



Risikoprämien von Unternehmensanleihen

Eine theoretische und empirische Untersuchung

Dissertation

zur Erlangung des akademischen Grades eines

Dr. rer. pol.

durch die

Fakultät Wirtschaftswissenschaften

der Technischen Universität Dresden

vorgelegt von

Dipl.-Vw. Yun Lu

geboren am 02. Juni 1979 in Shanghai

Gutachter: 1. Prof. Dr. Hermann Locarek-Junge

2. Prof. Dr. Stefan Huschens

Datum der Promotion: 10.07.2013

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis	VI
Abbildungsverzeichnis	IX
Tabellenverzeichnis	XI
Symbolverzeichnis	XIII
1 Einleitung	1
1.1 Motivation	1
1.2 Problemstellung und Zielsetzung	2
1.3 Aufbau der Arbeit	5
2 Wesen der Unternehmensanleihen	8
2.1 Einordnung der Unternehmensanleihe nach eingebetteten Optionen	8
2.1.1 Unternehmensanleihe mit vorzeitigem Kündigungsrecht	9
2.1.1.1 Unternehmensanleihe mit eingebetteter Call-Option	10
2.1.1.2 Unternehmensanleihe mit eingebetteter Put-Option	10
2.1.1.3 Tilgungsanleihe	11
2.1.2 Unternehmensanleihe mit Wandlungsrecht	13
2.1.3 Unternehmensanleihe mit variabler Kuponzahlung	14
2.2 Preisfindungsmechanismus der Unternehmensanleihen	16
2.2.1 DCF-Methode	16
2.2.1.1 Theoretische Fundierung der DCF-Methode	16
2.2.1.2 Bewertung der Unternehmensanleihen nach der DCF-Methode	17
2.2.2 Bewertung der Unternehmensanleihen nach Merton's Modell	19
2.3 Alternative Maßstäbe der Risikoprämien von Unternehmensanleihen	23
2.3.1 Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Form der Überschussrendite	23
2.3.1.1 Flache Zinsstrukturkurve und konstante Risikoprämie	24
2.3.1.2 Nicht-flache Zinsstrukturkurve und konstante Risikoprämie	26
2.3.2 Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Form des relativen Preisabschlags	26

3 Risikoarten und Einflussfaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen	28
3.1 Der Strukturansatz zur Erklärung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen	29
3.1.1 Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Ausfallrisiko	29
3.1.1.1 Modell nach Merton (1974).....	29
3.1.1.2 Modell nach Black/Cox (1976).....	33
3.1.2 Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Zinssatzrisiko.....	39
3.1.2.1 Einführung des Gauss'schen HJM-Modells	40
3.1.2.1.1 Basisbegriffe und Notationen.....	40
3.1.2.1.2 Modellierung der stochastischen Zinsentwicklung nach dem HJM-Modell	42
3.1.2.2 Modellierung des Unternehmenswertes mit Einbeziehung der HJM-Zinsstrukturkurve	45
3.1.2.3 Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit dem stochastischen Zinssatz	48
3.1.3 Kritische Würdigung des strukturellen Ansatzes	52
3.2 Das lineare Faktor-Modell zur Erklärung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen	54
3.2.1 Einführung des linearen Faktor-Modells.....	55
3.2.1.1 Diagonalform und Kovarianzform des linearen Faktor-Modells.....	58
3.2.1.2 Beobachtbare und latente Variablen im Faktor-Modell.....	64
3.2.2 Einflussfaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen im linearen Modell	67
3.2.2.1 Zinssatzrisiko	68
3.2.2.2 Kreditrisiko	72
3.2.2.3 Liquiditätsrisiko	74
3.2.3 Zwischenfazit	79
4 Ermittlung der risikolosen Zinsstrukturkurve.....	81
4.1 Ansätze zur Schätzung der Zinsstrukturkurve.....	81
4.1.1 Zinsstrukturkurve anhand Diskontfunktion nach Carleton/Cooper	83
4.1.2 Zinsstrukturkurve mit kubischem Spline nach McCulloch.....	85
4.1.3 Zinsstrukturkurve mit exponentiellem Spline nach Vasicek/Fong	86
4.1.4 Zinsstrukturkurve mit Polynomialfunktion nach Chambers/Carleton/Waldman	88
4.1.5 Zinsstrukturkurve nach Fama/Bliss.....	89

4.1.6	Zinsstrukturkurve nach Nelson/Siegel	90
4.2	Empirische Ableitung der US-amerikanischen risikolosen Zinsstrukturkurve...	94
4.2.1	Daten zur Ermittlung der Zinsstrukturkurve	94
4.2.2	Ergebnisse nach dem Fama/Bliss-Unsmoothed-Verfahren.....	96
4.2.3	Ergebnisse nach dem Nelson/Siegel-Modell, Svensson-Modell und Bliss- Erweiterung	101
4.2.3.1	“In-sample” Anpassung	102
4.2.3.2	“Out-of-sample” Anpassung.....	106
4.2.4	Zwischenfazit	107
4.3	Hauptkomponentenanalyse der Zinsstrukturkurve.....	108
5	Ermittlung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen.....	119
5.1	Aufbereitung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen	119
5.1.1	Datenbasis	119
5.1.2	Ableitung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Beispiel	122
5.2	Vergleich der drei Maßstäbe der Risikoprämie von Unternehmensanleihen...	124
5.2.1	Zeitreihenvergleich der drei Maßstäbe.....	125
5.2.2	Querschnittvergleich der drei Maßstäbe.....	131
5.3	Statistischer Überblick über die KRP.....	134
6	Empirische Untersuchung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Pooled- Regression.....	138
6.1	Datengrundlagen	138
6.1.1	Systematische Einflussfaktoren.....	139
6.1.2	Unsystematische Einflussfaktoren	143
6.2	Modellaufbau mit der Pooled-Regression.....	145
6.3	Empirische Ergebnisse	147
6.3.1	Effekte der systematischen Einflussfaktoren.....	147
6.3.2	Effekte der unsystematischen Einflussfaktoren	153
6.3.3	Effekte der Einflussfaktoren vor und während der US-Subprimekrise (2007)	155
6.4	Zwischenfazit	160
7	Empirische Untersuchung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Hauptkomponentenanalyse	162
7.1	Aufbau der Untersuchung	163

7.1.1	Grundlegende Idee der Untersuchung	163
7.1.2	Angewendete Statistische Tests in Hauptkomponentenanalyse.....	168
7.1.3	Bestimmung der Hauptkomponenten	171
7.2	Beispiel für das Zeitfenster 2007-2009	172
7.3	Relevante latente Risikofaktoren von Risikoprämien der Unternehmensanleihen	183
7.4	Zwischenfazit	192
8	Schlussfolgerungen und Ausblick.....	194
Anhang A	198
Anhang B	199
Anhang C	201
Literaturverzeichnis	214

Abkürzungsverzeichnis

a.a.O.	am angegebenen Ort
abh.	abhängig
adj.	adjustiert
APT	Arbitrage Pricing Theory
Aufl.	Auflage
BWCB	Barwert der Unternehmensanleihe
BWRF	Barwert der risikolosen Anleihe
bzgl.	bezüglich
bzw.	beziehungsweise
ca.	circa
CBOE VIX	Chicago Board Options Exchange Volatility Index [®]
CCAPM	Consumption based Capital Asset Pricing Model
CF	Cash Flow[s]
d. h.	das heißt
DCF	Discounted Cash Flow
Diss.	Dissertation
DW	Durbin-Watson-Statistik
ebd.	ebenda
et al.	et alii
EURIBOR	Euro Interbank Offered Rate
EV	Eigenvektor

EW	Eigenwert
f.	folgende [Seite]
HK	Hauptkomponente
HML	High Minus Low
Hrsg.	Herausgeber
i. H. v.	in Höhe von
J.	Jahr
Jg.	Jahrgang
KRP	Konstante-Risikoprämie
LIBOR	London Interbank Offered Rate
No.	Number
Nr.	Nummer
o. g.	oben genannt
orthog	orthogonal
OTC	over-the-counter
p. a.	pro anno [per annum]
PAF	Preisabschlagsfaktor
pp.	pages
RLZ	Restlaufzeit
RMSE	Root Mean Squared Error
S.	Seite
SMB	Small Minus Big
SR	Spot-Rate[n]

Stdabw.	Standardabweichung
sys.	systematisch
SÄ	Sicherheitsäquivalent
u. a.	unter anderem <i>oder</i> unter andere
unabh.	unabhängig
unsys	unsystematisch
USIndProdIndex	Änderung des US-industriellen Produktionsindex
usw.	und so weiter
überarb.	überarbeitet
vgl.	vergleiche
VIF	Variance Inflation Factor
Vol.	volume
VOL	Volatilität
YD	Yield-Differenz
z. B.	zum Beispiel

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Einfluss der Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der Terminzinsrate auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen.....	51
Abbildung 2: Zinsniveau, Zinsspread und Wirtschaftszyklus.....	70
Abbildung 3: Verlauf der Ladungen im Nelson-Siegel-Modell.....	92
Abbildung 4: Restlaufzeit (im Jahr) der verfügbarer Anleihen.....	95
Abbildung 5: Bestimmung der nächsten Anleihe bzw. des nächsten Terminzinssatzes.	98
Abbildung 6: Konstanter positiver Terminzinssatz über mehrere Teilperioden	98
Abbildung 7: Restlaufzeit (im Jahr) der risikolosen Anleihen in der “in-sample” Teilstichprobe	99
Abbildung 8: Entwicklung der ermittelten Spot-Raten.....	100
Abbildung 9: Kassa- und Terminzinssätze nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren	101
Abbildung 10: Anpassung der Zinsstrukturkurven	103
Abbildung 11: Bewertungsfehler nach dem Nelson-Siegel-, Bliss- und Svensson-Modell	106
Abbildung 12: Performance der ersten drei Hauptkomponenten der risikolosen Spot-Raten.....	116
Abbildung 13: Vertrauensellipse der Hauptkomponenten der risikolosen Spot-Raten.	117
Abbildung 14: Lineare Zusammenhänge zwischen den drei Maßstäben.....	126
Abbildung 15: Isolinien des <i>PAF</i> in Abhängigkeit vom Zusammenspiel zwischen der <i>YD</i> und dem risikolosen Zinssatz	128
Abbildung 16: Isolinien des <i>PAF</i> in Abhängigkeit vom Zusammenspiel zwischen der <i>YD</i> und der Restlaufzeit ($r=5\%$).	131
Abbildung 17: Vergleich der Rangskala nach den drei Maßstäben am 15.12.2009	133
Abbildung 18: Erklärungsbeitrag der Hauptkomponenten der Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten	142
Abbildung 19: Überschussrenditen unterschiedlicher Ratingklassen vor und während der Subprimekrise.....	159
Abbildung 20: Vorgehensweise der Untersuchung in Kapitel 7.....	165

Abbildung 21: Eigenwerte und Erklärungsbeitrag der Hauptkomponenten in der Subperiode, 2007 - 2009	172
Abbildung 22: 95%-Konfidenzellipse der drei Hauptkomponenten in der Subperiode, 2007- 2009.....	174
Abbildung 23: Hauptkomponenten und Faktorladungen in der Subperiode, 2007 - 2009	176
Abbildung 24: Durchschnittliche Erklärungsbeitrag der ersten vier Hauptkomponenten zwischen 1990 und 2009	183
Abbildung 25: Erklärungsbeitrag der latenten Risikofaktoren zwischen 1990 und 2009	185
Abbildung 26: Erklärungsbeitrag der signifikanten, latenten erklärenden Variablen zwischen 1990 und 2009	186
Abbildung 27: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,1})$	189

