

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 für nicht-finanzielle DAX-Unternehmen herausgearbeitet und einer empirischen Überprüfung unterzogen. In der ökonometrischen Umsetzung wird speziell Wert darauf gelegt, empirisch beobachtbare Marktcharakteristika adäquat zu berücksichtigen. Dabei wird ein strukturelles Modell mit einem Reduzierte-Form-Ansatz kombiniert. Es ergibt sich eine signifikant bessere Erklärung anhand ökonomisch begründbarer Variablen als in traditionellen Ansätzen.

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 von von Kapitalgesellschaften (ohne Monetäre Finanzinstitute) im Euro-Währungsgebiet begebenen Wertpapieren 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%. 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 gering ausgeprägt (Deutsche Bundesbank 2004, 16). 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 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 Be-

achtung. 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 herausgearbeitet und einer empirischen Analyse unterzogen werden. Darum geht es vor allem darum, welche Variablen neben dem Rating und der Restlaufzeit einen signifikanten Einfluss ausüben.

Determinanten von Credit Spreads: Theorie

Für unsere Analyse sind Credit Spreads definiert als die Renditedifferenz zwischen einer Unternehmensanleihe und einer laufzeitkongruenten risikolosen Anleihe mit ansonsten gleichen Charakteristika (z.B. gleichem Kupon). Der klassische Ansatz zur Bewertung von Bonds geht zurück auf Black und Scholes (1973) und Merton (1974). Diese betrachten die Verbindlichkeiten eines Unternehmens als kontingente Ansprüche auf den Firmenwert bzw. die Assets des Unternehmens und stellen einen Zusammenhang zwischen der

* Prof. Dr. Horst Rottmann ist Forschungsprofessor am ifo Institut und lehrt Volkswirtschaftslehre, Finanzmärkte und Statistik an der Fachhochschule Amberg-Weiden; Prof. Dr. Franz Seitz ist Professor für Volkswirtschaftslehre, insbesondere Geldpolitik und Finanzmärkte, an der Fachhochschule Amberg-Weiden und der WSB Poznan (Polen).

Bewertung einer Anleihe und der Optionspreistheorie her. Dementsprechend 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 dann in T entweder den Unterschied zwischen dem Marktwert des Unternehmens V_T und B oder nichts. Sobald zum Zeitpunkt T B größer als der Unternehmenswert ist, erhalten die Eigenkapitalgeber nichts, da der gesamte Unternehmenswert an die Anleihegläubiger ausgezahlt wird. Der Wert des Eigenkapitals E_T entspricht von der Auszahlungsstruktur genau derjenigen einer Kaufoption (Call C).

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

Die Fremdkapitalgeber erhalten den Unterschied zwischen V_T und E_T . Dieser Wert ist gegeben durch

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

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 bei einer Verkaufsoption (Put P) auf die Assets des Unternehmens mit Ausübungspreis B und Laufzeit T ist.

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

Es ist nun aus der Optionspreistheorie bekannt (siehe Hull 2003, Kap. 8), 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 entsprechen 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 der Renditespread errechnen, der dann vom Wert des Puts und seinen Determinanten bestimmt wird. Neben diesen Größen wird als Maß für die Ausfallwahrscheinlichkeit bzw. die »Recovery Rate« in der Regel auf das Rating großer Ratingagenturen wie Moody's and Standard & Poor's zurückgegriffen. Dabei ist allerdings zu beachten, dass das Rating mehrere Unternehmen in größeren Klassen zusammenfasst (z.B. AAA, A+). Dadurch entsteht innerhalb ei-

Tab. 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

ner Klasse eine gewisse Unternehmensheterogenität. Auch verwenden die Ratingagenturen in der Regel für ihre Beurteilung vor allem Bilanzdaten statt der besser geeigneten Marktdaten (Löffler 2004). Und schließlich 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 es weist eine hohe Persistenz im Zeitablauf auf (Altman und Rijken 2004). Folglich dürften Ratings allein zur Bestimmung von Bondpreisen bzw. Bondspreads, wie häufig aus Modellen der reduzierten Form abgeleitet, unzureichend sein (siehe auch Elton et al. 2004; Perraudin und Taylor 2004). Dies ist auch anhand der 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).

