

Credit Spreads und ihre Determinanten: Eine empirische Analyse für Deutschland

Von Horst Rottmann, Weiden/München, und
Franz Seitz, Weiden/Poznań (Polen)*

I. Einleitung

In den letzten Jahren gewann bei Finanzmarktanalysen die Untersuchung von Credit Spreads, vor allem auch in Europa, zunehmend an Bedeutung. Dies hatte verschiedene Ursachen: Erstens entwickelte sich der Markt für Unternehmensanleihen recht dynamisch. So betrug Mitte 2004 der Umlauf der von Kapitalgesellschaften (ohne Monetäre Finanzinstitute) im Euro-Währungsgebiet begebenen Wertpapiere ca. 1.300 Mrd. € (1994: etwa 400 Mrd. €). In Deutschland beläuft sich dieses Volumen auf 143 Mrd. € (Stand: September 2003). Dort betrug das Marktwachstum seit 1993 über 900%, seit 1998 über 600%. Seit Beginn der EWU 1999 hat sich der Umlauf deutscher Industrieobligationen bis Mitte 2005 verzwanzigfacht (Deutsche Bundesbank (2005), S. 143). Im Vergleich zu den USA (26%) oder Großbritannien (26%), aber auch zu Frankreich (23%) oder Italien (12%) ist der Marktumlauf in Deutschland relativ zum BIP mit 6% aber immer noch wenig ausgeprägt (Deutsche Bundesbank (2004), S. 16).¹ Der Markt für Unternehmensanleihen spielt allerdings auch in Deutschland eine immer größere Rolle bei der Unternehmensfinanzierung. Zweitens haben Unternehmen ein ureigenstes Interesse an der Spread-Analyse, da sich Veränderungen im Credit Spread unmittelbar auf ihre Finanzierungsbedingungen auswirken. Drittens lässt sich anhand eines Credit-Spread-Modells ein Fair Value von Anleihen bestimmen, der dann für Prognose- und Anlagezwecke verwendet werden

* Wir danken den Teilnehmern an Seminaren am ifo-Institut, der Europa-Universität Viadrina, des ROME-Netzwerks und der HypoVereinsbank sowie insbesondere einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise. Speziellen Dank schulden wir W. Böhm (HypoVereinsbank), der vielfältige Fragen im Zusammenhang mit dem Datensatz klären konnte.

¹ Harhoff/Körting (1998) untersuchen die in Deutschland traditionell enge Beziehung zwischen Unternehmen und Banken und deren Auswirkungen auf die externe Unternehmensfinanzierung.

kann. Viertens können von Veränderungen des Credit Spreads Rückschlüsse über Ausfall- bzw. Konkurswahrscheinlichkeiten gezogen werden (Manning (2004)). Diese Funktion findet vor allem vor dem Hintergrund der neuen Eigenkapitalvorschriften gemäß Basel II und der Notwendigkeit einer risikoadäquaten Bepreisung von Krediten verstärkt Beachtung. Und schließlich hat sich gezeigt, dass Credit Spreads in vielen Ländern gute Indikatoreigenschaften für makroökonomische Entwicklungen, wie z.B. das BIP-Wachstum und die Inflation, besitzen (siehe für den Fall Deutschlands Ivanova et al. (2000)).

In diesem Beitrag steht der zweite und dritte Aspekt im Vordergrund. Speziell sollen die wichtigsten ökonomischen Determinanten von Credit Spreads in Deutschland, unterteilt nach Mikro- und Makrofaktoren, herausgearbeitet und einer empirischen Analyse unterzogen werden. Im Speziellen soll untersucht werden, welche Variablen neben dem Rating und der Restlaufzeit einen signifikanten Einfluss ausüben.

II. Determinanten von Credit Spreads in Theorie und Empirie: ein Überblick

Für unsere Analyse sind Credit Spreads definiert als die Renditedifferenz zwischen einer Unternehmensanleihe und einer laufzeitkongruenten risikolosen Anleihe mit ansonsten gleichen Charakteristika (z. B. gleicher Kupon).² Der Zinsaufschlag von Unternehmens- gegenüber Staatsanleihen enthält neben der Kompensation für das Kreditrisiko auch eine Liquiditätsprämie, da der Markt für Unternehmensanleihen üblicherweise eine geringere Liquidität aufweist. Eine Zunahme der Liquidität des Marktes für Unternehmensanleihen sollte dementsprechend dessen Attraktivität erhöhen, mit der Folge sinkender Spreads (siehe z. B. Collin-Dufresne et al. (2001); Elton et al. (2004); Longstaff et al. (2005)). In diesem Zusammenhang ist allerdings zu berücksichtigen, dass sich die Liquidität eines Marktes auch durch ein zunehmendes Angebot erhöhen kann, welches für sich genommen, portfoliotheoretisch interpretiert, zu einem Ansteigen der Anleihespreads führt.³

² Daneben können Kompensationen für die Übernahme von Kreditrisiken auch direkt aus den Prämien von Credit Default Swaps (CDS) ermittelt werden, sofern diese verfügbar sind, die aus verschiedenen Gründen nicht vollkommen mit unserem Maß identisch sind, vgl. dazu *Deutsche Bundesbank* (2004), *Zhu* (2006) und *Blanco et al.* (2005). Dabei scheint es so zu sein, dass der Preisfindungsprozess auf dem Markt für Unternehmensanleihen tendenziell vom CDS-Markt dominiert wird.

Der klassische Ansatz zur Bewertung von Anleihen geht zurück auf Black/Scholes (1973) und Merton (1974). Diese betrachten die Verbindlichkeiten eines Unternehmens als bedingte Ansprüche auf den Firmenwert bzw. die Assets des Unternehmens und stellen einen Zusammenhang zwischen der Bewertung von Anleihen und Optionen her. Folglich ist der unsichere Unternehmenswert der entscheidende Faktor bei der Bestimmung des Kreditrisikos. Diese Überlegungen sollen im Folgenden für den Fall dargestellt werden, dass das Unternehmen sich nur durch die Ausgabe von Aktien und eines Zero-Bonds zum Nominalwert B mit Laufzeit T finanziert.

