

EINFLUSSFAKTOREN AUF DEN CREDIT SPREAD VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

PHILIPP GANN* und AMELIE LAUT*

Discussion Paper 2008 - 7

Juni 2008



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. Comments should be addressed to gann@bwl.lmu.de.

EINFLUSSFAKTOREN AUF DEN CREDIT SPREAD VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

PHILIPP GANN und AMELIE LAUT

Juni 2008

Zusammenfassung

Entgegen früherer Studien, die darauf hinweisen, dass der gesamte Credit Spread eines Bonds durch das mit diesem Bond verbundene Kreditrisiko induziert ist, zeigen neuere empirische Untersuchungen, dass neben Kreditrisiken noch weitere Faktoren die Höhe des Credit Spreads determinieren.

Die vorliegende Arbeit bestätigt diese Erkenntnisse auf einem anderen Weg als die bisher gemachten Forschungsarbeiten, welche üblicherweise auf Basis einer empirischen Dekomposition von Credit Spreads den Einfluss verschiedener Faktoren untersuchen. Anhand eines Samples Euro-denominierter Corporate Bonds wird gezeigt, dass eine modelltheoretische Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven zu Bepreisungsfehlern führt, welche mit schlechter werdender Ratingeinschätzung ansteigen und durch das makroökonomische Umfeld beeinflusst sind. Dadurch werden zum einen die Grenzen der in Theorie und Praxis weit verbreiteten barwertigen Bewertungslogik von Anleihen auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven dargelegt. Zum anderen wird demonstriert, dass die Ratingeinschätzung eines Bonds bzw. Bondemittenten für Investoren nur einen bepreisungsrelevanten Faktor unter weiteren darstellt.

Sichworte: Credit Spread, Zinsstrukturkurve, Zero Rate, Rating, Corporate Bond, Swap Rate, Strips, Subprimekrise

JEL-Klassifikation: E 43, E 44, G11, G12, G21

1 EINLEITUNG

In der Finanzmarkttheorie wird zwischen absoluter und relativer Preisermittlung von Wertpapieren unterschieden. Die absolute Preisermittlung bestimmt den Preis eines Assets aufgrund des fundamentalen individuellen systematischen oder auch idiosynkratischen Risikos. Im Gegensatz dazu wird bei der relativen Preisermittlung der Preis eines Wertpapiers in Relation zu dem Preis anderer Assets gesetzt. Die vorliegende Arbeit basiert auf der relativen Preisermittlung zur Bewertung von Unternehmensanleihen. Dabei wird der theoretische Wert einer Unternehmensanleihe auf Basis der Preise anderer Bonds derselben Risikokategorie ermittelt und der so errechnete Modellpreis mit dem tatsächlichen Marktpreis verglichen. Daneben erfolgt im Rahmen dieses Artikels eine Analyse verschiedener Einflussfaktoren auf den Credit Spread von Unternehmensanleihen. Der Credit Spread entspricht dem durch den Preis eines ausfallrisikobehafteten Bonds oder Asset Backed Securities implizierten Risikoaufschlag auf einen als Benchmark definierten (risikofreien) Zinssatz.

Bis Mitte 2007 waren die Risikoprämien für Unternehmensanleihen weltweit auf historischen Tiefständen. Nach einer mehrjährigen Periode niedriger Volatilität in der Realwirtschaft und an den Finanzmärkten waren Investoren für eine verhältnismäßig geringe Prämie bereit, das Risiko von Unternehmensanleihen zu tragen. Besonders die bis dahin immer stärker zunehmende Verbriefung von Kreditrisiken und deren Weiterreichung an andere Marktteilnehmer an den globalen Finanzmärkten sorgte für eine weiter abnehmende Sensitivität der Investoren gegenüber diesen Risiken.

Ab Mitte 2007 führte der Ausbruch der Subprimekrise zu einem rapiden Anstieg der Risikoaversion der Investoren gegenüber Kreditrisiken. Auslöser der Krise waren sinkende Immobilienpreise in den USA und damit einhergehende Insolvenzen von zunächst vor allem Hypothekennehmern mit schlechter Bonität. Der Kapitalmarkt befürchtete, dass Ausfälle von Immobilienkrediten sowohl über negative Auswirkungen auf die Realwirtschaft als auch über Ansteckungseffekte innerhalb des Finanzsektors zu Ausfällen bei Unternehmensanleihen führen könnten. Abbildung 1 zeigt den Anstieg der durchschnittlichen Credit Spreads der auf Euro denominierten Corporate Bonds europäischer Emittenten mit einer Restlaufzeit von 5 bis 7 Jahren anhand des Merrill Lynch EMU Corp 5-7 Year-Credit Spread Index sowie die mit dem Anstieg der Risikoaversion der Marktteilnehmer und der Steigerung der Ausfallwahrscheinlichkeit europäischer Bondemittenten verbundenen Veränderung der Credit Default Swap-Prämien am Beispiel des iTraxx Europe 5 Year-Index. Entgegen früherer Studien¹, die darauf hinweisen, dass der gesamte Credit Spread eines Bonds durch das mit diesem Bond verbundene Kreditrisiko induziert ist, zeigen neuere empirische Untersuchungen², dass neben Kreditrisiken noch weitere Faktoren die Höhe des Credit Spreads determinieren.

Die vorliegende Arbeit bestätigt diese Erkenntnisse auf einem anderen Weg als die bisher gemachten Forschungsarbeiten, welche üblicherweise auf Basis einer empirischen Dekomposition von Credit

¹ Vgl. z.B. Cumby/Evans (1995) sowie Fons (1994).

² Vgl. u.a. Elton et al. (2001), Delianedis/Geske (2001), Collin-Dufresne et al. (2001), Amato/Remolona (2003), Huang/Kong (2003), Campell/Taksler (2003), Dignan (2003), Bachmann (2004), Longstaff et al. (2005), Amato/Remolona (2005), Driesen (2005), Tsuij (2005), Ericsson/Renault (2006) und Papageorgiou/Skinner (2006).

Spreads den Einfluss verschiedener Faktoren untersuchten. Anhand eines Samples von Euro-denominierten Corporate Bonds wird gezeigt, dass eine modelltheoretische Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven zu Bepreisungsfehlern führt, welche mit schlechter werdender Ratingeinschätzung ansteigen und durch das makroökonomische Umfeld beeinflusst sind. Dadurch werden zum einen die Grenzen der in Theorie und Praxis weit verbreiteten barwertigen Bewertungslogik von Anleihen auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven dargelegt. Zum anderen wird demonstriert, dass die Ratingeinschätzung eines Bonds bzw. Bondemittenten für Investoren nur einen bepreisungsrelevanten Faktor unter weiteren darstellt. Dazu werden anhand einer empirischen Untersuchung der Einfluss der Risikoklassifizierung, der Kuponhöhe und der Liquidität der untersuchten Unternehmensanleihen sowie die Auswirkungen des makroökonomischen Umfeldes am Beispiel der Subprimekrise auf die Credit Spreads von Unternehmensanleihen analysiert. Die Berechnung der ratingorientierten Zinsstrukturkurven erfolgt dabei auf Basis des von den europäischen Notenbanken verwendeten parametrischen Verfahrens von Nelson/Siegel (1987) bzw. Svensson (1994, 1995).

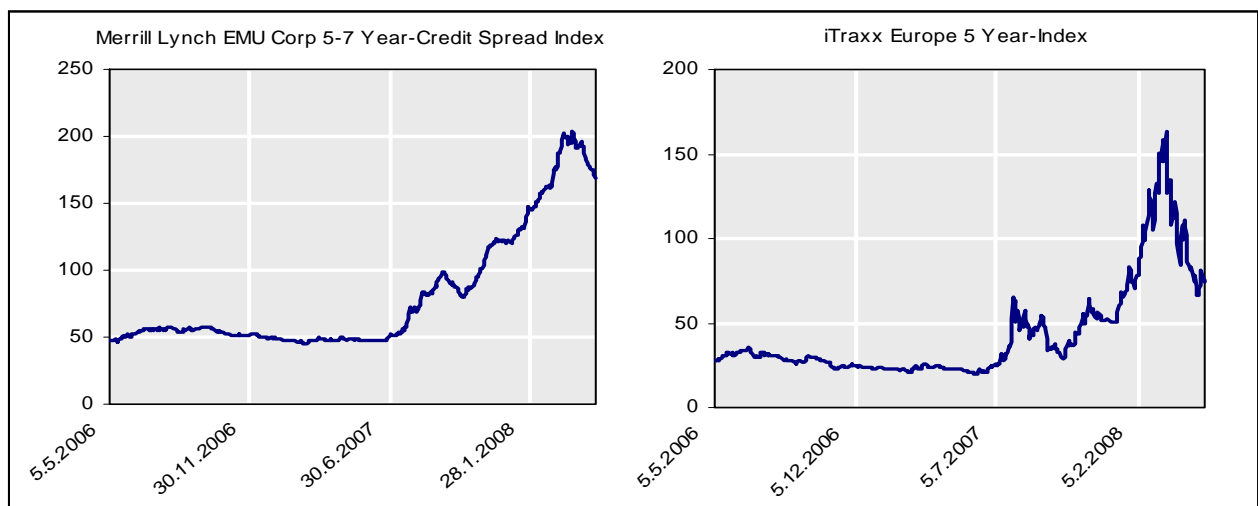


Abbildung 1: Merrill Lynch EMU 5-7Y-Credit Spread Index und iTraxx Europe 5Y.

2 DIE ZINSSTRUKTURKURVE ZUR OPERATIONALISIERUNG DES LAUFZEITADÄQUATEN ZINSSATZES

2.1 Arten von Zinsdefinitionen

Die zukünftigen Zahlungsströme von riskanten Unternehmensanleihen werden im Rahmen der relativen Preisermittlung mit einem risikoadjustierten Zinssatz abdiskontiert, um deren Barwert zu berechnen.³ Der risikoadjustierte Zinssatz besteht aus dem risikolosen Zinssatz und einem Risikoaufschlag –

³ Vgl. z.B. Golup/Tilman, 2000, S. 44. Das Diskontieren versprochener Zahlungen mit einem risikoadjustierten Zinssatz ist unter bestimmten Bedingungen theoretisch ggf. jedoch nicht vollkommen korrekt, da das „Law of one Price“ bei Anwendung

dem Credit Spread. Der risikolose Zinssatz einer Geldanlage bzw. –aufnahme ist der Zinssatz, zu dem Geld ohne Rückzahlungsrisiko angelegt oder aufgenommen werden kann. Zur Operationalisierung des risikolosen bzw. risikoangepassten Zinssatzes greift man auf das Konzept der Zinsstrukturkurve zurück, welche den Zusammenhang zwischen Zinssätzen und Restlaufzeiten von Anleihen zu einem bestimmten Zeitpunkt herstellt. Da nicht für jede beliebige Restlaufzeit eine am Markt gehandelte Anleihe existiert, müssen kontinuierliche Zinsstrukturkurven auf Basis mathematischer Verfahren abgeleitet werden. Zum einen können die fehlenden Datenpunkte durch lineare Interpolation der Zinsstrukturkurve approximativ ermittelt werden. Zum anderen gibt es verschiedene Verfahren zur genaueren Schätzung einer geglätteten Zinsstrukturkurve, um die fehlenden Datenpunkte zu ermitteln. Dabei wird ein bestimmter funktionaler Zusammenhang zwischen Zinssätzen und Restlaufzeiten unterstellt, so dass kontinuierliche Zinsstrukturkurven berechnet werden können, auf deren Basis Zinssätze für alle Restlaufzeiten ableitbar sind.

Anhand des Konzepts der Zinsstrukturkurve kann eine Relation zwischen verschiedenen definierten Zinssätzen und der Laufzeit hergestellt werden. So setzt bspw. die Yield Curve die Effektivverzinsung von Anleihen in Bezug zur Laufzeit. Die Zero (bzw. Spot) und Forward Rate Curve stellt die Zero bzw. Forward Rates in Abhängigkeit von der Laufzeit dar.⁴

Viele empirische Untersuchungen stellen die Zinsstrukturkurve durch die Yield Curve dar, da die Effektivverzinsung leicht aus Marktdaten berechnet werden kann. Die Effektivverzinsung stellt den konstanten Zinssatz dar, mit dem die zukünftigen Kupon- und Nennwertzahlungen abdiskontiert werden müssen, um den aktuellen Kurs der Anleihe zu erhalten. Dabei wird implizit angenommen, dass alle Kuponzahlungen zu dem resultierenden Effektivzinssatz reinvestiert werden können, d.h. es wird eine flache Zinsstrukturkurve unterstellt.

Diese Annahme ist jedoch problematisch, da in der Realität hauptsächlich nicht-flache Zinsstrukturkurven zu beobachten sind. Steigen beispielsweise die Zinssätze mit zunehmender Laufzeit, ist die Wiederanlageprämisse verletzt, da Kuponzahlungen während der Laufzeit nicht mehr zu dem gleichen Zinssatz angelegt werden können. Dieser sog. Kuponeffekt ist umso stärker, je steiler die Zinsstrukturkurve und je höher die Kuponzahlungen sind, da dann die Auswirkungen der veränderten Wiederanlagebedingungen stärker ins Gewicht fallen. Da die Berechnung der Yield Curve einen konstanten Zinssatz über die Laufzeit einer Anleihe unterstellt, unterschätzt sie bei steigenden Zinsen folglich die tatsächliche Zinsstrukturkurve. Aus diesem Grund ist die Deutsche Bundesbank 1997 von der Schätzung von Yield Curves auf die Berechnung von Zero bzw. Forward Rate Curves umgestiegen. Diese erlauben neben einer theoretisch korrekten Barwertermittlung der Anleihe-Cash Flows eine präzisere

auf versprochene anstatt risikoadjustierte erwartete Zahlungen nur näherungsweise gilt. Auf diesen Sachverhalt wird im Folgenden nicht weiter eingegangen. Dennoch sei auf Duffie/Singleton (1999) verwiesen, welche die Bedingungen, unter welchen eine Diskontierung versprochener Zahlungen mit risikoadjustierten Zero Rates konsistent mit No-Arbitrage-Überlegungen ist, darlegen.

⁴ Daneben stellt die Par Yield Curve diejenigen Kuponhöhen der Anleihen in Relation zur Laufzeit dar, mit denen die Anleihen zu par notieren würden. Vgl. z.B. Anderson et al., 1996, S. 14f. sowie Svensson, 1995, S. 16. Da die Darstellung der Zinsstrukturkurve durch die Par Yield Curve jedoch weniger gebräuchlich ist, wird sie im Folgenden nicht näher erläutert. Infolge der in der Literatur üblichen Bezeichnung der Spot Rates als Zero Rates wird auch in vorliegendem Artikel dieser Benennung gefolgt.

Darstellung und Analyse der erwarteten Zinsänderungen und eine bessere internationale Vergleichbarkeit der Zinsstrukturkurven verschiedener Währungsräume oder Länder.⁵

Im Gegensatz zur Yield Curve werden bei der Zero Rate Curve für die Ermittlung des Barwertes der Anleihe deren zukünftigen Zahlungsströme mit unterschiedlichen Zinssätzen abdiskontiert. So wird für jeden Zahlungsstrom eine Verzinsung zu dem Zinssatz unterstellt, der zum gegenwärtigen Zeitpunkt für die betrachtete Zeitperiode Gültigkeit besitzt. Zero Rates stellen die Verzinsung von Investitionen vom heutigen Zeitpunkt beginnend über eine bestimmte zukünftige Periode dar. Durch einfache Arbitrageüberlegungen können aus der Struktur der Zero Rates Forward Rates abgeleitet werden. Diese bezeichnen die Verzinsung von Investitionen, die zu einem zukünftigen Zeitpunkt starten und über eine bestimmte Periode laufen. Die Zinsstrukturkurve kann damit sowohl durch Zero als auch durch Forward Rates abgebildet werden, da beide identische Informationen enthalten.

Im Gegensatz zur Effektivverzinsung sind Zero Rates jedoch nicht direkt aus den Marktpreisen der Kuponanleihen ableitbar. Nur bei Nullkuponanleihen (Zero Bonds) ist die Zero Rate einfach zu berechnen, da es nur eine zukünftige Zahlung gibt und somit die Zero Rate zur Abzinsung des Nennwerts die einzige unbekannte Größe ist. Die Zero Rate entspricht in diesem Fall der Effektivverzinsung des Zero Bonds. In der Realität gibt es jedoch nur eine begrenzte Anzahl von Nullkuponanleihen, da sowohl Staaten als auch Unternehmen üblicherweise Kuponanleihen emittieren. Diese weisen aber mehrere zukünftige Zahlungsströme auf, die mit laufzeitspezifischen – und daher unterschiedlichen – Zero Rates abdiskontiert werden müssen. Da die Bestimmungsgleichung des Preises von Kuponanleihen anhand von Zero Rates somit mehrere Unbekannte enthält, müssen Zero Rates iterativ berechnet werden.

Dazu wird eine Kuponanleihe als Portfolio von Nullkuponanleihen interpretiert. Die Preise und Zinssätze dieser einzelnen hypothetischen Nullkuponanleihen sind jedoch nicht bekannt, da nur der Preis und die Effektivverzinsung der tatsächlich existierenden Kuponanleihe beobachtbar sind. Deshalb werden die Zinssätze der Nullkuponanleihen iterativ anhand einer vorgegebenen Zinsstruktur ermittelt.⁶ Auf Basis einer zu Beginn des Schätzverfahrens vermuteten Zinsstruktur aus Zero Rates wird eine theoretische Effektivverzinsung der Kuponanleihe berechnet und mit der am Markt beobachtbaren Effektivverzinsung verglichen. Durch Variation der vorgegebenen Zero Rates-Zinsstruktur wird die Abweichung von theoretischer und beobachteter Effektivverzinsung minimiert. Als Ergebnis erhält man die für die Zinsstrukturkurve notwendigen Zero Rates und vermeidet somit den bei der Yield Curve verzehrend wirkenden Kuponeffekt.⁷

⁵ Vgl. Deutsche Bundesbank, 1997a, S. 61f.

⁶ Vgl. Svensson, 1995, S. 14 sowie Abschnitt 3.1. Die Verfahren zur Schätzung der Zinsstrukturkurve werden im Anhang ausführlich erläutert.

⁷ Vgl. Campbell/Taksler, 2003, S. 2339.

2.2 Benchmarkmöglichkeiten für die risikolose Zinsstrukturkurve

Für die nachfolgende Analyse wird neben der Pricing Errors, welche die Abweichungen der errechneten Modellpreise von den beobachtbaren Marktpreisen darstellen, auf Credit Spreads zurückgegriffen. Um diese berechnen zu können, ist die Definition einer geeigneten Benchmark für den risikofreien Zinssatz notwendig. Dabei können grundsätzlich verschiedene Referenzwerte in Betracht gezogen werden. Abhängig davon, welche Finanzmarkttitel die Basis für die Ableitung der risikolosen Zero Rates bilden, werden die Zinsstrukturkurven im Folgenden entsprechend bezeichnet. Bei der Staatsanleihen Zero Curve werden Staatsanleihen verwendet, in die Berechnung der Swap Zero Curve gehen Geldmarktsätze, Preise von Geldmarktfutures und Zinsswapsätze ein. Die Strips Zero Curve wird entsprechend auf Basis von Strips⁸ berechnet.

