

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft
The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Heidorn, Thomas; Kantwill, Jens

Working Paper

Eine empirische Analyse der Spreadunterschiede von Festsatzanleihen zu Floatern im Euroraum und deren Zusammenhang zum Preis eines Credit Default Swaps

Arbeitsberichte der Hochschule für Bankwirtschaft, No. 39

Provided in cooperation with:

Frankfurt School of Finance and Management

Suggested citation: Heidorn, Thomas; Kantwill, Jens (2002) : Eine empirische Analyse der Spreadunterschiede von Festsatzanleihen zu Floatern im Euroraum und deren Zusammenhang zum Preis eines Credit Default Swaps, Arbeitsberichte der Hochschule für Bankwirtschaft, No. 39, urn:nbn:de:101:1-2008071837 , <http://hdl.handle.net/10419/27894>

Nutzungsbedingungen:

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen> nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

Terms of use:

The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.

Nr. 39

**Eine empirische Analyse
der Spreadunterschiede von Festsatzanleihen
zu Floatern im Euroraum und deren
Zusammenhang zum Preis eines
Credit Default Swaps**

Thomas Heidorn, Jens Kantwill

Dezember 2002

ISBN 1436-9761

Autoren:

Prof. Dr. Thomas Heidorn
Bankbetriebslehre,
insbes. Risikomanagement und
Derivate
Hochschule für Bankwirtschaft
Frankfurt am Main
Email: heidorn@hfb.de

Jens Kantwill
Deutsche Bank AG
Frankfurt am Main
Email: jens.kantwill@db.com

Herausgeber:

Hochschule für Bankwirtschaft
Private Fachhochschule der BANKAKADEMIE
Sonnemannstr. 9-11 ▪ 60314 Frankfurt/M.
Tel.: 069/154008-0 ▪ Fax: 069/154008-728

Abstract:

The paper analyses the factors influencing the credit spread of € denominated bonds and credit default swaps. The regression shows a significant difference of the credit spread of corporate floaters compared to straight bonds. The steepness of the yield curve leads surprisingly to lower credit spreads. This is also true for a higher risk free rate. The liquidity effect matters for straight bonds but is unimportant for floaters. The rating has a significant influence, but can only partially explain the spread. It can be shown that the same factors influence the spread of a credit default swap. As predicted by theory the floater spread has an almost linear relationship to the CDS Spread, but it can only explain 50% of its movement, because transaction prices and different liquidity play a substantial role in pricing these products.

Titel:

Eine empirische Analyse der Spreadunterschiede von Festsatzanleihen zu Floatern im Euroraum und deren Zusammenhang zum Preis eines Credit Default Swaps.

Schlüsselbegriffe:

Credit Spread, Risikoaufschlag von Anleihen, Fix-Float Spread, Bewertung von CDS, Pricing of Credit Default Swaps

1	EINLEITUNG.....	2
2	BEWERTUNG VON CREDIT DEFAULT SWAPS.....	3
3	EMPIRISCHE ANALYSE FÜR DEN EURORAUM.....	8
3.1	Daten.....	8
3.2	Aufbau der Regression.....	9
3.3	Analyse der Einflussfaktoren auf den Credit Spread.....	11
3.4	Stabilität der Ergebnisse.....	15
4	VERGLEICH DER BEOBACHTETEN CREDIT SPREADS MIT CDS-PREISEN.....	17
5	ZUSAMMENFASSUNG.....	19
6	APPENDIX A: LISTE DER VERWENDETEN ANLEIHEN.....	20
7	APPENDIX B: REGRESSIONSERGEBNISSE.....	22
8	LITERATURVERZEICHNIS.....	32

1 Einleitung¹

Der Markt für Kreditderivate ist seit Jahren im Wachsen begriffen, dennoch gibt es bislang keinen einheitlichen Bewertungsansatz. Das 2. Kapitel gibt eine kurze Einführung in das Pricing von Credit Default Swaps (CDS).

Bei der Bewertung von Kreditderivaten, aber auch für die Portfoliotheorie bei Krediten ist der Spread ein wesentlicher Input. Da im Regelfall nur wenige Anleihen pro Emittent zur Verfügung stehen, werden bei der Bewertung häufig variabel verzinsten Anleihen und Festsatzanleihen gleich behandelt. Im 3. Kapitel wird für den europäischen Kapitalmarkt empirisch überprüft, welche Variablen einen Einfluss auf den Credit Spread haben. Besonderes Gewicht wird dabei auf die Frage nach dem Unterschied zwischen Spreads auf Festsatz- und variablen Anleihen gelegt. Im ersten Abschnitt werden die verwendeten Daten beschrieben, im zweiten folgt eine Erklärung des Regressionsaufbaus. Im dritten Abschnitt diskutieren wir die verschiedenen Einflussfaktoren und im letzten Abschnitt wird die Stabilität der Ergebnisse überprüft.

Abschließend wird im 4. Kapitel das Verhältnis zwischen Anleihespreads und CDS-Preisen untersucht. Wir vergleichen diese Ergebnisse mit den im 2. Kapitel gewonnenen Schätzungen für Anleihespreads. Diese Überlegungen sind zentral, da der Preis eines CDS theoretisch dem Spread eines Floaters des gleichen Emittenten entsprechen muss. Das 5. Kapitel fasst die wichtigsten Ergebnisse zusammen.

¹ Die Autoren danken Eike A. Lange, Tobias Becker und Helmut Mannhardt für ihre Unterstützung bei der Datenbeschaffung, sowie Conrad Zimmer, Jörn Wetzel, Robert Mazzuoli, Eike A. Lange und Thomas Miede für viele hilfreiche Diskussionen und Kommentare. Alle Fehler sind ausschließlich unsere eigenen.

2 Bewertung von Credit Default Swaps

Bei einem CDS bekommt der Käufer (Protection Buyer) eine Ausgleichszahlung ($\text{Settlement}_{\text{CDS}}$) vom Verkäufer (Protection Seller), wenn zu einem Zeitpunkt τ innerhalb der Gesamtlaufzeit T ein Credit Event auf das Referenz-Asset vorliegt. Die Ausgleichszahlung berechnet sich aus dem Marktpreis nach Default ($P(\tau)$).

$$\text{Settlement}_{\text{CDS}} = 100 - P(t) \quad t \leq T$$

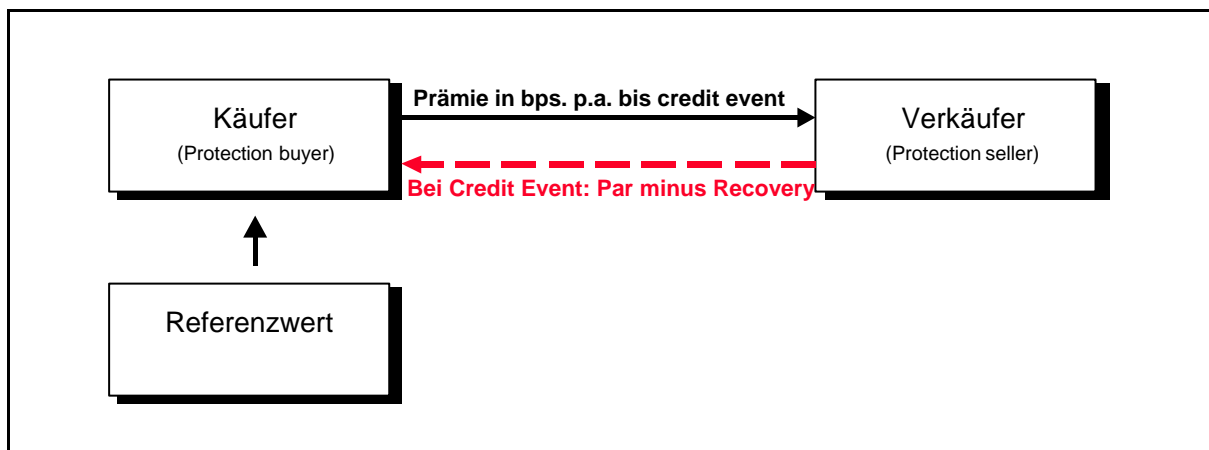


Abbildung 1: Funktionsweise eines CDS

Für die Absicherung zahlt der Käufer eine nachschüssige prozentuale Zahlung (Credit Swap Spread / Premium = S_{CDS}), meist halbjährlich mit act/360. Für die Bewertung (vgl. Duffie (1998) oder Heidorn (2002)) werden folgende Vereinfachungen angenommen, die zum Teil später aufgehoben werden:

1. Bei Ausfall verfallen die weiteren Prämienzahlungen des Käufers, d.h. es werden keine anteiligen Leistungen erbracht. Die Prämienzahlung erfolgt jährlich auf der Basis 30/360.
2. Die Referenzanleihe ist ein Floater (C-FRN) mit einem Preis von par. Im Folgenden wird das ausfallgefährdete Produkt immer mit C bezeichnet.
3. Die Referenzanleihe kann kostenlos short gegangen werden.