Die Eigenkapitalbesitzer erhalten unter dieser Annahme in T entweder den Unterschied zwischen dem Marktwert des Unternehmens V_T und B oder Null. Sobald zum Zeitpunkt T B größer als der Unternehmenswert ist, erhalten die Eigenkapitalgeber nichts, da der gesamte Unternehmenswert an die Anleihegläubiger ausbezahlt wird. Der Wert des Eigenkapitals E_T entspricht von der Auszahlungsstruktur genau derjenigen eines Calls (C).

$$(1) \quad E_T = \max(0; V_T - B) \Leftrightarrow E_T = C_T$$

Die Fremdkapitalgeber erhalten den Unterschied zwischen V_T und E_T . Er ist gegeben durch:

$$(2) \quad \begin{aligned} D_T &= V_T - E_T \\ &= V_T - \max(0; V_T - B) \\ &= 0 - \max(-V_T; -B) \\ &= B - \max(0; B - V_T) \end{aligned}$$

Wie man anhand von (2) sieht, lassen sich die Zahlungsansprüche der Fremdkapitalgeber so darstellen, dass sie äquivalent derjenigen aus der Kombination einer risikolosen Anleihe mit Nominalwert B und Laufzeit T sowie der Stillhalterposition eines Puts (P) auf die Assets des Unternehmens mit Ausübungspreis B und Laufzeit T sind.

$$(3) \quad D_T = B - P_T \Leftrightarrow D = \frac{B}{(1+i)^T} - P$$

³ Aus mangelnder Datenverfügbarkeit findet in die folgende mikroökonomische Untersuchung keine eigenständige Liquiditätsvariable Eingang. Allerdings wird in dem in Abschnitt IV verwendeten Schätzansatz die unterschiedliche Liquidität der Anleihen bei der Modellierung des Störterms berücksichtigt.

Überträgt man diese Überlegungen auf die Bewertung zweier Anleihen unterschiedlichen Risikos, wird offensichtlich, dass der Wert des Puts den Credit Spread determiniert. Es ist nun aus der Optionspreistheorie bekannt (siehe z.B. Hull (2006), Kap. 9), dass der Wert eines Puts bestimmt wird vom Preis des zugrunde liegenden Basisinstruments, dem Ausübungspreis, der Laufzeit der Option, der Volatilität des Basisinstruments, dem risikolosen Zinssatz und den Dividendenzahlungen während der Laufzeit. Auf unseren Fall übertragen entsprächen diese Größen dem Firmenwert, dem Nominalwert der Fremdkapitalansprüche B , der Restlaufzeit der Anleihe, der Volatilität des Unternehmenswertes und der Rendite einer risikolosen Anleihe. Aus D und B in (3) lässt sich unter Berücksichtigung des risikolosen Zinssatzes der Renditespread errechnen, der dann vom Wert des Puts und seinen Determinanten bestimmt wird. Neben diesen Größen wird als Maß für die Ausfallwahrscheinlichkeit (das Kreditrisiko) bzw. die „Recovery Rate“ in der Regel auf das Rating großer Ratingagenturen wie Moody's and Standard & Poor's zurückgegriffen.⁴ Dabei ist allerdings zu beachten, dass das Rating mehrere Unternehmen in größere Klassen zusammenfasst (z.B. AAA, A+). Dadurch entsteht innerhalb einer Klasse eine gewisse Unternehmensheterogenität. Auch verwenden die Ratingagenturen in der Regel für ihre Beurteilung vor allem Bilanzdaten statt der besser geeigneten Marktdaten (Löffler (2004)). Darüber hinaus ist das Rating nur ein ordinal skaliertes Maß, es ist nur relativ in dem Sinne zu interpretieren, dass ein negativer Schock, der alle Unternehmen trifft, nicht dazu führt, dass alle Unternehmen schlechter eingestuft werden. Und schließlich weist das Rating üblicherweise eine hohe Persistenz im Zeitablauf auf (Altman/Rijken (2004)). Folglich dürften Ratings alleine zur Bestimmung von Anleihepreisen bzw. Anleihespreads, wie häufig aus Modellen der reduzierten Form abgeleitet, unzureichend sein (siehe auch Elton et al. (2004); Perraudin/Taylor (2004)). Dies ist auch anhand Tabelle 1 für den hier verwendeten Datensatz erkenntlich. Man sieht deutlich, dass sich der durchschnittliche Spread nicht monoton mit der Verschlechterung des Ratings erhöht (siehe die fett hervorgehobenen Zahlenwerte).

Die meisten der empirischen Untersuchungen zu den Determinanten von Credit Spreads beziehen sich auf die USA (siehe stellvertretend an neueren Arbeiten Collin-Dufresne et al. (2001), Elton et al. (2001), Long-

⁴ So konnten z.B. *Czarnitzki/Kraft* (2004) für das deutsche Verarbeitende Gewerbe zeigen, dass die Ratings von Creditreform die Ausfallwahrscheinlichkeiten der betrachteten Unternehmen signifikant erklären können.

staff et al. (2005) sowie Papageorgiou/Skinner (2006)). Für Deutschland gibt es nur eine mit unserer Arbeit vergleichbare Studie, die allerdings Credit Spreads auf aggregierter Ebene analysiert (Deutsche Bundesbank (2005)). Dabei wird mit dem Credit Spread und seinen Determinanten ein VAR-Modell aufgestellt und untersucht, wie eine (unerwartete) Veränderung des Kurzfristzinses auf den Spread (und auch auf die anderen Variablen) wirkt. Die Spreads werden dabei nur bzgl. des Corporate-Bond-Index gebildet, nicht bzgl. einzelner Papiere.⁵ Im folgenden Abschnitt wollen wir den von uns verwendeten Datensatz näher beschreiben.

Tabelle 1
Spread, Restlaufzeit und Rating

Rating	Häufigkeit	Ø Spread	Ø RLZ
AAA	196	33,87	73,21
AA	129	66,74	85,03
AA –	147	48,05	70,20
A +	435	55,23	59,26
A	69	125,62	78,20
A –	469	99,22	44,49
BBB +	197	169,21	54,88
BBB	72	140,96	64,08
BBB –	82	139,82	54,43

Anmerkungen: Spread in Basispunkten; Restlaufzeit (RLZ) in Monaten; Häufigkeit: absolute Häufigkeit.