Häufig wird für den risikolosen Zins der Zinssatz von AAA-Staatsanleihen herangezogen, d.h. der Zinssatz, zu dem ein Staat sich in lokaler Währung verschulden kann. Zusätzlich zu dem praktisch nicht vorhandenen Ausfallrisiko werden Staatsanleihen üblicherweise zu großen Nominalvolumina emittiert und weisen eine vergleichsweise hohe Liquidität auf.⁹ Die Schätzungen der deutschen Staatsanleihen Zero Curve durch die Deutsche Bundesbank basieren auf Kursen von Bundesanleihen, Bundesobligationen und Bundesschatzanweisungen.¹⁰

In der bankbetrieblichen Praxis wird für die Bewertung von Wertpapieren und Derivaten jedoch vor allem auf die Swap Zero Curve als Benchmark für den risikolosen Zinssatz zurückgegriffen. Dabei werden für die Schätzung des kurz- und mittelfristigen Laufzeitbereichs Geldmarktzinssätze wie LIBOR oder EURIBOR sowie Geldmarktfuturepreise verwendet. Das lange Ende der Swap Zero Curve wird aus Swap Rates abgeleitet. Da Banken am Geldmarkt sowohl ihre überschüssigen Mittel investieren als auch Gelder zur Finanzierung kurzfristiger Verpflichtungen aufnehmen, stellen Geldmarktzinssätze ihre Opportunitätskosten im kurzfristigen Laufzeitbereich dar. Diese Zerosätze weisen jedoch ein Gegenparteerisiko auf, da die Kontrakte zwischen Banken abgeschlossen werden, die nicht vollkommen ausfallrisikofrei sind und damit eventuell ihren Rückzahlungsverpflichtungen nicht nachkommen können. Daneben werden für die Bestimmung des kurzen Endes der Swap Zero Curve Geldmarktfutures wie z.B. Eurodollar-, EONIA- oder EURIBOR-Futures verwendet. Die Futuresätze beziehen sich dabei im Allgemeinen auf eine zukünftige Periode von ein bis drei Monaten. Im kurzfristigen Laufzeitbereich können die Futuresätze direkt zur Bestimmung der Zinsstrukturkurve verwendet 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. Zero Rates können dann aus den durch die Futurepreise implizierten Forward Rates berechnet werden.

Für den mittelfristigen Bereich der Zinsstrukturkurve werden sowohl Geldmarktfuturepreise als auch Swapsätze verwendet. Futures auf Geldmarktsätze haben dabei i.d.R. eine maximale Laufzeit

⁸ Strips ist die Kurzform von Separate Trading of Registered Interest and Principal of Securities.

⁹ Vgl. Golup/Tilman, 2000, S. 44 sowie Hull et al., 2004, S. 2796.

¹⁰ Vgl. Deutsche Bundesbank, 2005a, S. 66 sowie Cooper/Steeley, 1996, S. 202f.

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 bei Futurekontrakten preisbeeinflussenden möglichen Marginzahlungen während der Laufzeit, die bei Forwardkontrakten nicht zwangsläufig bzw. in weniger standardisierter Form anfallen.¹¹ Der langfristige Bereich der Swap Zero Curve wird durch Zinsswapsätze dargestellt. Die Basiswerte für Swaps sind grundsätzlich unbesicherte Geldmarktgeschäfte am Interbankenmarkt, weshalb die Swapsätze analog zu den Geldmarktsätzen ein gewisses Kreditrisiko aufweisen.

Der kurze Bereich der Swap Zero Curve stellt den realen Verschuldungszinssatz für Kreditinstitute dar, 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 Zero Curve gilt dies nur dann, wenn das Roll-over-Zinsrisiko einer solchen Bank als Null angenommen wird. Aufgrund des tatsächlich existierenden Bonitätsänderungsrisikos und der Tatsache, dass das Risiko eines Downgrades im AA-Bereich (was der durchschnittlichen Bonität der bei der Ermittlung der veröffentlichten Geldmarktzinssätze wie EONIA, EURIBOR oder LIBOR miteinbezogenen Institute entspricht), 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 Zero Curve.

Seit 1997 ist das Stripping bestimmter Staatsanleihen möglich, was einen weiteren Referenzwert für die Ableitung einer risikolosen Zinsstrukturkurve darstellen kann. 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.¹² Bspw. ergibt eine zehnjährige Staatsanleihe mit jährlicher Kuponzahlung bei Stripping unmittelbar nach der Emission elf Nullkuponanleihen: zehn Zins-Strips, die jeweils Laufzeiten entsprechend der Fälligkeiten der Kuponzahlungen haben, und einen Kapital-Strip mit einer Laufzeit von zehn Jahren. Die Zinssätze dieser Nullkuponanleihen stellen die für die Berechnung der Zinsstrukturkurve notwendigen Zero Rates dar. Aufgrund des Handels existieren Marktpreise für die Strips, so dass die Zinsstrukturkurve direkt aus den Marktdaten berechnet werden kann. Da das Stripping auf Basis von Staatsanleihen durchgeführt wird, gibt deren Laufzeitspektrum das der Strips vor. Strips vervollständigen die Anlagemöglichkeiten in allen Laufzeitbereichen, da in Deutschland nur Anleihen mit einer Laufzeit von sechs Monaten sowie zwei, fünf, zehn und 30 Jahren emittiert werden. Strips sind vor allem für risikofreudige Investoren attraktiv, da die durch das Stripping resultierenden Nullkuponanleihen eine höhere Duration aufweisen als Kuponanleihen mit gleicher Laufzeit. Daneben besteht bei den resultierenden Nullkuponanleihen nicht das Problem der Wiederanlage von Kuponzahlungen. So können die zukünftigen Zahlungsströme exakt gesteuert werden und zudem wird die ex ante erwartete Effektivverzinsung tatsächlich reali-

¹¹ Zu einer möglichen Umformung der Futurepreise in Forward Rates vgl. z.B. Hull, 2003, S. 111.

¹² Vgl. Deutsche Bundesbank, 1997b, S. 17f.

siert, wenn der Strips bis zur Fälligkeit gehalten wird. Im Gegensatz dazu weicht die tatsächlich realisierte Effektivverzinsung bei Kuponanleihen in der Regel von der ex ante erwarteten Effektivverzinsung ab, da letztere auf kalkulatorischen Annahmen bzgl. der Wiederanlage der Kuponzahlungen basiert. In ihrer Analyse des Stripping von US-Staatsanleihen, das in den USA bereits seit 1985 möglich ist, kommen Grinblatt/Longstaff (2000) zu dem Ergebnis, dass Strips von Investoren vor allem dazu verwendet werden, den Markt zu vervollständigen und Steuer- und Bilanzierungsasymmetrien auszunutzen. Jedoch ist die Liquidität der Strips vor allem im kurz- bis mittelfristigen Laufzeitbereich sehr gering. Ursache hierfür ist, dass Strips hauptsächlich aus langlaufenden Anleihen gebildet werden, da diese mehr Nullkuponanleihen ergeben als kürzer laufende Anleihen.¹³ Durch die vergleichsweise geringe Liquidität der Strips wird die Aussagekraft der auf Basis der Strips abgeleiteten Zero Rates jedoch stark gemindert, weshalb Strips als risikofreie Benchmark im Folgenden nicht näher betrachtet werden sollen.

2.3 Identifikation einer geeigneten risikofreien Benchmark

Der Spread zwischen der Staatsanleihen und Swap Zero Curve kann zeitweise über 100 Basispunkte betragen, was die Wahl des Referenzwerts für den risikolosen Zinssatz bei empirischen Untersuchungen zu Credit Spreads zu einer wichtigen – und nicht unumstrittenen – Entscheidung macht. Darüber hinaus ist die Korrelation zwischen der täglichen Veränderung der Swap Sätze und der Renditen von Staatsanleihen gering. So liegt diese nach eigenen Untersuchungen im Zeitraum zwischen Januar 1999 und Dezember 2007 bei lediglich 0,17. Die Wahl der Berechnungsbenchmark für die Credit Spread Ermittlung kann somit entscheidenden Einfluss auf die Analyseergebnisse haben.

Die Swapsätze liegen infolge der enthaltenen Prämie für das Gegenparteiisiko sowie des mit Staatsanleihen verbundenen Zusatznutzens in der Regel für alle Laufzeiten über den Renditen der liquiden Staatsanleihen mit einem AAA-Rating.¹⁴ Dieser Zusatznutzen resultiert u.a. aus deren Lombardfähigkeit sowie deren regulatorischen Begünstigung. So ist sowohl im Standard- als auch IRB-Ansatz von Basel II für AAA-Staatsanleihen im Gegensatz zu Corporate Bonds gleichen Risikos ein Risikogewicht von Null vorgesehen.¹⁵ Daneben müssen bei AAA-Staatsanleihen, die als Sicherheiten unterlegt werden, im Vergleich zu Corporate Bonds gleicher Risikoeinschätzung keine oder geringere Haircuts berücksichtigt werden.¹⁶ Der mit AAA-Staatsanleihen verbundene Zusatznutzen vergrößert

¹³ 1999 wurden z.B. in den USA von rund 35% der 30-jährigen, 38% der 20-jährigen und 12% der 10-jährigen Anleihen Zins- und Kapital-Strips separat gehandelt. Kürzer laufende Anleihen wurden kaum gestript. Vgl. Sack, 2000, S. 4.

¹⁴ Die Preise US-amerikanischer Treasury Bonds, Notes und Bills sind daneben durch eine steuerliche Bevorzugung der Zinszahlungen gegenüber den Preisen von Corporate Bonds massiv verzehrt. Vgl. z.B. Elton et al. (2001). Da sich die nachfolgende empirische Analyse auf Euro-denominierte Anleihen bezieht, und innerhalb der EMU eine solche unterschiedliche Besteuerung der Kuponzahlungen von Staats- und Unternehmensanleihen nicht existiert, wird dieser Sachverhalt nicht weiter berücksichtigt.

¹⁵ Vgl. z.B. Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), Tz. 53.

¹⁶ Vgl. z.B. Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004), Tz. 136 i.V.m. Tz. 151, 170 und 171. Darüber hinaus sind bestimmte Staatsanleihen z.B. auch bei Terminbörsen wie der Eurex als Sicherheiten mit einer geringeren Haircut-Notwendigkeit anrechenbar.

deren relativen Wert für bestimmte Investorengruppen und senkt damit deren Rendite.¹⁷ Der Spread zwischen einer ausfallrisikobehafteten Unternehmensanleihe und AAA Staatsanleihen kann somit die tatsächliche Risikoprämie für das Halten eines Corporate Bonds ggf. überschätzen.

Zinsswaps werden, trotz Versuchen bspw. der Chicago Mercantile Exchange einen liquiden Börsenhandel hierfür zu institutionalisieren, vorwiegend außerbörslich gehandelt, so dass in unruhigen Zeiten das Gegenparteirisiko den Swapmarkt besonders stark beeinflussen kann, da dann die Unsicherheit über die Solidität der als Counterparty auftretenden Finanzinstitute zunimmt. Bei AAA-Staatsanleihen kann hingegen davon ausgegangen werden, dass diese auch in Zeiten wie der aktuellen Subprimekrise ausfallsicher sind. Die darüber hinaus geringe Zahl aktiver Swaphändler und die Nichtexistenz eines zentralen Clearings beim außerbörslichen Swaphandel impliziert eine geringere Widerstandsfähigkeit der Liquidität des Swapmarktes gegenüber Marktanspannungen.¹⁸ Dieser Sachverhalt stellt für Kapitalmarktteilnehmer ein entlohnungsrelevantes Risiko dar. Darüber hinaus werden Zinsswaps gewöhnlich nur für Laufzeiten bis zu zehn Jahren liquide gehandelt, wohingegen bestimmte AAA-Staatsanleihen mit deutlich längeren Laufzeiten eine ausreichende Handelsliquidität aufweisen.

Da der wahre risikolose Zinssatz somit eine unbeobachtbare Größe ist, sehen Hull et al. (2004) diesen zwischen dem Zinssatz der Staatsanleihen Zero Curve und der Swap Zero Curve. Sie schätzen unter Nutzung der Cash-and-Carry-Arbitragebeziehung zwischen Bond und CDS-Markt, dass die implizite, vom Markt verwendete risikofreie Zinskurve deutlich näher an der Swap als Staatsanleihen Zero Curve liegt. Houweling/Vorst (2002) kommen zu entsprechenden Ergebnissen. Sie zeigen, dass sich Marktteilnehmer nicht länger an der Staatsanleihen Zero Curve orientieren, sondern die Swap Zero Curve bevorzugen. Auch Blanco/Brennan/Marsh (2005) verwenden Swapsätze als Benchmark für den risikofreien Zinssatz, da Geldmarkt- und Swapsätze für Finanzinstitute bessere Näherungswerte für die Finanzierungsgrenzkosten und Kreditzinssätze darstellen als die Zinssätze von Staatsanleihen. Es existieren aber auch Studien, welche zu gegenteiligem Ergebnis kommen. So zeigen z.B. Reinhart/Sack (2002) für den US-amerikanischen Markt, dass zwar der ermittelte tatsächliche risikofreie Zinssatz zwischen Swap und Treasury Rate liegt, die Swap Rate jedoch deutlich stärker von dem risikofreien Zinssatz abweicht als die Treasury Rate.¹⁹

¹⁷ Interessant ist in diesem Zusammenhang auch die BIS-Studie von Reinhart/Sack (2002). Diese verwenden in ihrer empirischen Untersuchung über das Verhalten bedeutender langfristiger US-Zinssätze fünf erklärende Variablen. Eine davon wird als "idiosyncratic Treasury factor" bezeichnet und folgendermaßen beschrieben: „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.

¹⁸ Vgl. Remolona/Wooldridge, 2003, S. 61f.

¹⁹ Als eine weitere Alternative zu den bisher diskutierten Referenzwerten schlagen Houweling/Vorst (2002) Repurchase Agreements (Repos) vor. Repos sind besicherte Darlehen zwischen Banken für relativ kurze Zeiträume (ein Tag bis ein Jahr) und eignen sich als Indikator für den risikolosen Zinssatz, da sie sehr liquide und infolge der Besicherung praktisch risikolos sind. Deshalb sind die Reposätze um einige Basispunkte geringer als Swapsätze. Die kurze Laufzeit ist jedoch ein bedeutender Nachteil bei der Verwendung von Reposätzen zur Berechnung der risikolosen mittel- bis langfristigen Zinsstrukturkurve, da für letztere Daten eines deutlich längeren Zeitraums notwendig sind.

Diese Analyse zeigt, dass ein per se optimaler Referenzwert für den faktisch unbeobachtbaren risikolosen Zinssatz nicht existiert. Bei der Wahl des Referenzwertes für die Credit Spread-Ermittlung sind die Zielsetzung und der Anwendungszweck der empirischen Analyse sowie ggf. der Zeitraum, aus welchem die erhobenen Daten stammen, zu berücksichtigen.

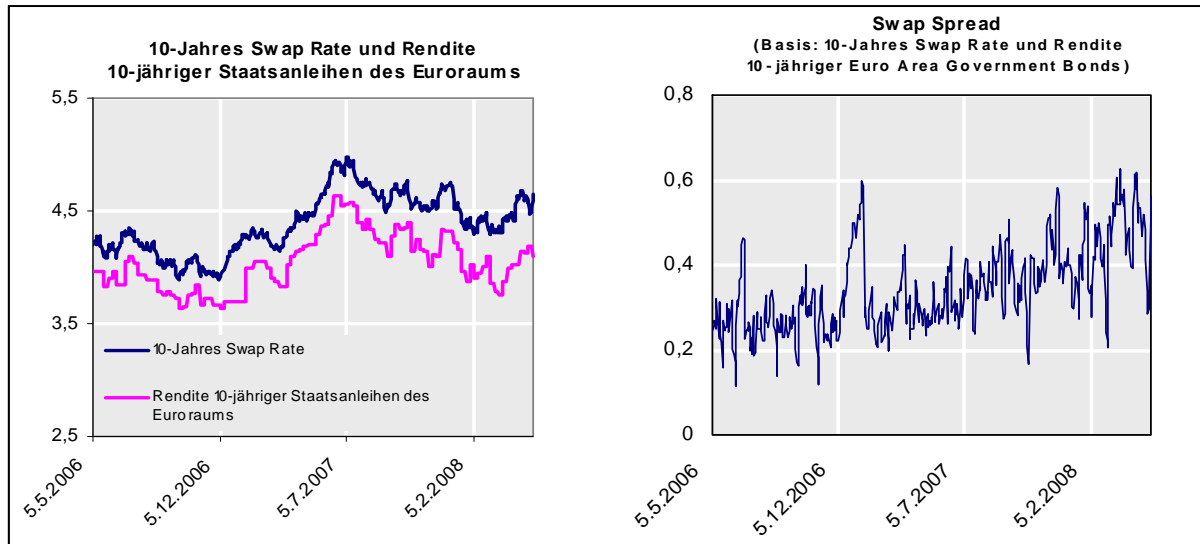


Abbildung 2: 10-Jahres Swap Rate, Rendite 10-jähriger Staatsanleihen und Swap Spread.

In der vorliegenden Arbeit wird der risikolose Zinssatz anhand von Staatsanleihen approximiert, da die empirische Analyse auf Basis von Daten vor und während der Subprimekrise durchgeführt wird. Die Swap Zero Curve stellt in diesem Fall einen weniger geeigneten Referenzwert für den risikolosen Zinssatz als die Staatsanleihen Zero Curve dar, da sich durch die Finanzmarktkrise die in den Geldmarkt- und Swapsätzen enthaltene Risikoprämie drastisch erhöht hat und somit ein Vergleich vor und während der Krise nicht auf dem gleichen Referenzwert basieren würde. Abbildung 2 zeigt den Verlauf der 10-Jahres Swap Rate sowie den Verlauf der durchschnittlichen Rendite 10-jähriger Staatsanleihen des Euroraums. Die Differenz beider Werte ergibt den Swap Spread. Wie sich erkennen lässt, schwankt dieser bis Mitte 2007 um einen konstanten Wert und steigt ab Mitte des Jahres 2007 infolge eines gestiegenen Ausfallrisikos sowie einer gestiegenen Risikoaversion der am Interbankenmarkt teilnehmenden Kreditinstitute stark an.

2.4 Bestimmung des Risikoaufschlags

Investoren verlangen bei Investitionen in risikobehaftete Bonds gegenüber Investitionen in risikolose Anleihen einen Risikoaufschlag in Form des Credit Spreads, welcher u.a. eine Kompensation für die Übernahme des Ausfallrisikos der riskanten Unternehmensanleihen beinhaltet. Die Risikoeinstufung der Unternehmensanleihen durch die Ratingagenturen, welche eine Maßzahl für das mit dem Bond verbundene Ausfallrisiko darstellt, besitzt daher einen maßgeblichen Einfluss auf die Höhe der Credit

Spreads. Darüber hinaus werden diese jedoch noch durch weitere Faktoren wie Steuer- und Liquiditätseffekte beeinflusst. Auf diesen Sachverhalt wird in Kapitel 3 näher eingegangen.