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Duplizierung eines Floaters mit einem Payer-Swap und einer Festzinsanleihe	15
Tabelle 2: Qualitative Auswirkung der Parameter im Strukturmodell auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen.....	52
Tabelle 3: Klassifikation des linearen Faktor-Modells	57
Tabelle 4: Indirekte Messungen des Liquiditätsrisikos nach Houweling/Mentink/Vorst (2005)	76
Tabelle 5: Überblick über die periodischen verfügbaren US-amerikanischen Anleihen	96
Tabelle 6: Überblick über die Anleihen in der “in-sample” Teilstichprobe.....	99
Tabelle 7: Parameter der Zinsstrukturmodelle	104
Tabelle 8: “In-sample” Anpassung der Spot-Raten	104
Tabelle 9: “In-sample” Bewertungsfehler	105
Tabelle 10: “Out-of-sample” Bewertungsfehler.....	107
Tabelle 11: Korrelationsmatrix zwischen den risikolosen Spot-Raten	111
Tabelle 12: Varianz der risikolosen Spot-Raten.....	111
Tabelle 13: Überblick über die Eigenwerte (EW) und Eigenvektoren (EV) der risikolosen Spot-Raten	112
Tabelle 14: Korrelationskoeffizienten zwischen den Hauptkomponenten und den ursprünglichen Variablen.....	113
Tabelle 15: Beta-Faktoren und $Adj.-R^2$ der linearen Regression ($E[SR] = \alpha + \beta_1 \cdot HK_1 + \beta_2 \cdot HK_2$)	113
Tabelle 16: Verfügbare Unternehmensanleihen nach Ratingklasse und Branche.....	120
Tabelle 17: Periodische verfügbare Unternehmensanleihen nach Ratingklasse	121
Tabelle 18: Mittelwert des PAF nach Laufzeit und Ratingklasse	132
Tabelle 19: Deskriptive Statistik der KRP nach Ratingklasse und Branche	135
Tabelle 20: Regressionsergebnis $BarclaysUSBaa$ nach $SRHK1$ und KRP_Baa	141
Tabelle 21: Deskriptive Statistik der systematischen Einflussfaktoren	143

Tabelle 22: Beschreibung der unsystematischen Einflussfaktoren	144
Tabelle 23: Effekte der einzelnen Risikoarten auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen.....	149
Tabelle 24: Effekte der Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen.....	151
Tabelle 25: Effekte der Einflussfaktoren in der Subperiode, 1990 - 2006.....	156
Tabelle 26: Effekte der Einflussfaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009.....	157
Tabelle 27: Untersuchte Unternehmensanleihen in den einzelnen Subperioden	163
Tabelle 28: Auswirkungen der latenten erklärenden Variablen auf die latenten Risikofaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009	177
Tabelle 29: Korrelationskoeffizienten zwischen den latenten erklärenden Variablen und den systematischen Einflussfaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009	178
Tabelle 30: Auswirkungen der signifikanten latenten erklärenden Variablen auf die beobachtbaren Einflussfaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009	181
Tabelle 31: Effekte der anleihespezifischen Ausstattungen auf die Faktorladungen der latenten Risikofaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009	182

Symbolverzeichnis

$1_{[\cdot]}$	Indikatorfunktion
$adj. R^2$	Korrigiertes Bestimmtheitsmaß
$B(t)$	Wert des Geldmarktkontos zum Zeitpunkt t
$B(t, T)$	Wert zum Zeitpunkt t eines risikolosen Nullkuponanleihe mit Fälligkeit T , für $t \leq T$
$BP-KB$	Nach Koenker/Bassett (1982) modifizierte Breusch-Pagan-Statistik
BW	Barwert
BW^K	Barwert der künstlichen Benchmarkanleihe
β	Faktorladung, Regressionskoeffizient, Betafaktor
$\hat{\beta}$	Schätzer des Beta-Faktors
C	Kuponzahlung
$Cov(\cdot)$	Kovarianz
χ^2	Chi-Quadratverteilung
d	Macaulay-Duration
DP	Dirty-Preis
$Duration_r^{\text{Referenzanleihe}}$	Duration der Referenzanleihe bezüglich des risikolosen Zinssatzes
$Duration_\Delta^{\text{Unternehmensanleihe}}$	Duration der Unternehmensanleihe bezüglich der YD
e	Eigenvektor; Eulersche Zahl

E	Wert des Eigenkapitals
$E(\bullet)$	Erwartungswert
ε	Störgrößen
$\hat{\varepsilon}$	Schätzwert der Störgrößen
f	fundamentaler Wert
F	Wert des Fremdkapitals, Wert der risikobehafteten Nullkuponanleihe, erklärende Variable bzw. Risikofaktor
\mathcal{F}	σ -Algebra
\mathcal{F}_t	Filtrierung von \mathcal{F} zum Zeitpunkt t
$f(t_0, t_1, t_2)$	Forward-Rate zum Zeitpunkt t_0 für das Zeitintervall $[t_1, t_2]$, für $t_0 \leq t_1 \leq t_2$
I	US-Industriellen-Produktion-Index
\ln	Logarithmus
K	Basispreis
KRP_{Baa}	Durchschnittliche KRP der Baa -Unternehmensanleihen
ℓ	Recovery-Rate
λ	Eigenwert, Parameter in Zinsstrukturkurmodellen
μ	Zinsspanne über Referenzzinssatz, Transaktionskosten
μ_B	Driftterm der Nullkuponanleihe
\max	Maximum
\min	Minimum
N	Nennwert, Anzahl der verfügbaren Unternehmensanleihen
$N(\bullet)$	Kumulative Verteilungsfunktion einer Standardnormalverteilung

$N(\mu, \sigma^2)$	Normalverteilung mit dem Erwartungswert μ und der Varianz σ^2
Ω	Zustandsraum
p	Zeitfenster, fairer Preis eines Wertpapiers
P	Risikoneutrales Wahrscheinlichkeitsmaß
φ	Monat
Ψ	Eigenwert der Einflussfaktoren
Q^T	ein zu P äquivalentes Wahrscheinlichkeitsmaß
r	Zinssatz
\mathbb{R}	Menge der reellen Zahlen
r_f	risikoloser Zinssatz
r_K	Basispreis einer Zinssatzoption
r_{RF}	Referenzzinssatz
R^2	Bestimmtheitsmaß
Rho	Autokorrelation der Residuen
$r(t_i, t_j)$	Risikolose Spot-Rate für die Periode $[t_i, t_j]$, für $t_i \leq t_j$
ρ	Korrelationskoeffizient
S	Korrelationsmatrix
$\text{sgn}(\bullet)$	Vorzeichenfunktion
Σ_Y	Varianz-Kovarianz-Matrix
σ	Standardabweichung, Volatilität
σ_V	Volatilität des Unternehmenswerts

σ_B	Volatilität der risikolosen Nullkuponanleihe
σ^*	Volatilität der kurzfristigen Terminzinsrate
t	Laufzeit, Zeitindex
t_j^{N-1}	letzter Kuponzahlungstermin der j -ten Anleihe
t_0	Bewertungsstichtag
T	Laufzeitende
θ	Eigenvektor der Einflussfaktoren
τ	Stoppzeit
v	Element in Eigenvektor
V	Unternehmenswert
$Var(\cdot)$	Varianz
VIX	CBOE Volatilitätsindex [@]
W_t	Eindimensionale Brown'sche Bewegung
$W_{p,j}$	Hauptkomponente der systematischen Einflussfaktoren, für $p \in [1, 2, \dots, 35]$ und $j \in [1, 2, \dots, 18]$
$W_{p,j}^{**}$	Signifikante Hauptkomponente der systematischen Einflussfaktoren, für $p \in [1, 2, \dots, 35]$ und $j \in [1, 2, \dots, 18]$
w_t	Prozentsatz des emittierten Volumens bei Rückkauf der Tilgungsanleihen
$X_{p,m}$	Standardisierter m -ter Einflussfaktor im Zeitfester p
y	Diskontierungszinssatz, Beobachtung der erklärten Variable
Y	Erklärte Variable
YTM	Yield to Maturity

YTM_f^K	Yield to Maturity der künstliche risikolosen Benchmarkanleihe
$Y_{p,n}$	Standardisierte <i>KRP</i> der <i>n</i> -Anleihe im Zeitfenster <i>p</i>
y_s	Swapyield
Z_t	Eindimensionale Brown'sche Bewegung
ZS	Zinszuschlag
Δ	<i>YD</i>
$\Delta \bullet$	Änderung
$ \bullet $	Absolutwert

1 EINLEITUNG

1.1 MOTIVATION

Der Markt der festverzinslichen Wertpapiere zählt zu einem der größten und raschwüchsigsten Segmente des globalen Finanzmarktes. Mindestens die Hälfte aller investierbaren Wertpapiere auf den Finanzmärkten kann in die Asset-Klasse festverzinslicher Wertpapiere eingeordnet werden.¹ Weiterhin liegt es bei Unternehmen im Trend, sich über Unternehmensanleihen zu finanzieren. Das Emissionsvolumen von Unternehmensanleihen in den Vereinigten Staaten übersteigt seit 2006 das Emissionsvolumen von Aktien.² Ein Aufwärtstrend, Fremdkapital in Form der Unternehmensanleihen statt Eigenkapital in Form der Aktien aufzunehmen, wird selbst seit der Subprimekrise (2007) noch beobachtet. Mit dem zunehmenden Emissionsvolumen und der daraus resultierenden gesteigerten Rolle der Unternehmensanleihen sowohl für die Unternehmensfinanzierung als auch für die Investitionstätigkeit hat die Untersuchung risikobehafteter Unternehmensanleihen daher an besonderer Bedeutung gewonnen.

„Wherever there is risk, it must be compensated to the lender by a higher premium or interest.”³ Die Risikoprämien von Unternehmensanleihen spielen für die dynamische Entwicklung der Finanzmärkte eine unverzichtbare Rolle. Zum einen hat die Risikoprämie von Unternehmensanleihe als ein Haupthandelstreiber einen Beitrag zum Boom der Anleihenmärkte geleistet. Des Weiteren dient ein Teil der gesamten Risikoprämie unmittelbar als Basiswert von vielfältig strukturierten Produkten im Bereich des Kreditrisikos, z. B. Credit-Default-Swap. Zum anderen stellt sie einen nicht unerheblichen Grundstein für Anleiheportfolioentscheidungen dar. Beispielsweise weisen die Hedgefonds normalerweise eine hohe Sensitivität gegenüber den Änderungen der Risikoprä-

¹ Vgl. Brenner (2009).

² Eine grafische Darstellung befindet sich in Anhang A.

³ Fisher (1959), S. 221.

mien von Unternehmensanleihen auf, während das Zinsänderungsrisiko durch die Short-Position in staatliche Anleihen abgesichert wird.

Die aktuelle „Überarbeitung des Basel-II-Rahmenwerkes hinsichtlich des Marktrisikos“ schlägt vor, die Risikoprämien von Unternehmensanleihen gegenüber der risikolosen Zinsstrukturkurve zu schätzen.

„[...] System must incorporate separate risk factors to capture spread risk. [...] A variety of approaches may be used to capture the spread risk [...] between government and other fixed income interest rates, [...] or estimating the spread over government rates at various points along the yield curve.“⁴

Weiterhin wird empfohlen, die Determinanten der Risikoprämien durch angemessene Verfahren zu identifizieren bzw. quantifizieren. Durch diese explizite Berücksichtigung im Rahmen von Basel II hat die Untersuchung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen einen höheren Stellenwert gewonnen.

1.2 PROBLEMSTELLUNG UND ZIELSETZUNG

FISHER (1959) wies erstmals deutlich darauf hin, dass die Risikoprämien der Unternehmensanleihe von ihrer Ausfallmöglichkeit bzw. ihrer Marktfähigkeit abhängen können.⁵ Seit jeher gehören die Risikoprämien von Unternehmensanleihen zu einem der wichtigsten Forschungsgebiete in der Finanzwirtschaft.

Die Risikoprämie der Unternehmensanleihe stellt theoretisch die von den Investoren geforderte Kompensation für die Übernahme zusätzlicher Risiken, vor allem des Kreditrisikos, gegenüber Risiken der Benchmark, dar.⁶ Sie wird sehr häufig als Überschussrendite über der Rendite einer risikofreien Anleihe mit identischer Auszahlungsstruktur definiert.⁷ Dabei gibt es eine Reihe unterschiedlicher, synonym verwendeter Begriffe, wie z. B. Zinsspread, Kredit-Spread sowie im angelsächsischen Sprachgebrauch Rate-

⁴ Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (2009), S. 12.

⁵ Vgl. Fisher (1959), S. 222-227.

⁶ Vgl. Bender, et al. (2010), S. 18. Duffee schreibt hierzu: „*This relation conveys information about [...] the market's perception of default risk.*“ (Duffee (1998), S. 2225).