4. Es existiert ein risikofreier Floater (FRN) mit dem risikofreien Zins r_t , während der risikobehaftete Floater zusätzlich einen festen Spread S_{C-FRN} zahlt.
5. Es gibt keine Transaktionskosten oder Steuerprobleme.
6. Im Falle eines Credit Events $\tau < T$ erfolgt die Abrechnung des CDS (D) zum nächsten Kupontermin des Floaters nach dem Credit Event. Dann erhält der Käufer einen Wertausgleich in Höhe von par abzüglich des Marktpreises des C-FRN nach dem Credit Event ($P_{C-FRN}(\tau)$).

$$D = 100 - P_{C-FRN}(t) \quad t \leq T$$

7. Die Abrechnung erfolgt durch physische Lieferung des C-Floaters gegen eine Zahlung von par.

Der aktuelle Marktpreis des CDS kann durch ein Arbitrageargument gefunden werden. Der Verkäufer eines CDS muss, um sich abzusichern, den C-Floater short gehen und erhält daraus 100. Dafür leistet er halbjährlich den risikofreien Zins plus den Spread des Floaters (S_{C-FRN}). Aus den Einnahmen erwirbt er den risikofreien Floater zu Par und erhält r_t . Daher gilt für jede Kuponzahlung:

$$r_t - (r_t + S_{C-FRN}) = S_{C-FRN}$$

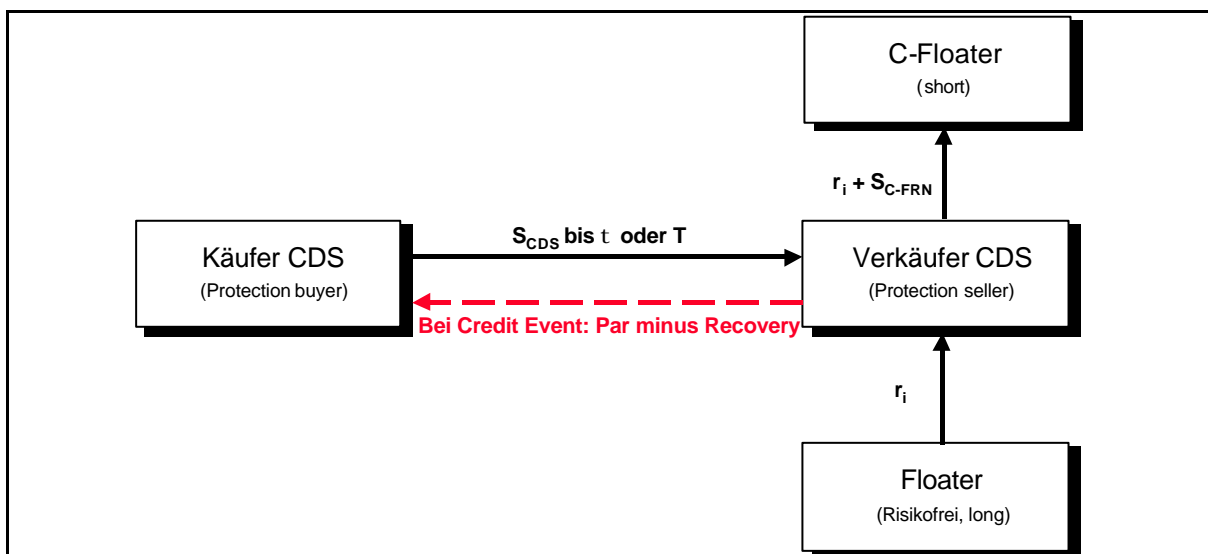


Abbildung 2: Absicherung eines verkauften CDS

Erfolgt kein Credit Event während der Laufzeit, werden beide Floater zu par fällig, so dass sich Rückzahlung und Wiedereindeckung genau ausgleichen. Dies entspricht der Situation, wenn der CDS wertlos verfällt.

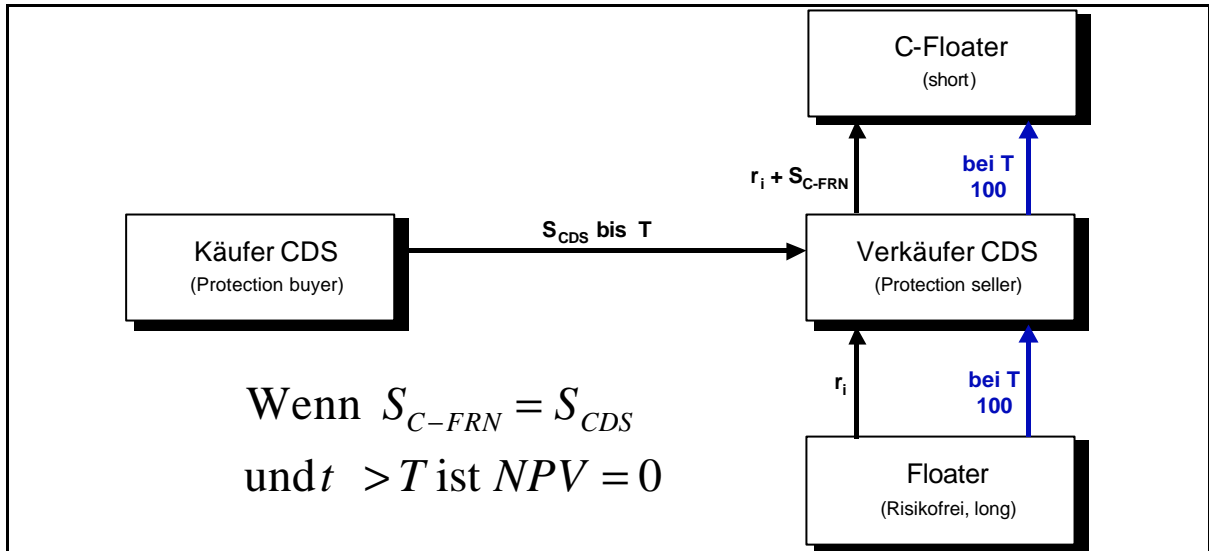


Abbildung 3: Auflösung des CDS Hedges bei Fälligkeit T

Im Falle eines Credit Events in τ wird die Short-Position des kreditrisikobehafteten Floaters (C-FRN) zum Marktpreis eingedeckt, während der Floater zu 100 verkauft werden kann. Dies entspricht genau der zu leistenden Zahlung in den CDS.

$$Arbitrage_Position = 100 - P_{C-FRN}(t) = Settlement_{CDS} \quad \text{mit } t \leq T$$

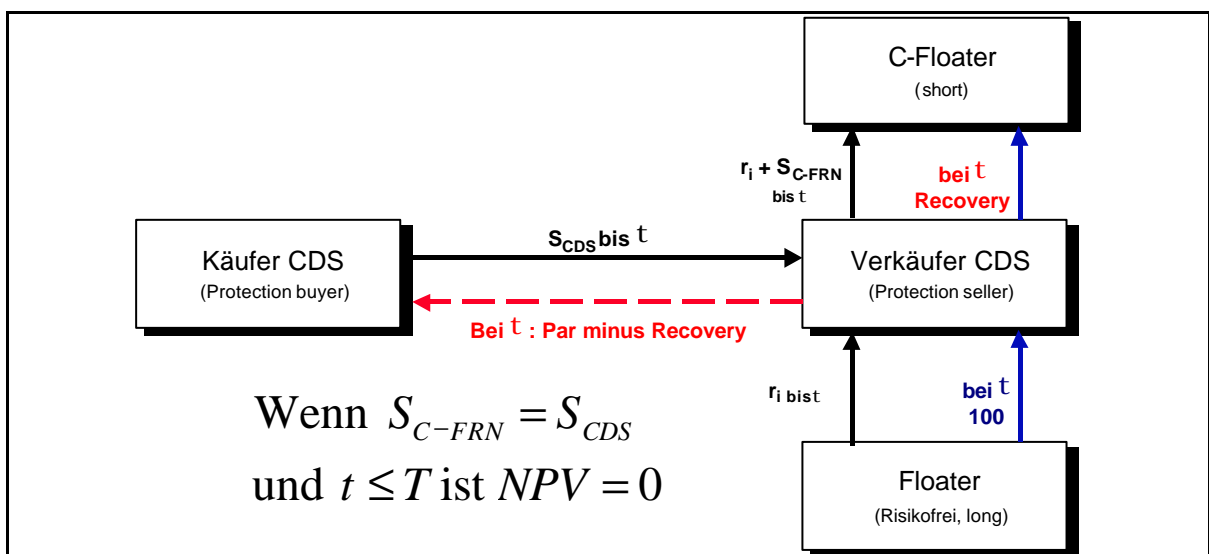


Abbildung 4: Auflösung des CDS bei Credit Event vor Fälligkeit

Der Verkäufer des CDS ist durch die Short-Position im C-FRN und die Long-Position im FRN perfekt abgesichert. Aus dem Hedge entstehen Kosten pro Kupontermin in Höhe des Spreads des C-Floaters (S_{C-FRN}), so dass dies in einer arbitragefreien Welt dem Preis des CDS entsprechen muss, dabei wird jedoch unterstellt, dass der letzte Kupon des C-FRN noch voll gezahlt wurde.

$$S_{C-FRN} = S_{CDS}$$

Um eine ähnliche Hedgestrategie auch für Festsatzanleihen konstruieren zu können, ist es wesentlich, die Beziehung von Fix-, Float- und CDS-Spreads zu untersuchen.