Da nicht für jede beliebige Laufzeit Zinssätze beobachtet werden können, müssen für die Berechnung der Credit Spreads möglichst glatt verlaufende kontinuierliche Zinsstrukturkurven auf Basis der beobachtbaren Datenpunkte anhand von Schätz- bzw. Interpolationsverfahren ermittelt werden.²⁰ Die auf Basis der Staatsanleihen berechnete risikolose Zinsstrukturkurve ist der Referenzwert zur Berechnung der ratingorientierten Z- sowie I-Credit Spreads. Die sogenannten I-Spreads (Interpolated Spreads, vgl. Abbildung 4) werden als Differenz der Zinsstrukturkurve von Unternehmensanleihen einer bestimmten Ratingkategorie und der risikolosen Zinsstrukturkurve ermittelt. Diese können für verschiedene Laufzeiten variieren, wenn die riskante und die risikolose Zinsstrukturkurve nicht parallel verlaufen, was üblicherweise der Fall ist. Diese Laufzeitabhängigkeit der I-Spreads kann die Analyse erschweren, da ein Vergleich von Unternehmensanleihen verschiedener Risikoklassen nur bei identischer Laufzeit und gleichen Kuponzahlungsterminen der Anleihen sinnvoll ist. Eine vergleichende Analyse einzelner Anleihen auf Basis von I-Spreads ist darüber hinaus nicht möglich, da für einzelne Anleihen keine eindeutig definierten Zero Rate Curves und damit auch keine eindeutigen I-Spreads ermittelt werden können. Aus diesem Grund werden in der nachfolgenden empirischen Analyse Z-Spreads (Zero Volatility Spreads) betrachtet. Der Z-Spread bezeichnet den konstanten Wert, der auf die laufzeitspezifische als risikofrei definierte Zero Rate $z_{t,m}$ aufaddiert werden muss, damit der Barwert der Unternehmensanleihe j zum Zeitpunkt t , der sich durch Diskontierung der zukünftigen Kuponzahlungen C_j und der Nennwertzahlung N_j mit dem risikofreien Zinssatz und dem Z-Spread ergibt, dem tatsächlichen Marktpreis $P_{t,j}$ zum Zeitpunkt t entspricht:

$$(1) \quad P_{t,j} = \sum_{m=1}^{M_j} \frac{C_j}{(1+z_{t,m}+Z\text{-Spread})^m} + \frac{N_j}{(1+z_{t,M_j}+Z\text{-Spread})^{M_j}}$$

3 ERMITTLUNG RATINGORIENTIERTER ZINSSTRUKTURKURVEN

3.1 Verfahren zur Schätzung der Zinsstrukturkurve

Die Modellierung der Zinsstrukturkurve basiert auf einer Annahme über den funktionalen Zusammenhang zwischen Zinssatz und Restlaufzeit der Anleihen, da man die für die Zinsstrukturkurve notwendigen Zero oder Forward Rates im Gegensatz zur Effektivverzinsung von Kuponanleihen nicht beobachten kann. Die für die Berechnung der Zinsstrukturkurve in der Literatur verwendeten Methoden lassen sich in spline-basierte und parametrische Ansätze gliedern.²¹ Dabei liegt allen Ansätzen ein fundamentaler Trade-off zugrunde: Zum einen soll die geschätzte Kurve möglichst glatt sein, zum

²⁰ Zur Schätzung der Zinsstrukturkurve vgl. den nachfolgenden Abschnitt 3.1.

²¹ Vgl. Bank for International Settlements, 2005, S. 4.

anderen soll sie ausreichend flexibel sein, um die beobachteten Daten möglichst genau beschreiben zu können.²² Die Wahl des funktionalen Zusammenhangs von Zinssatz und Laufzeit bestimmt unmittelbar den Trade-off zwischen Glätte und Anpassungsgüte der Kurve: Spline-basierte Verfahren führen zu besonders flexiblen Kurven und somit zu einer hohen Anpassungsgüte, parametrische Verfahren führen hingegen zu glatten, etwas weniger flexiblen Kurven.

Der spline-basierte Ansatz zur Schätzung der Zinsstrukturkurve geht auf McCulloch (1971) zurück, der den funktionalen Zusammenhang durch eine Spline-Funktion beschreibt.²³ Eine Spline-Funktion n -ten Grades ist eine stückweise Polynomfunktion, die aus n Polynomsegmenten besteht, die an Knotenpunkten zusammengefügt sind. Damit die Kurve an diesen Knotenpunkten glatt verläuft, müssen dort die Werte der Polynomsegmente und ihre ersten zwei Ableitungen identisch sein. Die Anzahl und Anordnung der Knotenpunkte bestimmt maßgeblich die Anpassungsgüte der Kurve an die Daten: bei einer zu geringen Anzahl ist die Kurve unflexibel, bei einer zu hohen Anzahl reagiert die Kurve zu stark auf Ausreißer in den Daten. Die häufigste Form von Spline-Funktionen sind quadratische und kubische Splines. Der Vorteil von Spline-Funktionen ist, dass sie sehr flexibel sind und den Verlauf der Daten in verschiedenen Laufzeitbereichen unabhängig voneinander gut nachbilden können, da die Funktionen aus mehreren Polynomsegmenten bestehen. Sie können jedoch bei Schätzungen der Zinsstrukturkurve zu in der Realität nicht beobachtbaren negativen oder unendlich hohen Zinssätzen im langen Laufzeitbereich führen.²⁴

Bei parametrischen Verfahren wird im Gegensatz zu spline-basierten Modellen die Zinsstrukturkurve durch eine einzige Funktion beschrieben, die über die gesamte Laufzeit definiert ist.²⁵ Die in Theorie und Praxis am häufigsten verwendete parametrische Funktion zur Schätzung der Zinsstrukturkurve wurde von Nelson/Siegel (1987) entwickelt. Sie unterstellt einen exponentiellen Zusammenhang zwischen Zinssatz und Laufzeit. Das Modell von Nelson/Siegel bietet eine einfache Beschreibung der Zinsstrukturkurve mit nur wenigen Parametern. Daher vermeidet es eine Überparametrisierung und ist zugleich ausreichend flexibel, um die gängigen Formen der Zinsstrukturkurve darzustellen.²⁶ Diese umschließen monoton steigende, monoton fallende, U- und S-förmige Kurven.²⁷ Zur genauen Methodik des Modells von Nelson/Siegel (1987) vgl. Anhang I.

Um die Flexibilität der ermittelten Zinsstrukturkurve zu erhöhen, erweiterte Svensson (1994, 1995) die Funktion von Nelson/Siegel. Diese Erweiterung erlaubt einen zusätzlichen Wendepunkt der Kurve (vgl. Anhang I). Simulationen der Deutschen Bundesbank haben gezeigt, dass die Spezifikation von Svensson in einigen Fällen günstigere Schätzergebnisse als die Spezifikation von Nelson/Siegel liefert.²⁸ Da eine mögliche Überparametrisierung der Spezifikation von Svensson keinen Einfluss auf die Schätzergebnisse hat, verwendet die Deutsche Bundesbank das Svensson-Verfahren.

²² Vgl. Deutsche Bundesbank, 1997a, S. 63.

²³ Vgl. McCulloch, 1971, S. 21.

²⁴ Vgl. Dahlquist/Svensson, 1996, S. 167f. sowie Anderson et al., 1996, S. 25 und S. 28.

²⁵ Vgl. Bank for International Settlements, 2005, S. 4.

²⁶ Vgl. Van Landschoot, 2003, S. 8f.

²⁷ Vgl. Nelson/Siegel, 1987, S. 475.

²⁸ Vgl. Deutsche Bundesbank, 1997a, S. 64.

Ein wichtiger Vorteil der Spezifikation von Nelson/Siegel bzw. Svensson gegenüber alternativen Ansätzen zur Schätzung der Zinsstrukturkurve ist, dass eine intuitive Interpretation der Parameter möglich ist.²⁹ Für sehr lange Laufzeiten konvergiert die Zinsstrukturkurve sowohl für Zero als auch für Forward Rates asymptotisch gegen den Parameter $\beta_{t,0}$ (vgl. Anhang I), 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 $\beta_{t,0} + \beta_{t,1}$ (vgl. Anhang I) stellt den kurzfristigen Zinssatz dar, da für eine gegen null strebende Laufzeit die Kurve sowohl für Zero 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 somit die Steigung der Zinsstrukturkurve dar.³⁰ Daher ist bei positivem $\beta_{t,1}$ die Zinsstrukturkurve fallend und bei negativem $\beta_{t,1}$ ansteigend. Zum Einfluss der weiteren Parameter der Funktion von Nelson/Siegel bzw. Svensson vgl. Anhang II.

Ein weiterer Vorteil der intuitiv erklärbaren Parameter ist, dass sie mit den Erkenntnissen von Litterman/Scheinkman (1991) einhergehen.³¹ Diese zeigen anhand einer Faktoranalyse, dass drei Faktoren, Niveau, Steigung und Krümmung, fast vollständig die Veränderung der Zinssätze aller Laufzeiten erklären.³² In der Spezifikation von Nelson/Siegel bzw. Svensson entsprechen die Parameter $\beta_{t,0}$ und $\beta_{t,1}$ den Faktoren Niveau und Steigung, die weiteren Parameter definieren die Krümmung der Zinsstrukturkurve. In empirischen Untersuchungen wird für den Faktor Niveau im Allgemeinen der 10-Jahres-Zinssatz und für den Faktor Steigung die Differenz zwischen dem 10-Jahres- und dem 3-Monats-Zinssatz verwendet.³³

Im Rahmen des vorliegenden Artikels wird aufgrund der dargestellten Vorteile und der hohen internationalen Verbreitung bei Zentralbanken³⁴ die Ermittlung ratingorientierter bzw. ausfallrisikofreier Zinsstrukturkurven für die modelltheoretische Bepreisung ausfallrisikobehafteter Anleihen auf Basis des Verfahrens von Nelson/Siegel (1987) und der Erweiterung von Svensson (1994, 1995) durchgeführt. Zu einer theoretischen Erläuterung des Verfahrens zur Schätzung von Zinsstrukturkurven nach Svensson vgl. Anhang III.

3.2 Beschreibung des verwendeten Datensatzes

Für die Berechnung der Zinsstrukturkurven und Analyse der Credit Spreads werden Daten des Informationsdienstes Reuters verwendet. Dabei werden für die Modellierung der risikolosen Zinsstruktur-

²⁹ Vgl. Dahlquist/Svensson, 1996, S. 169.

³⁰ Vgl. Van Landschoot, 2003, S. 9.

³¹ Vgl. Seppälä/Viertio, 1996, S. 17.

³² Im Durchschnitt erklären diese drei Faktoren 98,4% der Varianz der Zinssätze zwischen sechs Monaten und 18 Jahren, wobei der Faktor Niveau 89,5% und der Faktor Steigung 8,5% erklärt. Vgl. Litterman/Scheinkman, 1991, S. 58.

³³ Vgl. Diebold/Li, 2006, S. 345.

³⁴ Vgl. Bank for International Settlements, 2005, S. 11f. für eine Übersicht der von den Zentralbanken verwendeten Schätzverfahren.

kurve Daten deutscher Bundesanleihen, Bundesobligationen und Bundesschatzanweisungen herangezogen. In die Ermittlung der ratingorientierten Zinsstrukturkurven gehen Daten von den Anleihen ein, auf deren Basis Reuters ratingorientierte Benchmark-Indizes, d.h. ratingorientierte Yield-to-Maturity-Zinsstrukturkurven für die Kategorien „AAA“, „AA“, „A“ und „BBB“ ermittelt.³⁵ Die Einteilung der Unternehmensanleihen zu den jeweiligen Benchmark-Indizes orientiert sich am aktuellsten verfügbaren Rating, das von einer der Agenturen Standard & Poor's (S&P), Moody's, Fitch Ratings (Fitch) oder Dominion Bond Rating Services (DBRS) veröffentlicht wurde. Den folgenden Ausführungen liegt die Symbolik von S&P zugrunde. Dies gilt sowohl für Ober- (z.B. „AA“) als auch Unterkategorien (z.B. „+“).³⁶

Für die vier Investment Grade Kategorien AAA, AA, A und BBB bietet Reuters Benchmark-Indizes an, die jeweils nach Industriebereichen, nämlich Commercial, Consumer Goods, Financial Services, Industries, Utilities und Transportation, untergliedert sind. Die in die Benchmark-Indizes eingehenden Unternehmensanleihen sind in Euro denominiert und haben fixe Kuponzahlungen. Es handelt sich nur um Plain Vanilla Kuponanleihen, z.B. können diese nicht vorzeitig vom Emittenten getilgt werden wie Callable Bonds, und der Wert der Anleihen orientiert sich nicht an einem Index wie bei Index-linked Bonds. Reuters berücksichtigt in diesen Benchmark-Indizes nur Anleihen, für die Preise von der sog. „Reuters Trading for Fixed Income“ (RTFI) Handelsplattform existieren. Durch die Verwendung dieser auf der RTFI-Plattform gehandelten Anleihen für die nachfolgende Analyse sind eine hohe Zuverlässigkeit der Preisinformationen sowie eine ausreichende Liquidität des Handels sichergestellt.³⁷ Grundsätzlich haben alle Anleihen eine Mindestlaufzeit von drei Monaten, da das Handelsvolumen einer Anleihe mit einer geringeren Restlaufzeit erheblich abnehmen kann, und dadurch die Marktpreise an Aussagefähigkeit abnehmen.³⁸

Ausreißer in den Daten werden in Anlehnung an das von der Europäischen Zentralbank im Monatsbericht Februar 2008 vorgestellte Verfahren eliminiert.³⁹ Dazu werden die durchschnittliche Effektivverzinsung und ihre Standardabweichung für jede Gruppe von Anleihen bestimmt, für die eine eigene Zinsstrukturkurve geschätzt wird. Aus dem Datenset werden diejenigen Anleihen eliminiert, deren Effektivverzinsung um mehr als zwei Standardabweichungen vom Mittelwert abweichen. Dieses Verfahren wird dreimal durchgeführt. Von den insgesamt zur Verfügung stehenden 1119 Anleihen werden durch das Filterverfahren 115 aus dem Datensatz entfernt, so dass die nachfolgende Analyse auf einer Grundgesamtheit von 964 Anleihen aufbaut. Durch dieses Vorgehen können zwar ggf. Anleihen mit besonderen bepreisungsrelevanten Charakteristika in Relation zum Durchschnitt der analysierten Anleihen (z.B. mit einer besonders niedrigen Liquidität) nicht mehr in die empirische Untersuchung eingehen, obwohl gerade diese Anleihen ggf. von besonderem Interesse wären. Dennoch wurde

³⁵ Reuters schätzt diese Effektivzinsstrukturkurven anhand eines spline-basierten Verfahrens.

³⁶ So entspricht ein Aa1 Rating von Moody's oder ein AAH-Rating von DBRS einem AA+Rating von S&P.

³⁷ Vgl. Reuters, 2006, S. 1. Die hohe Liquidität der gehandelten Anleihen führt jedoch gleichermaßen zu der Schwierigkeit, auf Basis des verwendeten Datensets den Einfluss der Liquidität auf die Bondpreise statistisch signifikant nachzuweisen. Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 4.3.4.

³⁸ Vgl. Bank for International Settlements, 2005, S. 8.

³⁹ Vgl. European Central Bank, 2008, S. 102.

dieses Vorgehen zur Datenbereinigung zur Sicherstellung einer hohen Datenvalidität gewählt, da es sich bei der nachfolgenden Analyse um eine Stichtagsbetrachtung handelt, und deshalb eine außergewöhnliche situative Bepreisungssituation eines oder mehrerer Bonds an dem gewählten Stichtag einen besonders großen Einfluss auf das Ergebnis der Zinsstrukturkurvenberechnung haben kann.⁴⁰

Für die Schätzung der Zinsstrukturkurven werden Schlusskurse vom 25. Januar 2008 zugrunde gelegt, so dass der Zeitpunkt der Betrachtung in den Zeitraum fällt, in welchem die Subprimekrise die Kapitalmärkte stark verunsichert. Für die Betrachtungen in Abschnitt 4.3.5 werden Schlusskurse vom 11. April 2007 verwendet. Da dieser Zeitpunkt vor Ausbruch der aktuellen Finanzmarktkrise liegt, ermöglicht eine vergleichende Analyse der beiden Datensätze eine Beurteilung der Auswirkungen verschiedener makroökonomischer Bedingungen auf die modelltheoretische Bewertung von Anleihen auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven sowie den Einfluss verschiedener Faktoren auf die Credit Spreads von Unternehmensanleihen.

Infolge der besonderen Charakteristika des Finanzsektors werden in dieser Arbeit basierend auf den in den Benchmark-Indizes von Reuters enthaltenen Anleihen Zinsstrukturkurven für Bonds von Emittenten aus dem Finanzsektor (Financials) berechnet. Alle anderen Anleihen der Benchmark-Indizes werden zu einem Nicht-Finanzsektor (Non-Financials) zusammengefasst. Für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor werden jeweils vier Zinsstrukturkurven für die Ratingkategorien AAA, AA, A und BBB bestimmt. Zur Berechnung der Credit Spreads ist daneben die Bestimmung der risikolosen Zinsstrukturkurve notwendig. Dazu wird diese in Anlehnung an Blanco/Brennan/Marsh (2005) als Referenzwert für die in Euro notierten Unternehmensanleihen aus deutschen Staatsanleihen berechnet.⁴¹

3.3 Berechnung der ratingorientierten Zinsstrukturkurven und Credit Spreads

Tabelle 1 fasst die für die Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor und für deutschen Staatsanleihen ermittelten ratingorientierten Schätzwerte für die Parameter β_0 , β_1 , β_2 , β_3 , τ_1 und τ_2 der Funktion von Nelson/Siegel (1987) bzw. der Erweiterung von Svensson (1994, 1995) zusammen und gibt die Anzahl der in die Schätzungen der jeweiligen Zinsstrukturkurven eingehenden Anleihen wider.⁴² Wie dargestellt, beginnen die für die einzelnen Kategorien geschätzten Zinsstrukturkurven bei dem Wert $\beta_0 + \beta_1$, da diese Summe dem kurzfristigen Zinssatz entspricht, und konvergieren langfristig gegen den Parameter β_0 , so dass dieser als ratingorientierter langfristiger Zinssatz interpretiert werden kann. Sämtliche geschätzten Werte für β_1 sind negativ, d.h. alle ermittelten Zinsstrukturkurven weisen einen ansteigenden Verlauf auf.

⁴⁰ In diesem Vorgehen ist eine weitere Ursache für den nach unseren Analyseergebnissen nicht signifikanten Einfluss der Liquidität auf den Bondpreis zu sehen. Vgl. dazu die Ausführungen unter 4.3.4.

⁴¹ Vgl. Blanco/Brennan/Marsh, 2005, S. 2261.

⁴² Im Folgenden wird der Zeitindex t bei den Parametern vernachlässigt.

	Finanzsektor				Nicht-Finanzsektor				dt. Staatsanleihen
	AAA	AA	A	BBB	AAA	AA	A	BBB	
Anzahl	86	206	95	40	38	70	214	166	49
β_0	4,83	5,38	5,59	6,97	5,07	5,13	5,70	6,35	4,86
β_1	-0,19	-0,31	-0,24	-1,96	-0,21	-0,30	-0,77	-1,51	-0,90
β_2	-1,37	-1,53	-1,77	-1,58	-1,46	-1,87	-1,72	-0,96	-1,91
β_3	-1,27	-1,33	-1,61	-2,17	-1,34	-1,12	-1,08	-0,78	-1,30
τ_1	1,55	1,38	1,30	1,02	1,44	1,31	1,56	1,95	2,35
τ_2	1,83	1,73	1,37	1,85	1,74	1,33	0,88	1,65	2,05

Tabelle 1: Schätzwerte für die Parameter des Modells von Svensson bei Schätzung von Zinsstrukturkurven für Unternehmensanleihen verschiedener Ratingkategorien aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor und für Bundesanleihen für den 25. Januar 2008.

In Abbildungen 3 sind die geschätzten Zero Rate Curves, welche im Folgenden zur theoretischen Bewertung der Unternehmensanleihen herangezogen werden, für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor für einen Laufzeitbereich bis zu 15 Jahren dargestellt.