III. Verwendete Daten

Unser Anleihedatensatz bezieht sich auf monatliche Beobachtungen von Nichtbanken-Unternehmen aus dem DAX. Davon berücksichtigen wir *alle* (unbesicherten und erstrangigen) Euro-Festkuponanleihen ohne Zusatzrechte, die am 24.9.2003 existierten, ein Rating aufwiesen und für die mindestens 12 Beobachtungen vorlagen. Insgesamt handelt es sich

⁵ Daneben behandeln *Ivanova et al. (2000)* (unter anderem) den Indikatorgehalt des Bond Spreads im Falle Deutschlands für die realwirtschaftliche Aktivität und die Preisentwicklung.

um 59 Anleihen von 13 Unternehmen, für die seit ihrer Emission Daten vorhanden sind. Nähere Informationen zu den Stammdaten und wie sich die Anleihen auf die Unternehmen verteilen, sind in der Tabelle im Anhang zu finden. Die erste Beobachtung stammt vom April 1996, da die älteste Anleihe des Datensatzes im April 1996 ausgegeben wurde; der letzte Beobachtungsmonat ist August 2003. Dadurch, dass die Anleihen unterschiedliche Emissionszeitpunkte und Laufzeiten haben, liegt ein „unbalanced panel“ vor. Von Daimler Chrysler sind am meisten Anleihen enthalten (nämlich 11), von BASF und Thyssen-Krupp jeweils nur eine. Die Laufzeit variiert zwischen zwei und 15 Jahren. Das Volumen dieser Anleihen machte am 24.9.2003 62,5 Mrd € aus und entsprach damit knapp 45 % des gesamten Anleihemarktes in Deutschland (vgl. Deutsche Bundesbank (2004)).⁶ Alle verwendeten Daten stammen von Bloomberg.

Die monatlichen Spreads entsprechen der Differenz zwischen den Renditen der Unternehmenspapiere abzüglich eines risikolosen Zinses. Der risikolose Zins wird dabei anhand einer Bundesanleihe, die einen ähnlichen Kupon und eine ähnliche Laufzeit aufweist, approximiert (siehe zu einer analogen Vorgehensweise Collin-Dufresne et al. (2001)). Als Spread-Determinante geht auch ein risikoloser Zins ein. Dafür verwenden wir einen interpolierten laufzeitäquivalenten Punkt auf der Euro-Benchmark-Kurve europäischer Staatsanleihen, wie er ebenfalls von Bloomberg bereitgestellt wird. Die Euro-Benchmark enthält nur AAA-geratete Staatspapiere aus dem Euroraum und ist deshalb mit der Rendite von laufzeitäquivalenten Bundesanleihen sehr hoch korreliert. Die Beobachtungswerte beziehen sich auf den Schlusskurs des letzten Handelstages des entsprechenden Monats. Des Weiteren wäre die Heranziehung laufzeit- und währungsgleicher Swapsätze möglich. Dies scheitert in unserem Fall, da Swapsätze nicht für alle relevanten Laufzeiten des verwendeten Datensatzes zur Verfügung stehen. Die Möglichkeit einer Interpolation wird dadurch verhindert, dass vor allem für die Laufzeiten über 10 Jahre nicht für den gesamten Schätzzeitraum Daten vorliegen. In unserem Datensatz beträgt allerdings beispielsweise die Korrelation

⁶ Der Rest verteilt sich auf Banken, andere Anleiheformen und nicht im DAX enthaltene Unternehmen. Erstere wurden ausgeklammert, da sich deren Verhalten und unternehmensspezifische Charakteristika deutlich von den anderen im DAX enthaltenen Unternehmen unterscheiden (z.B. erheblich höherer Fremdkapitalanteil, Anzahl und Verschiedenartigkeit der emittierten Instrumente stärker ausgeprägt). Letztere müssen wegen der unzureichenden Datenlage aus der Analyse ausgeklammert werden. *Elton et al. (2001)* und *Longstaff et al. (2005)* nehmen in ihrer Analyse von Credit Spreads für die USA ebenfalls eine Trennung zwischen Finanz- und Industrieunternehmen vor.

zwischen den Fünfjahres-Renditen der Euro-Benchmark-Kurve und den Fünfjahres-Swapsätzen 0,99.⁷ Dagegen beträgt der Korrelationskoeffizient zwischen dem Fidor bzw. Euribor und den Renditen der Euro-Benchmark-Kurve nur 0,90. Als Alternative haben wir für den risikolosen Zins auch den Fidor bzw. Euribor verwendet. Unsere gesamten Ergebnisse erwiesen sich als äußerst robust gegenüber der Verwendung des Euribors. Deswegen dürfte die Verwendung von Swapsätzen anstelle der Renditen der Euro-Benchmark-Kurve keine Auswirkungen auf unsere Schätzergebnisse haben.

Neben der historischen Volatilität, gemessen anhand der Standardabweichung der letzten 12 Monatsrenditen, untersuchen wir auch das theoretisch plausiblere Maß der impliziten Volatilität, die aus Optionspreisen abgeleitet wird. Da in den Optionspreisen eine Prognose des Marktes über die zukünftige Entwicklung der Volatilität enthalten ist, sollte man erwarten, dass sich die implizite besser als die historische Volatilität für die Prognose der Volatilität eignet. Latane und Rendleman (1976) waren die ersten, die dies empirisch nachgewiesen haben.⁸ Beckers (1981) arbeitete wiederum heraus, dass sich für die Prognose der impliziten Volatilität am besten Optionen eignen, die nahe „am Geld“ sind. Deshalb nehmen wir einen gewichteten Durchschnitt von drei Optionen, die am nächsten „am Geld“ sind. Außer der historischen und impliziten Volatilität als unternehmensspezifische (mikroökonomische) Risikomaße berücksichtigen wir auch noch die implizite Volatilität von DAX-Optionen, den sog. VDAX, als Makrovariable. Damit wird im Prinzip die Volatilität aller anderen DAX-Unternehmen neben dem konkret betrachteten abgebildet. Folglich würde man (*ceteris paribus*) einen negativen Zusammenhang zum individuellen Credit Spread erwarten, da relativ das Risiko für das betrachtete Unternehmen im Vergleich zum Risiko aller Unternehmen geringer wird. Die Restlaufzeit ist in Monaten gemessen. Dabei wird auch überprüft, ob ein nicht-linearer Zusammenhang zwischen Credit Spread und Restlaufzeit vorliegt.⁹ Der Verschuldungsgrad wird erfasst durch das Verhältnis von Fremdkapital zu Eigenkapital, wobei aus Datenverfügbarkeitsgründen das Fremdkapital im Gegensatz zum Eigenkapital nicht in Marktwerten, sondern nur zu Bilanzwerten gemessen ist.

⁷ Auch bei der Wahl anderer Restlaufzeiten ändert sich der Korrelationskoeffizient kaum.

⁸ Daneben zeigen *Day/Lewis* (1992), dass die implizite Volatilität ein unverzerrter Schätzer der zukünftigen Volatilität ist.

⁹ Nicht-lineare Effekte ganz allgemeiner Natur werden auch von *Collin-Dufresne et al.* (2001) analysiert.