Verwendete Daten

Unser Anleihedatensatz bezieht sich auf monatliche Beobachtungen von Nichtbanken-Unternehmen aus dem DAX. Für diese haben wir alle Euro-Festkuponanleihen ohne Zusatzrechte, die am 24. September 2003 existierten, ein Rating aufwiesen und für die mindestens zwölf Beobachtungen vorlagen, verwendet. Insgesamt handelt es sich dabei um 59 Anleihen von 13 Unternehmen, für die seit ihrer Emission Daten vorhanden sind. Die älteste Anleihe wurde im April 1996 ausgegeben; der letzte Beobachtungsmontat ist August 2003. Das Volumen dieser Anleihen machte am 24. September 2003 62,5 Mrd. € aus und entsprach damit knapp 45% des gesamten Anleihemarktes in Deutschland (vgl. Deutsche Bundesbank 2004). Als risikolosen Zins verwenden wir einen interpolierten Punkt auf der Euro-Benchmark-Kurve europäischer Staatsanleihen, wie sie von Bloomberg bereitgestellt wird. Neben der historischen Volatilität, gemessen anhand der Standardabweichung, untersuchen wir auch das theoretisch plausiblere Maß der impli-

ziten Volatilität, die aus Optionspreisen abgeleitet wird. Da in den Optionspreisen eine Prognose des Marktes über die zukünftige Entwicklung der Volatilität enthalten ist, würde 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. Beckers (1981) zeigte wiederum, 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. Es kann auch gezeigt werden, dass die implizite Volatilität ein unverzerrter Schätzer der zukünftigen Volatilität ist (Day und Lewis 1992). Die Restlaufzeit ist in Monaten gemessen. Dabei wird auch überprüft, ob ein nicht-linearer Zusammenhang zwischen Credit Spread und Restlaufzeit vorliegt. Der Verschuldungsgrad wird gemessen 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. Zusätzlich verwenden wir noch die beiden von Standard & Poor's und Moody's ermittelten Größen »Rating« und »Outlook«. Erstere ist eher gegenwarts-, zweite eher zukunftsbezogen zu interpretieren. 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.¹

In den Tabellen 2 und 3 sind einige statistische Kennzahlen des Datensatzes dargestellt.

Tabelle 2 veranschaulicht, dass es sich beim Spread insgesamt um 1796 Beobachtungen handelt, wobei der Mittelwert und die Standardabweichung 87,13 bzw. 56,61 Basispunkte betragen. Der Spread schwankt zwischen 17 und

¹ Die Zusätze + und – werden im Folgenden also der entsprechenden Klasse zugeschlagen, also z.B. BBB-, BBB und BBB+ zur Klasse BBB.

Tab. 2
Spread, Laufzeit und Volatilität

Perzentile	Prozentpunkte	Beobachtungen	1 796
1	17	Mittelwert	87,13
5	27	Std.abw.	56,61
10	33		
25	46,5		
50	72		
75	110		
90	167		
95	211		
99	274		

Tab. 3
Statistische Kennziffern ausgewählter Spread-Determinanten

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min.	Max.
bench	1 796	3.98	0.87	1.91	6.13
euribor	1 796	3.37	0.84	2.06	5.31
rlz	1 796	59.89	34.45	1.00	180.00
vola_imp	1 640	40.80	12.31	14.42	80.53
vola	1 785	40.40	14.75	10.64	97.14
outlook	1 796	0.09	0.29	0.00	1.00
DtoE	1 796	1.56	2.62	0.04	33.04

274 Basispunkten. Da der Mittelwert (87,13) größer als der Median (72) ist, haben wir den typischen Fall einer rechtsschiefen Verteilung.

Tabelle 3 zeigt zunächst, dass die Benchmark-Anleihe (bench) eine durchschnittliche Rendite von knapp 4% aufweist, die zwischen 1,91 und 6,13% schwankt. Gemessen am Drei-Monats-Euribor lag also im Durchschnitt eine normale Zinsstruktur vor. Die durchschnittliche Restlaufzeit beträgt fünf 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 weisen 23% der Beobachtungen eine Volatilität von bis zu 30% und 36% der Beobachtungen von über 45% aus. Der Outlook ist eine 0-1-Variable; »0« steht dabei für »unverändert«, »1« für »schlecht«.² Nur bei 9% der Beobachtungen liegt ein negativer Outlook vor. Die letzte Eintragung gibt den Verschuldungsgrad (DtoE) an. Im Durchschnitt beträgt der Verschuldungsgrad das 1,5-Fache des Eigenkapitals, wobei die Spanne von 0,04 bis 33 reicht. Da alle Variablen eine hohe Variabilität aufweisen, sind prinzipiell die Voraussetzungen für eine ökonometrische Analyse erfüllt.