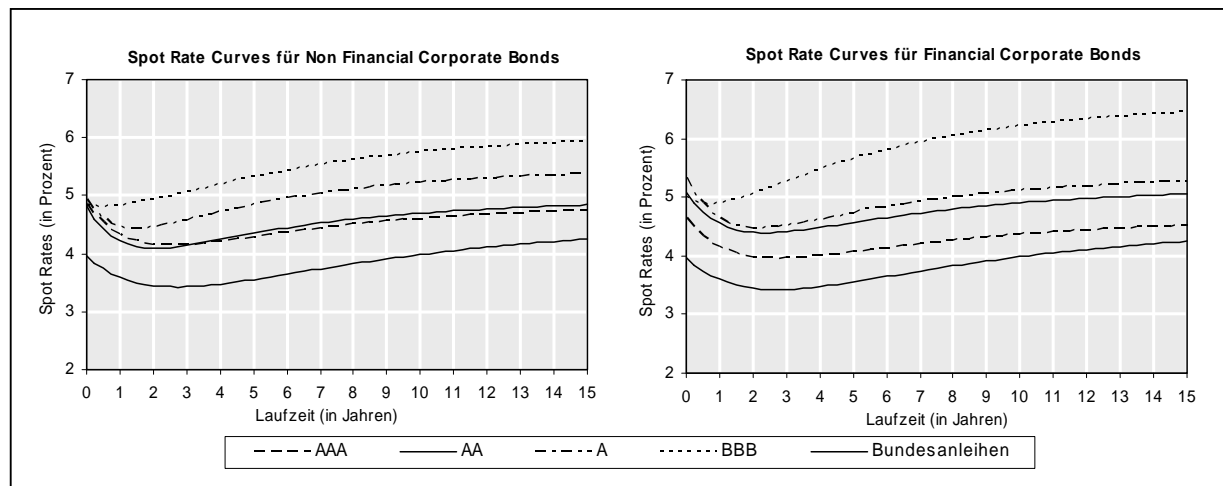


Abbildung 3: Zero Rate Curves für Unternehmensanleihen und deutsche Staatsanleihen für den 25. Januar 2008.

Gemäß Abbildung 3 nehmen mit sinkendem Ausfallrisiko der Unternehmensanleihen die von Investoren geforderten Risikoprämien ab. So zeigt sich ein mit den Ratingklassen zurückgehendes Niveau der einzelnen Zinsstrukturkurven. Für Anleihen der Ratingklasse BBB verlangen Investoren den vergleichsweise höchsten Risikoaufschlag. Dann folgen die Zinsstrukturkurven aus A, AA und AAA Anleihen. Die auf Basis deutscher Staatsanleihen berechnete risikolose Zinsstrukturkurve nimmt die niedrigsten Werte an. Diese Ergebnisse besitzen sowohl für Bonds von Emittenten aus dem Finanzsektor als auch Nicht-Finanzsektor Gültigkeit.

Der Vergleich von Financials und Non-Financials zeigt, dass sich die geschätzten Zinsstrukturkurven sowohl in Verlauf als auch Niveau unterscheiden. Ursache hierfür ist, dass die Unternehmen des Finanzsektors aufgrund ihrer besonderen Charakteristika im Vergleich zu den anderen im Nicht-Finanzsektor zusammengefassten Sektoren unterschiedliche Risikoeigenschaften sowie eine unterschiedliche Sensitivität gegenüber systematischen Einflüssen oder idiosynkratischen Schocks aufweisen, was sich in den von Investoren geforderten laufzeitabhängigen Risikoprämien widerspiegelt.

In Abbildungen 4 sind die aus den geschätzten kontinuierlichen Zinsstrukturkurven abgeleiteten laufzeitabhängigen ratingorientierten I-Credit Spreads (Credit Spread Curves) für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor dargestellt. Analog zu den in Abbildung 3 dargestellten Zinsstrukturkurven liegen die Credit Spread Curves umso höher, je schlechter die jeweilige Ratingkategorie ausfällt.

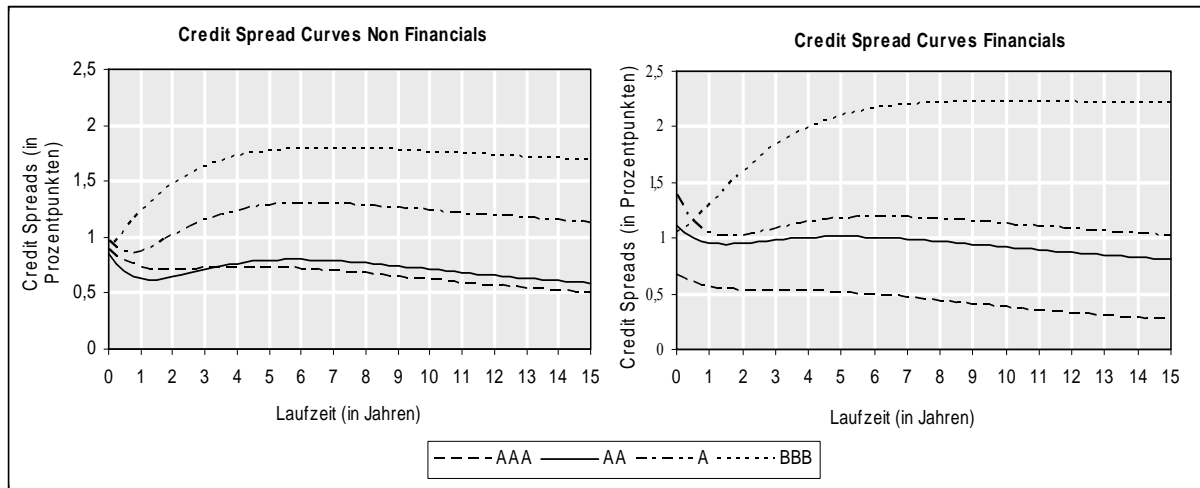


Abbildung 4: Credit Spread Curves für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor.

Die berechneten Credit Spread Curves weisen einen tendenziell fallenden oder hügelartigen Verlauf auf. Die Ursache für abnehmende Credit Spreads für lange Laufzeiten sehen Helwege/Turner (1999) in der Verwendung von durchschnittlichen ratingorientierten Credit Spreads, da die Anleihen innerhalb einer Ratingkategorie nicht homogen bzgl. des Kreditrisikos sind. So können innerhalb einer Ratingklasse Unternehmen mit besserer Bonität tendenziell länger laufende Anleihen emittieren.⁴³ Folglich sind die durchschnittlichen Credit Spreads für eine bestimmte Ratingklasse für lange Laufzeiten niedriger als für kurze Laufzeiten, da die langlaufenden Anleihen ein geringeres Kreditrisiko aufweisen.

4 DETERMINANTEN DES CREDIT SPREADS VON CORPORATE BONDS

4.1 Analyse der Pricing Errors

Aus theoretischer Hinsicht ergibt sich der Preis einer Unternehmensanleihe durch Diskontierung der zukünftigen erwarteten Zahlungsströme mit den laufzeit- und risikoadäquaten Zero Rates. Da in der Realität nicht für jede Laufzeit risikoadäquate Zero Rates direkt am Kapitalmarkt beobachtbar sind und deshalb kontinuierliche Zinsstrukturkurven auf Basis von Schätzverfahren ermittelt werden müssen, hängt die Bewertung der Anleihen zum einen von dem durch das Schätzverfahren unterstellten funktionalen Zusammenhang zwischen Zinssatz und Laufzeit ab, da die berechneten Zero Rates da-

⁴³ Grundsätzlich sind alle Unternehmen daran interessiert, möglichst langlaufende Anleihen zu emittieren, um ihre Planungssicherheit zu erhöhen. Unternehmen mit schlechtem Rating müssten jedoch den Investoren für die langfristige Überlassung des Kapitals sehr hohe Risikoprämien zahlen, so dass sie aus Kostengründen eher kürzer laufende Anleihen emittieren.

durch beeinflusst werden. Das in dieser Arbeit dargestellte Schätzverfahren von Nelson/Siegel bzw. Svensson unterstellt einen exponentiellen Zusammenhang und restringiert den langfristigen Zinssatz der Zinsstrukturkurve auf einen konstanten Wert. Zum anderen wird bei der Bewertung der Anleihen durch ratingorientierte Zero Rates angenommen, dass alle einer Ratingklasse zugeordneten Unternehmensanleihen die gleichen Risikoeigenschaften besitzen. Unter einer Ratingkategorie werden jedoch eine Vielzahl von Anleihen subsumiert, so dass eine gewisse Heterogenität der Bonds gegeben ist.

Im Folgenden wird analysiert, ob eine modelltheoretische Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven die tatsächlichen Marktpreise zu erklären vermag. Dazu werden hypothetische Preise der Unternehmensanleihen anhand der berechneten Zero Rates ermittelt. Diese Modellpreise werden mit den tatsächlichen Marktpreisen der Anleihen verglichen. Wenn die Modellpreise von den Marktpreisen abweichen, resultiert ein Pricing Error, der im Folgenden definiert ist als der Modellpreis abzüglich des Marktpreises. Sofern Pricing Errors beobachtet werden, müssen neben den Ratingkategorien AAA, AA, A und BBB weitere Determinanten existieren, welche den Marktpreis bzw. die Credit Spreads von Corporate Bonds beeinflussen.

In Tabelle 2 sind die durchschnittlichen nominalen Pricing Errors und ihre Standardabweichungen für die verschieden gerateten Unternehmensanleihen mit einem hypothetischen Nennwert von 100€ für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor dargestellt. Die durchschnittlichen Pricing Errors sind mit Ausnahme der BBB Anleihen aus dem Finanzsektor nahe null.⁴⁴ Das Modell ermittelt demnach im Durchschnitt einen richtigen Preis. Dies ist folgerichtig, da die Modellparameter im Rahmen des Schätzverfahrens dahingehend optimiert wurden, dass die Abweichung zwischen Modell- und Marktpreis minimiert wird. Daher sind alle Faktoren, die die Marktteilnehmer bei der Bewertung von Unternehmensanleihen berücksichtigen, implizit in dem Modell von Nelson/Siegel bzw. Svensson enthalten. Das Modell kann jedoch die speziellen Charakteristika einer einzelnen Unternehmensanleihe, wie z.B. eine überdurchschnittlich hohe Kuponzahlung, explizit nicht berücksichtigen.

Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Durchschnittlicher Pricing Error	-0,0085	-0,0066	0,0068	-0,0671
(Standardabweichung)	(0,5167)	(1,4093)	(1,3456)	(2,6285)
Durchs. absoluter Pricing Error	0,3620	0,9243	0,8285	1,8520
(Standardabweichung)	(0,3667)	(1,062)	(1,0569)	(1,8428)
Nicht-Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Durchschnittlicher Pricing Error	-0,0059	0,0081	-0,0244	-0,0290
(Standardabweichung)	(1,0474)	(1,1077)	(1,2274)	(1,7152)
Durchs. absoluter Pricing Error	0,7935	0,8334	0,8223	1,2703
(Standardabweichung)	(0,6711)	(0,7227)	(0,9098)	(1,1486)

Tabelle 2: Durchschnittliche Pricing Errors, durchschnittliche absolute Pricing Errors und jeweilige Standardabweichung für Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien. Pricing Errors in Euro von Anleihen mit einem Nennwert von 100€.

⁴⁴ Die Ergebnisse der BBB Anleihen aus dem Finanzsektor sind aufgrund der geringen Anzahl der in die Schätzung eingehenden Anleihen (siehe Tabelle 1) weniger aussagekräftig.

Die Güte der modelltheoretische Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven lässt sich besser anhand der durchschnittlichen absoluten Pricing Errors analysieren, da sich diese nicht zu null addieren können. Die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors und ihre Standardabweichungen sind ebenfalls in Tabelle 2 zusammengefasst. Sie nehmen deutlich höhere Werte als die durchschnittlichen Pricing Errors an. Für Unternehmensanleihen aus dem Finanzsektor betragen die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors 0,36 € für AAA Anleihen bis zu 1,85 € für BBB Anleihen. Die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors für Unternehmensanleihen aus dem Nicht-Finanzsektor betragen 0,79 € für AAA Anleihen und 1,27 € für BBB Anleihen.⁴⁵ In beiden Sektoren nehmen die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors somit mit ansteigendem Risiko der Unternehmensanleihen zu. Gleiches gilt für die Streuung der Pricing Errors. Dies zeigt, dass eine Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven zu Bepreisungsfehlern führt, welche mit schlechter werdender Ratingeinschätzung stark ansteigen. Mit abnehmendem Rating scheint die Bedeutung weiterer Einflussfaktoren, die nicht in dem Modellrahmen berücksichtigt sind, größer zu werden.

4.2 Analyse der Z-Spreads

Die Analyse der Pricing Errors zeigt, dass die Modellpreise von den tatsächlichen Marktpreisen der Unternehmensanleihen abweichen. Analog dazu entsprechen die durch das Modell berechneten ratingorientierten Credit Spreads nicht dem tatsächlichen Credit Spread einer einzelnen Unternehmensanleihe. Ursache hierfür ist, dass auf Basis einer ratingorientierten Bewertung weitere besondere preisbeeinflussende Charakteristika einer einzelnen Unternehmensanleihe, wie z.B. Liquiditätsaspekte und Kuponhöhe, unberücksichtigt bleiben. Da sich aber in der Realität diese Charakteristika auf den Credit Spread einer Anleihe auswirken können, führt die Bewertung eines Bonds anhand der nur auf Basis einer Ratingkategorisierung hergeleiteten Zinsstrukturkurve zu einer Fehlbepricing. Um ein Verständnis für wichtige Einflussfaktoren zu gewinnen, welche zu einem Abweichen des Marktpreises vom Modellpreis führen, werden im Folgenden die individuellen Z-Spreads der Corporate Bonds genauer analysiert. Z-Spreads stellen konstante und laufzeitunabhängige Risikoaufschläge auf die risikofreie Zinsstrukturkurve dar und berechnen sich gemäß Gleichung (1). Sie machen damit einen intuitiven Vergleich der Credit Spreads von Anleihen mit unterschiedlichen Laufzeiten möglich.

	Finanzsektor				Nicht-Finanzsektor			
	AAA	AA	A	BBB	AAA	AA	A	BBB
Ø Z-Spread in %	0,600	1,083	1,225	1,997	0,803	0,826	1,256	1,776
Standardabweichung	(0,207)	(0,385)	(0,363)	(0,753)	(0,263)	(0,240)	(0,388)	(0,493)

Tabelle 3: Durchschnittliche Z-Spreads in Prozentpunkten und Standardabweichung für Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien.

⁴⁵ Die durchschnittlichen Pricing Errors nehmen ähnliche Werte an, wie Elton et al. (2004) in ihrer Untersuchung erhalten. Die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors sind jedoch etwas höher als bei Elton et al. (2004). Vgl. Elton et al., 2004, S. 2751.

Tabelle 3 zeigt die durchschnittlichen, auf Basis der Marktpreise berechneten Z-Spreads und ihre Standardabweichungen für die verschiedenen Ratingkategorien für Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor. Die Streuung der Z-Spreads nimmt dabei mit schlechter werdendem Rating zu. Demnach besteht in schlechteren Ratingkategorien mehr Heterogenität bzgl. des tatsächlichen Risikos der Unternehmensanleihen. Zudem verläuft der Anstieg der Streuung (mit Ausnahme der AAA Unternehmensanleihen) überproportional, bspw. beträgt die Differenz der Z-Spreads von AA und A Unternehmensanleihen aus dem Finanzsektor 0,142 Prozentpunkte, die Differenz der Z-Spreads von A und BBB Unternehmensanleihen hingegen 0,772 Prozentpunkte. Auf diesen überproportionalen Anstieg wurde u.a. bereits von Duffee (1998) oder Amato/Remolona (2005) hingewiesen.

4.3 Analyse wichtiger Einflussfaktoren auf den Credit Spread von Corporate Bonds

4.3.1 Komponenten des Credit Spreads

Empirische Untersuchungen zeigen, dass der erwartete Verlust (Expected Loss) der Unternehmensanleihe nur einen sehr geringen Teil des Credit Spreads zu erklären vermag.⁴⁶ Folglich muss der Credit Spread von weiteren Anleihecharakteristika sowie makroökonomischen Faktoren beeinflusst sein.⁴⁷ In jüngerer Vergangenheit suchten verschiedene Studien, die sich größtenteils auf den Markt für US-amerikanische Unternehmensanleihen konzentrierten, diese Einflussfaktoren sowohl theoretisch als auch empirisch zu analysieren. Spreads europäischer Bonds waren hingegen Gegenstand von vergleichsweise wenigen Studien. Hierzu zählt z.B. die Arbeit von Van Landschoot (2003), in welcher in Analogie zur vorliegenden Untersuchung anhand des Modells von Nelson/Siegel (1987) ratingorientierte Zinsstrukturkurven für europäische Unternehmensanleihen berechnet werden und darauf aufbauend die Güte einer modelltheoretischen Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül beurteilt wird. Ebenfalls analysieren Annaert/De Ceuster (1999) und Boss/Scheicher (2002) die Credit Spreads von europäischen Unternehmensanleihen für verschiedene Ratingkategorien.

In den Analysen des US-Marktes untergliedern Elton et al. (2001) den Credit Spread in eine Expected Loss-, eine Steuer- und eine Residualkomponente. Letztere kann dabei bei Bonds von Industrieunternehmen zu durchschnittlich 81% durch die Sensitivität auf die drei Fama/French (1993)-Risikofaktoren erklärt werden. Dadurch zeigen Elton et al. (2001), dass Bond- genauso wie Aktienrenditen von systematischen Risikofaktoren beeinflusst sind. Driessen (2003) zerlegt den über den Expected Loss hinausgehenden Credit Spread (Excess Credit Spread) in eine Steuer-, eine Liquiditäts-, sowie eine Risikoprämie für Veränderungen des Credit Spreads. Er zeigt, dass das Default Jump-Risiko nicht vollkommen diversifizierbar ist, was die Abhängigkeit der Bondrenditen von systematischen Risikofaktoren bestätigt. Amato/Remolona (2003) analysieren die Unexpected Loss-Komponente als weiteren Bestandteil des Credit Spreads, welche Investoren für die faktische Unmöglichkeit der vollständigen Diversifikation idiosynkratischer Risiken entlohnt. Sie argumentieren, dass

⁴⁶ Vgl. z.B. Amato/Remolona, 2003, S. 51 sowie Tsuji, 2005, S. 1073.

⁴⁷ Enthält ein Bond daneben Optionalitäten wie Call, Put oder Sinking Fund Features, so beeinflusst der Wert dieser Optionen den Marktpreis und damit den Credit Spread des Bonds. In empirischen Studien werden solche Bonds in der Regel aus dem zu analysierenden Datensatz entfernt, bzw. die Untersuchung auf Basis von Option Adjusted Spreads (OAS) durchgeführt.

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. Delianedis/Geske (2001) bestätigen in ihrer Analyse ebenfalls, dass der Expected Loss nur einen kleinen Teil des gesamten Credit Spreads zu erklären vermag, da vor allem Steuern, Liquidität und Marktrisikofaktoren den Credit Spread determinieren. Collin-Dufresne et al. (2001) untersuchen die Ursachen für die Veränderung von Credit Spreads und zeigen, dass nur ca. 25% der beobachteten Veränderungen auf Änderungen von Faktoren, welche die Ausfallwahrscheinlichkeit oder die Verlustquote determinieren, zurückzuführen sind. Sie stellen fest, dass ein liquiditätsbezogener systematischer Risikofaktor im Corporate Bond-Markt zu existieren scheint, der für einen Großteil der Veränderungen des Credit Spreads verantwortlich ist. Ericsson/Renault (2006) erläutern sowohl modelltheoretisch als auch empirisch, dass Liquiditäts- und Ausfallrisiko positiv korrelieren und der Liquiditätsspread in Abhängigkeit von der Restlaufzeit eines Bonds ein Vielfaches des Default-Spreads ausmachen kann. Papageorgiou/Skinner (2006) zeigen, dass die Höhe und die Steigung der risikofreien Zinsstrukturkurve einen signifikanten Einfluss auf den Credit Spread haben und dieser somit nicht ausschließlich durch das Ausfall- und Migrationsrisiko alleine determiniert werden kann.

In nachfolgender Analyse wird der Einfluss einer feineren Risikoklassifizierung der Unternehmensanleihen sowie Steuer- und Liquiditätsaspekte genauer untersucht. Elton et al. (2004) sowie Van Landschoot (2003) analysieren ebenfalls die sich aus einer modelltheoretischen Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven ergebenden Pricing Errors, insbesondere hinsichtlich der weiteren Anleihecharakteristika Liquidität, Kuponhöhe und einer feineren Ratingeinstufung. Neben diesen anleihespezifischen Faktoren wird die Auswirkung des makroökonomischen Umfelds auf die Höhe der Credit Spreads jedoch von Elton et al. (2004) sowie Van Landschoot (2003) nicht weiter betrachtet. Diese Lücke sucht die vorliegende Arbeit zu schließen, indem dessen Einfluss auf die Höhe der Pricing Errors am Beispiel der Mitte des Jahres 2007 ausgebrochenen Subprimekrise näher untersucht wird.