⁷ Vgl. Longstaff/Mithal/Neis (2005), S. 2218. Die Renditen von staatlichen Schuldverschreibungen dienen in der Regel als Richtwert der risikofreien Renditen. Das Wort „risikofrei“ bedeutet hier nicht, dass die staatlichen Schuldverschreibungen als komplett risikolos im Sinne der Entscheidungstheorie angesehen werden. Vielmehr werden die Treasury oder Bundesanleihen von dem Ausfall ausgeschlossen. In dieser Hinsicht werden die Renditen von staatlichen Anleihen besser als ausfallrisikofreie Zinssätze verstanden.

Spread oder auch Yield-Spread.⁸ In der bisher veröffentlichten Literatur findet sich jedoch eine Vielzahl von den praktischen Maßstäben für die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Zum Beispiel definiert FABOZZI (2005) die Risikoprämie als Zinsunterschied zwischen risikobehafteter Anleihe und laufzeitkongruenter risikoloser Anleihe.⁹ In Analogie dazu verwendet KAGRAOKA (2010) die Rendite einer Staatsanleihe, die die gleiche Duration wie die betrachtete Unternehmensanleihe aufweist, als Benchmark.¹⁰ In Gegensatz dazu steht in den Arbeiten von BAGHESTANI (2005) und HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) ein risikoloser Zinssatz bestimmter Restlaufzeit.¹¹ Darüber hinaus messen DIONNE et al. (2010) die Risikoprämien von Unternehmensanleihen durch Renditedifferenz zwischen risikobehafteter Kuponanleihe und risikoloser Nullkuponanleihe.¹² Allerdings sind die oben genannten Maßstäbe ohne weitere Annahmen nicht fehlerfrei und problemlos zustande gekommen. Vor allem setzt die Bestimmung der Überschussrendite die adäquate vergleichbare Benchmark voraus. Die Übereinstimmung der Fälligkeit oder der Duration ist eher zufälliger Natur. Wird diese Nebenbedingung streng eingehalten, wird der Umfang der zur Verfügung stehenden Daten erheblich reduziert, was weiterhin die statistische Aussagekraft der Untersuchung einschränkt. Dazu kommt noch, dass Yield-to-Maturity sehr sensitiv auf die Höhe und den Termin der Kuponzahlung reagiert.¹³ Ausgehend von dieser Überlegung wäre ein Vergleich der Renditen nur sinnvoll, wenn zwei Anleihen bis auf das Risiko identische Auszahlungsstruktur aufweisen. In diesem Zusammenhang stellt die präzise Messung der Risikoprämie der Unternehmensanleihen daher eine betriebswirtschaftliche Notwendigkeit dar. In der vorliegenden Arbeit werden im Hinblick auf die Erreichbarkeit drei Maßstäbe der Risikoprämien von Unternehmensanleihen vorgestellt und miteinander verglichen.

⁸ Die Begriffe "Zinsspread" und "Yield-Spread" lassen sich manchmal auch als Zinsdifferenz zwischen der langfristigen und kurzfristigen risikofreien Anleihe in einigen Aufsätzen interpretieren (vgl. Cochrane/Piazzesi (2005)). In dieser Arbeit bezieht sich der Zinsspread auf die Differenz zwischen dem langfristigen und dem kurzfristigen risikolosen Zinssatz. Unter dem Begriff Yield-Spread wird zunächst die Renditedifferenz zwischen risikobehafteter und risikofreier Anleihe verstanden.

⁹ Siehe auch Bao/Pan/Wang (2011), S. 930; Thonabauer/Nösslinger (2008), S. 39; Collin-Dufresne/Goldstein/Martin (2001), S. 2182; Francis (1976), S. 643f.; Merton (1974), S. 456; Fisher (1959), S. 221.

¹⁰ Vgl. Kagraoka (2010), S. 527; siehe auch Barrett/Heuson/Kolb (1986), S. 306.

¹¹ Baghestani (2005) benutzt die Effektivverzinsung der zehnjährigen Treasury-Bonds als Referenzzinssatz. Houweling/Mentink/Vorst (2005) benutzen dagegen die kurzfristige Swaprate mit der einjährigen Restlaufzeit als Benchmark (vgl. Houweling/Mentink/Vorst (2005), S. 1335 und 1347).

¹² Vgl. Dionne et al. (2010), S. 710; Elton et al. (2001), S. 251f.

¹³ Vgl. Brealey/Myers/Allen (2011), S. 317; Longstaff (2004), S. 515.

In der Literatur werden die Überschussrenditen von Unternehmensanleihen sehr häufig als “Credit-Spread” bezeichnet. Allerdings stellt sich bei den empirischen Studien von BAO/PAN/WANG (2011), HUANG/HUANG (2002), ELTON et al. (2001), COLLIN-DUFRESNE/GOLDSTEIN/MARTIN (2001), SARIG/WARGA (1989), FAMA/FRENCH (1989) heraus, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen zumeist von den Nicht-Kreditkomponenten determiniert werden. Der erwartete Kreditverlust ist nach ELTON et al. (2001) nur für einen kleinen Teil der gesamten Risikoprämie von Unternehmensanleihe verantwortlich. Insbesondere sind COLLIN-DUFRESNE/GOLDSTEIN/MARTIN (2001) der Auffassung, dass der große Teil dieser Risikoprämie von einem unbeobachteten systematischen Risikofaktor determiniert wird. Um diese Marktanomalien zu erklären, hat sich die wissenschaftliche Literatur bislang mit einer Vielzahl unterschiedlicher Ansatzpunkte und Modelle beschäftigt. Im Mittelpunkt steht die Frage, welche Risikoarten bzw. wie viele Einflussfaktoren sich auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen inwieweit auswirken. Im Hinblick auf die thematischen Auseinandersetzungen und den Umfang der implementierten Untersuchungen wird in dieser Arbeit zu Anfang versucht, einen systematischen Überblick über die Untersuchungsansätze bzw. Methoden im Kontext von Struktur bzw. Determinanten der Risikoprämien von Unternehmensanleihen zu vermitteln. Abschließend ergänzt diese Arbeit die vorhandenen Untersuchungen mit dem statistischen linearen Faktor-Modell. In diesem Zusammenhang wird die Untersuchung von LITTERMAN/SCHINKMAN (1991) auf die risikobehafteten Unternehmensanleihen übertragen und dadurch erweitert, dass die beobachtbaren systematischen Einflussfaktoren zum Zweck der Identifikation bzw. Interpretation der latenten Risikofaktoren eingeführt werden.

Mit der Analyse der zukunftsorientierten Risikoprämien von Unternehmensanleihen soll diese Arbeit einen grundsätzlichen bzw. wesentlichen Beitrag zur Gestaltung der Anleiheanalyse bzw. zur Portfolioverwaltung leisten. Das Ziel dieser Untersuchung ist daher, die systematischen Risikofaktoren bzw. Determinanten der Risikoprämien von Unternehmensanleihen zu identifizieren und quantitativ zu analysieren. Daher beschäftigt sich die Arbeit mit den Fragen, wie die Risikoprämien von Unternehmensanleihen logisch ermittelt werden können, in welchem Maß die Risikoprämien von Unternehmensanleihen von welchen wesentlichen beeinflussenden Treibern abhängig sind. Auf Basis der beobachteten Marktpreise von in US\$-denominierten Unternehmensanleihen werden die Risikoprämien in der empirischen Untersuchung unmittelbar ermittelt und in Risikofak-

toren und ihre Ladungen dekomponiert. Diese Dekomposition ist zum einen für die faire Bewertung und das Risikomanagement von Unternehmensanleihen praktisch erwünscht. Zum anderen stellt sie eine der wissenschaftlichen Herausforderungen dar, da die Nutzung der latenten Variablen im linearen Faktor-Modell den ökonomischen Auslegungen ausgesetzt ist. Die vorgelagerten finanzwirtschaftlichen Überlegungen sind deshalb erforderlich, sodass die latenten Risikofaktoren interpretiert werden können. Dadurch wird ein sparsames lineares Faktor-Modell mit wirtschaftlicher Bedeutung aufgebaut. Eine vergleichbare Untersuchung ist nach Wissen des Verfassers noch nicht vorhanden.

1.3 AUFBAU DER ARBEIT

Die vorliegende Arbeit gliedert sich in fünf Teile.

Der zweite Teil dient hauptsächlich zur Abgrenzung des Untersuchungsgegenstandes und zur Identifikation der systematischen Risikoarten bzw. der Einflussfaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen.

In **Kapitel 2** werden die Unternehmensanleihen zuerst systematisch angesichts der eingebetteten Optionen auseinandergesetzt. Hierdurch wird der Fokus auf Festzinsanleihe für die folgende Untersuchung begründet. Im Anschluss wird auf die Bewertung von Unternehmensanleihen eingegangen, wobei hier zwei Ansätze erläutert werden, nämlich die Discounted-Cash-Flow-Methode (DCF) und die Option-basierte Methode (Merton's Modell). Die Veranschaulichung der theoretischen Preisfindungsmechanismen vermittelt auf den ersten Blick die modellbezogenen Einflussparameter, die sich auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen auswirken. Je nach Bewertungsansatz werden weiterhin die unterschiedlichen Möglichkeiten zur Messung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen in 2.3 diskutiert. Anschließend werden die angemessenen Maßstäbe im Hinblick auf die Erreichbarkeit für die weitere Untersuchung quantitativ definiert.

Das **Kapitel 3** verbindet die unterschiedlichen Sichtweisen bezüglich der Risikoarten sowie der Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Dabei werden zwei Erklärungsansätze diskutiert. Während der Strukturansatz den nicht-linearen Zusammenhang zwischen den Risikoprämien von Unternehmensanleihen und den entsprechenden Einflussfaktoren darstellt, nimmt das Faktor-Modell die lineare Wirkungsstruktur der Risikofaktoren zusammen mit den für diese Risikofaktoren spezi-

fischen Faktorladungen auf die Risikoprämien der Unternehmensanleihen an. Je nach Risikoart werden die Einflussfaktoren in der Literatur anhand der theoretischen Wirkungsmechanismen für die Risikoprämien von Unternehmensanleihen erörtert. Das Hauptziel dieses Kapitels liegt darin, die sowohl theoretischen als auch empirischen Auswirkungen der Risikoarten bzw. Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen qualitativ zu veranschaulichen.

Eine erfolgreiche Untersuchung kann nur gewährleistet werden, wenn qualitativ hochwertigen Daten zur Verfügung stehen. Ausgehend von dieser Überlegung zielt der dritte Teil dieser Arbeit darauf ab, auf der einen Seite die risikolose Zinsstrukturkurve auf Basis der US-amerikanischen staatlichen Anleihen für die Periode, 01.1990 - 12.2009, in Kapitel 4 zu bestimmen, auf der anderen Seite die Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen auf dem US-Markt in Kapitel 5 zu ermitteln.

Das **Kapitel 4** beginnt mit der kritischen Betrachtung der unterschiedlichen Ansätze zur Ermittlung der risikolosen Zinsstrukturkurve. Danach werden die Parameter des Nelson-Siegel-Modells, Svensson-Modells und des Fama-Bliss-Smoothed-Verfahrens auf Basis der nach dem Fama-Bliss-Filter ermittelten Spot-Raten verschiedener Laufzeiten für die “in-sample” Stichprobe geschätzt. Die betrachteten Zinsstrukturmodelle werden angesichts der Schätzfehler von Spot-Raten und der daraus resultierenden Bewertungsfehler von Anleihekursen auf Grundlage der “in-sample” und “out-of-sample” Stichprobe verglichen. Das Kapitel schließt mit der Hauptkomponentenanalyse. Diese wird auf Basis der Spot-Raten unterschiedlicher Restlaufzeiten für den Zeitraum zwischen dem 01.1990 und dem 12.2009 durchgeführt.

In **Kapitel 5** werden die vorher vorgestellten Maßstäbe bezüglich der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit den umfangreichen Daten praktisch ermittelt. Die Risikoprämien werden zuerst anhand eines Zahlenbeispiels kalkuliert und dann im Längs- und Querschnitt verglichen. Eine statistische Zusammenfassung der zu untersuchenden Risikoprämien von Unternehmensanleihen befindet sich am Ende dieses Kapitels.

Der vierte Teil widmet sich den theoriegeleiteten empirischen Untersuchungen. Kapitel 6 und 7 tragen auf unterschiedliche Weise wesentlich zu der grundlegenden Fragestellung bei. Geklärt wird, welche Risikofaktoren die Risikoprämien von Unternehmensanleihen inwieweit beeinflussen.