Die ökonometrische Schätzung

Der Credit Spread (spread) wird mit Hilfe folgenden Ansatzes geschätzt, bei welchem das obige strukturelle Modell mit einem Ansatz der reduzierten Form kombiniert wird:

$$\begin{aligned}
 \text{spread}_{i,t} &= x'_{i,t} \beta + \varepsilon_{i,t} \\
 (4) \quad &= \beta_0 + \beta_1 ra_{i,t} + \beta_2 out_{i,t} + \beta_3 rlz_{i,t} + \beta_4 rlz_{i,t}^2 \\
 &\quad + \beta_5 vola_{i,t} + \beta_6 bench_{i,t} + \beta_7 DtoE_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

mit $z \equiv AA, A, BBB$.

² Im Beobachtungszeitraum gab es keinen positiven Outlook.

Der Spread der Anleihe i zum Zeitpunkt t soll von einem Vektor an Regressoren x' abhängen. In diesen Vektor gehen die drei Ratingklassen AA, A und BBB relativ zur besten Ratingkategorie ein (ra_{AA} , ra_A und ra_{BBB}), der Outlook (out), die Restlaufzeit (rlz) linear und quadratisch, die Volatilität (vola), die Benchmark-Rendite (bench) stellvertretend für den risikolosen Zins und der Verschuldungsgrad (DtoE) ein. Der Störterm ϵ soll so modelliert werden, dass sich darin die spezifischen Charakteristika des Anleihemarktes widerspiegeln. Erstens ist dabei zu berücksichtigen, dass die verschiedenen Anleihen unterschiedlich liquide sind. Dies führt technisch zu einer Heteroskedastizität der Anleiherenditen und damit der Spreads, d.h. die Varianz des Störterms kann nicht als konstant unterstellt werden. Zweitens berücksichtigen wir fixe Unternehmenseffekte, 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 Effekte zu erwarten sind. Sowohl die Nullhypothese der Nichtexistenz von unbeobachteten unternehmensspezifischen Effekten als auch die Nullhypothese der Homoskedastizität können eindeutig verworfen werden. Es zeigt sich darüber hinaus, dass die implizite Volatilität, wie theoretisch zu erwarten war, der historischen Volatilität auch bei der Erklärung der Spreads statistisch überlegen ist. Deshalb werden in der folgenden Tabelle 4 nur die Ergebnisse für diesen Fall dargestellt.

Man sieht deutlich, dass mit verschlechtertem Rating der Spread signifikant ansteigt. Wenn man z.B. in der Ratingklasse BBB eingestuft ist, ist der Spread relativ zu einem

AAA-Rating um fast 110 Basispunkte höher. Die entscheidende Frage dabei ist allerdings, ob durch das Rating die Markterwartungen richtig abgebildet werden oder nicht. So hat man z.B. immer wieder festgestellt, dass Ratingklassifikationen sowohl vor- als auch nachlaufend sind, d.h. manchmal reagieren die Märkte vor einer Änderung des Ratings, manchmal erfolgt eine Reaktion erst nach erfolgter Ratingumklassifikation (Felsenheimer 2003; Norden und Weber 2004). Der Einfluss der Restlaufzeit ist insgesamt signifikant positiv und eindeutig nichtlinear. So weist eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von 150 Monaten einen um 6 Basispunkte höheren Spread als eine Anleihe mit einer Restlaufzeit von 100 Monaten auf ($(0,62 \cdot 150 - 0,002 \cdot 150^2) - (0,62 \cdot 100 - 0,002 \cdot 100^2)$). Deren Spread wiederum ist 16 Basispunkte höher als der einer Anleihe mit einer Restlaufzeit von 50 Monaten. Es handelt sich also um einen konkaven Zusammenhang zwischen Spread und Restlaufzeit. Eine Erhöhung des risikolosen Zinses um einen Basispunkt erhöht den Spread um fast 6 Basispunkte. Die Erhöhung steht im Widerspruch zum Merton-Modell, in welchem der risikolose Zins für das erwartete Unternehmenswachstum steht, ist allerdings kein unübliches Ergebnis in empirischen Untersuchungen (Longstaff und Schwartz 1995; Duffee 1998; Morris et al. 1998). 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 höherer Zins reduziert ceteris paribus den Unternehmenswert und erhöht damit den Spread.

Eine Erhöhung der impliziten Volatilität um einen Prozentpunkt lässt den Spread um nahezu einen Basispunkt ansteigen. Da die Volatilität zwischen 14 und 80 Prozentpunkten schwankt, ergeben sich daraus deutliche Effekte. Der Verschuldungsgrad dagegen ist insignifikant. Dies dürfte jedoch daran liegen, dass diese Größe bereits durch das Rating mit aufgefangen wird, da die Ratingagenturen bei ihrer Bewertung die Bilanzdaten der Unternehmen intensiv analysieren. Zudem ist der hier 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.