3 Empirische Analyse für den Euroraum

Im folgenden Kapitel wird der Spread von Unternehmensanleihen im Euroraum untersucht.

3.1 Daten

Mit Hilfe einer Datenbank der Deutschen Bank AG² werden Unternehmen identifiziert, die sowohl Floater als auch Festsatzanleihen mit gleicher Seniorität und annähernd gleicher Laufzeit im Euroraum emittiert haben. Abweichungen beim Laufzeitende von mehr als vier Monaten führen dabei zum Ausschluss. Im nächsten Schritt werden all diejenigen Unternehmen herausgefiltert, deren Rating unter Investment Grade liegt, da hier eine andere Bewertungslogik greift. Für diese verbleibenden Anleihen werden dann das Emissionsvolumen, die Couponzahlungen, das Rating sowie täglich die entsprechenden Rendite (yield-to-maturity) für den Zeitraum vom 15.04.1999 bis zum 20.06.2002 ermittelt. Diese zeitliche Einschränkung soll gewährleisten, dass ausschließlich Marktfaktoren nach Einführung des Euro untersucht werden und die Auswirkungen der LTCM-Krise auf die Anleihemärkte möglichst gering sind. Bei Festsatzanleihen werden keine Restlaufzeiten unter einem Jahr berücksichtigt, da die Papiere spätestens ab diesem Zeitpunkt in den Geldmarkt übergehen und sich daher die Berechnungssystematik ändert. Bei Floatern werden nur die Quotierungen vom Tag des Fixings verwendet, da nur EURIBOR-Quotierungen für ganze Monate verfügbar sind und eine Interpolation unterjähriger Zinssätze zu große Abweichungen verursacht. Somit verbleiben 15 Unternehmen mit insgesamt 88 verschiedenen Anleihen, die jeweils zur Hälfte Floater und Festsatzanleihen sind. Die verwendeten Anleihen sind im Appendix A zusammengestellt.

² Die Datenbank wurde von der Treasury der Deutsche Bank AG freundlicherweise zur Verfügung gestellt.

Für die risikolose Zinsstruktur werden die EURIBOR-Quotierungen für 1,2,3,6,9 und 12 Monate und der Fair-Value-Index³ für 1 bis 10 sowie 15 Jahre als Approximation genutzt. Da die Quotierungen für 6 Jahre in Bloomberg nicht verfügbar sind, wird stattdessen der EUSA-Index⁴ verwendet.

Da die Renditezeitreihen nicht stationär sind (vgl. Regressionen Stationarität und Kointegration in Appendix B: Regressionsergebnisse und Morris/Neal/Rolph (1998) für analoge Ergebnisse auf dem US-amerikanischen Markt), wird im Folgenden ausschließlich die stationäre Variable Credit Spread (CS) verwendet: Sie ist definiert als Differenz zwischen der Unternehmensrendite und dem risikolosen Zins. Dieser ergibt sich aus den EURIBOR- respektive Fair-Value/EUSA-Quotierungen für die jeweilige Restlaufzeit. Zeitpunkte, für die keine Quotierung vorliegt, werden mit Hilfe der nächsten verfügbaren Werte (für den Kapitalmarkt die benachbarten Ganzjahressätze) exponentiell interpoliert. Die Spreads der Floater werden auf Kapitalmarktkonvention umgerechnet.

3.2 Aufbau der Regression

Bereits eine einfache Regression des CS auf eine bool'sche Variable fixfloat (1 = Floater; 0 = Festsatz) und eine Konstante zeigt einen signifikanten Unterschied zwischen Floatern und Festsatzanleihen (vgl. Regression 1 in Appendix B). Eine ausführliche theoretische und empirische Analyse zeigt, dass die folgenden Variablen den Spread am besten erklären konnten:

³ Der Fair-Value-Index ist ein von Bloomberg zusammengestellter Index auf Basis der Quotierungen verschiedener Euro-Staatsanleihen. Das Bloombergkürzel lautet C9601Y bis C9615Y für 1 bis 15 Jahre. Für nähere Informationen siehe www.bloomberg.com.

⁴ Bei EUSA handelt es sich um den Euro Swap Annual Index, der sich an 1-Jahres-Swap-Quotierungen gegen den 6-Monats-Euribor orientiert. Da beide Indices auf Kapitalmarktbasis gerechnet werden, kommt es durch die relativ kleinen Spreads nicht zu wesentlichen Verzerrungen.

Die ersten zwei Parameter werden zur Approximation der Zinsstrukturkurve benutzt:

1. der risikolose Ein-Jahres-Zinssatz (riskfree) in %,
2. die Steigung der risikolosen Zinsstruktur (diff5), gemessen als Differenz zwischen dem 5- und dem 1-Jahres-Zinssatz in % (5Y – 1Y).

Die folgenden Parameter beschreiben Laufzeit, Volumen und Rating der Anleihe, die selbstverständlich einen wesentlichen Einfluss auf den Spread haben:

3. die Restlaufzeit der Anleihe (rlz) in Jahren,
4. das Rating des Emittenten als bool'sche Variable für die Ratingstufen AAA bis BBB+,
5. das Emissionsvolumen der Anleihe (vol) in Mrd. EUR.

Die folgenden Variablen 7 bis 12 sind Interaktionsterme der Variablen 1 bis 6 mit der Variablen fixfloat⁵:

6. der Interaktionsterm ffrisk, gemessen in %. Er beschreibt den kombinierten Effekt der Variablen fixfloat und riskfree, d.h. wie Floater *anders* auf Änderungen des risikolosen Ein-Jahres-Zinssatzes reagieren als Festsatzanleihen,
7. der Interaktionsterm fvol, der den kombinierten Effekt der Variablen fixfloat und vol in Mrd. EUR misst,
8. der Interaktionsterm ffdiff5, der den kombinierten Effekt der Variablen fixfloat und diff5 in % misst.

Die Variable ffdiff5 wird eingeführt, um den Einfluss der Steigung der Zinsstrukturkurve auf den Floating Fixed Credit Spread⁶ zu quantifizieren. Die Variable beschreibt die Bedeutung der Steigung der Zinsstrukturkurve unter der Annahme, dass es sich bei der betrachteten Anleihe um einen Floater handelt. Duffie/Liu (1997) sagen einen positiven Koeffizienten voraus, da ein solcher für den

⁵ Die Interaktionsterme werden gebildet als Multiplikation der jeweiligen Variablen mit der Variablen fixfloat und messen den kombinierten Effekt der beiden multiplizierten Variablen.

⁶ Der Floating Fixed Credit Spread ist die Differenz zwischen dem Credit Spread einer Festsatzanleihe und dem Credit Spread eines Floaters mit gleichen Eigenschaften.

Fall einer normalen Zinsstruktur bedeutet, dass der Credit Spread des Floaters ceteris paribus über dem der Festsatzanleihe liegt.

3.3 Analyse der Einflussfaktoren auf den Credit Spread

Mit einem R^2 von 0,80 ist es gelungen, die wesentlichen Komponenten des Credit Spreads zu analysieren. Dies ist um so überzeugender, da im Regelfall die Liquidität der Anleihen dieses Segments nicht besonders ausgeprägt ist.