Im Unterschied zu den vorhandenen Studien, die Anleiheindizes in den Fokus der Analyse stellen, untersucht das **Kapitel 6** empirisch die grundlegende Beziehung zwischen den Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen und den verschiedenen beobachtbaren systematischen Einflussfaktoren, während die individuellen Ausstattungen von Unternehmensanleihen, wie z. B. Kredit-Rating, Alter, Kuponrate usw., gleichzeitig kontrolliert werden. Mit der Pooled-Regression kann ein erster Überblick über die allgemeinen Effekte des Zinssatzrisikos, Kreditrisikos und Liquiditätsrisikos auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen geschaffen werden. Hinsichtlich der umfangreichen individuellen Beobachtungen über eine relativ lange Betrachtungsperiode ist es zudem möglich, den Effekt der Liquidität während der US-Subprimekrise (2007) mit dem vor der Krise zu vergleichen. Darüber hinaus untersucht dieses Kapitel die relative Relevanz zwischen dem Kreditrisiko und Liquiditätsrisiko vor und während der Subprimekrise.

Zurückgreifend auf die Arbeit von LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) fokussiert sich **Kapitel 7** aufgrund der hohen Korrelationen zwischen den Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen auf die Risikofaktoren im Sinne der Hauptkomponenten der Hauptkomponentenanalyse. Nachdem die Vorgehensweise der Untersuchung zusammen mit den angewendeten statistischen Tests in 7.1 dargestellt werden, präsentiert das Unterkapitel 7.2 als Beispiel die empirischen Ergebnisse für den Zeitraum zwischen dem 01. 2007 und dem 12. 2009. Die empirischen Befunde aller untersuchten Subperioden befinden sich in 7.3. Im Mittelpunkt dieses Kapitels stehen jedoch die Identifikation und die Interpretation der latenten Risikofaktoren.

Die Arbeit schließt mit der Zusammenfassung der Untersuchung und einem Ausblick auf die möglichen weiteren Entwicklungen.

2 WESEN DER UNTERNEHMENSANLEIHEN

In Kapitel 2 werden die grundlegenden Kenntnisse der Unternehmensanleihe eingeführt. Verschiedene Typen der Unternehmensanleihe werden zu Anfang systematisch vorgestellt. Sie sind angesichts der eingebetteten Optionen auseinanderzusetzen. Somit können die in folgende Untersuchung einbezogenen festverzinslichen Unternehmensanleihen von anderen klar abgegrenzt werden. Im Anschluss werden zwei Ansätze, Discounted-Cash-Flow-Methode (DCF) und Option-basierte Methode (Merton's Modell), zur Bewertung der Unternehmensanleihen erläutert. Mit den beiden Bewertungsansätzen bekommt man die geschlossenen Lösungen für den diskreten und den stetigen Fall. Aus den geschlossenen Lösungsformeln lassen sich die bepreisungsrelevanten Parameter für die Unternehmensanleihen entweder direkt oder indirekt deduzieren. Mit anderen Worten, kann man ausgehend von der Bewertungsgleichung und dem gegebenen Marktpreis umgekehrt die Einflussparameter, die weiterhin den Risikoaufschlag der risikobehafteten Unternehmensanleihen gegenüber dem risikolosen Zinssatz determinieren, identifizieren. Durch die Veranschaulichung der theoretischen Preisfindungsmechanismen werden schließlich die Maßstäbe für die Risikoprämien von Unternehmensanleihen als Untersuchungsobjekt quantitativ definiert.

2.1 EINORDNUNG DER UNTERNEHMENSANLEIHE NACH EINGEBETTETEN OPTIONEN

Die Unternehmensanleihe stellt eine Schuldurkunde dar, in der sich der Emittent zur Zahlung einer bestimmten Geldsumme an den Gläubiger verpflichtet.¹⁴ Sie dient grundsätzlich dazu, die unternehmerischen operativen Tätigkeiten zu finanzieren. Dadurch ermöglicht sie ein Wachstum der Unternehmen. Als im Jahr 2001 die Unternehmensanleihen bei ungefähr 7% der gesamten Verschuldungen in Bilanz der europäischen In-

¹⁴ Vgl. Ross/Westerfield/Jaffe (2001), S. 102.

dustrieunternehmen stehen, beträgt das Verhältnis ungefähr 10% für die Unternehmen in den USA und Japan.¹⁵

Die emittierten Unternehmensanleihen lassen sich in verschiedene Typen gliedern. Sie unterscheiden sich merklich durch Währung, Restlaufzeit, Kuponrate, Rückzahlungskurs und in die Anleihe eingebettete Sonderrechte.¹⁶ Die einfachste Unternehmensanleihe ist der sogenannte "Straight Bond" oder die Festzinsanleihe, mit der die Investoren eine Reihe der fixierten Auszahlungen erhalten, das heißt regelmäßig, also normalerweise jährlich oder halbjährlich wird der feste Kupon ausgezahlt. Beim Verfall bekommen die Investoren die letzte Kuponzahlung zuzüglich der Tilgung des Nennwertes zurück. Zum Sonderfall der Festzinsanleihe zählt die Nullkuponanleihe. Diese liefert bis zur Fälligkeit keine zwischenzeitlichen Cashflows.

In folgendem Abschnitt werden die Unternehmensanleihen, angesichts der eingebetteten Option, üblicherweise auseinandergesetzt. Das Hauptziel ist zu zeigen, dass die Unternehmensanleihe mit der eingebetteten Option in eine risikobehaftete Festzinsanleihe und Optionen dekompositioniert werden kann. Werden die eingebetteten Optionen von der Unternehmensanleihe getrennt, verbleibt die Festzinsanleihe, die ansonsten mit der identischen Restlaufzeit, der einheitlichen Kuponrate, der Auszahlungshäufigkeit bestimmter Perioden und der endgültigen Tilgung wie diese der ursprünglichen Unternehmensanleihe ausgestattet ist.¹⁷

2.1.1 Unternehmensanleihe mit vorzeitigem Kündigungsrecht

Unter dem Titel „Unternehmensanleihe mit vorzeitigem Kündigungsrecht“ werden die sogenannten kündbaren Anleihen aus Sichtweisedes Emittenten (Callable-Bond) und von Seiten der Gläubiger (Puttable-Bond) sowie die Tilgungsanleihe (Sinking Fund Bond) erfasst. Die ersten zwei Typen der kündbaren Anleihen unterscheiden sich dadurch, dass das Kündigungsrecht einmal vom Emittenten und einmal vom Gläubiger ausgeübt werden kann. Bei der kündbaren Anleihe aus Sichtweise der Emittenten und bei der Tilgungsanleihe handelt es sich darum, die Unternehmensanleihe als Schuldverschreibung vor dem Verfallsdatum entweder vollständig oder teilweise zu tilgen.

¹⁵ Vgl. Bondt (2002), S. 8.

¹⁶ Vgl. van Aubel (2000), S. 94-100.

¹⁷ Vgl. Koziol (2006), S. 125; Brigo/Mercurio (2006), S. 23.

2.1.1.1 Unternehmensanleihe mit eingebetteter Call-Option

Die Unternehmensanleihe mit eingebetteter Call-Option wird auch als Callable Bond bezeichnet und räumt dem Emittenten das Recht ein, die ausstehende Schuldverschreibung vor der Fälligkeit zu tilgen. Dieses Kündigungsrecht kann der Emittent zu einem vorher bekannt gegebenen Zeitpunkt oder innerhalb einer Zeitperiode ausüben. Bei der Ausübung des Kündigungsrechts kauft der Emittent sämtliche Anleihen für den im Anleihevertrag festgelegten Preis K zurück. Daher ist logisch zu erwarten, dass das Kündigungsrecht erst dann ausgeübt wird, wenn der Anleihekurs das K überschreitet. Der sich daraus ergebende Vorteil für den Emittenten führt zum vergleichsweise niedrigeren Anleihekurs als dem Kurs der Festzinsanleihe ohne Call-Option. Die Beziehung zwischen den Anleihekursen kann mit folgender Gleichung gegeben werden:

$$\text{Callable Bond} = \text{Festzinsanleihe} - \text{Call Option bzgl. Bond.} \quad \text{F 2-1}$$

Gelegentlich wird die Ausübung der Call-Option bezüglich der Anleihe mit dem Finanzierungszinssatz r des Unternehmens in Verbindung gesetzt. Die grundlegende Idee basiert auf der gegenseitigen Bewegung zwischen dem Anleihekurs und dem Finanzierungszinssatz. Der steigende Zinssatz resultiert in einem fallenden Kurs bei der Festzinsanleihe. Dagegen erhöht sich der Anleihekurs mit dem fallenden Zinssatz. Insbesondere wenn der Marktzinssatz eine bestimmte Untergrenze r_K erreicht, welche dazu führt, dass der Anleihekurs größer als der festgelegte Rückkaufpreis K ist, wird das Kündigungsrecht mit Vorteil ausgeübt. Mit anderen Worten bewirkt der fallende Marktzins, dass der Emittent von dem Kündigungsrecht zu Lasten der Rendite der Gläubiger Gebrauch macht, da sich der Wert der Call-Option mit dem fallenden Zinssatz erhöht. In diesem Zusammenhang ergibt sich folgendes:

$$\text{Callable Bond} = \text{Festzinsanleihe} - \text{Put Option bzgl. Zinssatz.} \quad \text{F 2-2}$$

2.1.1.2 Unternehmensanleihe mit eingebetteter Put-Option

Bei der Unternehmensanleihe mit eingebetteter Put-Option handelt es sich um den umgekehrten Fall von Callable-Bond. Hier hat der Gläubiger das Recht, vom Emittenten zu verlangen, die Anleihe mit einem festgelegten Preis K zurückzukaufen, wenn der Anleihekurs zu einem bestimmten Zeitpunkt oder innerhalb einer bestimmten Periode den K

unterschreitet. Analog zu den Gleichungen F 2–1 und F 2–2 wird die Beziehung zwischen den Anleihekursen für Putable-Bond äquivalent durch

$$\text{Putable Bond} = \text{Festzinsanleihe} + \text{Put Option bzgl. Bond}, \quad \text{F 2–3}$$

$$= \text{Festzinsanleihe} + \text{Call Option bzgl. Zinssatz}, \quad \text{F 2–4}$$

gegeben.

2.1.1.3 Tilgungsanleihe

Im Gegensatz zur kündbaren Anleihe seitens des Emittenten verpflichtet sich der Emittent dazu, einen bestimmten Teil der ausstehenden Schuldverschreibung vor der Fälligkeit regelmäßig zu tilgen. Der Anteil der zu tilgenden Schuldverschreibung kann normalerweise in Form des Prozentsatzes w_t des emittierten Volumens im Anleihevertrag angegeben werden,¹⁸ wobei das tiefgestellte t , für $t \in [t_1, t_2, \dots, T]$, auf einen bestimmten Tilgungszeitpunkt verweist. Diese Type der vorzeitigen Kündigung reduziert einerseits die mit der Tilgungsanleihe verbundenen Risiken dadurch, dass die Liquidität dieser Anleihe mit der regelmäßigen Tilgung verbessert wird. Jedoch wird andererseits argumentiert, dass das Recht von Emittenten die Unsicherheit der Cash-Flows erhöht.

Darüber hinaus findet man im Anleihevertrag Informationen über die möglichen Tilgungsmethoden. In der Regel hat der Emittent das Wahlrecht. Er kann einen bestimmten Anteil der Tilgungsanleihe auf die effizienteste und wirtschaftlichste Weise tilgen, durch Rückkauf der Anleihe, entweder direkt mit dem Marktpreis oder mit dem im Anleihevertrag festgelegten Preis K . Die Studie von JEN/WERT (1967) stellt heraus, dass ein Rückkauf über den Marktpreis bevorzugt wird, wenn der Anleihekurs günstiger als der Basispreis K ist.¹⁹ Anderenfalls wird die implizite Call-Option mit dem Auslosungsverfahren vom Emittenten ausgeübt, um den Anteil der emittierten Anleihen mit dem günstigeren Preis K zurückzukaufen.

Laut JEN/WERT (1967) kann eine Tilgungsanleihe als ein Portfolio aus den Festzinsanleihen mit unterschiedlichen Restlaufzeiten bestehen, wobei der Tilgungswert der Fest-

¹⁸ Vgl. Barrett/Heuson/Kolb (1986), S. 303; Ho/Singer (1984), S. 317.