4.3.2 Der Einfluss der Risikoklassifizierung

Die Ratingeinstufung von Unternehmensanleihen durch die Ratingagenturen bietet Investoren Informationen über die Wahrscheinlichkeit, dass eine Anleihe ordnungsgemäß zurückgezahlt wird.⁴⁸ In den letzten Jahren hat die Bedeutung der veröffentlichten Ratings für die Investoren zugenommen, da Investoren vermehrt in Anleihen anderer Länder investieren und somit das Anlageuniversum und die lokalen Gegebenheiten für die Investoren weniger überschaubar geworden sind. Aufgrund der zugenommenen Bedeutung der Ratingeinschätzung ist es wichtig, dass diese eine verlässliche Indikation

⁴⁸ Vgl. Perraudin/Taylor, 2004, S. 2769f.

für das Kreditrisiko einer Anleihe darstellt.⁴⁹ Da das Rating die gängigste Größe zur Messung der Kreditqualität ist, orientieren sich die meisten Untersuchungen bei der Einteilung der Unternehmensanleihen in Risikoklassen an der Risikokategorisierung der Ratingagenturen. Dabei ergibt sich jedoch ein Trade-off:⁵⁰ Je mehr Anleihen in einer Risikoklasse enthalten sind, umso mehr wird das idiosynkratische Risiko der einzelnen Anleihen herausgemittelt. Dabei besteht die Gefahr, dass die Anleihen in einer Gruppe bzgl. ihrer Risikoeigenschaften nicht wie angenommen homogen, sondern heterogen sind.

In dieser Analyse werden die Risikoklassen auf Basis der von Reuters ermittelten Benchmark-Indizes in die Gruppen AAA, AA, A und BBB eingeteilt, wobei sich die Klassifizierung von Reuters nach dem Rating derjenigen Ratingagentur richtet, die das aktuellste Rating veröffentlicht hat. Die feineren von den Agenturen veröffentlichten Untergliederungen der Ratingklassen mit „+“ und „-“ (S&P, Fitch), mit den Zahlen „1“, „2“ und „3“ (Moody's) bzw. mit „H“ und „L“ (DBRS) wurden dabei bisher vernachlässigt.⁵¹ Innerhalb einer bestimmten Ratingkategorie ist eine Anleihe mit einem „plus“ Ratingzusatz jedoch definitionsgemäß mit einem geringeren durchschnittlichen Ausfallrisiko belastet als eine Anleihe ohne bzw. mit einem „minus“ Ratingzusatz. Wird nur eine Zinsstrukturkurve für die gesamte Ratingkategorie berechnet, können die berechneten Modellpreise folglich deshalb von den Marktpreisen abweichen, da Investoren in der Realität diese Zusatzinformationen berücksichtigen. So fordern Investoren bspw. für Anleihen mit einem „plus“ Ratingzusatz aufgrund des geringeren durchschnittlichen Ausfallrisikos c.p. eine geringere Risikoprämie als für Anleihen mit „minus“-Zusatz. Bei der Berechnung der ratingorientierten Credit Spreads für die gesamte Ratingkategorie resultieren demnach für diese „plus“-Anleihen zu hohe Werte, da das Modell die „plus“ Risikoabstufung nicht berücksichtigt. Aufgrund der zu hohen Credit Spreads und der damit verbundenen zu hohen Diskontrate ist der berechnete Modellpreis zu niedrig. Dies führt zu einem negativen Pricing Error.

	Finanzsektor			Nicht-Finanzsektor		
	AA+	AA	AA-	AA+	AA	AA-
Anzahl Anleihen	53	60	88	20	20	25
Ø Pricing Error	-0,3021	-0,1212	0,0878	-0,6065	0,1440	0,2193
	A+	A	A-	A+	A	A-
Anzahl Anleihen	52	33	12	36	75	87
Ø Pricing Error	-0,3405	0,3689	0,5418	-0,6728	-0,1921	0,3427
	BBB+	BBB	BBB-	BBB+	BBB	BBB-
Anzahl Anleihen	23	8	9	98	46	18
Ø Pricing Error	-0,8490	0,6602	1,2846	-0,4920	0,4617	1,2361

Tabelle 4: Durchschnittliche Pricing Errors bei feinerer Untergliederung der Ratingkategorien für Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor. Pricing Errors in Euro von Anleihen mit einem Nennwert von 100€.

⁴⁹ Dies scheint im Allgemeinen auch der Fall zu sein. So analysieren bspw. Perraudin/Taylor (2004) die Verlässlichkeit der Risikokategorisierung von Unternehmensanleihen durch die Ratingagenturen. Indem sie die Preise der Unternehmensanleihen um die auf Steuer-, Liquiditäts- und Risikofaktoren zurückgehenden Einflüsse adjustieren und verzögerte Ratinganpassungen durch die Ratingagenturen berücksichtigen, spiegelt die Risikoklassifizierung der Ratingagenturen in etwa das Kreditrisiko der Unternehmensanleihen in ihrer Analyse wider.

⁵⁰ Vgl. Elton et al., 2004, S. 2752.

⁵¹ Kategorien mit „+“, „1“ oder „H“ werden im Folgenden als „plus“ Kategorien bezeichnet, Kategorien mit „-“, „3“ oder „L“ entsprechend als „minus“ Kategorien. Die Kategorie mit keinem Ratingzusatz entspricht der Moody's Kategorie „2“.

Der Zusammenhang zwischen einer feineren Ratingabstufung und den Pricing Errors ist in Tabelle 4 dargestellt, in der für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor die Ratingkategorien AA, A und BBB jeweils in drei Unterkategorien aufgeteilt sind.⁵² In allen Fällen weisen die „plus“ Kategorien negative durchschnittliche Pricing Errors und die „minus“ Kategorien positive durchschnittliche Pricing Errors auf. Somit bestätigen die Daten die erwarteten Auswirkungen einer zu groben Klassifizierung von Unternehmensanleihen. Wie vermutet, sind die Ratingoberkategorien bzgl. des Kreditrisikos der Anleihen heterogen.

Die berechneten ratingorientierten Credit Spreads können nicht nur aufgrund der dargestellten Vernachlässigung von Unterkategorien der Ratingklassen von den am Markt beobachtbaren Credit Spreads abweichen, sondern auch aufgrund einer möglicherweise unterschiedlichen Ratingeinschätzung der verschiedenen Ratingagenturen. Ursache hierfür ist, dass Investoren alle allgemein am Markt verfügbaren Informationen und damit auch die Ratingeinstufungen der verschiedenen Agenturen kennen und diese ggf. unterschiedlichen Einschätzungen im Rahmen ihrer Investitionsentscheidung berücksichtigen können. Im Gegensatz dazu wird in empirischen Studien oft nur die Kategorisierung einer Ratingagentur berücksichtigt. Dadurch wird implizit unterstellt, dass die Einschätzung einer Agentur einen dominanten Einfluss auf die Anlageentscheidung der Investoren hat. Da sich die Klassifizierung in dieser Arbeit an dem von den Ratingagenturen veröffentlichten aktuellsten Rating orientiert, können keine Aussagen über die Auswirkungen von Unterschieden in der Risikoklassifizierung zwischen den Ratingagenturen getroffen werden.

4.3.3 Der Einfluss der Kuponhöhe

Eine weitere Ursache für Heterogenität und damit abweichende Credit Spreads innerhalb einer Ratingklasse können unterschiedliche Kuponhöhen der Anleihen sein. Dies hat Auswirkungen auf die Credit Spreads, wenn Investoren niedrige oder hohe Kuponzahlungen präferieren. Tabelle 5 fasst die durchschnittlichen Kuponhöhen der Unternehmensanleihen des Datensatzes und ihre Standardabweichungen für die verschiedenen Ratingklassen des Finanz- und Nicht-Finanzsektors zusammen. Mit Ausnahme der AAA Kategorie des Nicht-Finanzsektors nimmt die durchschnittliche Kuponhöhe der Unternehmensanleihen mit schlechter werdendem Rating zu.⁵³

Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Ø Kuponhöhe	4,5698	4,6111	4,9737	5,0341
(Standardabweichung)	(0,9922)	(0,9029)	(0,9448)	(0,8024)
Nicht-Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Ø Kuponhöhe	4,7993	4,6004	4,6771	4,8917
(Standardabweichung)	(1,2034)	(0,8285)	(0,8719)	(0,8493)

Tabelle 5: Durchschnittliche Kuponhöhe und Standardabweichung der Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien. Kuponhöhe in Prozent von Anleihen mit einem Nennwert von 100€.

⁵² Da für die Kategorie AAA keine feinere Abstufung existiert, wird sie in der Tabelle vernachlässigt.

⁵³ Auch Papageorgiou/Skinner, 2006, können einen Anstieg der Kuponzahlungen mit abnehmendem Rating beobachten. Vgl. Papageorgiou/Skinner, 2006, S. 423.

Die Kuponhöhe hat zwei gegenläufige Effekte auf die Attraktivität der Anleihen und somit auf die Credit Spreads. Zum einen weisen Anleihen mit hohen Kuponzahlungen c.p. eine niedrigere Duration als Anleihen mit geringeren Kuponzahlungen auf. Eine niedrigere Duration wird von risikoaversen Investoren bevorzugt, da die Preise von Anleihen mit niedriger Duration weniger stark auf Zinsänderungen reagieren und das eingesetzte Kapital früher zurückgezahlt wird.⁵⁴ Risikoaverse Investoren werden demnach c.p. bereit sein, bei Anleihen mit hohen Kuponzahlungen einen geringeren Credit Spread als Kompensation für das übernommene Risiko zu fordern als bei Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen.

Zum anderen kann sich die Kuponhöhe wesentlich auf die Nachsteuerrendite einer Anleihe und damit auf deren Preis sowie Credit Spread auswirken.⁵⁵ So werden Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen aus steuerlichen Gesichtspunkten präferiert, wenn Zins- und Kapitalerträge unterschiedlich besteuert werden. Dies ist in Deutschland bis Ende 2008 der Fall: Auf Zinserträge entfällt der persönliche Einkommenssteuersatz, wohingegen Kapitalerträge steuerfrei sind, wenn sie außerhalb der Spekulationsfrist von zwölf Monaten realisiert werden. Folglich ist bei Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen, bei denen der Großteil des Gesamtertrags in Form des (evtl. steuerfreien) Kapitalertrags bei Tilgung der Anleihe entsteht, die Steuerzahlung deutlich geringer. Darüber hinaus kann bei niedrigen Kuponzahlungen ein Steuerstundungseffekt erzielt werden, wenn die Steuerzahlungen in einen Zeitraum mit niedrigeren Einkommenssteuersätzen – z.B. im Ruhestand – verschoben werden. Zudem ist bei Verschieben der Steuerzahlungen ein Zinseszinsseffekt möglich, da der Barwert der zukünftigen Steuerzahlungen umso niedriger ist, je weiter die Steuerzahlungen in der Zukunft liegen.⁵⁶

Wenn Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen aufgrund der Steuereffekte attraktiver sind, enthält ihr Preis eine Prämie. Wenn der Einfluss dieser positiven Prämie bei der Schätzung der Zinsstrukturkurve ignoriert wird, ist die Zinsstrukturkurve nach unten verzerrt, da mit dem zu hohen Preis ein zu niedriger Zinssatz einhergeht. Die Spezifikation von Nelson/Siegel bzw. Svensson berücksichtigt die Steuereffekte nicht explizit. Zur Vermeidung dieser Verzerrung müssten entweder die Einkommenssteuersätze aller Investoren bekannt sein oder es dürften in der Schätzung nur Anleihen mit derselben Kuponhöhe verwendet werden.⁵⁷ Letzteres würde aber das Datenset erheblich verringern.

Zur Berücksichtigung von Steuereffekten sind verschiedene Ansätze entwickelt worden. McCulloch (1975) berechnet einen für alle Investoren und Laufzeiten gültigen „effektiven“ Steuersatz (d.h. einen Einkommens- und einen Kapitalertragssteuersatz), der gemeinsam mit der Zinsstrukturkurve geschätzt wird. Dabei führen Werte von 22% bis 30% für den „effektiven“ Steuersatz zur besten Anpassung der Kurve an die Daten. Der Ansatz von McCulloch vernachlässigt dabei aber unterschiedliche Steuer-

⁵⁴ Vgl. Tsuji, 2005, S. 1077.

⁵⁵ Perraudin/Taylor (2004) verwenden ebenfalls die Kuponhöhe als Indikator für die Steuerkomponente in ihrer Analyse von überwiegend europäischen Anleihen. Vgl. Perraudin/Taylor, 2004, S. 2771.

⁵⁶ Wenn im Rahmen der Unternehmensteuerreform ab 2009 die Spekulationsfrist abgeschafft wird, sind Steuervorteile nur noch aufgrund der Steuerstundungs- und Zinseszinsseffekte möglich. Sowohl auf Zins- als auch auf Kapitalerträge entfallen dann 25% Abgeltungssteuer. Vgl. Scheffler, 2007, S. 207.

⁵⁷ Vgl. Schich, 1996, S. 13.

klassen und unterschiedliche Präferenzen der Investoren, weshalb der „effektive“ Steuersatz schwer zu interpretieren ist.

Schaefer (1981) erweitert den Ansatz von McCulloch, indem er von verschiedenen Steuerklassen ausgeht. Demnach gibt es mehrere steuerspezifische Zinsstrukturkurven, da rationale Investoren nur die für ihre jeweilige Steuerklasse effizienten Anleihen halten. Diese effizienten Anleihen generieren die maximale Nachsteuerrendite und hängen von den individuellen Steuersätzen ab. Schaefer zeigt, dass sich die verschiedenen steuerspezifischen Zinsstrukturkurven zum Teil erheblich in ihrem Verlauf unterscheiden.⁵⁸

	Finanzsektor				Nicht-Finanzsektor			
	[0;4)%	[4;5)%	[5;6)%	[6;∞)%	[0;4)%	[4;5)%	[5;6)%	[6;∞)%
AAA	0,5191	0,5659	0,6548	0,8112	0,7492	0,8195	0,8434	0,7237
AA	1,0434	1,1093	1,0881	1,0373	0,8484	0,7891	0,8823	0,8731
A	1,1871	1,2076	1,3057	1,1700	1,2008	1,3007	1,2220	1,1832
BBB	1,6948	1,9011	2,4009	1,6833	1,8675	1,8403	1,6774	1,6421

Tabelle 6: Durchschnittliche Z-Spreads in Prozentpunkten für Unternehmensanleihen aus Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien, untergliedert für verschiedene Intervalle von Kuponhöhen.

Wegen der genannten Gegebenheiten muss bei einem Vergleich der Anleihen sowohl innerhalb einer Ratingklasse als auch zwischen verschiedenen Ratingklassen die Kuponhöhe der Anleihen berücksichtigt werden. Um den Einfluss der beiden gegenläufigen Effekte auf die Credit Spreads zu analysieren, werden die Unternehmensanleihen in den jeweiligen Ratingklassen nach der Kuponhöhe gruppiert. Dabei werden Anleihen mit Kuponzahlungen bis 4%, mit Kuponzahlungen zwischen 4% und 5%, zwischen 5% und 6% und über 6% zu einer Gruppe zusammengefasst. Tabelle 6 bildet die durchschnittlichen Z-Spreads der Unternehmensanleihen der einzelnen Ratingkategorien in Abhängigkeit von der Kuponhöhe für diese Gruppen ab. Die Z-Spreads von Anleihen aus dem Finanzsektor steigen größtenteils mit zunehmenden Kuponzahlungen an, so dass der Einfluss von Steueraspekten den Einfluss der geringeren Duration überkompensieren zu scheint. Im Nicht-Finanzsektor ergibt sich ein gemischtes Bild. Für Unternehmensanleihen mit BBB Rating sinken die Z-Spreads durchgehend mit zunehmender Kuponhöhe. Risikoaverse Investoren scheinen bei riskanteren Unternehmensanleihen eine geringe Duration zu bevorzugen.

Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Kuponhöhe (in Prozent)	0,103***	0,012	0,013	0,094
P-Wert	(0,000)	(0,683)	(0,745)	(0,537)
Nicht-Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Kuponhöhe (in Prozent)	0,005	0,027	0,002	-0,116**
P-Wert	(0,886)	(0,438)	(0,952)	(0,010)

Tabelle 7: Zusammenhang zwischen Z-Spreads und Kuponhöhe der Unternehmensanleihen aus Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien. Kuponhöhe in Prozent von Anleihen mit einem Nennwert von 100€. P-Werte geben Signifikanz des Zusammenhangs an: ** Signifikanz auf dem 5%-Niveau. *** Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

⁵⁸ Vgl. Schaefer, 1981, S. 416 und S. 432.

Für eine genauere Analyse werden die Z-Spreads für die jeweiligen Ratingklassen auf die Kuponhöhe regressiert. Die Werte der Steigungsparameter und ihre P-Werte sind in Tabelle 7 zusammengefasst. Die Steigungsparameter geben die Veränderung des Z-Spreads bei einer Veränderung der Kuponhöhe um einen Prozentpunkt an. Positive Werte für die Steigungsparameter implizieren steigende Z-Spreads mit zunehmender Kuponhöhe. Dieser positive Zusammenhang gilt für alle Ratingklassen aus dem Finanzsektor und für AAA, AA und A Anleihen aus dem Nicht-Finanzsektor. Allerdings ist nur der Steigungsparameter der AAA Anleihen aus dem Finanzsektor mit einem Wert von +0,103 auf dem 1%-Niveau signifikant von null verschieden. Geringere Kuponzahlungen führen für diese Ratingkategorie durchschnittlich zu niedrigeren Credit Spreads, der Einfluss von steuerlichen Gesichtspunkten auf die Credit Spreads scheint zu dominieren.

Im Gegensatz dazu weisen die BBB Unternehmensanleihen aus dem Nicht-Finanzsektor in Tabelle 7 einen auf dem 5%-Niveau signifikanten negativen Zusammenhang von -0,166 zwischen Z-Spreads und Kuponhöhe auf, d.h. in dieser Ratingklasse sinken die Z-Spreads tendenziell mit zunehmender Kuponhöhe. Folglich ist es für diese Unternehmen lukrativ, Anleihen mit höheren Kuponzahlungen zu emittieren, da Investoren c.p. tendenziell geringere Credit Spreads als bei Anleihen mit niedrigen Kupons fordern. Bei mit höheren Ausfallrisiken behafteten Anleihen aus dem Nicht-Finanzsektor scheint damit der Einfluss der mit hohen Kuponzahlungen verbundenen geringeren Duration der Anleihen zu überwiegen.