Zusätzlich verwenden wir noch die beiden von Standard & Poor's und Moody's ermittelten Größen „Rating“ und „Outlook“ (für „senior unsecured debt“). Erstere ist eher gegenwarts-, zweite eher zukunftsbezogen zu interpretieren. Die eigentlich informativeren „Rating Reviews bzw. Watchlistings“ standen leider für die berücksichtigten Papiere nicht (mehr) zur Verfügung. Um genügend Beobachtungen pro Ratingklasse zu haben, werden die Ratingkategorien zu vier größeren Einheiten gemäß der Klassifikation von Standard & Poor's (AAA, AA, A, BBB) aggregiert.¹⁰ Für die von uns betrachteten Anleihen unterscheiden sich die Einschätzungen der beiden Ratingagenturen nur geringfügig und verschwinden durch die Bildung dieser größeren Kategorien vollständig. Dadurch dürften auch die unter Umständen bestehenden Unterschiede zwischen den „Outlooks“ und den „Reviews“ vernachlässigbar sein.

In den Tabellen 1 und 2 sind einige statistische Kennzahlen des Datensatzes dargestellt.

Tabelle 2
Statistische Kennziffern der Spreads

Perzentile	Basispunkte	Beobachtungen	1796
1 %	17	Mittelwert	87,13
5 %	27	Median	72,00
10 %	33	Std.abw.	56,61
25 %	46,5	Schiefe	1,54
50 %	72	Kurtosis	5,66
75 %	110		
90 %	167		
95 %	211		
99 %	274		

Tabelle 2 und die Tabelle im Anhang zeigen, dass insgesamt 1796 Spread-Beobachtungen vorliegen, wobei der Mittelwert und die Standardabweichung 87,13 bzw. 56,61 Basispunkte betragen. Zwischen dem 99%- und 1%-Spread-Perzentil liegen 257 Basispunkte. Da der Mittelwert

¹⁰ Die Zusätze + und – werden im Folgenden also der entsprechenden Klasse zugeschlagen, also z. B. BBB-, BBB und BBB+ zur Klasse BBB.

Tabelle 3

Statistische Kennziffern ausgewählter Spread-Determinanten

Variable	Beobachtungen	Mittelwert	Standardabw.	Minimum	Maximum
bench	1796	3,98	0,87	1,91	6,13
euribor	1796	3,37	0,84	2,06	5,31
rlz	1796	59,89	34,45	1,00	180,00
vola_imp	1640	40,80	12,31	14,42	80,53
vola	1785	40,40	14,75	10,64	97,14
vdax	1796	31,04	10,30	10,87	57,96
outlook	1796	0,09	0,29	0,00	1,00
DtoE	1796	1,56	2,62	0,04	33,04

(87,13) größer als der Median (72) ist, haben wir den typischen Fall einer rechtsschiefen Verteilung. Das wird auch durch den positiven Schiefeffizienten angezeigt. Zudem scheint es sich im Vergleich zur Normalverteilung um eine steilere Verteilung zu handeln (Leptokurtosis).

Tabelle 3 veranschaulicht, dass die Benchmark-Anleihe (bench) eine durchschnittliche Rendite von knapp 4% aufweist, die zwischen 1,91% und 6,13% schwankt. Gemessen am 3-Monats-Euribor lag also im Durchschnitt eine normale Zinsstruktur vor. Die durchschnittliche Restlaufzeit beträgt 5 Jahre, die sich aus individuellen Laufzeiten zwischen einem Monat und 15 Jahren zusammensetzt. Jeweils knapp 30% der Anleihen haben eine Laufzeit bis zu 36 Monate bzw. über 72 Monate. Die annualisierte implizite Volatilität (vola_imp) schwankt weniger stark als die historische Volatilität (vola). Gemessen an der impliziten Volatilität auf Unternehmensebene weisen 23% der Beobachtungen eine Volatilität von bis zu 30% und 36% der Beobachtungen eine solche über 45% aus. Erwartungsgemäß sind die Volatilitätsausschläge auf der Makroebene weniger stark ausgeprägt als auf der Mikroebene. Der Outlook ist eine 0-1-Variable: „0“ steht dabei für „unverändert“, „1“ für „schlecht“.¹¹ Nur bei neun Prozent der Beobachtungen liegt ein negativer Outlook vor. Die letzte Eintragung gibt den Verschuldungsgrad (DtoE) an. Im Durchschnitt beträgt das Fremdkapital das 1,5-fache des Eigenkapitals, wobei die Spanne von 0,04 bis 33 reicht.

¹¹ Im Beobachtungszeitraum gab es keinen positiven Outlook.

Tabelle 4
Spread-Determinanten im Überblick

Variable	Einfluss
<i>Mikrofaktoren</i>	
Rating	–
Outlook	–
Restlaufzeit	+ / – ^{a)}
Unternehmensvolatilität	+
Verschuldungsgrad	+
<i>Makrofaktoren</i>	
risikoloser Zins	+ / – ^{b)}
VDAX	–

Anmerkungen: a) Ein anonymer Gutachter hat uns darauf aufmerksam gemacht, dass der Einfluss der Restlaufzeit auf den Credit Spread je nach Rating unterschiedlich ausfallen kann; er kann positiv für gute Ratings und negativ für schlechte Ratings sein.
b) Im Merton-Modell ergibt sich ein negativer Zusammenhang. Andere theoretische Erwägungen führen zu einem positiven Zusammenhang (dazu mehr im Kapitel IV).

Da alle Variablen eine hohe Variabilität aufweisen, sind prinzipiell die Voraussetzungen für eine ökonometrische Analyse erfüllt. Die von uns berücksichtigten Variablen lassen sich in Mikro- und Makrodeterminanten von Credit Spreads einteilen. Unter die Mikrofaktoren fallen das Rating, der Outlook, die Restlaufzeit (linear und quadratisch), die unternehmensspezifische Volatilität (historisch und implizit) und der Verschuldungsgrad, während als Makrofaktoren der risikolose Zins und die implizite Volatilität von DAX-Optionen Verwendung finden. Tabelle 4 fasst diese Faktoren mit den theoretisch zu erwartenden Vorzeichen zusammen. In einem nächsten Schritt muss es dann darum gehen, die Wirkungen dieser Einflussfaktoren auf den Spread einer adäquaten ökonometrischen Schätzung zu unterziehen.