¹⁹ Siehe auch Ho/Singer (1984).

zinsanleihen dem Basispreis K entspricht.²⁰ Nun wird diese Idee erweitert und explizit auf die beiden Tilgungsmöglichkeiten eingegangen. Zu betrachten ist eine Tilgungsanleihe zu einem Bewertungsstichtag t_0 mit den konstanten regelmäßigen Kuponzahlungen C in t , für $t \geq t_0$ und $t \in [t_1, t_2, \dots, T]$, und dem Nennwert N in T . Angenommen, dass der Emittent einen Teil w_t des emittierten Volumens zu jedem Zeitpunkt t auf zwei oben genannte Weisen tilgen muss, dann wird die Tilgungsanleihe zum Stichtag t_0 als Anleiheportfolio:

$$\text{Tilgungsanleihe}(t_0) = \sum_t w_t \cdot \text{Anleihe}(t_0, t), \text{ für } t \in [t_1, t_2, \dots, T],$$

mit:

F 2–5

Anleihe(t_0, t): Barwert in t_0 der in t fälligen Anleihe,

angesehen. Das in F 2–5 dargestellte Portfolio enthält die Anleihen, die die gleichen Kuponzahlungen C haben und fällig zu den planmäßigen Tilgungszeitpunkten t sind. Abweichend von der Festzinsanleihe wird der letzte Cashflow der Anleihen²¹ auf der rechten Seite in Gleichung F 2–5 durch die folgende Auszahlungsfunktion:

$$\text{Cashflow bei Fälligkeit} = \begin{cases} \text{Basiswert } K + \text{Kupon, für Marktpreis} \geq K, \\ \text{Marktpreis} + \text{Kupon, für Marktpreis} < K, \end{cases} \quad \text{F 2–6}$$

determiniert.

Die Unsicherheit über Cashflow in t kann mithilfe der Kombination der exotischen Derivate Cash-or-Nothing-Call und Asset-or-Nothing-Put²² äquivalent repräsentiert werden. Dabei haben die exotischen Optionen die folgenden Auszahlungsfunktionen:

$$\begin{aligned} \text{Cash-or-Nothing-Call} &= \begin{cases} K, \text{ für Marktpreis} \geq K, \\ 0, \text{ für Marktpreis} < K, \end{cases} \\ \text{Asset-or-Nothing-Put} &= \begin{cases} 0, \text{ für Marktpreis} \geq K, \\ \text{Marktpreis, für Marktpreis} < K. \end{cases} \end{aligned} \quad \text{F 2–7}$$

²⁰ Siehe Jen/Wert (1967), Fußnote 3 und 4, S. 131. Die Studie von Jen/Wert (1967) untersucht lediglich den Fall, in dem die Anleihe durch die Ausübung der impliziten Call-Option mit dem Basispreis getilgt werden kann.

²¹ Hier wird angenommen, dass der Zeitpunkt der Ausübung der Option mit dem Zeitpunkt der Kuponzahlung übereinstimmt. Daher wird auf eine komplexe Berechnung der Stückzinsen aufgrund der abweichenden Zeitpunkte nicht eingegangen.

²² Vgl. Hull (2009), S. 686.

Werden die Auszahlungen der exotischen Optionen in Gleichung F 2–5 eingesetzt, ergibt sich die endgültige äquivalente Darstellung der Tilgungsanleihe durch

$$\begin{aligned} \text{Tilgungsanleihe}(t_0) &= \sum_t w_t \cdot \text{Anleihe}(t_0, t) \\ &= \sum_{t=1}^T w_t \cdot \left[\begin{array}{l} \text{Festzinsanleihe}(t_0, t) - N(t_0, t) \\ + \text{Cash-or-Nothing-Call}(t_0, t) \\ + \text{Asset-or-Nothing-Put}(t_0, t) \end{array} \right], \text{ für } t \in [t_1, t_2, \dots, T], \end{aligned} \quad \text{F 2-8}$$

mit:

(t_0, t) : Barwert in t_0 des in t fälligen Wertpapiers.

2.1.2 Unternehmensanleihe mit Wandlungsrecht

Die Unternehmensanleihe mit Wandlungsrecht wird auch als wandelbare Unternehmensanleihe bezeichnet. Sie verbrieft den Investoren das Recht, zu einem bestimmten Zeitpunkt oder während einer vorgesehenen Periode einen bestimmten Anteil des Eigenkapitals gegen Unternehmensanleihen zu tauschen. Dieses Recht, in Eigenkapital zu investieren, hat eine ähnliche Funktion wie ein Call-Optionsschein auf Aktien desselben Unternehmens und spielt aus Sicht der Investoren eine Rolle wie Wertgarantie der anfänglichen Investition. Im Hinblick auf diese Überlegung lässt sich die Unternehmensanleihe mit Wandlungsrecht in Form der Kombination zweier Finanzprodukte ausdrücken:

$$\text{Wandelbare Anleihe} = \text{Festzinsanleihe} + \text{Kaufoptionschein auf Aktie}. \quad \text{F 2-9}$$

Da die negative Prämie für die “Long Position” in Optionsgeschäften ausgeschlossen werden kann, sollte der Kurs der wandelbaren Unternehmensanleihe während der gesamten Laufzeit auch nie unter den Wert der Festzinsanleihe sinken. Neben der allgemeinen unteren Preisgrenze der wandelbaren Unternehmensanleihe bietet das Wandlungsrecht zu dem Wandlungszeitpunkt oder während der Wandlungsfrist eine andere untere Grenze des Preises. Diese wird auch als Wandlungswert bezeichnet, der sich als Marktwert der nach Wandlungsverhältnis festgelegten Anzahl der Unternehmensaktie errechnet.²³ Beispielsweise wird das Recht rechtzeitig ausgeübt, wenn der Preis der wandelbaren Unternehmensanleihe zu einem bestimmten Zeitpunkt eine bestimmte Untergrenze berührt bzw. unterschreitet. Der ursprüngliche Fremdkapitalgeber wird durch

²³ Vgl. Buckley/Pape [Hrsg.] (2000), S. 538f.

die Ausübung des Rechts zu einem Eigenkapitelgeber und hat daher Anspruch auf unternehmerische zukünftige Gewinnbeteiligung.

2.1.3 Unternehmensanleihe mit variabler Kuponzahlung

Die Unternehmensanleihe mit variabler Kuponzahlung wird auch Floating-Rate-Bond oder kurz Floater genannt. Anders als bei der Festzinsanleihe hat der Floater die schwankende Nominalverzinsung, die sich normalerweise an einem Referenzzinssatz r_{RF} , z. B. Verzinsung einer Staatsanleihe, *LIBOR* oder *EURIBOR* usw., orientiert.²⁴

Tabelle 1 verdeutlicht beispielsweise die Zahlungsströme eines Floaters, eines Payer-Swaps und einer Festzinsanleihe. Die drei betrachteten Produkte besitzen bis auf die Art der Auszahlung gleiche Ausstattungen. Dazu zählen u. a. die Laufzeit, die Auszahlungstermine und die Höhe des Nennwerts. So hat der Floater eine konstante Zinsspanne i. H. v. μ über dem Referenzzinssatz $r_{RF}(t)$, für $t \in [t_0, t_1, \dots, t_{N-1}]$, auf einen bestimmten Nominalwert N über die Laufzeit. Der Investor dieses Floaters erhält periodische Zahlungen, die an den Zeitpunkten t^* mit $t^* \in [t_1, t_2, \dots, t_N]$ erfolgen. Die variable Verzinsung $[r_{RF}(t) + \mu] \cdot N$ wird zum Zeitpunkt t , für $t \in [t_0, t_1, \dots, t_{N-1}]$, fixiert bzw. bekanntgegeben und ebenfalls um einer Periode verzögert an t^* ausgezahlt. Beim Payer-Swap leistet der Investor eine periodische fixierte Auszahlung von $y_s \cdot N$ an den Zeitpunkten t . Dabei ist y_s zeitinvariant und wird in der Literatur Swap-Yield genannt. Im Gegenzug erhält er einen variablen Zinssatz $r_{RF}(t)$, auf den gleichen Nominalbetrag. Die Netto-Auszahlung dieses Investors beträgt, wie in der vierten Spalte in Tabelle 1 dargestellt, $[r_{RF}(t) - y_s] \cdot N$ an dem Zeitpunkt t^* . Darüber hinaus hat die Festzinsanleihe eine konstante Kuponrate von $(\mu + y_s)$ auf den Nennwert N . Beim Vergleich der Zahlungsströme in Tabelle 1 ist leicht zu erkennen, dass die in der letzten Spalte angegebene Auszahlungsstruktur des betrachteten Floaters durch die Auszahlungen eines Payer-Swaps zuzüglich der Auszahlungen einer Festzinsanleihe identisch erzeugt werden kann. Daraus ergibt sich die Basisformel:

$$\text{Floater} = \text{Festzinsanleihe} + \text{Payer Swap.}$$

F 2–10

²⁴ Vgl. Hillier et al. (2010), S. 567.

Tabelle 1: Duplizierung eines Floaters mit einem Payer-Swap und einer Festzinsanleihe

Zeit	Referenzzinssatz	Cash Flows des Payer Swaps	Cash Flows der Festzinsanleihe	Cash Flows des Floaters
t_0	$r_{RF}(t_0)$			
t_1	$r_{RF}(t_1)$	$(r_{RF}(t_0) - y_s) \cdot N$	$(\mu + y_s) \cdot N$	$\rightarrow (r_{RF}(t_0) + \mu) \cdot N$
t_2	$r_{RF}(t_2)$	$(r_{RF}(t_1) - y_s) \cdot N$	$(\mu + y_s) \cdot N$	$\rightarrow (r_{RF}(t_1) + \mu) \cdot N$
t_3	$r_{RF}(t_3)$	$(r_{RF}(t_2) - y_s) \cdot N$	$(\mu + y_s) \cdot N$	$\rightarrow (r_{RF}(t_2) + \mu) \cdot N$
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
t_{N-1}	$r_{RF}(t_{N-1})$	$(r_{RF}(t_{N-2}) - y_s) \cdot N$	$(\mu + y_s) \cdot N$	$\rightarrow (r_{RF}(t_{N-2}) + \mu) \cdot N$
t_N	$r_{RF}(t_N)$	$(r_{RF}(t_{N-1}) - y_s) \cdot N$	$(\mu + y_s) \cdot N + N$	$\rightarrow (r_{RF}(t_{N-1}) + \mu) \cdot N + N$
N := Nennwert, y_s := Swapyield des Payer Swaps, μ := Zinsspanne über Referenzzinssatz.				

Um die große Schwankung bezüglich der Auszahlung möglicherweise zu kontrollieren, wird manchmal die Anleihe mit variabler Verzinsung zusätzlich mit einer Zinsobergrenze zugunsten des Emittenten (Cap-Floater), mit einem Zinsunterschrank zugunsten der Gläubiger (Floor-Floater) oder mit beiden Möglichkeiten (Collar-Floater) kombiniert. Das ist äquivalent wie die Erweiterung der rechten Seite der Basisformel F 2–10 durch die Hinzunahme der “Long-Position” von Floor, die “Short-Position” von Cap oder die Kombination durch beide Möglichkeiten.

Zusammengefasst können die Auszahlungsströme einer strukturierten Unternehmensanleihe in der Regel durch die Kombination einer risikobehafteten Festzinsanleihe mit impliziten Derivaten synthetisch dupliziert werden. Der Preis dieser Festzinsanleihe wird nach der Arbitragetheorie dann ermittelt, wenn die impliziten Derivate mit Hilfe der Optionsbewertungstheorie²⁵ einzeln bewertet und von dem beobachteten Anleihekurs abgezogen werden. Da die Bewertung der in der Unternehmensanleihe eingebetteten Derivat-Komponenten zu keinen Gegenständen dieser Arbeit gehört, wird daher

²⁵ Alternativ kann man den Kurs ebenso mit Hilfe der “with-without-method” berechnen.

darauf verzichtet, auf diesen Punkt weiter einzugehen. Außerdem dominieren die Festzinsanleihen nach der Studie von MALVEY (2010) seit Mitte der 90er Jahre den US-amerikanischen Markt der Unternehmensanleihen.²⁶ Basierend auf dieser Überlegung wird zunächst nur die risikobehaftete Festzinsanleihe in die folgenden Untersuchungen miteinbezogen.