Gemäß der Analyse lässt sich folgern, dass bei Anleihen mit sehr gutem Rating steuerliche Überlegungen dominieren, bei Anleihen mit schlechterem Rating hingegen die Risikoaversion der Investoren einen signifikanten Einfluss bekommt. Anleihen der übrigen Ratingkategorien bis auf die BBB Anleihen aus dem Finanzsektor weisen einen Steigungsparameter nahe null auf. In diesen Fällen hat die Kuponhöhe demnach einen geringen sowie insignifikanten Einfluss auf die Z-Spreads, bzw. die beiden gegenläufigen Effekte kompensieren sich weitestgehend.⁵⁹

4.3.4 Der Einfluss der Liquidität

Eine geringe Liquidität (sowie Unsicherheit über die zukünftige Liquidität) von Assets birgt für Investoren ein zusätzliches Preisrisiko, für dessen Übernahme diese eine Kompensation verlangen. Innerhalb einer Ratingklasse sind Unternehmensanleihen in Bezug auf die Liquidität heterogen. Diese Heterogenität hat einen Einfluss auf die Credit Spreads, da Investoren für illiquidere Anleihen c.p. infolge des damit verbundenen höheren Preisrisikos eine höhere Risikoprämie verlangen. Im Vergleich zu Staatsanleihen oder Aktien verfügen Unternehmensanleihen in der Regel über eine geringere Liquidi-

⁵⁹ In der Literatur wird größtenteils nur der Steuereffekt von unterschiedlichen Kuponhöhen, d.h. der positive Zusammenhang zwischen Credit Spreads und Kuponhöhe, analysiert. So können Elton et al. (2004) bestätigen, dass Anleihen mit hohen Kuponzahlungen aufgrund des Steuernachteils systematisch positive Pricing Errors aufweisen. Auch Perraudin/Taylor (2004) können einen signifikanten Einfluss der Kuponhöhe auf die Pricing Errors bei der Bewertung der Unternehmensanleihen anhand des Modells von Nelson/Siegel nachweisen. Im Gegensatz dazu analysiert Tsuji (2005) den gegenläufigen Effekt der mit höheren Kuponzahlungen verbundenen niedrigeren Duration auf die Credit Spreads. In seiner empirischen Untersuchung ist jedoch der Zusammenhang zwischen den Credit Spreads und der Kuponhöhe nicht (wie erwartet) negativ, was Tsuji (2005) auf die geringe Risikoaversion der Investoren in dem von ihm untersuchten Zeitraum zurückführt.

tät.⁶⁰ Folglich müssen Unternehmensanleihen höhere Renditen aufweisen, welche Investoren in Form einer Liquiditätskomponente des Credit Spreads für die Übernahme eines höheren Liquiditätsrisikos entlohnen.

Die Liquidität von Anleihen kann auf verschiedene Weise gemessen werden. Das Handelsvolumen der Anleihen ist die aussagekräftigste Kennzahl und wird bspw. von Elton/Green (1998) zur Analyse der Liquiditätseffekte bei der Bewertung von Staatsanleihen verwendet. Da Daten bzgl. des Handelsvolumens jedoch schwer erhältlich sind und Unternehmensanleihen überwiegend außerbörslich gehandelt werden, wird die Differenz von Geld- und Briefkursen der Anleihen (Bid-Ask Spread) häufig als Approximation für die Höhe der Liquidität verwendet, so z.B. von Van Landschoot (2003). Ein hoher Bid-Ask Spread impliziert eine geringe Liquidität, da Händler eine höhere Kompensation verlangen, wenn sie illiquide Anleihen in ihrem Bestand halten. Die Höhe des Bid-Ask Spreads spiegelt somit die Höhe der durch das Liquiditätsrisiko induzierten Transaktionskosten wider.⁶¹

Daneben existieren weitere Kennzahlen zur Messung der Liquidität. So verwenden z.B. Elton et al. (2004) das Alter von Unternehmensanleihen als Indikator für die Liquidität. Sie nehmen an, dass erst kürzlich, d.h. ab dem Betrachtungszeitpunkt innerhalb des vergangenen Jahres, emittierte Unternehmensanleihen (sog. on-the-run Bonds) liquider sind und deshalb eine Liquiditätsprämie, d.h. c.p. höhere Marktpreise, aufweisen. Perraudin/Taylor (2004) verwenden neben dem Alter der Anleihen das Emissionsvolumen zur Messung der Liquidität, wobei sie einen positiven Zusammenhang zwischen Emissionsvolumen und Liquidität unterstellen.

Damit die mit einem höheren Preisrisiko behafteten illiquiden Anleihen für risikoaverse Investoren dieselbe risikoadjustierte erwartete Rendite wie liquide Anleihen ergeben, müssen erstere c.p. eine höhere Rendite aufweisen.⁶² Da bei der Bewertung von Anleihen auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven Liquiditätsaspekte nicht explizit berücksichtigt werden, müssten die Modellpreise für illiquide Anleihen zu hoch bzw. deren auf Grundlage der abgeleiteten Zinsstrukturkurven berechneten Credit Spreads zu niedrig ausfallen.

In dieser Arbeit werden sowohl das Alter der Unternehmensanleihen als auch das Emissionsvolumen zur Analyse der Auswirkungen von unterschiedlicher Liquidität auf die Credit Spreads herangezogen. Dazu werden in unabhängigen Regressionen die Z-Spreads der verschiedenen Ratingklassen des Finanz- und Nicht-Finanzsektors auf das Alter der Anleihen und auf ihr Emissionsvolumen regressiert. Tabelle 8 fasst die resultierenden Steigungsparameter und ihre P-Werte zusammen. Die Steigungsparameter der Regression der Z-Spreads auf das Alter der Anleihen beziehen sich auf Jahre. So steigt z.B. bei den AAA Unternehmensanleihen aus dem Finanzsektors der Z-Spread um durchschnittlich 0,016 Prozentpunkte an, wenn sich das Alter der Anleihe um ein Jahr erhöht. Die Steigungsparameter der Regression der Z-Spreads auf das Emissionsvolumen der Anleihen werden entsprechend für eine Milliarde Euro interpretiert. Demnach sinkt z.B. der Z-Spread der AAA Unterneh-

⁶⁰ Vgl. Collin-Dufresne et al., 2001, S. 2178 sowie Krainer, 2004, S. 2.

⁶¹ Vgl. Amihud/Mendelson, 1991, S. 1412.

⁶² Vgl. Elton/Green, 1998, S. 1543.

mensanleihen aus dem Finanzsektor um 0,093 Prozentpunkte, wenn sich das Emissionsvolumen um eine Milliarde Euro erhöht. Wenn kürzlich emittierte Anleihen eine Liquiditätsprämie enthalten, ist bei Betrachtung des Alters der Anleihen ein positiver Zusammenhang zwischen den Z-Spreads und dem Alter zu erwarten. Wenn Anleihen mit einem höheren Emissionsvolumen attraktiver sind, müsste ein negativer Zusammenhang zwischen Z-Spreads und Emissionsvolumen resultieren.

Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Alter (in Jahren)	0,016**	-0,014*	-0,009	-0,130***
P-Wert	(0,013)	(0,070)	(0,446)	(0,008)
Volumen (in Mrd. €)	-0,093**	-0,078	0,037	0,142
P-Wert	(0,018)	(0,121)	(0,722)	(0,792)
Nicht-Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Alter (in Jahren)	-0,010	-0,023**	-0,053***	-0,078***
P-Wert	(0,339)	(0,026)	(0,000)	(0,000)
Volumen (in Mrd. €)	0,206**	0,130***	0,060	-0,201*
P-Wert	(0,025)	(0,008)	(0,271)	(0,063)

Tabelle 8: Zusammenhang zwischen Z-Spreads und Liquidität gemessen durch Alter (in Jahren) bzw. Emissionsvolumen (in Mrd. Euro) der Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien. P-Werte geben Signifikanz des Zusammenhangs an: * Signifikanz auf dem 10%-Niveau. ** Signifikanz auf dem 5%-Niveau. *** Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

Diese Auswirkungen von unterschiedlicher Liquidität auf die Z-Spreads können auf Basis des verwendeten Datensets nur zum Teil bestätigt werden. In Tabelle 8 weisen bei Betrachtung des Alters die AAA Anleihen aus dem Finanzsektor einen signifikant positiven Zusammenhang auf. Bei Betrachtung des Emissionsvolumens haben die AAA Anleihen aus dem Finanzsektor und die BBB Anleihen aus dem Nicht-Finanzsektor einen signifikant negativen Einfluss auf die Z-Spreads. Diese Ratingkategorien belegen somit den erwarteten Zusammenhang zwischen Liquidität und Z-Spreads, die Ergebnisse zu den übrigen Kategorien stehen damit jedoch in Widerspruch.

Im Gegensatz zu den Auswirkungen einer feineren Risikoklassifizierung und der Kuponhöhe der Anleihen kann der erwartete Einfluss der Liquidität auf die Credit Spreads in dieser Analyse nicht bestätigt werden.⁶³ Dies ist wesentlich auf den der Untersuchung zugrunde liegenden Datensatz zurückzuführen. Die Verwendung von Anleihen der RTFI-Handelsplattform induziert bereits eine Grundgesamtheit, welche gewissen Mindestliquiditätsanforderungen genügt. Daneben wurden durch das in dieser Untersuchung verwendete Bereinigungsverfahren gerade die Anleihen aus dem Datensatz eliminiert, welche in ihren Renditen wesentlich von den durchschnittlichen Renditen aller auf der RTFI-Handelsplattform gehandelten Anleihen abweichen. Dadurch gehen gerade die Anleihen mit besonderen bepreisungsrelevanten Charakteristika in Relation zum Durchschnitt der analysierten Anleihen (z.B. die Bonds mit einer besonders niedrigen Liquidität) nicht mehr in die empirische Untersuchung ein. Dennoch wurde dieses Vorgehen aufgrund der notwendigen Stichtagsbetrachtung im Rah-

⁶³ In der empirischen Literatur kann hingegen oftmals ein signifikanter Einfluss der Liquidität auf den Preis bzw. Credit Spread der Anleihen nachgewiesen werden, vgl. hierzu Abschnitt 4.3.1. Anzumerken ist, dass die Autoren dieses Artikels auf Basis eines umfassenderen Datensatzes und verschiedenen alternativen Liquiditätsmaßen an einer empirischen Untersuchung arbeiten, welche den Einfluss von Liquiditätsaspekten auf die Preise Euro-denominierter Bonds europäischer Emittenten näher untersucht. Die Veröffentlichung dieser Arbeit wird für Ende des Jahres 2008 erwartet.

men der Zinsstrukturkurvenbestimmung gewählt, um eine Verzerrung der ermittelten Zinssätze zu vermeiden.

4.3.5 Der Einfluss des makroökonomischen Umfelds am Beispiel der Subprimekrise

Neben den unternehmensspezifischen Einflussfaktoren determinieren systematische bzw. makroökonomische Faktoren die Credit Spreads. Empirisch lässt sich zeigen, dass ratingorientierte Spreads im Konjunkturzyklus teilweise großen Schwankungen unterliegen: In Rezessionen steigen diese tendenziell, da die Risikoaversion der Investoren zunimmt und die Gewinne der Unternehmen zurückgehen, und damit deren Ausfallrisiko ansteigt.⁶⁴ Analog sinken die Credit Spreads im Aufschwung. Unter der Annahme, dass eine steigende risikolose Zinsstrukturkurve positive zukünftige Entwicklungen der wirtschaftlichen Lage prognostiziert, sind sowohl die Steigung als auch das Niveau der risikolosen Zinsstrukturkurve negativ mit der Höhe der Credit Spreads korreliert. Van Landschoot (2003) und Papageorgiou/Skinner (2006) können diesen negativen Zusammenhang in ihren Analysen von ratingorientierten Credit Spreads nachweisen. Im Gegensatz zu Diebold/Li (2006), die den langfristigen Zinssatz als Niveau der Zinsstrukturkurve betrachten, verwenden Van Landschoot (2003) den 3-Monats EURIBOR und Papageorgiou/Skinner (2006) den einjährigen Zinssatz von risikolosen Nullkuponanleihen als Indikator für das Niveau. Sie können aber keine Abhängigkeit des Ausmaßes des negativen Zusammenhangs von der Ratingkategorie erkennen. Duffee (1998) hingegen stellt ein stärkeres Ausmaß der negativen Korrelation für Ratingkategorien mit höherem Kreditrisiko fest.

Im Folgenden wird der Einfluss des makroökonomischen Umfeldes auf die Güte der modelltheoretischen Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven anhand der Auswirkungen der Subprimekrise durch einen Vergleich zweier Zeitpunkte (vor und während der Finanzmarktkrise) analysiert. Dazu werden Zinsstrukturkurven mit der Nelson/Siegel- bzw. Svensson-Methode für Unternehmensanleihen und Bundesanleihen mit Kursen vom 11. April 2007 geschätzt. In diesem Zeitraum erreichten die Credit Spreads von Unternehmensanleihen sowie CDS-Indizes einen langjährigen Tiefstand (siehe Abbildung 1). Die Ergebnisse dieser Schätzung werden dann mit den oben dargestellten Ergebnissen der Bewertung auf Basis der Daten vom 25. Januar 2008 verglichen. Die geschätzten Parameter für April 2007 sind in Tabelle 9 dargestellt.

⁶⁴ Vgl. Huang/Kong, 2003, S. 8. Zu beachten ist, dass in wirtschaftlichen Downturns die externe Ratingeinstufung eines Unternehmens durch die großen Agenturen trotz einer gestiegenen faktischen Ausfallwahrscheinlichkeit infolge einer zugrundeliegenden Through-the-Cycle-Ratingssystematik bei Abwesenheit idiosynkratischer Veränderungen im allgemeinen konstant bleibt. Während bankinterne Ratings i.d.R. auf Basis eines Point-in-Time-Ansatzes erstellt werden, basieren externe Ratings auf dem Through-the-Cycle-Ansatz. Zu den beiden grundsätzlichen Ratingansätzen Point-in-Time (PiT) und Through-the-Cycle (TtC) vgl. z.B. Rösch (2005), Deutsche Bundesbank (2005b) und Müller-Masiá et al. (2005). Die Ursache, weshalb große Agenturen wie Standard & Poor's, Moody's oder Fitch einen Through-the-Cycle-Ratingansatz verwenden, ist darauf zurückzuführen, dass Ratings ursprünglich für Investoren konzipiert wurden, welche einer Buy-and-Hold-Geschäftsstrategie über einen langen Zeitraum folgen und für welche kurzfristige Bonitätsänderungen daher irrelevant sind. Vgl. Amato/Furfine, 2004, S. 2642. Aber auch heute bevorzugen Marktteilnehmer von kurzfristigen Bonitätsänderungen unbeeinflusste zeitstabile Ratings. Vgl. Cantor/Mann, 2006, S. 8.

	Finanzsektor				Nicht-Finanzsektor				dt. Staatsanleihen
	AAA	AA	A	BBB	AAA	AA	A	BBB	
Anzahl	77	176	81	34	30	51	192	142	39
β_0	4,48	4,93	4,76	5,6	4,8	4,69	4,98	5,33	4,52
β_1	-0,13	-0,08	-0,52	-0,56	-0,53	-0,57	-0,45	-0,86	-0,82
β_2	-0,93	-1,39	-0,55	-2,61	-0,17	-0,58	-0,42	-0,9	-0,14
β_3	0,17	-0,87	-1,01	-1,87	-1,29	-1,00	-1,28	-0,87	-1,47
τ_1	2,30	1,44	0,36	0,45	1,25	0,47	1,04	1,51	0,35
τ_2	2,15	2,05	1,87	2,46	3,16	2,00	1,72	1,85	2,85

Tabelle 9: Schätzwerte für Parameter des Modells von Svensson bei Schätzung von Zinsstrukturkurven für Unternehmensanleihen verschiedener Ratingkategorien aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor und für deutsche Staatsanleihen für 11. April 2007.

Auf Basis der geschätzten Zinsstrukturkurven werden die Modellpreise der Unternehmensanleihen berechnet und mit den Marktpreisen verglichen. Die resultierenden durchschnittlichen Pricing Errors und die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors sind in Tabelle 10 für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor dargestellt.

Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Durchschnittlicher Pricing Error	0,0110	-0,0305	0,0196	0,0447
(Standardabweichung)	(0,3511)	(0,6088)	(0,6649)	(1,1887)
Durchs. absoluter Pricing Error	0,2225	0,3893	0,3825	0,8378
(Standardabweichung)	(0,2707)	(0,4682)	(0,5426)	(0,8318)
Nicht-Finanzsektor	AAA	AA	A	BBB
Durchschnittlicher Pricing Error	-0,0042	0,0108	0,0149	0,0103
(Standardabweichung)	(0,5402)	(0,4488)	(0,5388)	(0,9888)
Durchs. absoluter Pricing Error	0,3040	0,2638	0,3682	0,5424
(Standardabweichung)	(0,4492)	(0,3613)	(0,3927)	(0,8256)

Tabelle 10: Durchschnittliche Pricing Errors, durchschnittliche absolute Pricing Errors und jeweilige Standardabweichung für Unternehmensanleihen aus dem Finanz- und Nicht-Finanzsektor für verschiedene Ratingkategorien für April 2007. Pricing Errors in Euro von Anleihen mit einem Nennwert von 100€.

Im Vergleich zu den durchschnittlichen Pricing Errors für Januar 2008 (siehe Tabelle 2) nehmen die durchschnittlichen Pricing Errors ebenfalls Werte nahe null an. Die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors sind für April 2007 jedoch deutlich geringer, sie betragen bspw. für Unternehmensanleihen aus dem Finanzsektor zwischen 0,22€ und 0,84€ von Anleihen mit einem Nennwert von 100€. Im Gegensatz dazu liegen die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors im Januar 2008 zwischen 0,36€ und 1,85€. Ebenso weist die Schätzung für den Nicht-Finanzsektor vor der Finanzmarktkrise deutlich geringere durchschnittliche absolute Pricing Errors auf: Sie liegen für April 2007 zwischen 0,30€ und 0,54€ von Anleihen mit einem Nennwert von 100€ im Gegensatz zu 0,79€ bis 1,27€ im Januar 2008. Die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors vor der Finanzmarktkrise sind damit weniger als halb so groß wie während der Finanzmarktkrise. Eine modelltheoretische Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven führt somit in Zeiten eines normalen makroökonomischen Umfeldes zu geringeren Bepreisungsfehlern als in wirtschaftlichen Stresszeiten. Die geschätzten Zinsstrukturkurven sind in Abbildungen 5 für den Finanz- und Nicht-Finanzsektor dargestellt.

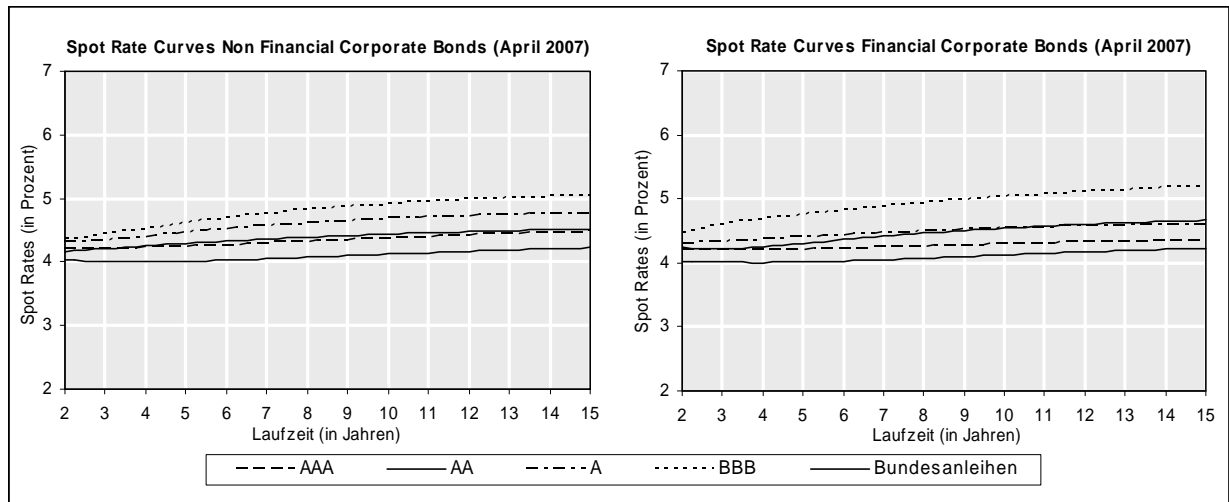


Abbildung 5: Zero Rate Curves für Unternehmensanleihen und deutschen Staatsanleihen für 11. April 2007.