IV. Die ökonometrische Schätzung

Den bisherigen Überlegungen und den sich anschließenden Schätzungen liegt das *Niveau* des Credit Spreads zugrunde. Darin unterscheidet sich unsere Vorgehensweise von einigen anderen Studien, die Änderun-

Tabelle 5
Panel-Stationaritätstests

Methode	Teststatistik	p-Wert
Nullhypothese: gemeinsame Einheitswurzel		
Levin/Lin//Chu	-3,75	0,0001
Breitung	-2,32	0,0102
Nullhypothese: individuelle Einheitswurzeln		
Im/Pesaran/Shin W-stat	-3,55	0,0002
ADF – Fisher	184,65	0,0001
PP – Fisher	181,98	0,0001

Anmerkung: Berücksichtigung von fixen Individualeffekten; Wahl der Laglänge gemäß SIC; Newey-West Bandbreitenauswahl mit Bartlett Kernel. Die Wahrscheinlichkeiten für die Fisher-Tests sind berechnet nach einer asymptotische Chi²-Verteilung, bei den anderen Tests ist eine asymptotische Normalverteilung unterstellt.

gen des Spreads betrachten (siehe z.B. Collin-Dufresne et al. (2001), van Landschoot (2004), Blanco et al. (2005)). In unserem Datensatz geben jedoch (siehe Tabelle 5) unterschiedlich Panel-Unit-Root-Tests (Levin-Lin-Chu-, Breitung-, Im-Pesaran-Shin-, Fisher-ADF- und Fisher-PP-Test) eindeutig an, dass der Credit Spread stationär ist (p-value < 0,01).¹² Dem entsprechend ist eine Niveauschätzung zwingend angezeigt. Eine Schätzung von Credit-Spread-Änderungen würde demgegenüber die Langfristzusammenhänge der Variablen vernachlässigen.

Der Credit Spread (spread) wird mithilfe folgenden Ansatzes geschätzt, bei welchem das obige strukturelle Modell mit einem Ansatz der reduzierten Form kombiniert wird (siehe zu einer ähnlichen Vorgehensweise Tsuji (2005)):

$$(4) \quad \text{spread}_{j,i,t} = x'_{j,i,t} \beta + \varepsilon_{j,i,t}$$

Der Spread der Anleihe i des Unternehmens j zum Zeitpunkt t soll von einem Vektor an Regressoren x' abhängen. In diesen Vektor gehen folgende Variablen ein: die drei Ratingklassen AA, A und BBB in Form von Dummyvariablen (ra_AA, ra_A und ra_BBB), der Outlook (outl), die

¹² Dabei ist es unerheblich, ob die Tests mit oder ohne individuelle fixe Effekte durchgeführt werden.

Restlaufzeit (rlz) linear und quadratisch, die historische (vola) oder die implizite (vola_imp) Volatilität, die Benchmark-Rendite (bench) stellvertretend für den risikolosen Zins und der Verschuldungsgrad (DtoE). Der Störterm ε wird so modelliert, dass sich darin die spezifischen Charakteristika des Anleihemarktes widerspiegeln. Erstens ist dabei zu berücksichtigen, dass die verschiedenen Anleihen unterschiedlich liquide sind. Dies kann zu Heteroskedastizität der Anleiherenditen und damit der Spreads führen, d.h., die Varianz des Störterms kann von Anleihe zu Anleihe variieren. Zweitens können unternehmensspezifische Effekte auftreten, da je nach Unternehmen die Risikoneigung unterschiedlich sein dürfte, es branchenspezifische Eigenarten gibt, das Management unterschiedliche Qualität aufweist und auch je nach Größe des Unternehmens differenzierte Einflüsse zu erwarten sind. Sind diese nicht im Modell enthaltenen unternehmensspezifischen Faktoren mit den in der Schätzung enthaltenen Variablen korreliert, so werden die Parameter der beobachtbaren Einflussgrößen bei Verwendung von OLS- oder GLS-Methoden verzerrt geschätzt. Außerdem führt die unbeobachtbare Unternehmensheterogenität zu einer Korrelation der Residuen der verschiedenen Anleihen eines Unternehmens. Der üblichen Vorgehensweise folgend gehen wir davon aus, dass diese Individualeffekte im Zeitablauf relativ konstant sind, und schätzen Fixed-Effects-Modelle.

In Tabelle 6 sind die Ergebnisse für verschiedene Schätzmethoden dargestellt. In der ersten Spalte sind die geschätzten Parameter und die zugehörigen t-Werte einer einfachen OLS-Schätzung wiedergegeben. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß hat in etwa die Größenordnung von Untersuchungen für Anleihen von amerikanischen Nichtbanken-Unternehmen (Ogden et al. (2003), S. 339). Es zeigt sich, dass die implizite Volatilität, wie theoretisch zu erwarten war, der historischen Volatilität auch bei der Erklärung der Spreads statistisch überlegen ist.¹³ Deswegen werden im Folgenden nur Modelle mit der impliziten Volatilität dargestellt. Die Spalte 2 stellt die Ergebnisse einer GLS-Schätzung (Heteroskedastie der Anleiherenditen) und die Spalte 3 die Ergebnisse einer Schätzung mit unternehmensspezifischen fixen Effekten dar. Das OLS-Modell testen wir gegen das GLS- und das Fixed-Effect-Modell. Sowohl die Nullhypothese der Nichtexistenz von unbeobachteten unternehmensspezifischen Effekten (F-Test) als auch die Nullhypothese der Homoskedastizität (Chi-Quadrat-Test) können eindeutig verworfen werden. Deshalb werden

¹³ Das bereinigte R^2 würde bei Verwendung der historischen anstelle der impliziten Volatilität auf 0,62 absinken.

Tabelle 6
Schätzergebnisse

Methode	OLS	Heterosk. Anleihe	Fixe Effekte	Fixe Effekte Heteroskedastie
ra_AA	4,76 (1,5)	9,94 (4,7)	-12,99 (-1,3)	12,53 (1,8)
ra_A	47,21 (17,7)	43,59 (22,7)	47,85 (4,3)	51,75 (5,7)
ra_BBB	113,19 (34,4)	109,58 (37,0)	98,82 (8,7)	107,82 (11,2)
Outlook	28,29 (10,0)	24,66 (11,9)	17,83 (6,6)	14,11 (5,9)
Rlz	0,40 (4,5)	0,29 (4,2)	0,54 (6,7)	0,65 (10,7)
Rlz ²	-0,001 (-1,4)	-0,001 (-1,5)	-0,001 (-3,5)	-0,002 (-6,2)
Vola_imp	2,35 (24,0)	1,64 (21,3)	1,82 (17,0)	1,18 (14,9)
VDAX	-0,91 (-7,2)	-0,50 (-5,5)	-0,38 (-3,0)	-0,26 (-3,4)
Bench	9,72 (6,9)	9,06 (8,4)	8,95 (7,3)	5,25 (6,4)
DtoE	0,30 (1,0)	-0,004 (-0,0)	1,19 (2,5)	0,18 (0,5)
Konstante	-90,45 (-12,8)	-67,09 (-12,4)	-81,97 (-7,9)	-55,54 (-13,5)
adj. R ²	0,67		0,77	
Test	H ₀ : $\sigma_i^2 = \sigma^2$ Prob > Chi ²² = 0.00		H ₀ : a _j = a Prob > F = 0.00	