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	-.0070088	.0057557	-1.218	0.223	-.0182913 .0042737
fixfloat	2.851863	.4082501	6.986	0.000	2.051596 3.652129
ffdif5	-1.200088	.1532421	-7.831	0.000	-1.500479 -.8996975
ffrisk	-.6657069	.0712345	-9.345	0.000	-.8053432 -.5260705
ffvol	.0653004	.0497495	1.313	0.189	-.0322205 .1628212
dif5	-.0818056	.0085577	-9.559	0.000	-.0985807 -.0650306
vol	-.0885176	.0053354	-16.590	0.000	-.0989763 -.0780589
rlz	.0033264	.0021754	1.529	0.126	-.0009378 .0075907
aaa	.3613068	.0262557	13.761	0.000	.3098394 .4127743
aaplus	1.091549	.0293025	37.251	0.000	1.034109 1.148989
aa	.5104228	.0312201	16.349	0.000	.449224 .5716217
aaminus	.4949077	.0268683	18.420	0.000	.4422394 .547576
aplus	.5407044	.0307409	17.589	0.000	.4804451 .6009638
a	.633623	.0282309	22.444	0.000	.5782838 .6889623
aminus	1.40582	.0718756	19.559	0.000	1.264927 1.546713
bbbplus	1.229549	.0274549	44.784	0.000	1.175731 1.283367

Abbildung 5: Regressionsergebnis für Anleihen

Im Folgenden werden die Einflussfaktoren einzeln diskutiert:

1. Risikolose Zinsstruktur (riskfree): Der Koeffizient der Variablen ist leicht negativ und statistisch nicht signifikant⁷. Dies erscheint auf den ersten Blick überraschend, da die klassische Bilanzanalyse unterstellt, dass höhere Zinsen mit steigenden Kosten für die Fremdfinanzierung der Unternehmen einhergehen, was deren Ertragskraft beeinträchtigt und den Credit Spread erhöht. Analysen sowohl von Duffie (1998) als auch von Longstaff/Schwartz

⁷ Wir arbeiten mit einem Konfidenzniveau von 95%.

(1995) kommen hingegen für den US-amerikanischen Markt zu der Aussage, dass es eine negative Korrelation zwischen dem Spread und der Höhe der risikolosen Zinsstruktur gibt. Begründet wird dies damit, dass die Zinsen in einer Krise tendenziell niedriger sind, um die Wirtschaft mit der nötigen Liquidität zu versorgen, während die Credit Spreads in der Krise wegen der erhöhten Ausfallgefahr steigen. Offenbar scheint auch in Euroland dieser Effekt zu überwiegen.

2. Die Abhängigkeit von variabler bzw. fester Verzinsung fixfloat: Der Koeffizient ist stark positiv und signifikant. Floater haben also per se einen höheren Risikoaufschlag. Da Floater vornehmlich im Bereich des Geldhandels eingesetzt werden, ist es - verglichen mit langfristigen Anleihen - noch entscheidender, dass es zu keiner plötzlichen Kursveränderung kommt. Daher muss in diesem Segment für das Bonitätsrisiko ein höherer Aufschlag gezahlt werden. Nach Aussagen von Händlern europäischer Floater ist dieser Markt vergleichsweise illiquide, da die Papiere vornehmlich von Endkunden gehalten werden. Dies kann einen Liquiditätsaufschlag für Floater rechtfertigen.
3. Die Abhängigkeit von der Steigung der Zinsstrukturkurve (diff5). Die Variable berechnet sich aus der Differenz zwischen dem risikolosen 5- und 1-Jahres-Zinssatz und approximiert so die Steigung der Zinsstrukturkurve. Der Koeffizient der Variablen ist negativ und signifikant. Dies bedeutet, dass der Credit Spread sinkt, wenn die Zinsstruktur steiler wird. Eine steilere Zinsstruktur könnte darauf hindeuten, dass der Markt am langen Ende höhere (niedrigere) Zinsen unterstellt, während die Zentralbank auf dem Geldmarkt ein niedrigeres (höheres) Zinsniveau anstrebt. Der Markt antizipiert steigende (fallende) Zinsen, was auf eine bessere (schlechtere) konjunkturelle Situation und steigende (fallende) Erträge hindeutet.

4. Die Abhängigkeit von Emissionsvolumen (vol): Der Koeffizient ist negativ und signifikant. Ein höheres Emissionsvolumen reduziert die Liquiditätsprämie und damit den Credit Spread.
5. Restlaufzeit (rlz): Der Koeffizient ist positiv und signifikant. Langlaufende Kredite haben demnach einen leicht höheren Credit Spread als vergleichbare kurzlaufende. Erklärt wird diese Differenzierung mit dem langfristigen Ratingverhalten. Die Wahrscheinlichkeit eines Downratings ist empirisch deutlich größer als die einer Ratingverbesserung⁸. Daher ist für langfristige Anleihen ein höherer Risikoaufschlag gerechtfertigt.
6. Ratingstufen AAA bis BBB+: Das Rating der Anleihe spielt bei der Ermittlung des Credit Spreads eine große Rolle. Der Koeffizient aller Ratingstufen ist positiv und signifikant. Da jeder Beobachtung eine Ratingstufe zugeordnet werden kann, ist vor allem die Ordnung zwischen den Klassen interessant. Im Allgemeinen ist zu beobachten, dass mit sinkendem Rating der Credit Spread steigt. Dieser Anstieg ist besonders stark am unteren Ende der betrachteten Ratingstufen, also kurz vor dem Verlassen des Investment Grade. Die Ausreißer bei AA+ liegen in einer Ratingstufe, die nur wenige Beobachtungen aufweist. Individuelle Ansichten der Händler über das erwartete zukünftige Rating können hier leicht zu Verzerrungen führen. Bei dem Niveau BBB+ wird der Übergang zum Non Investment Grade deutlich. Hier wird eine andere Investorengruppe angesprochen, so dass die Analyse nicht direkt übertragen werden kann. Wir kommen ähnlich wie Delianedis/Geske (2001) und Everling/Heinke (2001) zu dem Ergebnis, dass das Rating nur einen Teil des Credit Spreads erklärt⁹. Eine Zusammenfassung der Rasterstufen in vier große Blöcke (AAA, AA, A und

⁸ Eine kurze Darstellung verschiedener Migrationsmatrizen findet sich bei Kalkbrener und Overbeck (2002).

⁹ Der durch das Rating verursachte Aufschlag beträgt im Durchschnitt für eine AAA-Anleihe (BBB+-Anleihe) nur 8% (25%) ihres gesamten Credit Spreads. Delianedis/Geske kommen für die USA auf 5% für AAA-Anleihen und 22% für BBB-Anleihen.

BBB) führt zu einem R^2 von 0,73 (vgl. Regression 3 in Appendix B). Offenbar liegt ein wichtiger Erklärungsgehalt im jeweiligen Rating, der durch eine Aggregation verloren ginge.

7. Interaktionsterm $ffvol$: Der Koeffizient ist positiv, aber nicht signifikant. Das Ergebnis widerspricht dem in Punkt 4, weil auch für Floater ein steigendes Emissionsvolumen mit einer niedrigeren Liquiditätsprämie einhergehen müsste. Der Effekt der Variablen vol und $ffvol$ gleicht sich für Floater nahezu aus. Da deren Preise im Regelfall um 100% notieren, spielt ein größeres Emissionsvolumen bei Floatern kaum eine Rolle.
8. Interaktionsterm $ffdif5$: Der Koeffizient ist negativ und signifikant. Die Hypothese von Duffie, dass eine steigende Zinsstruktur mit einem positiven Floating Fixed Credit Spread einhergehe, muss für den Euroraum abgelehnt werden. Duffie und Liu selbst gehen davon aus, dass der von ihnen identifizierte Effekt eine Größenordnung von einigen wenigen Basispunkten aufweist. Da der gefundene Koeffizient selbst bei einer relativ flachen Zinsstruktur zu einer starken Veränderung führt, reagieren Spreads bei Floatern deutlich stärker als bei Festsatzanleihen auf eine Veränderung der Zinsstruktur. Floater werden im Regelfall über die Forwardkurve bewertet. Bei einer steiler werdenden Zinsstruktur steigen die Forwards überproportional im Vergleich zu den Spotsätzen. Damit ist der unter 3 beschriebene Effekt noch ausgeprägter.
9. Interaktionsterm $ffrisk$: Der Koeffizient ist negativ und signifikant. Die Erklärung ist analog zu 1. Der Betrag des Koeffizienten weist auf eine ausgeprägtere Reaktion von Floatern auf steigende Zinsen hin.