Der Verlauf der Zinsstrukturkurven im April 2007 weicht deutlich von den in Abschnitt 3.3 berechneten Zinsstrukturkurven für Januar 2008 (Abbildungen 3) ab. Zum einen fällt die Differenz der ratingorientierten Zinsstrukturkurven aus Unternehmensanleihen zur risikolosen Benchmark-Zinskurve im April 2007 für alle Laufzeiten deutlich niedriger als im Januar 2008 aus, da die Ausfallwahrscheinlichkeit der Unternehmen sowie die Risikoaversion der Investoren durch die Subprimekrise gestiegen ist. Zum anderen liegen die Zinsstrukturkurven aus Unternehmensanleihen im April 2007 für verschiedene Ratingkategorien sehr nah zusammen. Bspw. differenziert der Kapitalmarkt vor Ausbruch der Subprimekrise nur wenig zwischen AA und A Unternehmensanleihen aus dem Finanzsektor für lange Laufzeiten, was sich an den fast identisch verlaufenden Zinsstrukturkurven zeigt, obwohl z.B. die 10-Jahres Ausfallwahrscheinlichkeit von A Bonds mehr als dem Doppelten der Ausfallwahrscheinlichkeit von AA Bonds entspricht. Auch die Spreadrelationen der anderen Ratingkategorien entsprechen nicht den durch die Ausfall- und Migrationswahrscheinlichkeiten tatsächlich implizierten Kreditrisikorelationen. Hieraus, sowie aus dem ermittelten geringeren durchschnittlichen absoluten Pricing Error, lässt sich ableiten, dass sich in Zeiten eines stabilen makroökonomischen Umfelds der Kapitalmarkt infolge einer verminderten Risikoaversion der Marktteilnehmer und eines als gering eingeschätzten Ausfallrisikos der Unternehmen mit geringen und vergleichsweise undifferenzierten Risikoprämien zufrieden gibt.

Im Gegensatz dazu weisen die Zinsstrukturkurven aus Unternehmensanleihen im Januar 2008 deutliche Unterschiede im Niveau für die verschiedenen Ratingkategorien auf. Darüber hinaus fallen die ermittelten durchschnittlichen absoluten Pricing Errors sehr hoch aus. In Zeiten eines krisenhaften makroökonomischen Umfeldes rückt damit das individuelle Risiko einer Anleihe stärker in den Fokus der Anlageentscheidung: Investoren differieren deutlicher zwischen den verschiedenen Risikoklassen und führen eine exaktere Bewertung weiterer Anleihecharakteristika durch.

5 ZUSAMMENFASSUNG UND AUSBLICK

In der vorliegenden Untersuchung erfolgt eine modelltheoretische Bewertung von Anleihen nach dem Barwertkalkül auf Basis ratingorientierter Zinsstrukturkurven. Diese werden anhand des Modells von Nelson/Siegel (1987) und der Erweiterung von Svensson (1994, 1995) für riskante Unternehmensanleihen der Ratingklassen AAA, AA, A und BBB sowie für deutsche Staatsanleihen, welche als Benchmark zur Ermittlung der risikofreien Zinssätze verwendet werden, geschätzt. Die berechneten Modellpreise weichen dabei durchweg von den tatsächlichen Marktpreisen ab, wobei diese Pricing Errors mit schlechter werdender Ratingeinschätzung ansteigen.

Ursache hierfür ist, dass das Modell in seiner Grundform die besonderen bepreisungsrelevanten individuellen Charakteristika der einzelnen Unternehmensanleihen nicht erfassen kann und damit zu Bepreisungsfehlern führt. Analog entsprechen die durch das Modell berechneten ratingorientierten Credit Spreads nicht den tatsächlichen Credit Spreads der einzelnen Unternehmensanleihen. Dieses Ergebnis impliziert, dass neben der Ratingklassifizierung noch weitere Determinanten den Marktpreis bzw. Credit Spreads eines Bonds beeinflussen müssen. Aus diesem Grund erfolgt eine Analyse weiterer Einflussfaktoren auf den Credit Spread. Dabei werden die Auswirkungen einer feineren Risikoklassifizierung, der Liquidität, der unterschiedlichen Kuponhöhen sowie der Einfluss des makroökonomischen Umfeldes näher untersucht.

Die Analyse der Risikoeinstufung der Unternehmensanleihen zeigt, dass eine Berechnung von ratingorientierten Credit Spreads für die Hauptkategorien der Ratingagenturen eine zu grobe Klassifizierung darstellt. Demnach sind die Unternehmensanleihen in den Ratingkategorien AAA, AA, A und BBB stark heterogen. Investoren berücksichtigen in ihrer Investitionsentscheidung auch die feineren Risikoabstufungen (wie z.B. „+“ und „-“). Auch die Kuponhöhe stellt einen weiteren Grund für die Heterogenität der Unternehmensanleihen innerhalb einer Ratingkategorie dar. Diese hat zwei gegenläufige Effekte auf die Credit Spreads: Ceteris paribus sind Anleihen mit höheren Kuponzahlungen für risikoaverse Investoren aufgrund der niedrigeren Duration attraktiv, wohingegen Anleihen mit niedrigen Kuponzahlungen aus steuerlichen Gesichtspunkten von Investoren präferiert werden. Die Analyse zeigt, dass bei Anleihen mit sehr gutem Rating steuerliche Überlegungen überwiegen, bei Anleihen mit schlechterem Rating der Aspekt der Risikoaversion. Die Auswirkungen unterschiedlicher Liquidität auf die von Investoren geforderten Credit Spreads werden hinsichtlich der Merkmale Alter und Emissionsvolumen der Unternehmensanleihen analysiert. Dabei kann jedoch auf Grund des verwendeten Bereinigungsverfahrens sowie des zugrunde liegenden Datensatzes, im Gegensatz zu den Ergebnissen bisheriger Studien, der Einfluss der Liquidität auf den Bondpreis bzw. Credit Spread nicht bestätigt werden.

Des Weiteren wird der Einfluss des makroökonomischen Umfeldes auf die Güte der modelltheoretischen Anleihebewertung untersucht. Es lässt sich zeigen, dass die durchschnittlichen absoluten Pricing Errors vor Beginn der Subprimekrise weniger als halb so groß wie während der Finanzmarktkrise sind. Die Preise von Unternehmensanleihen können somit besser durch das Modell erklärt werden,

wenn keine außergewöhnlichen adversen makroökonomischen Einflussfaktoren die Risikoaversion der Investoren stark erhöhen und diese dadurch eine differenziertere Risikobewertung vornehmen.

Aus dieser Analyse kann nicht nur gefolgert werden, dass die absolute Bedeutung einzelner Anleihecharakteristika für den Marktpreis bzw. den Credit Spread im Zeitablauf variiert, sondern auch, dass der relative Einfluss einzelner Kräfte auf den gesamten Bond Spread dynamisch ist. Diese Erkenntnis lässt sich über bestehende Cash-and-Carry-Arbitragebeziehungen auch auf andere Assetklassen, wie beispielsweise Credit Default Swaps, übertragen.⁶⁵ Da Kreditinstitute Risikoprämien kreditrisikobehafteter Assets zunehmend für die Bepreisung illiquider Kreditrisiken im Rahmen eines aktiven Kreditportfoliomanagementansatzes heranziehen, offenbart sich an dieser Stelle ein großes Anwendungsspektrum für die praktische Umsetzung von theoretisch und empirisch gewonnenen Erkenntnissen zur Zusammensetzung und dem dynamischen Verhalten von Credit Spreads. So beginnen große internationale Kreditinstitute, mittelständische Kreditrisiken auf Grundlage von Credit Spreads von Collateral Loan Obligations (CLOs) zu bepreisen. In diesem Zusammenhang werden z.B. auf der Basis der durchschnittlichen Credit Spreads am Markt gehandelter CLO-Tranchen und den Kapitalmarktpreisen liquider, unbesicherter Kreditrisiken in Form von Prämien für Credit Default Swaps (CDS) gleicher Laufzeit und Rating, Spread-Kurven für illiquide Kredite bestimmt und diese dann als Pricing-Benchmark verwendet.⁶⁶ In diesem Zusammenhang kommt u.a. der weitergehenden Analyse der Liquiditätskomponente des Credit bzw. CDS-Spreads und deren dynamischen Veränderung im Zeitablauf, der allgemeinen (zyklischen bzw. makroökonomisch motivierten) Veränderung der Risikoaversion der Marktteilnehmer und damit der Spreads, sowie dem Umgang mit einer zeitweisen hohen Spread-Volatilität im Kontext der Notwendigkeit, im Vertrieb von Kreditprodukten eine nachvollziehbare und zeitstabile Konditionengestaltung anbieten zu können, eine besondere Bedeutung zu. Viel Forschungsbedarf also, sowohl für Akademiker als auch Praktiker.

ANHANG I

Die Methodik des Modells von Nelson/Siegel (1987)

Nelson/Siegel (1987) erklären die zum heutigen Zeitpunkt t gültige Instantaneous Forward Rate⁶⁷ $f_{t,m}$ zum zukünftigen Zeitpunkt m durch den Parametervektor β_t , der sich aus den zu bestimmenden Parametern $\beta_{t,0}$, $\beta_{t,1}$, $\beta_{t,2}$ und $\tau_{t,1}$ zusammensetzt:⁶⁸

⁶⁵ Grundsätzliche Arbitragebeziehungen existieren bspw. zwischen CDS sowie fest und variabel verzinslichen Anleihen bzw. zwischen CDS und Asset Swap Packages. Aber auch zwischen anderen Kreditderivatetypen und Bond-Spreads lassen sich Cash-and-Carry-Arbitragebeziehungen darstellen. Vgl. hierzu u.a. Hull et al. (2004), S. 2794f., Duffie (1999), S. 7, De Wit (2006), S. 4, Francis et al. (2003), S. 13-14.

⁶⁶ Vgl. z.B. Becker (2007) und Steinmüller (2007), S. 910.

⁶⁷ Instantaneous Forward Rates erhält man, wenn die zukünftige Investitionsperiode von Forward Rates gegen null geht. Vgl. Schich, 1996, S. 3f.

⁶⁸ Vgl. Nelson/Siegel, 1987, S. 475.

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

Nelson/Siegel gehen dabei von einer stetigen Verzinsung aus.⁶⁹ Um die Funktion für die Zero Rates $z_{t,m}$ in Abhängigkeit von der Laufzeit m und vom Parametervektor β_t ableiten zu können, geht man von der Gültigkeit der reinen Erwartungshypothese aus.⁷⁰ Demnach ist bei diskreter Verzinsung die Zero Rate $z_{t,m}$ der Durchschnitt der Instantaneous Forward Rates $f_{t,i}$ für $i = 1, \dots, m$ ⁷¹

$$(I.2) \quad (1 + z_{t,m})^m = \prod_{i=1}^m (1 + f_{t,i}).$$

Durch Umformung und mit der vereinfachenden Annahme⁷² $\ln(1+x) \approx x$ gelangt man zu Gleichung

$$(I.3):^{73} \quad \ln(1 + z_{t,m})^m = \ln \prod_{i=1}^m (1 + f_{t,i})$$

$$m \cdot \ln(1 + z_{t,m}) = \sum_{i=1}^m \ln(1 + f_{t,i})$$

$$(I.3) \quad z_{t,m} = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \ln f_{t,i}.$$

Bei stetiger Verzinsung wird in Gleichung (I.3) die Summe durch das Integral ersetzt. So kann die stetige Zero Rate $z_{t,m}$ als Durchschnitt der Instantaneous Forward Rates zwischen den Zeitpunkten 0 und m durch Gleichung (I.4) ausgedrückt werden, die die Basis für die Ableitung der Funktion von Nelson/Siegel für die stetige Zero Rate darstellt:

$$(I.4) \quad z_{t,m} = \frac{1}{m} \int_{i=0}^m f_{t,i} di.$$

Demnach wird die Funktion von Nelson/Siegel für die Instantaneous Forward Rate $f_{t,m}$ (Gleichung (I.1)) über das Intervall $[0, m]$ integriert und durch m geteilt.⁷⁴ So erhält man die zum heutigen Zeitpunkt t gültige stetige Zero Rate $z_{t,m}$ für die Laufzeit m in Abhängigkeit vom Parametervektor β_t ,

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

Um die Flexibilität der Kurve zu erhöhen, erweitert Svensson (1994, 1995) die Funktion von Nelson/Siegel. Die Erweiterung erlaubt einen zusätzlichen Wendepunkt der Kurve.⁷⁵ Svensson fügt einen

⁶⁹ Bzgl. des Zusammenhangs von stetigen und diskreten Zinssätzen siehe Gleichung (III.2). Zum intuitiven Verständnis wird die folgende Darstellung anhand diskreter Verzinsung vorgenommen.

⁷⁰ 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. Vgl. James/Webber, 2000, S. 272.

⁷¹ Um die folgenden Darstellung einfach zu halten, wird angenommen, dass die jeweiligen Kupon- und Restwertzahlungen in genau einem bzw. mehreren Jahren fällig sind. In der praktischen Umsetzung wird diese vereinfachende Annahme durch die Berücksichtigung von Stückzinsen korrigiert.

⁷² Die vereinfachende Annahme $\ln(1+x) \approx x$ gilt nur für kleine Werte von x . Da es sich bei x im folgenden um Zinssätze für marginal kleine Zeiträume handelt, ist der Fehler vernachlässigbar.

⁷³ Vgl. Schich, 1996, S. 12.

⁷⁴ Vgl. Nelson/Siegel, 1987, S. 475.

⁷⁵ Vgl. Deutsche Bundesbank, 1997a, S. 64.

Term mit zwei weiteren Parametern ($\beta_{t,3}$ und $\tau_{t,2}$) hinzu und nimmt folgenden Zusammenhang zwischen der Instantaneous Forward Rate $f_{t,m}$ zum zukünftigen Zeitpunkt m und dem Parametervektor β_t an:⁷⁶

$$(I.6) \quad f_{t,m}(\beta_t) = \beta_{t,0} + \beta_{t,1} \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) + \beta_{t,2} \frac{m}{\tau_{t,1}} \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) + \beta_{t,3} \frac{m}{\tau_{t,2}} \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,2}}\right).$$

Diese Instantaneous Forward Rate $f_{t,m}$ kann dann analog zur Funktion von Nelson/Siegel in die Zero Rate $z_{t,m}$ umgeformt werden:

$$(I.7) \quad z_{t,m}(\beta_t) = \beta_{t,0} + \beta_{t,1} \frac{1 - \exp(-m/\tau_{t,1})}{(m/\tau_{t,1})} + \beta_{t,2} \left(\frac{1 - \exp(-m/\tau_{t,1})}{(m/\tau_{t,1})} - \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,1}}\right) \right) + \beta_{t,3} \left(\frac{1 - \exp(-m/\tau_{t,2})}{(m/\tau_{t,2})} - \exp\left(\frac{-m}{\tau_{t,2}}\right) \right)$$

ANHANG II

Der Einfluss der Parameter der Funktion von Nelson/Siegel (1987) bzw. 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.⁷⁷ 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.

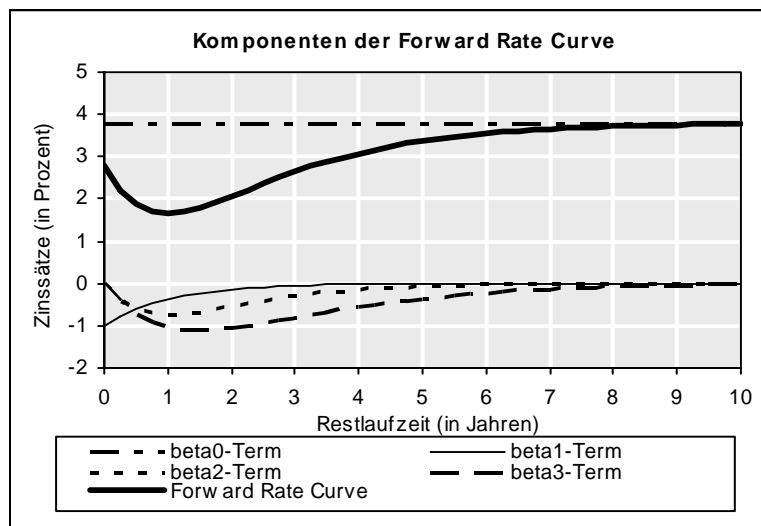


Abbildung 5: Komponenten der Forward Rate Curve (in Anlehnung an Svensson, 1995, S. 18).

⁷⁶ Vgl. Svensson, 1995, S. 18.

⁷⁷ Vgl. Bank for International Settlements, 2005, S. 6f.

In Abbildung 5 sind die vier Terme aus Gleichung (I.6) in Abhängigkeit von der Restlaufzeit abgebildet.⁷⁸ Sie zeigt den Einfluss der Parameter in Kombination mit der Restlaufzeit auf die Forward Rate Curve gemäß der Funktion von Svensson. Der Term $\beta_{t,0}$ stellt eine Konstante dar und ist somit unabhängig von der Restlaufzeit, wohingegen der zweite Term $\beta_{t,1} \exp(\frac{-m}{\tau_{t,1}})$ für positive $\beta_{t,1}$ monoton gegen null abfällt und für negative $\beta_{t,1}$ monoton gegen null steigt. Der dritte Term $\beta_{t,2} \frac{m}{\tau_{t,1}} \exp(\frac{-m}{\tau_{t,1}})$ erzeugt für positive $\beta_{t,2}$ eine hügelartige Kurve und für negative $\beta_{t,2}$ eine U-Form. Analog verhält es sich für den vierten Term $\beta_{t,3} \frac{m}{\tau_{t,2}} \exp(\frac{-m}{\tau_{t,2}})$. Demnach wird der kurzfristige Laufzeitbereich der Forward Rate Curve vor allem von dem Term mit $\beta_{t,1}$, 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 III

Das Verfahren nach Svensson (1994, 1995) zur Schätzung von Zinsstrukturkurven

Das Verfahren zur Schätzung von Zinsstrukturkurven nach Svensson wird im Folgenden theoretisch erläutert. Das Ziel der Schätzung ist die Bestimmung des Parametervektors β_t , der für jeden Beobachtungszeitpunkt t einzeln geschätzt wird und demnach im Zeitablauf variieren kann. Zu Beginn werden für β_t Startwerte festgelegt, die dann im Rahmen des Optimierungsverfahrens verändert werden. Dabei ist der Anfangswert für $\beta_{t,0}$, der als langfristiger Zinssatz interpretiert werden kann (siehe Abschnitt 3.1), die durchschnittliche Effektivverzinsung der drei am längsten laufenden Anleihen.⁷⁹ Für die Summe von $\beta_{t,0} + \beta_{t,1}$, die den kurzfristigen Zinssatz darstellt, wird der Startwert gleich der Effektivverzinsung der am kürzesten laufenden Anleihe im Datensatz gesetzt. Der Startwert für $\beta_{t,2}$ und $\beta_{t,3}$ ist -1 , und $\tau_{t,1}$ und $\tau_{t,2}$ werden gleich 1 gesetzt. Die Nebenbedingungen $\beta_{t,0} > 0$, $\tau_{t,1} > 0$ und $\tau_{t,2} > 0$ garantieren, dass die geschätzten nominalen Zinssätze positiv sind.⁸⁰ Schich (1997) zeigt in seiner Analyse, dass sich mit diesen Startwerten plausible Kurvenverläufe ergeben, die sich gut an die Daten anpassen.

⁷⁸ Vgl. Nelson/Siegel, 1987, S. 476f. sowie Svensson, 1995, S. 17f.

⁷⁹ Vgl. Schich, 1997, S. 19.

⁸⁰ Vgl. Svensson, 1995, S. 17f.