Anmerkungen: t-Werte in Klammern hinter den Koeffizienten. Beim Schätzen eines Verallgemeinerten Regressionsmodells (GLS-Modell) gibt es kein dem normalen Regressionsmodell entsprechendes R². Im Allgemeinen ist beim GLS-Modell das R² nicht auf das Intervall von 0 bis 1 beschränkt und nur schwer interpretierbar (vgl. Greene (2003), S. 209). Deswegen geben wir in diesen Fällen kein R² an.

nur die Ergebnisse für das Modell bei gleichzeitiger Berücksichtigung der Heteroskedastie und von fixen Unternehmenseffekten (Spalte 4) erläutert. Die ökonomische Interpretation der Ergebnisse unterscheidet sich bei den verschiedenen Schätzansätzen aber nur unwesentlich.

Man sieht deutlich, dass mit verschlechtertem Rating der Spread signifikant ansteigt. Dies ist ein Standardergebnis der Literatur und wird auch für andere Länder bestätigt (Campbell/Taksler (2003); Landschoot (2003); Tsuji (2005)). Wenn man z.B. in der Ratingklasse BBB eingestuft ist, ist der Spread relativ zu einem AAA-Rating um ca. 108 Basispunkte höher.¹⁴

¹⁴ Eine entscheidende Frage in diesem Zusammenhang ist, ob durch das Rating die Markterwartungen abgebildet werden oder nicht. So hat man z.B. immer wieder festgestellt, dass Ratingklassifikationen sowohl vor- als auch nachlaufend

Der Einfluss der Restlaufzeit ist insgesamt signifikant positiv und eindeutig nicht-linear. So weist eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von 150 Monaten einen um 7,5 Basispunkte höheren Spread als eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von 100 Monaten auf $((0,65 \cdot 150 - 0,002 \cdot 150^2) - (0,65 \cdot 100 - 0,002 \cdot 100^2))$. Deren Spread wiederum ist 17,5 Basispunkte höher als der einer Anleihe mit einer Restlaufzeit von 50 Monaten. Es handelt sich also um einen konkaven Zusammenhang zwischen Spread und Restlaufzeit.¹⁵ Die Restlaufzeit wird explizit relativ selten analysiert. Tsuji (2005) bekommt für den Fall Japans ebenfalls einen positiven Zusammenhang über Verwendung einer Dummy-Variablen für die Restlaufzeit. Er unterscheidet allerdings nur zwischen einer Laufzeit von über und unter sechs Jahren. Elton et al. (2004) dagegen können im Falle der USA mit einem vergleichbaren Dummy-Variablen-Ansatz keinen Effekt feststellen, während Longstaff et al. (2005) durch eine Regression des Teils des Spreads, der nicht auf die Ausfallprämie zurückzuführen ist, einen signifikant positiven Einfluss der Restlaufzeit herausarbeiten.

Eine Erhöhung des risikolosen Zinses um 100 Basispunkte erhöht den Spread um gut fünf Basispunkte. Die Erhöhung steht im Widerspruch zum Merton-Modell, in welchem der risikolose Zins für das erwartete Unternehmenswachstum steht und folglich den Spread negativ beeinflusst, und ist allerdings kein unübliches Ergebnis in empirischen Untersuchungen zu europäischen Anleihen (de Bondt (2002); Deutsche Bundesbank (2005)). Es kann mit dem Verhalten der Anleger, die z.B. einen Risikoaufschlag auf den risikolosen Zins verlangen, oder mit dem Einfluss des Zinses auf den Unternehmenswert bzw. den Gegenwartswert der zukünftigen Cashflows begründet werden. Ein steigender Zins reduziert dann den Unternehmenswert. Wird der (risikolose) Zins als alternative Anlage Rendite portfoliotheoretisch interpretiert, ergibt sich ebenfalls ein positiver Spread-Zusammenhang. Für die USA wird dagegen häufig ein negativer Zusammenhang zwischen Spread und risikolosem Zins festgestellt (siehe z.B. Longstaff/Schwartz (1995); Collin-Dufresne et al. (2001)).

sind, d.h., manchmal reagieren die Märkte vor einer Änderung des Ratings, manchmal erfolgt eine Reaktion erst nach erfolgter Ratingumklassifikation (Norden/Weber (2004)).

¹⁵ Berücksichtigt man Interaktionseffekte zwischen allen Ratingklassen und den beiden Laufzeitvariablen, so erhalten wir bei drei der vier Ratingklassen einen signifikant konkaven Zusammenhang zwischen der Restlaufzeit und dem Spread. Nur in einer Ratingklasse ist allein der lineare Term der Restlaufzeit positiv und signifikant. Einen negativen Einfluss der Restlaufzeit können wir vermutlich deswegen nicht feststellen, da in unserer Analyse keine Junk-Bonds enthalten sind. Diese Ergebnisse können auf Anfrage von den Autoren bezogen werden.

Ein Anstieg der impliziten Volatilität um einen Prozentpunkt lässt den Spread um über einen Basispunkt ansteigen. Da die Volatilität zwischen 14 und 80 Prozentpunkten schwankt (siehe Tabelle 3), ergeben sich daraus deutliche Effekte. Die Bedeutung der unternehmensspezifischen Volatilität für Bond Spreads wird auch durch Studien für andere Länder, vor allem die USA, bestätigt (z.B. Collin-Dufresne et al. (2001); Campbell/Taksler (2003); van Landschoot (2004), Blanco et al. (2005)).¹⁶ Bei gegebenem Einfluss dieses unternehmensspezifischen Volatilitätsmaßes übt dann das makroökonomische Unsicherheitsmaß VDAX einen negativen Effekt auf den Spread aus. Das bedeutet, wenn die Volatilität aller anderen Unternehmen ansteigt und die des betrachteten Unternehmens konstant bleibt, nimmt der Credit Spread des jeweiligen Unternehmens ab. Würde man dagegen den VDAX ohne die implizite Volatilität in die Schätzung eingehen lassen (nicht gezeigt, aber auf Anfrage erhältlich), ergäbe sich der erwartete signifikant positive Zusammenhang. Der Verschuldungsgrad dagegen ist (in allen Spezifikationen) insignifikant. Dies widerspricht eher den Ergebnissen für die USA (z.B. Collin-Dufresne et al. (2001); Campbell/Taksler (2003)). In unserem Fall dürfte das Resultat daran liegen, dass diese Größe bereits durch das Rating mit aufgefangen wird, da die Ratingagenturen sich bei ihrer Bewertung stark auf Bilanzdaten der Unternehmen stützen (Belkaoui (1980); Ogden et al. (2003), S. 328 ff.). Zudem ist der verwendete Verschuldungsgrad aus Bilanz- und Marktwerten errechnet und nicht ausschließlich aus Marktwerten. Die Verwendung von Bilanz- statt Marktwerten kann Spreadanalysen deutlich beeinflussen, wie z. B. Löffler (2004) gezeigt hat.