3.4 Stabilität der Ergebnisse

Eine durchgeführte Schrittweise Lineare Regression bestätigt die Ergebnisse. Werden nicht signifikante Variablen nacheinander ausgeschlossen, so verbleiben bis auf die Restlaufzeit (rlz), den risikofreien Zins (riskfree) und den Volumeneffekt bei Floatern (ffvol) alle im Modell (vgl. Regression 4 in Appendix B). Die beiden letzteren sind bereits in der bisherigen Analyse als nicht signifikant identifiziert worden, so dass lediglich die Variable Restlaufzeit einen Teil der Aussagekraft einbüßt. Auch eine Bereinigung der Daten um Autokorrelation ersten und zweiten Grades sowie eine Bereinigung um Heteroskedastizität ergibt kaum eine Verbesserung. (Regression 5 in Appendix B)

Zur Überprüfung der Ergebnisse werden weitere Modifikationen und Tests durchgeführt: Die Einführung einer Konstanten¹⁰ resultiert in einem niedrigeren R^2 , ohne die übrigen Koeffizienten signifikant zu verändern (vgl. Regression 6 in Appendix B). Das Zusammenfassen der verschiedenen Ratingkategorien zu vier Gruppen (AAA, AA, A und BBB) führt zu einer Verschlechterung des Erklärungsgehalts (vgl. Regression 3 in Appendix B). Dies deutet auf den Einfluss des differenzierten Ratings bei der Bestimmung des Credit Spreads hin. Statt die Liquidität durch das Emissionsvolumen abzubilden, wird eine Schwelle definiert, ab der eine Emission als liquide gilt. Gespräche mit Anleihehändlern haben ergeben, dass diese eine Unternehmensanleihe ab einem Emissionsvolumen von gut einer Milliarde EUR als liquide bezeichnen. Durch Definition einer Variablen vol2, die den Wert 1 annimmt, wenn das Emissionsvolumen diese Schwelle erreicht, wird der Ansatz überprüft. Die Ergebnisse sind unter Regression 7 in Appendix B dargestellt. Größere Änderungen sind kaum beobachtbar. Die Koeffizienten der neuen Variablen vol2 und fvol2 liegen fast auf dem gleichen Niveau wie die Variablen vol und fvol.

Die zeitliche Abgrenzung des Kapitalmarkts vom Geldmarkt ist nicht einheitlich

¹⁰ Gleichzeitig wird die Variable AAA entfernt, um Kollinearität zu verhindern.

geregelt. So gehen Anleihen gewöhnlich in den Geldmarkt über, wenn ihre Restlaufzeit zwischen einem und zwei Jahren beträgt. In unserer ersten Analyse haben wir alle Beobachtungen ausgeschlossen, bei denen eine Festsatzanleihe eine Restlaufzeit von unter einem Jahr aufgewiesen hat. Wir untersuchen, ob sich das Ergebnis verändert, wenn wir alle Beobachtungen ausschließen, deren Restlaufzeit unter zwei Jahren liegt. Das Ergebnis wird in Appendix B unter Regression 8 dargestellt. Größere Änderungen sind auch hier nicht zu erkennen.

Abschließend wird der kumulierte Effekt der Interaktionsterme gemessen. Dazu wiederholen wir Regression 2 ohne Interaktionsterme. Der Koeffizient der Variablen fixfloat wechselt das Vorzeichen und bleibt signifikant (vgl. Regression 9 in Appendix B). Dies zeigt, dass die ausgeprägtere Reaktion des Floaters auf eine Veränderung der Zinsstruktur den Liquiditätseffekt des Floatermarkts überkompensiert. Die Koeffizienten der anderen Variablen ändern sich nur geringfügig. Auf dem 95%-Signifikanzniveau kann die Hypothese, dass alle Koeffizienten der Interaktionsterme gleich Null sind, abgelehnt werden. Das Ergebnis verdeutlicht die Notwendigkeit, die einzelnen Komponenten des Floating Fixed Credit Spreads zu identifizieren.

4 Vergleich der beobachteten Credit Spreads mit CDS-Preisen

In diesem Abschnitt wird untersucht, ob das von uns entwickelte Modell die am Markt gehandelten CDS-Preise nachbilden kann. Ein CDS dient zur Übertragung von Ausfallrisiken. Sein Preis spiegelt daher den möglichen Verlust durch den Ausfall einer zugrunde gelegten Anleihe wider. Es werden 9 Unternehmen identifiziert, die sowohl Floater als auch Festsatzanleihen mit gleicher Rangstufe und annähernd gleicher Laufzeit emittiert haben und für die liquide Preise für die CDS zur Verfügung stehen¹¹. Die Renditen dieser Anleihen und andere relevante Daten werden für den Zeitraum von 17.09.2001 bis zum 16.10.2002 von Bloomberg bezogen. Die zugehörigen CDS-Preise stammen aus dem REDBACK-System der Deutsche Bank AG.

Zunächst werden die CDS-Preise mittels der Ergebnisse der Regression 2 geschätzt, um dann die Differenz zu den am Markt gehandelten Preisen zu bilden. Dabei wird ein R^2 von 0,61 erreicht. Im Vergleich dazu ist das R^2 der tatsächlichen Anleihespreads zur Bestimmung der CDS-Preise 0,81. Ein Ansatzpunkt zur Verbesserung des Resultats sind die Koeffizienten der unterschiedlichen Ratingstufen. Die Ergebnisse der Regression sind bei einzelnen Ratingstufen auf Grund der kleinen Anzahl der Beobachtungen nicht immer überzeugend. Bei einer Glättung der Risikoaufschläge für die Ratingstufen¹² kann das R^2 auf 0,69 verbessert werden. Die modifizierte Regression liefert ähnlich gute Schätzungen für den Preis eines CDS wie der am Markt beobachtete Anleihespread.

Abschließend untersuchen wir, wie gut der Anleihespread den CDS-Preis erklärt. Die Analyse (vgl. Regression 10 in Appendix B: Regressionsergebnisse) ergibt einen Koeffizienten von knapp 1 für die Variable Spread bei einem R^2 von 0,52. Der

¹¹ Eine Übersicht der verwendeten Anleihen befindet sich in Appendix A: . Die Restlaufzeiten liegen meist in einem Intervall um 5 Jahre, da die CDS-Quotierungen in diesem Bereich besonders liquide sind.

¹² Angaben in %: AAA: 0,018 alle folgenden dann jeweils verdoppelt, d.h. AA+: 0,036

Anleihsespread beeinflusst den CDS-Preis proportional, ein erheblicher Teil der Schwankung bleibt jedoch ungeklärt. Nach Diskussionen mit CDS-Händlern spielen dabei hauptsächlich folgende Faktoren eine Rolle:

1. Am CDS-Markt wird durchschnittlich eine höhere erwartete Ausfallwahrscheinlichkeit als am Anleihemarkt gehandelt.
2. Es existiert aufgrund der Marktlage ein hohes Bedürfnis nach Schutz vor Kreditrisiken. Damit wächst die Nachfrage und es erhöhen sich die Preise am CDS-Markt über das Niveau des Anleihemarktes.
3. Auf den Anleihemärkten sind sowohl eine Berücksichtigung der Transaktionskosten als auch Verzerrungen durch die Wertpapierleihe erkennbar.

Diese Elemente können jedoch im Rahmen einer Regression nicht sinnvoll quantifiziert werden.

5 Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurden die Treiber des Credit Spreads identifiziert und quantifiziert. Bei einer steiler werdenden Zinsstrukturkurve nehmen die Spreads aufgrund der besseren konjunkturellen Erwartung ab. Ein höheres Emissionsvolumen von Festsatzanleihen führt durch die höhere Liquidität zu einem kleineren Spread. Eine Verlängerung der Restlaufzeiten führt wegen der steigenden Ausfallwahrscheinlichkeit zu einem höheren Spread. Bei einer Steigerung des risikolosen Zinses ergibt sich aufgrund der besseren Konjunkturaussichten eine leichte, nicht signifikante Reduktion des Spreads. Die Aufnahme eines differenzierten Ratings steigerte den Erklärungsgehalt erheblich. Es kam zu Ungenauigkeiten bei einzelnen Stufen, da hier nur wenige Daten zur Verfügung standen. Überraschend war der sehr starke Einfluss der Steigung der Zinsstrukturkurve, während das absolute Zinsniveau nur eine untergeordnete Rolle spielt. Die Koeffizienten sind wirtschaftlich plausibel, und das Ergebnis hat sich als stabil gegenüber Modifikationen erwiesen.

Die Analyse zeigte einen signifikanten Unterschied zwischen den Spreads von Variablen und Festsatzanleihen. Die Hypothese von Duffie/Liu (1997), dass dieser Spread bei einer normalen Zinsstruktur positiv sei, konnte verworfen werden. Der Betrag des Koeffizienten ist größer als von Duffie/Liu angenommen. Entscheidend ist eine differenzierte Betrachtung: Floater reagieren stärker als Festsatzanleihen auf Änderungen des Zinsniveaus und auf Änderungen in der Steigung der Zinsstrukturkurve.