Diese 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 75% dürfte hierfür ausreichend sein. Der hier verwendete Ansatz könnte natürlich noch dahingehend verfeinert werden, dass weitere Anleihe-, Unternehmens- und Marktcharakteristika mit aufgenommen werden. In diesem Zusammenhang könnte man z.B. an Makrofaktoren, wie die Konjunktur, oder Mikrofaktoren, wie z.B. Marktliquidität, Schiefe und Kurtosis in den

Tab. 4
Schätzergebnisse

Methode: Fixed Effects mit Heteroskedastie		
	Koeffizient	t-Wert
ra_AA	14,44	2,07
ra_A	54,17	6,06
ra_BBB	107,98	11,32
outlook	14,70	6,04
rlz	0,62	10,21
rlz ²	-0,002	-6,02
vola_imp	0,98	19,35
bench	5,93	7,25
DtoE	0,19	0,56

R²: 0,75^{a)}

^{a)} Beim Schätzen eines Verallgemeinerten Regressionsmodells (Heteroskedastie und/oder Autokorrelation der Residuen, GLS) 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, 209). Deswegen geben wir hier das R² für eine Schätzung ohne Berücksichtigung der Heteroskedastie, aber ansonsten identischer Spezifikation, an.

Anleiherenditen, steuerliche Gesichtspunkte oder die Rolle des »Volatility Smiles« denken. Auch wäre es interessant, Interaktionen zwischen den erklärenden Faktoren, z.B. gerade zwischen Rating und dem Verschuldungsgrad, zu untersuchen oder Banken in die Untersuchung mit aufzunehmen. Für diese könnte eine Spreadanalyse vor allem vor dem Hintergrund des Einflusses auf die Refinanzierungskosten von Interesse sein.

Literatur

- Altman, E.I. und H.A. Rijken (2004), »How Rating Agencies Achieve Rating Stability«, *Journal of Banking and Finance* 28, 2679–2714.
- Beckers, S. (1981), »Standard Deviations Implied in Option Prices as Predictors of Future Stock Price Variability«, *Journal of Banking and Finance* 5, 363–381.
- Black, F. und M. Scholes (1973), »The Pricing of Options and Corporate Liabilities«, *Journal of Political Economy* 81, 81–98.
- Day, T.E. und C.M. Lewis (1992), »Stock Market Volatility an the Information Content of Stock Index Options«, *Journal of Econometrics* 52, 267–287.
- Duffee, G.R. (1998), »The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads«, *Journal of Finance* 53, 2225–2241.
- Deutsche Bundesbank (2004), »Neuere Entwicklungen am Markt für Unternehmensanleihen«, *Monatsbericht* April, 15–26.
- Elton, E.J., M.J. Gruber, D. Agrawal und C. Mann (2004), »Factors Affecting the Valuation of Corporate Bonds«, *Journal of Banking and Finance* 28, 2747–2767.
- Felsenheimer, J. (2003), *Rating Agencies: A Source of Inefficiency for Pricing Credits?*, HVB Credit Research, Special Comment vom 6. November.
- Greene, W.H. (2003), *Econometric Analysis*, 5. Aufl., Prentice Hall, London.
- Hull, J.C. (2003), *Options, Futures and other Derivatives*, 5. Aufl., Upper Saddle River, New York.
- Ivanova, D., K. Lahiri und F. Seitz (2000), »Interest Rate Spreads as Predictors of German Inflation and Business Cycles«, *International Journal of Forecasting* 16, 39–58.
- Latane, H.A. und R.J. Rendleman (1976), »Standard Deviations of Stock Price Ratios Implied by Option Prices«, *Journal of Finance* 31, 369–381.
- Löffler, G. (2004), »Ratings versus Market-based Measures of Default Risk in Portfolio Governance«, *Journal of Banking and Finance* 28, 2715–2746.
- Longstaff, F.A. und E. Schwartz (1995), »A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt«, *Journal of Finance* 50, 789–821.
- Manning, M.J. (2004), »Exploring the Relationship between Credit Spreads and Default Probabilities«, *Bank of England Working Paper* No. 225, July.
- Merton, R.C. (1974), »On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates«, *Journal of Finance* 29, 449–470.
- Morris, C., R. Neal und D. Rolph (1998), »Credit Spreads and Interest Rates: A Cointegration Approach«, *Federal Reserve Bank of Kansas City Research Working Paper* 98-09, December.
- Norden, L. und M. Weber (2004), »Informational Efficiency of Credit Default Swap and Stock Markets: The Impact of Credit Rating Announcements«, *Journal of Banking and Finance* 28, 2813–2843.
- Perraudin, W. und A.P. Taylor (2004), »On the Consistency of Ratings and Bond Market Yields«, *Journal of Banking and Finance* 28, 2769–2788.