pricing of Risk, National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. W10327, New York 2004.

WAGGONER, DANIEL F. (1997): Spline methods for extracting interest rate curves from coupon bond prices, Federal Reserve Bank of Atlanta, Working Paper Nr. 97-10, Atlanta 1997.

WARGA, ARTHUR (1992): Bond Returns, Liquidity, and Missing Data, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 27, Nr. 4, S. 605-617.

WEIL, PHILIPPE (1989): The Equity Premium Puzzle and the Risk-free Rate Puzzle, in: Journal of Monetary Economics, Vol. 24, Nr. 3, S. 401-421.

WHITE, HALBERT (1984): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: Econometrica, Vol. 48, Nr. 4, S. 817-838.

WOOLDRIDGE, PHILIP D. (2001): The Emergence of New Benchmark Yield Curves, in: Bank for International Settlements Quarterly Review, Dezember 2001, Nr. 4, S. 48-57.

WOOLDRIDGE, JEFFREY M. (2007): Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, Cambridge 2007.

WOOLDRIDGE, JEFFREY M. (2009): Introductory Economic – a modern Approach, 4. Auflage, Florence 2009.

ZHU, HAIBIN (2004): An Empirical Comparison of Credit Spreads Between the Bond Market and the Credit Default Swap Market, Bank for International Settlements, Working Paper Nr. 160, Basel 2004.