2.2 PREISFINDUNGSMECHANISMUS DER UNTERNEHMENSANLEIHEN

2.2.1 DCF-Methode

2.2.1.1 Theoretische Fundierung der DCF-Methode

„Ein Investor vergütet nur die Erfolgsbeiträge, die ihm in der Zukunft zufließen.“²⁷

Demnach wird ein potentieller Käufer im Kaufpreis nur jenen Nutzen vergüten wollen, den er nach dem Erwerb der Anleihe erwartet. Analog wird ein potentieller Verkäufer seinen Mindestpreis an jenem Nutzen orientieren, der ihm in Zukunft durch die Veräußerung der Anleihe entgehen würde.²⁸ Der erwähnte Kauf- bzw. Verkaufspreis entspricht dem auf dem Nutzen basierenden subjektiven Wert. Dieser individuelle Aspekt bezüglich der Risiken wird in der Theorie entweder durch die Sicherheitsäquivalenzmethode oder durch die Zinszuschlagsmethode berücksichtigt. Wie in F 2-11

$$BW_{t_0} = \frac{S\ddot{A}(CF_{t_1})}{(1+r_f)^{t_1}} + \frac{S\ddot{A}(CF_{t_2})}{(1+r_f)^{t_2}} + \dots + \frac{S\ddot{A}(CF_T)}{(1+r_f)^T} \quad \text{F 2-11}$$

mathematisch gesehen, werden die Risiken bei der Sicherheitsäquivalenzmethode im Zähler mit der aus der investorenbezogenen Nutzenfunktion bestimmten Sicherheitsäquivalent $S\ddot{A}(CF_t)$, für $t \in [t_1, t_2, \dots, T]$, berücksichtigt. Das heißt, zu diskontieren sind nutzenäquivalente sichere finanzielle Zahlungsein- und -ausgänge, die beim Investor zum gleichen Nutzen führt wie die Wahrscheinlichkeitsverteilung der finanziellen Zahlungsein- bzw. -ausgänge. Im Nenner stehen die risikolosen Zinssätze r_f .²⁹

Bei der Risikozuschlagsmethode werden die erwarteten Cashflows $E(CF_t)$, für $t \in [t_1, t_2, \dots, T]$, mit einem risikoangepassten Kapitalisierungszinssatz, der aus der

²⁶ Vgl. Malvey (2010), S. 78 und 80; siehe auch Duffee (1998), S. 2227.

²⁷ Peemöller (2005), S. 3.

²⁸ Vgl. Mandl/Rabel (1997), S. 73.

²⁹ Vgl. Carleton/Cooper (1976), S. 1070.

risikofreien Verzinsung und einem Risikozuschlag ZS besteht, diskontiert³⁰. Die vereinfachte Formel sieht wie folgt aus:

$$BW_{t_0} = \frac{E(CF_{t_1})}{(1+r_f+ZS)^{t_1}} + \frac{E(CF_{t_2})}{(1+r_f+ZS)^{t_2}} + \dots + \frac{E(CF_T)}{(1+r_f+ZS)^T}. \quad \text{F 2-12}$$

In der Praxis spielt die Zinszuschlagsmethode eine dominierende Rolle. Die Anwendung der Sicherheitsäquivalenzmethode ist eher beschränkt, da die individuelle Nutzenfunktion nur unzureichend gemessen werden kann. Darüber hinaus ermöglicht die Zinszuschlagsmethode einen Brückenschlag zwischen dem subjektiven und objektiven Wert. Der Wert der Anleihe wird objektiv mit der Zinszuschlagsmethode ermittelt, wenn der Risikozuschlag statt von der individuellen Nutzenfunktion vom Markt bedingt festgesetzt wird.³¹ In dieser Arbeit richtet sich die Ermittlung des Anleihepreises im Rahmen der relativen Preisermittlung³² an die Zinszuschlagsmethode im Sinne des objektiven Wertes. Weiterhin wird angenommen, dass der auf dem Markt beobachtete Preis den unverzerrten objektiven Wert repräsentieren kann.

2.2.1.2 Bewertung der Unternehmensanleihen nach der DCF-Methode

Nach dem Zukunftsbezogenheitsprinzip³³ und basierend auf dem Barwertkalkül der traditionellen Investitionstheorie unter Unsicherheit wird der Wert der festverzinslichen Wertpapiere im Rahmen des DCF-Modells als Barwert der diskontierten zukünftigen Kuponzahlungen C und der Tilgung des Nennwerts N kalkuliert. Die Auszahlungen der Anleihe in der jeweiligen Periode t , für $t \in [t_1, t_2, \dots, T]$, müssen mit angemessenen Diskontierungssätzen zurück bis zum Bewertungsstichtag abgezinst werden. Da nur die risikobehafteten Festzinsanleihen mit fester Kuponrate und vorgesehener Restlaufzeit (Straight Bonds) in die vorliegende Untersuchung einbezogen werden, spielt zunächst nur der Kalkulationszinssatz eine Rolle. Die Berechnung des Barwerts BW_{t_0} zu einem

³⁰ Vgl. Peemöller/Kunowski (2005), S. 235.

³¹ Vgl. Küting/Eidel (1999), S. 226.

³² In der Finanzwirtschaft unterscheidet sich die absolute von der relativen Bewertungstheorie. Während die absolute Bewertungstheorie den Fairpreis eines Vermögensgegenstands theoretisch bestimmt, wird der Preis eines Assets bei dem relativen Bewertungsverfahren durch den Vergleich mit dem Preis anderer Assets derselben Risikokategorie ermittelt. Im Gegensatz zu den einzigen geschlossenen Lösungen, die auf Basis der absoluten Bewertungstheorie geliefert werden, wird im Regelfall ein Preisintervall vergleichsweise aus den Preisen der anderen Assets mit den ähnlichen Eigenschaften festgelegt.

³³ Vgl. Peemöller (2005), S. 3.

Bewertungstichtag t_0 wird im Fall eines stetigen konstanten Diskontierungszinsfußes vereinfacht mit nachfolgender Formel aufgezeigt:

$$BW_{t_0} = C \cdot e^{-YTM \cdot t_1} + C \cdot e^{-YTM \cdot t_2} + \dots + (C + N) \cdot e^{-YTM \cdot T},$$

mit:

BW_{t_0} : Barwert zum Bewertungstichtag t_0 ,

F 2–13

YTM : Yield-to-Maturity,

T : Fälligkeit.

In der obigen Formel gilt der einzige konstante Diskontierungssatz YTM für sämtliche Laufzeiten, was wiederum der Konvention in der Praxis entspricht. Sie wird Yield-to-Maturity genannt. Die YTM einer Anleihe ist nichts anderes als der interne Zinsfuß oder die Effektivverzinsung, mit der der Barwert der zukünftigen Cashflows mit dem auf dem Markt beobachteten Anleihepreis übereinstimmt.³⁴ Bemerkenswert ist, dass die YTM nur mit dem gegebenen Marktpreis ausgerechnet werden kann. Ohne Preis ist die Kalkulation der YTM unmöglich. Und der beobachtete Marktpreis einer Anleihe kann als Barwert der mit dieser YTM diskontierten zukünftigen Cashflows angesehen werden. Der Vorteil der YTM liegt grundsätzlich darin, dass sie mit den Auszahlungsströmen, der Restlaufzeit und dem Marktpreis einer Anleihe schnell ausgerechnet werden kann.³⁵ Nachteile hat die YTM dennoch. Sie geht auf der einen Seite von einer flachen Zinsstrukturkurve aus. Auf der anderen Seite wird implizit angenommen, dass die zwischenzeitlichen Auszahlungen mit dem gleichen Zinssatz bis zur Fälligkeit wieder angelegt werden können.³⁶ Darüber hinaus reagiert die YTM sensitiv auf die Struktur der Auszahlungen. Zwei Anleihen haben eine unterschiedliche YTM , es sei denn, deren Auszahlungen zeigen die gleiche Struktur, nämlich den gleichen Kupon zum gleichen Zeitpunkt.³⁷

Darüber hinaus ist der in Gleichung F 2–13 definierte theoretische Wert ein anderer als der an der Börse notierte Preis und wird so als Dirty-Preis der Anleihe bezeichnet. Dagegen wird der notierte Preis Clean-Preis genannt. In der Regel gilt:³⁸

$$\text{Dirty-Preis} = \text{Clean-Preis} + \text{Stückzinsen}.$$

³⁴ Vgl. Vasicek/Fong (1982), S. 341; Hull (2009), S. 114.

³⁵ Vgl. Brealey/Myers/Allen (2008), S. 630.

³⁶ Vgl. Fabozzi (2007), S. 208.

³⁷ Vgl. Bickel (2000), S. 41; Brealey/Myers/Allen, a.a.O., S. 99 und 630.

³⁸ In der vorliegenden Arbeit werden die Stückzinsen mit act/365 empirisch gerechnet.

Die Differenz zwischen dem Dirty-Preis und dem Clean-Preis stellt die Stückzinsen, die den aufgelaufenen Zinsen zwischen dem Erwerbstermin und dem nächsten Kuponzahlungstermin entsprechen, dar.³⁹ Außerdem wird der Nennwert generell auf 100% normiert und der Preis im Prozentsatz des Nennwertes ausgesprochen.⁴⁰

Der Marktpreis der Anleihe wird theoretisch nicht von der *YTM* determiniert, da die *YTM* eine Rolle mehr als endogene und nicht als exogene aus Sicht der Bewertungstheorie spielt.⁴¹ Er entspricht vielmehr der Aufsummierung der einzelnen Barwerte der periodischen Auszahlungen. Vor diesem Hintergrund haben die Diskontierungszinsfüße, die sich spezifisch auf eine bestimmte Periode beziehen, im Vergleich mit der über die Zeit konstanten *YTM* an Bedeutung in der Theorie gewonnen⁴². Die identische Verzinsung in jeglicher Periode in F 2-13 wird nun durch die laufzeitspezifischen Diskontierungszinssätze ($y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_T$) für jede Periode in Gleichung F 2-14

$$BW_{t_0} = C \cdot e^{-y_{t_1} \cdot t_1} + C \cdot e^{-y_{t_2} \cdot t_2} + \dots + (C + N) \cdot e^{-y_T \cdot T} \quad \text{F 2-14}$$

ersetzt. Dabei kann die periodische Besonderheit explizit berücksichtigt werden.

2.2.2 Bewertung der Unternehmensanleihen nach Merton's Modell

„A bondholder has no expectation of receiving more than the payments called for by his bond and, since corporations have limited liability, he may receive less.“⁴³ Beruhend auf der Eigenschaft der beschränkten Haftung des Unternehmens hat MERTON (1974) das Strukturmodell zur Bewertung der risikobehafteten Unternehmensanleihe aufgebaut.

³⁹ Kauft ein Investor eine kupontragende Anleihe, erhält er alle zukünftigen Cashflows der Anleihe. Dennoch muss der Käufer wegen der Abweichung des Erwerbstermins vom nächsten Kuponzahlungstermin dem Verkäufer einen Teil der nächsten Kuponzahlung überlassen, die vor dem Erwerb angefallen ist. Diesen Teil bezeichnet man als Stückzins.

⁴⁰ Vgl. Brealey/Myers/Allen (2011), S. 74.

⁴¹ Was kam zuerst, der Anleihekurs oder *YTM*? Auf dem Markt wird der Anleihekurs direkt beobachtet. Ohne Anleihekurs ist die Kalkulation der *YTM* unmöglich. Die *YTM* wird lediglich definiert als der interne Zinsfuß, mit dem der Barwert der zukünftigen Cashflows einer Anleihe mit dem auf dem Markt beobachteten Anleihepreis übereinstimmt. In diesem Zusammenhang ist die *YTM* geeignet auf grund der Endogenität als endogene Variable bezeichnen zu werden. Vgl. Brealey/Myers/Allen (2011), S. 82.

⁴² Zu einer genaueren Abschätzung der Barwerteffekte können Diskontfaktoren, die unmittelbar auf Nullkuponanleihen basieren, herangezogen werden (vgl. Deutsche Bundesbank (1997), S. 61f.).

⁴³ Fisher (1959), S. 221. Siehe auch Black/Cox (1976), S. 355.