Abschließend wurde mit Hilfe der Parameter aus den Anleihen der Preis eines CDS geschätzt und mit den tatsächlichen Marktpreisen verglichen. Der Erklärungsgehalt mit einem R^2 von 0,6 kann durch eine Glättung der Koeffizienten des Ratings auf 0,69 erhöht werden. Es zeigt sich der klare lineare Zusammenhang zwischen CDS-Preis und Spread des Floaters. Jedoch wird auch klar, dass illiquide Anleihemärkte und

besondere Nachfragesituationen Unterschiede in der Bewertung von CDS und Anleihe motivieren.

6 Appendix A: Liste der verwendeten Anleihen

Im folgenden Abschnitt werden links die emittierenden Unternehmen und rechts die ISIN-Codes der verwendeten Anleihen aufgelistet:

Deutsche Hypothekenbank:	DE0002537453, DE0002539764, DE0002537545, DE0002537933, DE0002538121, DE0002538071, DE0002709060, DE0002599701, DE0002537941, DE0002537750
Eurohypo:	DE0002590692, DE0002590734
HypoVereinsbank:	XS0097441264, XS0078161972, XS0093258910, XS0093258837, DE0008053877, DE0008053893, DE0002091840, DE0003356895, DE0003212015, XS0138341218, DE0002184108, DE0003356564, DE0002091634, DE0003356887
KBC:	XS0141775402, XS0141405737
Rheinboden-Bank:	DE0002028966, DE0003159687, DE0003159687, DE0003159950, DE0002027877, DE0002027844, DE0003159984, DE0001004182, DE0001004190, DE0001004133, DE0003159786, DE0001004166
Rheinhyp:	DE0003132064, DE0003132395, DE0003137808, DE0003137972, DE0003131389, DE0003131439, DE0003138103, DE0003137154
SNS Bank:	XS0108601567, XS0109429349, XS0106893687, XS0124979625, XS0104774509, NL0000055200
Wüstenrot:	DE0002261583, DE0002733995, DE0002734035, DE0002264033, DE0002261047, DE0002263704, DE0002258548, DE0002261112, DE0002258829, DE0002258811
Deutsche Bank:	DE0001097608, DE0002316452, DE0002928702, DE0004127550, DE0003932919, DE0003932596
Dresdner Bank:	DE0001013894, DE0001064764, DE0002919651, DE0004132253
Volkswagen:	XS0146380919, XS0145418702

Deutsche Telekom:	XS0141464742, XS0141692375, XS0141639483, XS0140834309
ABN Amro:	XS0124232504, XS0124385088, NL0000122620, NL0000071983
DaimlerChrysler:	XS0126465854, XS0126466589
Dexia:	XS0093415106, XS0142413458

Im Folgenden werden die Emittenten und ISIN-Codes der Anleihen aufgelistet, die bei der Analyse der CDS-Preise verwendet wurden:

ABN Amro:	XS0146343040, NL0000065225
DaimlerChrysler:	XS0116968131, XS0113200314
Allianz:	DE0001940005
Fortis:	XS0114389116, XS0059443761
Ford:	XS0131626896, XS0129884788
General Electric:	XS0149937467, FR0000486508
General Motors:	XS0154541212, DE0002918158
HypoVereinsbank:	DE0002075330, DE0002325354
Merrill Lynch:	XS0132336248, XS0066674499

7 Appendix B: Regressionsergebnisse

Die folgenden Regressionen wurden mit STATA 5.0 durchgeführt.

Regression Stationarität:

```
. gen d_risky = risky[_n+1] - risky[_n]
(1 missing value generated)
```

```
. regress d_risky risky, noconst
```

Source	SS	df	MS	
Model	.019979966	1	.019979966	Number of obs = 8729
Residual	142.598676	8728	.01633807	F(1, 8728) = 1.22
Total	142.618656	8729	.016338487	Prob > F = 0.2688
				R-squared = 0.0001
				Adj R-squared = 0.0000
				Root MSE = .12782

d_risky	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
risky	-.0003088	.0002792	-1.106	0.269	-.0008561 .0002386

Regression Kointegration:

```
. regress risky riskfree
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8730
Model	2755.97968	1	2755.97968	F(1, 8728) =	21083.60
Residual	1140.896	8728	.130716774	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7072
				Adj R-squared =	0.7072
Total	3896.87569	8729	.44642865	Root MSE =	.36155

risky	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	.9979984	.0068732	145.202	0.000	.9845254 1.011471
_cons	.3932749	.0309636	12.701	0.000	.3325789 .453971

```
. predict u, residual
```

```
. gen d_u = u[_n+1] - u[_n]
(1 missing value generated)
```

```
. regress d_u u, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8729
Model	2.52653929	1	2.52653929	F(1, 8728) =	210.31
Residual	104.851709	8728	.012013257	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.0235
				Adj R-squared =	0.0234
Total	107.378248	8729	.012301323	Root MSE =	.10961

d_u	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
u	-.0470599	.003245	-14.502	0.000	-.0534209 -.0406988

Regression 1:

```
. regress spread fixfloat
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8188
Model	77.5294662	1	77.5294662	F(1, 8186) =	822.08
Residual	772.010635	8186	.094308653	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.0913
				Adj R-squared =	0.0911
Total	849.540101	8187	.10376696	Root MSE =	.3071

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
fixfloat	-1.26165	.0440029	-28.672	0.000	-1.347906 -1.175393
_cons	.3570374	.003404	104.887	0.000	.3503646 .3637101

Regression 2:

```
. regress spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol diff5 vol rlz aaa aaplus
> s aa aaminus aplus a aminus bbbplus, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8730
Model	1943.79179	16	121.486987	F(16, 8714) =	2181.33
Residual	485.318424	8714	.055694104	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.8002
				Adj R-squared =	0.7998
Total	2429.11022	8730	.278248593	Root MSE =	.236

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	-.0070088	.0057557	-1.218	0.223	-.0182913 .0042737
fixfloat	2.851863	.4082501	6.986	0.000	2.051596 3.652129
ffdif5	-1.200088	.1532421	-7.831	0.000	-1.500479 -.8996975
ffrisk	-.6657069	.0712345	-9.345	0.000	-.8053432 -.5260705
ffvol	.0653004	.0497495	1.313	0.189	-.0322205 .1628212
diff5	-.0818056	.0085577	-9.559	0.000	-.0985807 -.0650306
vol	-.0885176	.0053354	-16.590	0.000	-.0989763 -.0780589
rlz	.0033264	.0021754	1.529	0.126	-.0009378 .0075907
aaa	.3613068	.0262557	13.761	0.000	.3098394 .4127743
aaplus	1.091549	.0293025	37.251	0.000	1.034109 1.148989
aa	.5104228	.0312201	16.349	0.000	.449224 .5716217
aaminus	.4949077	.0268683	18.420	0.000	.4422394 .547576
aplus	.5407044	.0307409	17.589	0.000	.4804451 .6009638
a	.633623	.0282309	22.444	0.000	.5782838 .6889623
aminus	1.40582	.0718756	19.559	0.000	1.264927 1.546713
bbbplus	1.229549	.0274549	44.784	0.000	1.175731 1.283367

Regression 3:

```
. regress spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol diff5 vol rlz aaa aa a
> bbbplus, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8611
Model	1736.26037	12	144.688364	F(12, 8599) =	1925.65
Residual	646.105933	8599	.075137334	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7288
				Adj R-squared =	0.7284
Total	2382.3663	8611	.276665463	Root MSE =	.27411

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	.0063638	.0066806	0.953	0.341	-.0067318 .0194595
fixfloat	2.476495	.4733629	5.232	0.000	1.54859 3.404399
ffdiff5	-1.079225	.1778427	-6.068	0.000	-1.427839 -.7306104
ffrisk	-.5898055	.0825669	-7.143	0.000	-.7516563 -.4279546
ffvol	-.011547	.0577437	-0.200	0.842	-.1247385 .1016445
diff5	-.0507983	.0099245	-5.118	0.000	-.0702528 -.0313438
vol	-.1449087	.0060531	-23.940	0.000	-.1567742 -.1330432
rlz	.0258503	.0024991	10.344	0.000	.0209515 .0307492
aaa	.2179625	.0304844	7.150	0.000	.1582058 .2777192
aa	.4714804	.0313105	15.058	0.000	.4101044 .5328564
a	.4318232	.0322748	13.380	0.000	.3685569 .4950895
bbbplus	1.176175	.0322343	36.488	0.000	1.112988 1.239362

Regression 4:

Die Variable aminus wurde wegen Kollinearität systemseitig ausgeschlossen.