Auf Basis dieser Startwerte und Nebenbedingungen werden die stetigen Zero Rates $z_{t,m}(\beta_t)$ zum Zeitpunkt t für die Restlaufzeit m in Abhängigkeit von β_t nach Svensson gemäß Gleichung (I.7) geschätzt.⁸¹ Aus den geschätzten stetigen Zero Rates $z_{t,m}(\beta_t)$ werden Diskontfaktoren gemäß

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

abgeleitet. Hierfür müssen zunächst die stetigen Zero Rates in diskrete Zero Rates umgewandelt werden.⁸² Dies geschieht anhand folgendem Zusammenhang zwischen dem diskreten Zinssatz r_d und dem stetigen Zinssatz r_s :

$$\exp(r_s/100) = 1 + \frac{r_d}{100}$$

$$(III.2) \quad r_d = (\exp(r_s/100) - 1) \cdot 100.$$

Zur Berechnung des Modellpreises $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$ der Kuponanleihe j zum Zeitpunkt t werden die Zahlungsströme der Anleihe anhand der Diskontfaktoren $\hat{\delta}_{t,m}(\beta_t)$ aus Gleichung (III.1) separat abdiskontiert. Dafür spaltet man die Kuponanleihe in ein Portfolio von Nullkuponanleihen auf, wobei jede Kuponzahlung C_j und die Nennwertzahlung N_j eine Nullkuponanleihe mit entsprechender Laufzeit $m = 1, \dots, M_j$ darstellen.⁸³ Diese Nullkuponanleihen werden dann mit dem jeweiligen geschätzten laufzeitspezifischen Diskontfaktor $\hat{\delta}_{t,m}(\beta_t)$ auf ihren Barwert abgezinst. Die Aggregation aller Barwerte ergibt den Modellpreis der Kuponanleihe $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$ gemäß

$$(III.3) \quad \hat{P}_{t,j}(\beta_t) = \sum_{m=1}^{M_j} \hat{\delta}_{t,m}(\beta_t) \cdot C_j + \hat{\delta}_{t,M_j}(\beta_t) \cdot N_j.$$

Auf Basis des Modellpreises $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$ kann die theoretische Effektivverzinsung $\hat{r}_{t,j}(\beta_t)$ der Anleihe j durch numerische Verfahren gemäß

$$(III.4) \quad \sum_{m=1}^{M_j} \frac{C_j}{(1+\hat{r}_{t,j}(\beta_t))^m} + \frac{N_j}{(1+\hat{r}_{t,j}(\beta_t))^{M_j}} - \hat{P}_{t,j}(\beta_t) = 0$$

ermittelt werden. Diese theoretische Effektivverzinsung $\hat{r}_{t,j}(\beta_t)$ wird mit der tatsächlich am Markt beobachtbaren Effektivverzinsung $r_{t,j}$ verglichen, welche sich aus den Marktpreisen der Anleihen

$P_{t,j}$ gemäß

$$(III.5) \quad \sum_{m=1}^{M_j} \frac{C_j}{(1+r_{t,j})^m} + \frac{N_j}{(1+r_{t,j})^{M_j}} - P_{t,j} = 0$$

⁸¹ Im weiteren Verlauf des Texts wird ein Schätzwert für Parameter x als \hat{x} dargestellt.

⁸² Dieser Zwischenschritt ist notwendig, da Svensson stetige Zero Rates berechnet, das Schätzverfahren in dieser Arbeit aber auf Basis von diskreter Verzinsung durchgeführt wird.

⁸³ Um die folgenden Darstellungen einfach zu halten, wird von konstanten Kuponzahlungen und ganzzahligen Restlaufzeiten ausgegangen.

ergibt. Mit Hilfe von nicht-linearen Optimierungsverfahren⁸⁴ werden die zunächst für den Parametervektor β_t vorgegebenen Startwerte und damit die für die Zinsstrukturkurve notwendigen Zero Rates $\hat{z}_{t,m}(\beta_t)$ so lange variiert, bis die Differenz zwischen der theoretischen Effektivverzinsung $\hat{r}_{t,j}(\beta_t)$ und der beobachtbaren Effektivverzinsung $r_{t,j}$ minimiert wird. Eine mögliche Zielfunktion für diese Minimierung der Zinsabweichungen ist die Summe der quadrierten Abweichungen der Anleihen n_t gemäß

$$(III.6) \quad \min_{\beta_t} \sum_{j=1}^{n_t} (r_{t,j} - \hat{r}_{t,j}(\beta_t))^2.$$

Mit den ermittelten Parametern lässt sich eine kontinuierliche Zinsstrukturkurve konstruieren. Somit können die Forward und Zero Rates für jede beliebige Laufzeit m für die Funktion gemäß Svensson anhand der Gleichungen (I.6) und (I.7) bestimmt werden. Die Schätzung wird gewöhnlich mit dem Maximum Likelihood Schätzverfahren durchgeführt. Die Schätzverfahren Nonlinear Least Squares oder Generalized Method of Moments sind aber ebenso verbreitet.⁸⁵

Alternativ ist es auch möglich, die gewichtete Abweichung der Modellpreise $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$ von den Marktpreisen $P_{t,j}$ als Zielfunktion zu minimieren. Diese Zielfunktion zur Minimierung der Kursabweichungen lässt sich einfacher berechnen, da bereits Gleichung (III.3) die Basis für den Vergleich der Modell- und Marktpreise darstellt.⁸⁶ Im Gegensatz zur Minimierung der Zinsabweichungen (Gleichung (III.6)) führt die durch die Minimierung der Kursabweichungen geschätzte Zinsstrukturkurve jedoch zu relativ großen Abweichungen am kurzen Ende der Zinsstrukturkurve. Ursache hierfür ist, dass die Preise von Anleihen mit kurzen Restlaufzeiten eine geringe Sensitivität gegenüber Zinsänderungen, d.h. eine geringe Duration, aufweisen.⁸⁷ Wenn folglich die durch die Funktion von Svensson unterstellte modelltheoretische Zinsstruktur im kurzen Laufzeitbereich variiert wird, ändern sich die Preise von Anleihen mit kurzen Restlaufzeiten kaum. Daher kann die geschätzte Zinsstrukturkurve bei Minimierung der Kursabweichungen der Anleihen am kurzen Ende weniger gut an die Daten angepasst werden.

Aus diesem Grund werden die Kursabweichungen in der Zielfunktion so gewichtet, dass die Gewichte mit zunehmender Restlaufzeit der Anleihen abnehmen. Durch diese Gewichte erhalten die Kursabweichungen der Anleihen mit kurzen Restlaufzeiten ein größeres Gewicht in der Zielfunktion. Somit wird die geringe Sensitivität der kurzlaufenden Anleihen gegenüber Zinsänderungen kompensiert. Gleichung (III.7) stellt die Zielfunktion bei Minimierung der Kursabweichungen von Marktpreis $P_{t,j}$ und

⁸⁴ Da die Abweichung der theoretischen von der beobachteten Effektivverzinsung eine exponentielle Funktion des gesuchten Parametervektors β_t ist, wird ein nicht-lineares Optimierungsverfahren angewandt. Vgl. Schich, 1997, S. 19.

⁸⁵ Vgl. Svensson, 1995, S. 19

⁸⁶ Vgl. Seppälä/Viertio, 1996, S. 11.

⁸⁷ Vgl. Dahlquist/Svensson, 1996, S. 171f.

Modellpreis $\hat{P}_{t,j}(\beta_t)$ dar, wobei als Gewicht ω_j die Inverse der Duration von Anleihe j verwendet wird,⁸⁸

$$(III.7) \quad \min_{\beta_t} \sum_{j=1}^{n_t} \omega_j (P_{t,j} - \hat{P}_{t,j}(\beta_t))^2.$$

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 zu abweichenden Ergebnissen führen können.⁸⁹ Zentralbanken verwenden in ihrer Analyse die Minimierung der Zinsabweichungen, da robuste Ergebnisse, d.h. eine möglichst glatte Zinsstrukturkurve, im Vordergrund stehen.⁹⁰ Dies ermöglicht Vergleiche der Zinsstrukturkurven sowohl über die Zeit als auch für verschiedene Wirtschaftsräume, verringert jedoch die Präzision der Ergebnisse. Im Rahmen der Finanzmarktanalyse wird hingegen eine möglichst präzise und deshalb volatile Zinsstrukturkurve präferiert, so dass die Minimierung der Kursabweichungen vorgezogen wird. Diesem Ansatz wird auch in vorliegender Arbeit gefolgt.

LITERATURVERZEICHNIS

Amato, Jeffery D. / Remolona, Eli M. (2003): The Credit Spread Puzzle, in: BIS Quarterly Review, December 2003, S. 51-63.

Amato, Jeffery D. / Furfine, Craig H. (2004): Are credit ratings procyclical?, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 28, Issue 11, S. 2641-2677.

Amato, Jeffery D. / Remolona, Eli M. (2005): The Pricing of Unexpected Credit Losses, in: BIS Working Papers No. 190, November 2005.

Amihud, Yakov / Mendelson, Haim (1991): Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities, in: The Journal of Finance, Vol. 46, No. 4, S. 1411-1425.

Anderson, Nicola / Breedon, Francis / Deacon, Mark / Derry, Andrew / Murphy, Gareth (1996): Estimating and Interpreting the Yield Curve, Chichester 1996.

Annaert, Jan / De Ceuster, Marc J. K. (1999): Modelling European Credit Spreads, UFSIA Research Report, September 1999.

Bachmann, Ulf (2004): Die Komponenten des Kreditspreads, Wiesbaden 2004.

Bank for International Settlements (2005): Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation, in: BIS Papers No. 25, Oktober 2005, S. 1-37.

Baseler Ausschuss für Bankenaufsicht (2004): Internationale Konvergenz der Eigenkapitalmessung und der Eigenkapitalanforderungen, Basel 2004.

⁸⁸ Vgl. Bank for International Settlements, 2005, S. 8.

⁸⁹ Vgl. Csajbók, 1998, S. 20.

⁹⁰ Vgl. im Folgenden Dahlquist/Svensson, 1996, S. 165.

- Blanco, Roberto / Brennan, Simon / Marsh, Ian W. (2005): An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps, in: *The Journal of Finance*, Vol. 60, No. 5, S. 2255-2281.
- Becker, Claas (2007a): Kapitalmarktorientierte Preisbildung für illiquide Mittelstandskredite, in: *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen*, 60. Jg., Nr. 14, S. 721-724.
- Boss, Michael / Scheicher, Martin (2002): The Determinants of Credit Spread Changes in the Euro Area, in: *BIS Papers* No. 12, August 2002, S. 181-199.
- Campbell, John Y. / Taksler, Glen B. (2003): Equity Volatility and Corporate Bond Yields, in: *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 6, S. 2321-2349.
- Cantor, Richard / Mann, Chris (2006): Analyzing the Tradeoff between Ratings Accuracy and Stability, Special Comment, Moody's Investors Service, New York 2006.
- Collin-Dufresne, Pierre / Goldstein, Robert S. / Martin, J. Spencer (2001): The Determinants of Credit Spread Changes, in: *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 6, S. 2177-2207.
- Cooper, Neil / Steeley, Jim (1996): G7 Yield Curves, in: *Bank of England Quarterly Bulletin*, May 1996, Vol. 36, S. 199-208.
- Csajbók, Attila (1998): Zero-Coupon Yield Curve Estimation from a Central Bank Perspective, NBH Working Paper No. 1998-2, Economics and Research Department, Mai 1999.
- Cumby, Robert E. / Evans, Martin D. (1997): The Term Structure of Credit Risk: Estimates and Specification Tests, Working Paper, Georgetown University Washington D.C. 1995.
- 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, No. 2, S. 163-183.
- Delianedis, Gordon / Geske, Robert (2001): The Components of Corporate Credit Spreads: Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity, and Market Factors, Working Paper, The Anderson School at UCLA, Dezember 2001.
- Deutsche Bundesbank (1997a): Schätzung von Zinsstrukturkurven, in: *Monatsbericht* Oktober 1997, S. 61-66.
- Deutsche Bundesbank (1997b): Stripping von Bundesanleihen, in: *Monatsbericht* Juli 1997, S. 17-22.
- Deutsche Bundesbank (2005a): Zur Berechnung der Zinsstrukturdaten, in: *Kapitalmarktstatistik* Juni 2005, S. 66-67.
- Deutsche Bundesbank (2005b): Anforderungen an bankinterne PD-Schätzungen, Fachgremium interner Ratingansatz, Frankfurt am Main 2005.
- De Wit, Jan (2006): Exploring the CDS-Bond Basis, NBB Working Paper No. 104, National Bank of Belgium, November 2006.
- Diebold, Francis X. / Li, Canlin. (2006): Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 130, No. 2, S. 337-364.
- Driessen, Joost (2003): Is Default Event Risk Priced in Corporate Bonds? Working Paper, University of Amsterdam, September 2003.

- Dignan, James H. (2003): Nondefault Components of Investment-Grade Bond Spreads, *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, No. 3, S. 93-102.
- Duffee, Gregory R. (1996): Idiosyncratic variation in Treasury bill yields, in: *The Journal of Finance*, Vol. 51, No. 2, S. 527-551.
- Duffee, Gregory R. (1998): The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads, in: *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, S. 2225-2241.
- Duffie, Darrel (1999): Credit Swap Valuation, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 55, Issue 1, S. 73-87.
- Duffie, Darrell / Singleton, Kenneth J. (1999): Modeling Term Structures of Defaultable Bonds, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 12, No. 4, S. 687-720.
- Elton, Edwin J. / Green, T. Clifton (1998): Tax and Liquidity Effects in Pricing Government Bonds, in: *The Journal of Finance*, Vol. 53, No. 5, S. 1533-1562.
- Elton, Edwin J. / Gruber, Martin J. / Agrawal, Deepak / Mann, Christopher (2001): Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds, in: *The Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, S. 247-277.
- Elton, Edwin J. / Gruber, Martin J. / Agrawal, Deepak / Mann, Christopher (2004): Factors Affecting the Valuation of Corporate Bonds, in: *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, No. 11, S. 2747-2767.
- Ericsson, Jan / Renault, Oliver (2006): Liquidity and Credit Risk, in: *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 5, S. 2219-2250.
- European Central Bank (2008): The New Euro Area Yield Curves, in: *ECB Monthly Bulletin February 2008*, S. 95-103.
- Fons, Jerome S. (1994): Using Default Rates to Model the Term Structure of Credit Risk, in: *Financial Analysts Journal*, Vol. 50, No. 5, S. 25-32.
- Francis, Chris / Kokodkar, Atish / Martin, Barnaby (2003): *Credit Derivative Handbook 2003 – A Guide to Products, Valuation, Strategies and Risks*, Merrill Lynch Global Securities Research & Economics Group, April 2003.
- Golup, Bennett / Tilman, Leo (2000): No Room for Nostalgia in Fixed Income, in: *Risk*, July 2000, S. 44-48.
- Grinblatt, Mark / Longstaff, Francis A. (2000): Financial Innovation and the Role of Derivative Securities: An Empirical Analysis of the Treasury STRIPS Program, in: *The Journal of Finance*, Vol. 55, No. 3, S. 1415-1436.
- Helwege, Jean / Turner, Christopher M. (1999): The Slope of the Credit Yield Curve for Speculative-Grade Issuers, in: *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 5, S. 1869-1884.
- Houweling, Patrick / Vorst, Ton (2002): An Empirical Comparison of Default Swap Pricing Models, *Tinbergen Institute Discussion Paper No. TI 2002-004/2*, Dezember 2001.
- Huang, Jing-Zhi / Kong, Weipeng (2003): Explaining Credit Spread Changes: Some New Evidence from Option-Adjusted Spreads of Bond Indices, *Working Paper*, März 2003.
- Hull, John (2003): *Options, Futures, and Other Derivatives*, 5. Aufl., Upper Saddle River 2003.

Hull, John / Predescu, Mirela / White, Alan (2004): The Relationship between Credit Default Swap Spreads, Bond Yields, and Credit Rating Announcements, in: *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, S. 2789-2811.

James, Jessica / Webber, Nick (2000): *Interest Rate Modelling*, Chichester 2000.

Kocic, Aleksandar / Quintos, Carmela / Yared, Francis (2000): Identifying the Benchmark Security in a Multifactor Spread Environment., Lehman Brothers Fixed Income Derivatives Research, research report.

Krainer, John (2004): What Determines the Credit Spread?, in: *FRBSF Economic Letter*, No. 2004-36, Dezember 10, 2004.

Litterman, Robert / Scheinkman, José (1991): Common Factors Affecting Bond Returns, in: *The Journal of Fixed Income*, Vol. 1, No. 1, S. 54-61.

Longstaff, Francis A. / Mithal, Sanjay / Neis, Eric (2004): Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit-Default Swap Market, Working Paper, Anderson Graduate School of Management, University of California, Los Angeles, Februar 2004.

McCulloch, J. Huston (1975): The Tax-Adjusted Yield Curve, in: *The Journal of Finance*, Vol. 30, No. 3, S. 811-830.

Müller-Masiá, Christoph et al. (2005): Verwendung von Ratinginformationen in der modernen Banksteuerung, in: *ZfbF, Sonderheft 52/05*, hrsg. von Joachim Neupel, Bernd Rudolph und Lutz Hahnenstein, Düsseldorf 2005, S. 55-95.

Nelson, Charles R. / Siegel, Andrew F. (1987): Parsimonious Modeling of Yield Curves, in: *The Journal of Business*, Vol. 60, No. 4, S. 473-489.

Papageorgiou, Nicolas / Skinner, Frank S. (2006): Credit Spreads and the Zero-Coupon Treasury Spot Curve, in: *The Journal of Financial Research*, Vol. 29, No. 3, S. 421-439.

Perraudin, William / Taylor, Alex P. (2004): On the Consistency of Ratings and Bond Market Yields, in: *Journal of Banking & Finance*, Vol. 28, No. 11, S. 2769-2788.

Reinhart, Vincent / Sack, Brian (2002): The Changing Information Content of Market Interest Rates, in: *BIS Quarterly Review*, June 2002, S. 40-50.

Remolona, Eli M. / Wooldridge, Philip D. (2003): Der Markt für Euro-Zinsswaps, in: *BIZ Quartalsbericht*, März 2003, S. 53-64.

Reuters (2006): Reuters Trading for Fixed Income – Best Price Execution through Reuters 2000 Xtra, unter http://about.reuters.com/product_info/tradingfi/material/RTFI_v2_brochure.pdf.

Rösch, Daniel (2005): An Empirical Comparison of Default Risk Forecasts from Alternative Credit Rating Philosophies, in: *International Journal of Forecasting*, Vol. 21, No. 1, S. 37-51.

Sack, Brian (2000): Using Treasury STRIPS to Measure the Yield Curve, Working Paper No. 2000-42, Federal Reserve Board of Governors.

Schaefer, 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, No. 362, S. 415-438.

Scheffler, Wolfram (2007): *Besteuerung von Unternehmen, Band I: Ertrag-, Substanz- und Verkehrssteuern*, 10. Aufl., Heidelberg 2007.

Schich, Sebastian T. (1996): Alternative Specifications of the German Term Structure and its Information Content Regarding Inflation, Discussion Paper 8/96, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Oktober 1996.

Schich, Sebastian T. (1997): Estimating the German Term Structure, Discussion Paper 4/97, Economic Research Group of the Deutsche Bundesbank, Oktober 1997.

Seppälä, Juha / Viertiö, Petri (1996): The Term Structure of Interest Rates: Estimation and Interpretation, Bank of Finland, Discussion Papers No. 19/1996, September 1996.

Steinmüller, Werner (2007): Risikomanagement, Eigenkapital- und Banksteuerung über Verbriefungstransaktionen, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen, 60. Jg., Nr. 17, S. 908-910.

Svensson, Lars (1994): Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994, International Monetary Fund, Working Paper No. 114, September 1994.

Svensson, Lars (1995): Estimating Forward Interest Rates with the Extended Nelson & Siegel Method, in: Sveriges Riksbank Quarterly Review, No. 3, S. 13-26.

Tsuji, Chikashi (2005): The Credit-Spread Puzzle, in: Journal of International Money and Finance, Vol. 24, No. 7, S. 1073-1089.

Van Landschoot, Astrid (2003): The Term Structure of Credit Spreads on Euro Corporate Bonds, Discussion Paper No. 2003-46, Tilburg University, Center for Economic Research, April 2003.