V. Zusammenfassung, Schlussfolgerungen

Der von uns verwendete Schätzansatz berücksichtigt sowohl Mikro- als auch Makrofaktoren als spreadrelevant. Offensichtlich sind beide bei der Beurteilung der Entwicklung von Credit Spreads wichtig. Die vorliegende Analyse kann nun dafür eingesetzt werden, einen Fair Value für den Credit Spread zu berechnen, mit dem der aktuelle Spread verglichen wird. Der Erklärungsgehalt, gemessen am Bestimmtheitsmaß, von 77% dürfte hierfür ausreichend sein. Der verwendete Ansatz könnte natürlich noch dahingehend verfeinert werden, dass weitere Anleihe-, Unterneh-

¹⁶ Van Landschoot (2004) findet zudem heraus, dass der Einfluss der impliziten Volatilität auf den Euro-Bondmärkten asymmetrisch ist (siehe auch Collin-Dufresne et al. (2001) für den Fall der USA).

mens- und Marktcharakteristika mit aufgenommen werden. In diesem Zusammenhang könnte man z.B. an Makrofaktoren, wie die Konjunktur (Tsuji (2005)), oder Mikrofaktoren, wie z.B. Marktliquidität (Collin-Dufresne et al. (2001)), Schiefe und Kurtosis in den Anleiherenditen, steuerliche Gesichtspunkte (Elton et al. (2001)) oder die Rolle des „Volatility Smile“ denken. Auch wäre es interessant, Interaktionen zwischen den erklärenden Faktoren, z.B. gerade zwischen Rating und dem Verschuldungsgrad, zu untersuchen (vgl. Deutsche Bundesbank (2005)). Darüber hinaus könnte für Banken eine eigene Untersuchung durchgeführt werden, da sich deren Verhalten und Unternehmenscharakteristika deutlich von denen der betrachteten Unternehmen unterscheiden. Für diese könnte eine Spread-Analyse vor allem vor dem Hintergrund des Einflusses auf die Refinanzierungskosten von Interesse sein.

Literatur

Altman, E. I., Rijken, H. A. (2004): „How Rating Agencies Achieve Rating Stability“, *Journal of Banking and Finance* 28, S. 2679–2714. – Beckers, S. (1981): „Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability“, *Journal of Banking and Finance* 5, S. 363–381. – Belkaoui, A. (1980): „Industrial Bond Ratings: A New Look“, *Financial Management* 9, S. 44–52. – Black, F., Scholes, M. (1973): „The Pricing of Options and Corporate Liabilities“, *Journal of Political Economy* 81, S. 81–98. – Blanco, R., Brennan, S., Marsh, I. W. (2005): „An Empirical Analysis of the Dynamic Relation between Investment-Grade Bonds and Credit Default Swaps“, *Journal of Finance* 60, S. 2255–2281. – Campbell, J. Y., Taksler, G. B. (2003): „Equity Volatility and Corporate Bond Yields“, *Journal of Finance* 58, S. 2321–2349. – Collin-Dufresne, P., Goldstein, R. S., Martin, J. S. (2001): „The Determinants of Credit Spread Changes“, *Journal of Finance* 56, S. 2177–2207. – Czarnitzki, D., Kraft, K. (2004): „Are Credit Ratings Valuable Information?“, ZEW Discussion Paper 04-07, January. – Day, T. E., Lewis, C. M. (1992): „Stock Market Volatility and the Information Content of Stock Index Options“, *Journal of Econometrics* 52, S. 267–287. – De Bondt, G. (2002): „Euro Area Corporate Debt Securities Market: First Empirical Evidence“, ECB Working Paper No. 164, August. – Deutsche Bundesbank (2004): „Neuere Entwicklungen am Markt für Unternehmensanleihen“, Monatsbericht April 2004, S. 15–26. – Deutsche Bundesbank (2005): „Corporate Bond Spreads: Modelltheoretische Erklärungsansätze, empirische Evidenz und Implikationen für Finanzstabilität“, Finanzstabilitätsbericht, November 2005, S. 141–150. – Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., Mann, C. (2001): „Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds“, *Journal of Finance* 56, S. 247–278. – Elton, E. J., Gruber, M. J., Agrawal, D., Mann, C. (2004): „Factors Affecting the Valuation of Corporate Bonds“, *Journal of Banking and Finance* 28, S. 2747–2767. – Greene, W. H. (2003): „Econometric Analysis“, 5. A. – Harhoff, D., Körting, T. (1998). „Lending Relationships in Germany: Empirical Results from Survey Data“, *Journal of Banking and Finance* 22, S. 1317–

1353. – Hull, J. C. (2006): „Options, Futures and other Derivatives“, 6. A. – Ivanova, D., Lahiri, K., Seitz, F. (2000): „Interest Rate Spreads as Predictors of German Inflation and Business Cycles“, *International Journal of Forecasting* 16, S. 39–58. – Latane, H. A., Rendleman, R. J. (1976): „Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied by Option Prices“, *Journal of Finance* 31, S. 369–381. – Löffler, G. (2004): „Ratings versus Market-based Measures of Default Risk in Portfolio Governance“, *Journal of Banking and Finance* 28, S. 2715–2746. – Longstaff, F. A., Schwartz, E. (1995): „A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt“, *Journal of Finance* 50, S. 789–821. – Longstaff, F. A., Mithal, S., Neis, E. (2005): „Corporate Yield Spreads: Default Risk or Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market“, *Journal of Finance* 60, S. 2213–2253. – Manning, M. J. (2004): „Exploring the Relationship between Credit Spreads and Default Probabilities“, *Bank of England Working Paper No. 225*, July 2004. – Merton, R. C. (1974): „On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates“, *Journal of Finance* 29, S. 449–470. – Norden, L., Weber, M. (2004): „Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Credit Rating Announcements“, *Journal of Banking and Finance* 28, S. 2813–2843. – Ogden, J. P., Jen, F. C., O’Connor, P. F. (2003): „Advanced Corporate Finance“. – Papageorgiou, N., Skinner, F. S. (2006): „Credit Spreads and the Zero-Coupon Treasury Spot Curve“, *Journal of Financial Research* 29, S. 421–439. – Perraudin, W., Taylor, A. P. (2004): „On the Consistency of Ratings and Bond Market Yields“, *Journal of Banking and Finance* 28, S. 2769–2788. – Tsuji, C. (2005): „The Credit-Spread Puzzle“, *Journal of International Money and Finance* 24, S. 1073–1089. – van Landschoot, A. (2003): „The Term Structure of Credit Spreads on Euro Corporate Bonds“, *CentER Discussion Paper No. 2003-46*, April. – van Landschoot, A. (2004): „Determinants of Euro Term Structure of Credit Spreads“, *National Bank of Belgium Working Paper No. 57*, Juli. – Zhu, H. (2006): „An Empirical Comparison of Credit Spreads between the Bond Market and the Credit Default Swap Market“, *Journal of Financial Services* 22, S. 211–235.