In einem perfekten und reibungslos funktionierenden Markt⁴⁴ wird z. B. ein vom Eigenkapital E und Fremdkapital F finanziertes Unternehmen betrachtet. Zur Vereinfachung wird weiterhin angenommen, dass sämtliches Fremdkapital durch eine einzige ausstehende Nullkuponanleihe repräsentiert wird. Der Marktwert des Unternehmens, Eigenkapitals und Fremdkapitals beträgt jeweils V , E und F . Somit gilt $V = E + F$. Der Tilgungsbetrag der Nullkuponanleihe F_T beim Verfall T wird vorher bekanntgegeben. Zu unterscheiden sind zwei mögliche Zustände in Bezug auf die Entwicklung des Unternehmenswerts V bei der Fälligkeit T dieser Nullkuponanleihe.

Zustand 1: $V_T \geq F_T$

Das Fremdkapital wird vollständig wie vorher vereinbart getilgt. Der Eigenkapitalgeber erhält die positive Differenz zwischen dem gesamten Unternehmenswert V_T und dem Fremdkapital F_T , wenn der gesamte Unternehmenswert bei der Fälligkeit das zu tilgende Volumen übersteigt.

Zustand 2: $V_T < F_T$

Im Zustand 2 reicht der gesamte Unternehmenswert nicht aus, um den vereinbarten Tilgungsbetrag zurückzuzahlen. Die Eigenschaft der beschränkten Haftung ermöglicht dem Emittenten, die Schuldverschreibung zugunsten von Eigenkapitalgebern ausfallen zu lassen. Der Fremdkapitalgeber übernimmt dann das Unternehmen und bekommt V_T .⁴⁵

In den beiden Zuständen kann man den Betrag, der den Fremdkapitalgebern zum Zeitpunkt T zufließt, durch die Auszahlungsfunktion $\min(V_T, F_T)$ darstellen. Äquivalent⁴⁶ sind:

$$\min(V_T, F_T) = V_T - \max(V_T - F_T, 0), \quad \text{F 2-15}$$

⁴⁴ Vgl. Merton (1974), S. 450. Neben dem perfekten Markt werden weitere Annahmen getroffen, z. B. das Modigliani-Miller-Theorem wird eingehalten, der Zinssatz bleibt über die Laufzeit konstant. Ausgehend von diesen Annahmen hängt der Anleihekurs während der Laufzeit lediglich von der Entwicklung des Unternehmenswertes ab.

⁴⁵ Alternativ könnte das Unternehmen die Tilgung der ausstehenden Nullkuponanleihe möglicherweise auch durch die Emission der Aktie und/oder der neuen Anleihe finanzieren. Der daraus resultierende Verwässerungseffekt liefert dem Eigenkapitalgeber aber keinen relativen Vorteil im Vergleich mit der im Zustand 2 beschriebenen Entscheidung.

⁴⁶ Die Überlegung der Umformulierung basiert auf der Call-Put-Parität.

$$= F_T - \max(F_T - V_T, 0). \quad \text{F 2-16}$$

Die Max-Funktionen in der Formel sind nichts anderes als die Auszahlungsfunktion einer Call-Option (in Gleichung F 2-15) und die Auszahlungsfunktion einer Put-Option (in Gleichung F 2-16), wenn der Tilgungsbetrag der Nullkuponanleihe F_T als Basispreis und der Unternehmenswert V_T als Underlying bzw. Basiswert definiert werden. Wird die Auszahlung zum Zeitpunkt T mit dem risikolosen Zinssatz r_f zurück zum Bewertungsstichtag t_0 diskontiert, ergibt sich der faire Anleihekurs als Barwert der erwarteten zukünftigen Auszahlung unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum:

$$F_{t_0} = V_{t_0} - \text{Call}(V, F, r_f, T - t_0, \sigma_V), \quad \text{F 2-17}$$

$$= \text{BW}(F_T | r_f) - \text{Put}(V, F, r_f, T - t_0, \sigma_V). \quad \text{F 2-18}$$

Der erste Teil in der Formel F 2-18 stellt den Barwert des im Anleiheemissionsvertrag vorgeschriebenen Tilgungsbetrags, der mit dem risikolosen Zinssatz diskontiert wird, dar.⁴⁷ Der letzte Teil der Formel F 2-18 entspricht dem Wert einer Put-Option. Nach dem Black-Scholes-Merton-Modell kann der Wert der Put-Option durch die Funktion von dem Underlying V , dem Basispreis F , dem risikolosen Zinssatz r_f , der Laufzeit $T - t_0$ und der Volatilität des Underlyings σ_V mit einer geschlossenen Lösungsformel bestimmt werden. Die Formel F 2-18 impliziert eine Handelsstrategie, mit der man die risikobehaftete Unternehmensanleihe durch eine bis auf das Riskiko identische risikolose Anleihe abzüglich einer Put-Option synthetisch duplizieren kann. Diese Put-Option wird manchmal in der Literatur als Default-Put bezeichnet⁴⁸ und ist vorteilhaft für die "Long-Position", in diesem Fall für die Eigenkapitalgeber des Unternehmens. Aufgrund des Nullsummenspiels spielt der Default-Put eine Rolle wie ein Preisabschlag, der die Risikovergütung für die Übernahme zusätzlicher Risiken in Unternehmensanleihen darstellt.

⁴⁷ Im Black-Scholes-Merton-Modell erfolgt das Underlying (V) eine geometrische Brown'sche Bewegung. Es ist unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum ein Martingal (vgl. Neftci (2000), S. 24). Deshalb ist der Barwert des Unternehmenswerts, diskontiert mit dem risikolosen Zinssatz, gleich dem Unternehmenswert bei dem Bewertungsstichtag. In Gegensatz dazu stimmt der Barwert der Nullkuponanleihe unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum nicht mit dem Anleihekurs zum Zeitpunkt t_0 überein.

⁴⁸ Vgl. Brealey/Myers/Allen (2011), S. 611.

Das Merton's Modell hat einen wichtigen Beitrag zur Bewertung der mit dem Ausfallrisiko behafteten Unternehmensanleihe in der Finanzwirtschaft geleistet und sich - ungeachtet der grundsätzlichen Kritik am Modell und der Frage der empirischen Gültigkeit der darin getroffenen Annahmen - seither ständig weiter entwickelt. BLACK/COX (1976) untersucht den Preis der Unternehmensanleihen im Fall der Insolvenz aufgrund des unzureichenden Cashflows für die fällige Zahlungsverpflichtung.⁴⁹ Statt des vereinbarten Tilgungsbetrags F_T wird ein von der Zeit abhängiger Unterschrank des Unternehmenswertes $K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}$ eingeführt.⁵⁰ Das Unternehmen gerät in die Insolvenz und wird von den Gläubigern übernommen, sofern der Unternehmenswert den Wert $K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}$ vor der Fälligkeit überschreitet.⁵¹ Jarrow/Turnbull (1998)⁵² beschreiben eine einheitliche Ansatzweise zur Bewertung der Unternehmensanleihen unter Berücksichtigung der Zinsstruktur. Spezialisiert durch das Vasicek-Zinsstrukturmodell geben LONGSTAFF/SCHWARTZ (1995) eine geschlossene Formel zur Bewertung der kupontragenden Unternehmensanleihen wieder. Ähnlich wie die Formel F 2-18 wird in LONGSTAFF/SCHWARTZ (1995) darauf hingewiesen, dass die Unternehmensanleihe als Kombination der ansonsten identischen risikofreien Anleihe abzüglich der Default-Option dargestellt werden kann.⁵³

Jedoch bietet das Merton's Modell keine überzeugenden Ergebnisse in den empirischen Untersuchungen, trotzdem das Ausfallrisiko und das Zinsänderungsrisiko modelliert werden. EOM/HELWEGE/HUANG (2004) vergleichen die Strukturmodelle mit Marktdaten der Unternehmensanleihen und zeigen die erheblichen Fehler der Prognose zwischen dem erwarteten und dem beobachteten Yield-Spread. Allerdings wird in der Studie festgestellt, dass die explizite Berücksichtigung des Zinsänderungsrisikos die Prognosefähigkeit bezüglich des Yield-Spreads verbessern kann. Weiterhin wurde in den letzten Jahren das Liquiditätsrisiko der Unternehmensanleihe als systematisches Risiko eben bei KOZIOL/SAUERBIER (2007), KEMPF/UHRIG-HOMBURG (2000) modelliert.

⁴⁹ Vgl. Black/Cox (1976), S. 355.

⁵⁰ K ist eine konstante positive Zahl. γ stellt den konstanten Diskontierungszinssatz dar. T entspricht der Restlaufzeit.

⁵¹ Dadurch wird die Ausfallmöglichkeit auch vor der Fälligkeit berücksichtigt.

⁵² Vgl. Jarrow/Turnbull (1998), S. 16f.

⁵³ Vgl. Longstaff/Schwartz (1995), S. 796.

2.3 ALTERNATIVE MAßSTÄBE DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

Die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe stellt prinzipiell eine Risikovergütung für die Investoren dar und dient zur wirtschaftlichen Kompensation für die Übernahme zusätzlicher Risiken in Unternehmensanleihen statt in vergleichbare Staatsanleihen. Die präzise und quantitative Messung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen gegenüber einer risikolosen Benchmark mit der identischen Auszahlungsstruktur ist eine betriebswirtschaftliche Notwendigkeit. Sie können entweder in Form der Überschussrendite oder in Form des Preisabschlages angegeben werden.

2.3.1 Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Form der Überschussrendite

FISHER (1959) definiert die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe als „*the difference between its market yield to maturity and the yield on a riskless bond having the same maturity data*“.⁵⁴ Nach der Definition von Fisher entspricht daher die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe im Zusammenhang mit der in F 2-12 eingeführten Zinszuschlagmethode dem Zinszuschlag. Basierend auf den Gleichungen F 2–12 bis F 2–14 kann der Diskontierungszinsfuß einer Unternehmensanleihe in vier möglichen Konstellationen angesichts der Flexibilität des risikolosen Zinssatzes und des Zinszuschlags vorgestellt werden. Mit anderen Worten ausgedrückt, können der risikolose Zinssatz und die Risikoprämie während der Laufzeit entweder als konstant oder als variierend angenommen werden. Durch die Kombination der möglichen Situationen findet man insgesamt vier mögliche Zusammenstellungen des Diskontierungszinssatzes. Zur Auswahl stehen:

- 1) eine flache Zinsstrukturkurve und eine konstante Risikoprämie,
- 2) eine flache Zinsstrukturkurve und eine variierte Risikoprämien,
- 3) eine nicht-flache Zinsstrukturkurve und eine konstante Risikoprämie und
- 4) eine nicht-flache Zinsstrukturkurve und eine variierte Risikoprämien.

Die Bestimmung der Struktur der Risikoprämie im Sinne der zweiten und vierten Zusammenstellung ist allerdings entweder mathematisch unlösbar oder theoretisch lückenhaft. Unter der Struktur der Risikoprämie versteht man die Risikoprämien von Unter-

⁵⁴ Fisher (1959), S. 228.

nehmensanleihen, die ähnliche Ausprägungen aufweisen, in Abhängigkeit von der Restlaufzeit. Dafür wird der Risikozuschlag von Unternehmensanleihen in der Literatur entweder durch eine Funktion von einer Variablen, z. B. Laufzeit, modelliert. Oder wird die Peergruppe der ähnlichen Unternehmensanleihen gebildet.⁵⁵ Somit kann man statt einer Gleichung ein Gleichungssystem aufstellen, um die spezifischen von den Auszahlungszeitpunkten abhängigen Risikoprämien von Unternehmensanleihen im Zeitverlauf zu ermitteln. Allerdings vernachlässigt solche Annahme über das Vorliegen der absoluten Homogenität zwischen den Unternehmensanleihen in einer Peergruppe die idiosynkratischen Risiken der individuellen Unternehmensanleihen.⁵⁶ Aus diesen Gründen ist zunächst nur die zukunftsorientierte Risikoprämie⁵⁷ als konstanter Spread über risikoloser Verzinsung, nämlich die erste und dritte Situation, ausführlich zu betrachten und zu erwähnen.