```
. sw regress spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol diff5 vol rlz aaa aa
> plus aa aaminus aplus a bbbplus, pr(.05)
      begin with full model
p = 0.2234 >= 0.0500 removing riskfree
p = 0.2941 >= 0.0500 removing rlz
p = 0.1904 >= 0.0500 removing ffvol
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8730
Model	653.595162	12	54.4662635	F(12, 8717) =	977.81
Residual	485.557859	8717	.055702404	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5738
				Adj R-squared =	0.5732
Total	1139.15302	8729	.130502122	Root MSE =	.23601

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bbbplus	-.1839926	.0667903	-2.755	0.006	-.3149173 -.053068
fixfloat	2.954562	.4017225	7.355	0.000	2.167091 3.742032
ffdiff5	-1.247247	.1492852	-8.355	0.000	-1.539881 -.9546125
ffrisk	-.6672408	.0711123	-9.381	0.000	-.8066587 -.5278228
aplus	-.8693542	.0671907	-12.939	0.000	-1.001064 -.7376445
diff5	-.0775982	.0080053	-9.693	0.000	-.0932906 -.0619059
vol	-.0873438	.0052981	-16.486	0.000	-.0977293 -.0769583
a	-.77466	.0664294	-11.661	0.000	-.9048773 -.6444427
aaa	-1.048899	.0658036	-15.940	0.000	-1.17789 -.9199088
aaplus	-.3160467	.0663352	-4.764	0.000	-.4460793 -.186014
aa	-.8994595	.0675879	-13.308	0.000	-1.031948 -.7669713
aaminus	-.9144015	.065945	-13.866	0.000	-1.043669 -.7851338
_cons	1.386259	.0662367	20.929	0.000	1.25642 1.516099

Regression 5:

Aufgrund einer systemseitigen Beschränkung in STATA wurden nur Beobachtungen mit einem Rating besser oder gleich A+ berücksichtigt.

```
. newey spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol diff5 vol rlz aaa aaplus
> aa aaminus aplus , lag(2) t(risky) noconst
```

```
Regression with Newey-West standard errors      Number of obs =      8730
maximum lag : 2                                F( 13, 8717) =    1160.72
                                                Prob > F       =      0.0000
```

spread	Newey-West		t	P> t	[95% Conf. Interval]	
	Coef.	Std. Err.				
riskfree	.1742736	.0057569	30.272	0.000	.1629886	.1855585
fixfloat	3.514796	.6958152	5.051	0.000	2.150834	4.878758
ffdifff5	-1.32891	.1623542	-8.185	0.000	-1.647162	-1.010657
ffrisk	-.7778743	.1247069	-6.238	0.000	-1.022329	-.5334194
ffvol	-.0164276	.0627048	-0.262	0.793	-.1393439	.1064887
diff5	.0878157	.0105062	8.358	0.000	.0672211	.1084102
vol	-.0006787	.0058198	-0.117	0.907	-.0120869	.0107296
rlz	-.0413161	.0041645	-9.921	0.000	-.0494795	-.0331527
aaa	-.4702599	.0200943	-23.403	0.000	-.5096495	-.4308704
aaplus	.2669854	.0538498	4.958	0.000	.1614271	.3725438
aa	-.3141123	.0257467	-12.200	0.000	-.364582	-.2636427
aaminus	-.3541636	.0199096	-17.789	0.000	-.3931911	-.3151361
aplus	-.2956421	.0242716	-12.181	0.000	-.3432201	-.2480641

Regression 6:

```
. regress spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol diff5 vol rlz aaplus aa
> aaminus aplus a minus bbbplus
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8730
Model	653.834598	15	43.5889732	F(15, 8714) =	782.65
Residual	485.318424	8714	.055694104	Prob > F =	0.0000
Total	1139.15302	8729	.130502122	R-squared =	0.5740
				Adj R-squared =	0.5732
				Root MSE =	.236

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	-.0070088	.0057557	-1.218	0.223	-.0182913 .0042737
fixfloat	2.851863	.4082501	6.986	0.000	2.051596 3.652129
ffdif5	-1.200088	.1532421	-7.831	0.000	-1.500479 -.8996975
ffrisk	-.6657069	.0712345	-9.345	0.000	-.8053432 -.5260705
ffvol	.0653004	.0497495	1.313	0.189	-.0322205 .1628212
diff5	-.0818056	.0085577	-9.559	0.000	-.0985807 -.0650306
vol	-.0885176	.0053354	-16.590	0.000	-.0989763 -.0780589
rlz	.0033264	.0021754	1.529	0.126	-.0009378 .0075907
aaplus	.7302421	.0107092	68.188	0.000	.7092495 .7512347
aa	.149116	.016385	9.101	0.000	.1169975 .1812344
aaminus	.1336009	.006466	20.662	0.000	.1209261 .1462757
aplus	.1793976	.0147997	12.122	0.000	.1503866 .2084086
a	.2723162	.0108862	25.015	0.000	.2509768 .2936557
aminus	1.044513	.0662073	15.776	0.000	.9147312 1.174295
bbbplus	.8682423	.012713	68.295	0.000	.8433217 .8931629
_cons	.3613068	.0262557	13.761	0.000	.3098394 .4127743

Regression 7:

```
. regress spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol2 diff5 vol2 rlz aaa aap
> lus aa aaminus aplus a minus bbbplus, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8730
Model	1935.68454	16	120.980284	F(16, 8714) =	2136.54
Residual	493.425676	8714	.056624475	Prob > F =	0.0000
Total	2429.11022	8730	.278248593	R-squared =	0.7969
				Adj R-squared =	0.7965
				Root MSE =	.23796

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	-.0081521	.0058085	-1.403	0.161	-.0195382 .003234
fixfloat	2.850553	.41051	6.944	0.000	2.045857 3.65525
ffdifff5	-1.191481	.1546955	-7.702	0.000	-1.49472 -.8882408
ffrisk	-.6677573	.0718329	-9.296	0.000	-.8085668 -.5269479
ffvol2	.0894179	.0724709	1.234	0.217	-.0526421 .2314779
diff5	-.0820794	.0086343	-9.506	0.000	-.0990047 -.0651541
vol2	-.075406	.0066785	-11.291	0.000	-.0884974 -.0623145
rlz	.0004937	.002187	0.226	0.821	-.0037934 .0047808
aaa	.3606304	.0265619	13.577	0.000	.3085628 .4126979
aaplus	1.104295	.0295936	37.315	0.000	1.046285 1.162305
aa	.5225997	.0315193	16.580	0.000	.4608145 .5843849
aaminus	.4793554	.0270995	17.689	0.000	.4262339 .5324768
aplus	.5554396	.0310401	17.894	0.000	.4945937 .6162856
a	.6499333	.0285196	22.789	0.000	.5940282 .7058385
aminus	1.421591	.0724789	19.614	0.000	1.279515 1.563666
bbbplus	1.182031	.0273994	43.141	0.000	1.128322 1.235741

Regression 8:

```
. regress spread riskfree fixfloat ffdiff5 ffrisk ffvol diff5 vol rlz aaa aaplus
> s aa aaminus aplus a aminus bbbplus, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8611
Model	1901.86826	16	118.866766	F(16, 8595) =	2120.55
Residual	481.789362	8595	.056054609	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7979
				Adj R-squared =	0.7975
Total	2383.65762	8611	.276815425	Root MSE =	.23676

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	-.0074799	.0057911	-1.292	0.197	-.0188319 .003872
fixfloat	2.889419	.4095923	7.054	0.000	2.08652 3.692318
ffdifff5	-1.215363	.1537381	-7.905	0.000	-1.516727 -.9139999
ffrisk	-.6732251	.0714694	-9.420	0.000	-.8133224 -.5331279
ffvol	.0611722	.049916	1.226	0.220	-.0366752 .1590196
diff5	-.081807	.0086034	-9.509	0.000	-.0986716 -.0649423
vol	-.0836866	.0054265	-15.422	0.000	-.0943238 -.0730495
rlz	.0026148	.0022032	1.187	0.235	-.001704 .0069335
aaa	.3649869	.0265306	13.757	0.000	.3129805 .4169932
aaplus	1.09703	.0295733	37.095	0.000	1.039059 1.155
aa	.5151509	.0314536	16.378	0.000	.4534943 .5768076
aaminus	.4969587	.027114	18.329	0.000	.4438088 .5501085
aplus	.545542	.0309741	17.613	0.000	.4848253 .6062587
a	.6385716	.0284679	22.431	0.000	.5827677 .6943755
aminus	1.413217	.0722105	19.571	0.000	1.271667 1.554767
bbbplus	1.228988	.0279015	44.047	0.000	1.174295 1.283682

Regression 9:

```
. regress spread riskfree fixfloat diff5 vol rlz aaa aaplus aa aaminus aplus a
> aminus bbbplus, noconst
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	8730
Model	1937.49276	13	149.037904	F(13, 8717) =	2642.63
Residual	491.617461	8717	.056397552	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.7976
				Adj R-squared =	0.7973
Total	2429.11022	8730	.278248593	Root MSE =	.23748

spread	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
riskfree	-.0093005	.0057846	-1.608	0.108	-.0206397 .0020387
fixfloat	-1.233143	.0334566	-36.858	0.000	-1.298726 -1.16756
diff5	-.0848384	.0086001	-9.865	0.000	-.1016966 -.0679802
vol	-.0878489	.0053471	-16.429	0.000	-.0983306 -.0773673
rlz	.0033839	.002189	1.546	0.122	-.0009071 .0076749
aaa	.3736445	.0263828	14.162	0.000	.3219279 .4253611
aaplus	1.10343	.0294557	37.461	0.000	1.04569 1.161171
aa	.5235746	.0313816	16.684	0.000	.4620592 .58509
aaminus	.508276	.0270016	18.824	0.000	.4553464 .5612055
aplus	.5545086	.0308993	17.946	0.000	.4939387 .6150785
a	.6451789	.0283785	22.735	0.000	.5895504 .7008073
aminus	1.367933	.0722141	18.943	0.000	1.226376 1.50949
bbbplus	1.241989	.0275852	45.024	0.000	1.187915 1.296063

Regression 10:

```
. regress cds spread
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1726
Model	781.251562	1	781.251562	F(1, 1724) =	1864.79
Residual	722.266909	1724	.418948323	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5196
				Adj R-squared =	0.5193
Total	1503.51847	1725	.87160491	Root MSE =	.64726

cds	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
spread	.9697032	.0224555	43.183	0.000	.9256602 1.013746
_cons	.1506505	.028654	5.258	0.000	.0944502 .2068508

8 Literaturverzeichnis

Delianedis, G./Geske, R., The Components of Corporate Credit Spreads. Default, Recovery, Tax, Jumps, Liquidity and Market Factors, Arbeitspapier, The Anderson School at UCLA, Version vom Dezember 2001

Duffee, G., The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads, in: Journal of Finance, Vol. 53, Nr. 6, 12.1998, S. 2225 – 2241

Duffie, D. / Liu, J., Floating-Fixed Credit Spreads
Arbeitspapier 1997, Stanford University

Duffie, D. (1999), Credit Swap Valuation, Financial Analyst Journal Jan/Feb 1999, S. 73 – 86

Everling, O./Heinke, V. G., Empirische Analyse des Zusammenhangs von Bonitätsrisikoprämien und Rating. In Schierenbeck, H./ Rolfes, B./ Schüller, S.; Handbuch Bankcontrolling, Wiesbaden 2001, S.733 – 758

Heidorn, T. (2002), Finanzmathematik in der Bankpraxis, Wiesbaden

Kalkbrener, M./Overbeck, L., Maturity as a Factor for Credit Risk Capital, in: RISK Magazine, 07.2002

Longstaff, F./Schwartz, E., A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt, in: Journal of Finance, Nr. 50, 1995, S. 789-819

Morris, C./ Neal, R./Rolph, D., Credit Spreads and Interest Rates. A Cointegration Approach, Arbeitspapier, Version vom Dezember 1998

Standard & Poors, Rating Performance 2001, February 2002

Arbeitsberichte der Hochschule für Bankwirtschaft

Bisher sind erschienen:

Nr.	Autor/Titel	Jahr
1	Moormann, Jürgen Lean Reporting und Führungsinformationssysteme bei deutschen Finanzdienstleistern	1995
2	Cremers, Heinz; Schwarz, Willi Interpolation of Discount Factors	1996
3	Jahresbericht 1996	1997
4	Ecker, Thomas; Moormann, Jürgen Die Bank als Betreiberin einer elektronischen Shopping-Mall	1997
5	Jahresbericht 1997	1998
6	Heidorn, Thomas; Schmidt, Wolfgang LIBOR in Arrears	1998
7	Moormann, Jürgen Stand und Perspektiven der Informationsverarbeitung in Banken	1998
8	Heidorn, Thomas; Hund, Jürgen Die Umstellung auf die Stückaktie für deutsche Aktiengesellschaften	1998
9	Löchel, Horst Die Geldpolitik im Währungsraum des Euro	1998
10	Löchel, Horst The EMU and the Theory of Optimum Currency Areas	1998
11	Moormann, Jürgen Terminologie und Glossar der Bankinformatik	1999
12	Heidorn, Thomas Kreditrisiko (CreditMetrics)	1999
13	Heidorn, Thomas Kreditderivate	1999
14	Jochum, Eduard Hoshin Kanri / Management by Policy (MbP)	1999
15	Deister, Daniel; Ehrlicher, Sven; Heidorn, Thomas CatBonds	1999
16	Chevalier, Pierre; Heidorn, Thomas; Rütze, Merle Gründung einer deutschen Strombörse für Elektrizitätsderivate	1999
17	Cremers, Heinz Value at Risk-Konzepte für Marktrisiken	1999
18	Cremers, Heinz Optionspreisbestimmung	1999
19	Thiele Dirk; Cremers, Heinz; Robé Sophie Beta als Risikomaß - Eine Untersuchung am europäischen Aktienmarkt	2000

20	Wolf, Birgit Die Eigenmittelkonzeption des § 10 KWG	2000
21	Heidorn, Thomas Entscheidungsorientierte Mindestmargenkalkulation	2000
22	Böger, Andreas; Heidorn, Thomas; Philipp Graf Waldstein Hybrides Kernkapital für Kreditinstitute	2000
23	Heidorn, Thomas / Schmidt Peter / Seiler Stefan Neue Möglichkeiten durch die Namensaktie	2000
24	Moormann, Jürgen; Frank, Axel Grenzen des Outsourcing: Eine Exploration am Beispiel von Direktbanken	2000
25	Löchel, Horst Die ökonomischen Dimensionen der ‚New Economy‘	2000
26	Cremers, Heinz Konvergenz der binomialen Optionspreismodelle gegen das Modell von Black/Scholes/Merton	2000
27	Heidorn, Thomas / Klein, Hans-Dieter / Siebrecht, Frank Economic Value Added zur Prognose der Performance europäischer Aktien	2000
28	Löchel, Horst / Eberle, Günter Georg Die Auswirkungen des Übergangs zum Kapitaldeckungsverfahren in der Rentenversicherung auf die Kapitalmärkte	2001
29	Biswas, Rita / Löchel, Horst Recent Trends in U.S. and German Banking: Convergence or Divergence?	2001
30	Heidorn, Thomas / Jaster, Oliver / Willeitner, Ulrich Event Risk Covenants	2001
31	Roßbach, Peter Behavioral Finance - Eine Alternative zur vorherrschenden Kapitalmarkttheorie?	2001
32	Strohhecker, Jürgen / Sokolovsky, Zbynek Fit für den Euro, Simulationsbasierte Euro-Maßnahmenplanung für Dresdner-Bank- Geschäftsstellen	2001
33	Frank Stehling / Jürgen Moormann Strategic Positioning of E-Commerce Business Models in the Portfolio of Corporate Banking	2001
34	Norbert Seeger International Accounting Standards (IAS)	2001
35	Thomas Heidorn / Sven Weier Einführung in die fundamentale Aktienanalyse	2001
36	Thomas Heidorn Bewertung von Kreditprodukten und Credit Default Swaps	2001
37	Jürgen Moormann Terminologie und Glossar der Bankinformatik	2002
38	Henner Böttcher / Prof. Dr. Norbert Seeger Bilanzierung von Finanzderivaten nach HGB, EstG, IAS und US-GAAP	2003
39	Thomas Heidorn / Jens Kantwill Eine empirische Analyse der Spreadunterschiede von Festsatzanleihen zu Floatern im Euroraum und deren Zusammenhang zum Preis eines Credit Default Swaps	2002

40

Daniel Balthasar / Prof. Dr. Heinz Cremers / Michael Schmidt
Portfoliooptimierung mit Hedge Fonds unter besonderer Berücksichtigung der
Risikokomponente

2002

Printmedium: € 25,-- zzgl. € 2,50 Versandkosten

Download im Internet unter: <http://www.hfb.de/forschung/veroeffen.html>

Bestelladresse/Kontakt:

Bettina Tischel, Hochschule für Bankwirtschaft,
Sonnemannstraße 9-11, 60314 Frankfurt/M.

Tel.: 069/154008-731, Fax: 069/154008-728

eMail: tischel@hfb.de, internet: www.hfb.de

Weitere Informationen über die Hochschule für Bankwirtschaft
erhalten Sie im Internet unter www.hfb.de