Anhang**Ausgewählte Stammdaten der betrachteten Anleihen**

Nummer	Emittent	Kupon	Laufzeitbeginn	Laufzeitende
1	ALZ	5	03/25/98	03/25/08
2	ALZ	5 3/4	07/30/97	07/30/07
3	ALZ	6	05/14/96	05/14/03
4	BASF	5 3/4	07/25/00	07/25/05
5	BYIF	6	04/10/02	04/10/12
6	BYIF	5 3/8	04/10/02	04/10/07
7	BMW	3 1/2	05/28/99	05/28/04
8	BMW	5 1/8	01/28/02	01/28/09
9	BMW	5 1/4	02/28/01	09/01/06
10	BMW	3 7/8	03/25/99	12/30/04
11	CONTI	6 7/8	12/07/01	12/05/08
12	CONTI	5 1/4	07/23/99	07/24/06
13	DCX	4 3/8	11/28/01	11/28/03
14	DCX	7	03/21/01	03/21/11
15	DCX	5 5/8	07/05/01	07/06/06
16	DCX	6	01/18/01	01/19/04
17	DCX	3 1/2	03/16/99	03/16/04
18	DCX	4 1/8	04/19/02	04/19/04
19	DCX	6 1/8	03/26/02	03/27/07
20	DCX	4 1/2	07/27/99	03/01/05
21	DCX	3 1/2	01/29/99	01/29/04
22	DCX	6 1/8	03/21/01	03/21/06
23	DCX	5 3/4	06/23/00	06/23/05
24	DPW	5 1/8	10/04/02	10/04/12
25	DPW	4 1/4	10/04/02	10/04/07
26	DT	4 3/8	01/22/02	01/22/04
27	DT	7 1/2	05/29/02	05/29/07
28	DT	6 5/8	07/11/01	07/11/11
29	DT	5 1/4	01/22/02	01/22/07
30	DT	4 1/4	01/17/02	01/17/05

Nummer	Emittent	Kupon	Laufzeitbeginn	Laufzeitende
31	DT	6 1/8	07/06/00	07/06/05
32	DT	6 5/8	07/06/00	07/06/10
33	DT	5 7/8	07/11/01	07/11/06
34	DT	5 1/4	05/20/98	05/20/08
35	DT	8 1/8	05/29/02	05/29/12
36	EOAGR	5 3/4	05/29/02	05/29/09
37	EOAGR	6 3/8	05/29/02	05/29/17
38	Linde	4 3/8	08/01/02	08/04/08
39	Linde	4 7/8	02/27/01	02/27/04
40	Linde	6 3/8	06/14/00	06/14/07
41	Linde	5 3/4	06/05/01	06/05/08
42	Linde	5 1/4	04/22/02	04/22/09
43	METFNL	5 3/4	03/09/01	03/09/06
44	METFNL	5,9	05/09/01	05/09/07
45	METFNL	5	07/12/01	07/12/04
46	RWE	5 1/2	04/26/02	10/26/07
47	RWE	4 3/4	01/29/02	01/29/07
48	RWE	6 1/8	04/26/02	10/26/12
49	RWE	6 1/4	04/20/01	04/20/16
50	RWE	5 3/8	04/20/01	04/18/08
51	SIEM	5 1/2	03/12/99	03/12/07
52	SIEM	5 3/4	06/26/01	07/04/11
53	SIEM	5	06/26/01	07/04/06
54	TKAGR	7	03/19/02	03/19/09
55	VW	5 1/8	04/24/02	04/24/06
56	VW	5 3/8	01/25/02	01/25/12
57	VW	4 1/4	01/25/02	01/25/05
58	VW	4 3/4	12/27/01	02/07/07
59	VW	4 3/4	03/29/01	03/29/04

Zusammenfassung

Credit Spreads und ihre Determinanten: Eine empirische Analyse für Deutschland

Sowohl für Unternehmen als auch für externe Beobachter kann die Analyse von Credit Spreads, d.h. der Differenz zwischen den Renditen von Unternehmensanleihen und laufzeitäquivalenten risikolosen Anlagen, nützliche Informationen erbringen. Im vorliegenden Beitrag werden fundamentale Bestimmungsfaktoren dieser Credit Spreads theoretisch herausgearbeitet und einer empirischen Überprüfung anhand von Festkuponanleihen von nicht-finanziellen DAX-Unternehmen unterzogen. In der mikroökonomischen Umsetzung werden anhand eines neuen Datensatzes für Deutschland empirisch beobachtbare Marktcharakteristika in adäquaten Panelmethode berücksichtigt. Dabei wird ein strukturelles Modell mit einem Ansatz der reduzierten Form kombiniert. Es ergibt sich eine signifikant bessere Erklärung anhand ökonomisch begründbarer Variablen als in traditionellen Ansätzen. (JEL G12, E43, C23)

Summary

Credit Spreads and their Determinants: An Empirical Analysis for Germany

Analyses of credit spreads, i.e. the difference between the returns on corporate loans and on no-risk investments for periods equivalent in length, can provide useful information to both business managers and to external observers. In this article, fundamental determinants of such credit spreads have been defined in theoretical terms and been subjected to empirical review on the basis of fixed-rate loan issues of non-financial DAX enterprises. At the micro-econometrics level, a new set of data for Germany has been used for taking account of empirically observable market characteristics in adequate panel methods. In this context, a structural model has been combined with a reduced form approach. Compared to traditional approaches, the result is a significantly better explanation based on economically provable variables.