2.3.1.1 Flache Zinsstrukturkurve und konstante Risikoprämie

Wie in Formel F 2–12 ersichtlich ist, bleiben sowohl der risikolose Zinssatz als auch der Zinszuschlag während der Laufzeit konstant. Wenn beide Elemente im Nenner während der gesamten Laufzeit als konstant angenommen werden, sind Gleichung F 2–12 und Gleichung F 2–13 für die Festzinsanleihe äquivalent. Die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe ergibt sich somit aus der Differenz zwischen der YTM der analysierten Unternehmensanleihe und der YTM_f einer Benchmarkanleihe:

$$\begin{aligned} & \text{Effektivverzinsung der Unternehmensanleihe (YTM)} \\ & - \text{Effektivverzinsung der vergleichbaren Staatsanleihe (YTM}_f\text{)} \\ & \hline & = \text{Risikoprämie der Unternehmensanleihe.} \end{aligned} \qquad \text{F 2–19}$$

Problematisch ist hier die Benchmarkanleihe. Normalerweise ist es eher schwierig oder ganz zufällig, eine staatliche Anleihe, die die identischen Merkmale wie die untersuchte Unternehmensanleihe hat, in der Realität zu finden. Als Kompromiss wird eine Staats-

⁵⁵ In der bisherigen Praxis werden die Unternehmensanleihen, die z. B. in die gleiche Rating-Klasse eingeordnet werden, als die ähnlichen Unternehmensanleihen gruppiert. Die Peergruppen werden in Elton et al. (2001) je nach Rating-Klasse und Restlaufzeit gebildet (vgl. Elton et al. (2001), S. 252).

⁵⁶ Vgl. Longstaff/Mithal/Neis (2005), S. 2225; Longstaff/Schwartz (1995), S. 790. In der Arbeit von Longstaff/Schwartz (1995) wird als eines der Ergebnisse gezeigt, dass die Unternehmensanleihen mit dem ähnlichen Ausfallrisiko eine unterschiedliche Risikoprämie haben könnten. Zur Erklärung hilft die Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der Änderung des Zinssatzes.

⁵⁷ Während die Überschussrendite bei der Aktienanalyse häufig durch den Abzug des risikofreien Zinssatzes von der realisierten ex post Rendite der Aktien berechnet wird, wird die ex ante Risikoprämie der Unternehmensanleihen unmittelbar aus dem Nenner des Barwertkalküls ermittelt. Auf diese Weise lässt sich das Problem bezüglich der Festlegung der Haltperiode bzw. der dazugehörigen angemessenen Benchmark des risikolosen Zinssatzes vermeiden (vgl. Houweling/Mentink/Vorst (2005), S. 1335).

anleihe mit ähnlichen Charakteristika, wie z. B. der gleichen Restlaufzeit oder Duration, zur Ermittlung der Yield-Spanne eingesetzt. Aber trotzdem reagiert die *YTM*, wie bereits erwähnt, empfindlich auf die Struktur der Kuponzahlung.⁵⁸ Entweder die abweichenden Kuponzahlungen oder die abweichenden Kuponzahlungstermine zwischen risikobehafteter Anleihe und risikoloser Anleihe könnten im Weiteren zu einer ungenaueren Schätzung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen führen.⁵⁹

Damit die Risikoprämien von Unternehmensanleihen präzise gemessen werden können, muss eine angemessene Benchmark definiert werden. Zunächst wird eine Anleihe als risikolose Benchmarkanleihe künstlich konstruiert. Anzunehmen ist eine Anleihe, die die gleiche Laufzeit, Kuponzahlung, endgültige Tilgung und den gleichen Auszahlungstermin wie die analysierte Unternehmensanleihe besitzt. Mit der vorhandenen risikolosen Zinsstrukturkurve wird diese künstliche erzeugte Anleihe nach dem in 2.2.1.2 dargestellten Barwertkalkül:

$$BW_{t_0}^K = C \cdot e^{-r_f(t_0, t_1)t_1} + C \cdot e^{-r_f(t_0, t_2)t_2} + \dots + (C + N) \cdot e^{-r_f(t_0, T)T}, \quad \text{F 2-20}$$

bewertet. Setzt man das Bewertungsergebnis $BW_{t_0}^K$ auf der linken Seite in die Gleichung F 2-13 ein, bekommt man mit Hilfe des Versuch-und-Irrtum-Verfahrens die äquivalente Yield-to-Maturity YTM_f^K dieser künstlichen Benchmarkanleihe. Wird sie von dem *YTM* der Unternehmensanleihe abgezogen, ergibt sich eine über die Periode konstante Risikoprämie, die in folgender Untersuchung als Yield-Differenz (*YD*) bezeichnet wird:⁶⁰

$$BW_{t_0} = C \cdot e^{-(YTM_f^K + YD)t_1} + C \cdot e^{-(YTM_f^K + YD)t_2} + \dots + (C + N) \cdot e^{-(YTM_f^K + YD)T}. \quad \text{F 2-21}$$

Die dadurch kalkulierte Risikoprämie spiegelt die der Theorie entsprechende Überschussrendite gegenüber der Rendite der vergleichbaren Benchmark wider.⁶¹

⁵⁸ Vgl. Brealey/Myers/Allen (2011), S. 137.

⁵⁹ Vgl. Longstaff (2004), S. 515.

⁶⁰ Vgl. Longstaff/Mithal/Neis (2005), S. 2223f.

⁶¹ Vgl. Longstaff/Mithal/Neis, a.a.O., S. 2218. „To clear about definitions, corporate bond yield spreads will always be calculated as the yield on a corporate bond minus the yield on a riskless bond with the identical coupon rate and maturity date.“

2.3.1.2 Nicht-flache Zinsstrukturkurve und konstante Risikoprämie

Die flache Zinsstrukturkurve wird in der Realität sehr selten beobachtet. Im Gegensatz dazu wird die laufende Zinsstrukturkurve in den meisten Fällen mit Steigung und Krümmung verbunden.⁶² Zunächst wird die Annahme des konstanten Zinssatzes über die Restlaufzeit abgeschwächt und stattdessen die nicht-flache Zinsstruktur in Betracht gezogen.

Die Idee, die Risikoprämien von Unternehmensanleihen anhand einer gegebenen Zinsstrukturkurve abzuleiten, kehrt auf Option-Adjusted-Spread bzw. Z-Spread von Mortgage-Backed-Security zurück. Die Risikoprämie wird als konstante Risikoprämie (*KRP*) definiert, die auf den laufzeitspezifischen risikolosen Spot-Raten $r_f(t_0, t_i)$, wobei $t_i = (t_1, t_2, \dots, T)$ ist, aufaddiert werden muss, damit der Barwert einer Unternehmensanleihe zum Zeitpunkt t_0 , der sich durch Diskontierung der zukünftigen Kuponzahlungen C und des Nennwerts N mit den risikofreien Spot-Raten und dem konstanten Spread (*KRP*) ergibt, mit dem tatsächlichen Dirty-Preis in t_0 übereinstimmt:

$$BW_{t_0} = C \cdot e^{-(r_f(t_0, t_1) + KRP) \cdot t_1} + C \cdot e^{-(r_f(t_0, t_2) + KRP) \cdot t_2} + \dots + (C + N) \cdot e^{-(r_f(t_0, T) + KRP) \cdot T}. \quad \text{F 2-22}$$

Der sich im Exponenten befindende Zinssatz $r_f(t_0, t_i)$ stellt den risikolosen Kassazinssatz, der spezifisch für die Periode (t_0, t_i) gültig ist, dar. Im Vergleich mit dem in Abschnitt 2.3.1.1 vorgestellten Begriff *YD* geht die *KRP* aus der Formel F 2-22 direkt von der aktuellen Zinsstrukturkurve aus. Daher wird die Umrechnung der laufzeitkongruenten *YTM* der Benchmark vermieden. Gleichzeitig wird die Definition der Risikoprämien von Unternehmensanleihen ebenso eingehalten.

2.3.2 Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Form des relativen Preisabschlags

In Anlehnung an die Formel F 2-18 kann eine Unternehmensanleihe durch ein Portfolio, das aus der "Long-Position" einer risikolosen Benchmarkanleihe und der Short-Position eines Default-Puts besteht, synthetisch erzeugt werden. Dieser Default-Put steht den

⁶² Vgl. Hull (2009), S. 128.

Eigenkapitalgebern allerdings nicht gratis zu. Der Wert der Put-Option funktioniert genauso wie eine absolute Risikovergütung, die die Investoren motiviert, in risikobehaftete Unternehmensanleihen zu investieren. Mit anderen Worten gibt die Differenz zwischen dem beobachteten Marktpreis der Unternehmensanleihe und dem Barwert einer bis auf das Risiko identischen Benchmarkanleihe eben die Risikoprämie in Form des Preisabschlags an.⁶³ Theoretisch resultiert dieser Preisabschlag rein aus den abweichenden Risikoarten zwischen der Unternehmensanleihe und der risikolosen Benchmark.

Damit das Niveau des Preisabschlags zwischen den Unternehmensanleihen mit verschiedenen Nennwerten verglichen werden kann, wird vorgeschlagen, den absoluten Preisabschlag mit einem Prozentsatz bezüglich des Marktpreises der Unternehmensanleihe anzugeben. Der relative Preisabschlagfaktor (*PAF*) lässt sich mit der Umformulierung der Formel F 2–18 wie folgt ausdrücken:⁶⁴

$$\begin{aligned}
 \text{Preisabschlagfaktor}(PAF) &= \frac{Put(V, F, r_f, T - t_0, \sigma_V)}{F_{t_0}} \\
 &= \frac{BW(F_T | r_f) - F_{t_0}}{F_{t_0}} && \text{F 2-23} \\
 &= \frac{BW(F_T | r_f)}{F_{t_0}} - 1.
 \end{aligned}$$

⁶³ Vgl. Thonabauer/Nösslinger (2008), S. 39.

⁶⁴ Vgl. Merton (1974), S. 455.

3 RISIKOARTEN UND EINFLUSSFAKTOREN DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

Die Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden aufgrund der unterschiedlichen Risikoarten von vielfältigen Faktoren beeinflusst. In erster Linie haben die Risikotoleranz der Marktteilnehmer und das Angebot-Nachfrage-Verhältnis im Primär- und Sekundärmarkt der Unternehmensanleihen Auswirkungen auf die Verbreitung bzw. die Verengung der Risikoprämien gegenüber der risikolosen Benchmark.⁶⁵ Steigt die Risikotoleranz der Anleger, steigt auch die Nachfrage anrisikobehaftete Unternehmensanleihen. Demzufolge erhöhen sich die Anleihekurse und gleichzeitig verengen sich die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Umgekehrt führt die gesunkene Risikotoleranz zur Verbreitung der Risikoprämien.⁶⁶ Auf der Angebotsseite findet man dennoch uneinheitliche Änderungen der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. In der Regel sollte die boomende Emission der Unternehmensanleihen den Marktpreis nach unten drängen, und somit sollten die Risikoprämien von Unternehmensanleihen zunehmen. Allerdings bietet sie in der Zwischenzeit den Marktteilnehmern effiziente Informationen zur Preisentdeckung, und daher verbessern sich die Risikoprämien von Unternehmensanleihen in der Handelsperiode mit den zahlreichen neuen Emissionen.

Kapitel 3 stellt den Fokus auf die Risikoarten sowie die Einflussfaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Dabei werden zwei Ansätze zur Erklärung der Risikoprämien vorgestellt. Zuerst werden die Risikoarten, die die Risikoprämien von Unternehmensanleihen determinieren, mittels des in Kapitel 2 eingeführten Strukturansatzes qualitativ untersucht. Während das Strukturmodell den nicht-linearen Zusammenhang zwischen der Risikoprämie einer Unternehmensanleihe und den entsprechenden Einflussfaktoren darstellen, zeigt das Faktor-Modell die lineare Beziehung zwi-

⁶⁵ Die Aussage basiert auf der Annahme, dass die Zinsstrukturkurve unverändert bleibt.

⁶⁶ Beispielsweise führte der Ausbruch der Subprimekrise ab Mitte 2007 zu einem raschen Anstieg der Risikoaversion gegenüber Kreditrisiken.

schen den exogenen und endogenen Variablen. Im Anschluss werden die Einflussfaktoren je nach Zinssatzrisiko, Kreditrisiko und Liquiditätsrisiko einzeln diskutiert. Das Ziel dieses Kapitels liegt daher hauptsächlich darin, die sowohl theoretischen als auch empirischen Auswirkungen der Risikoarten bzw. Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen zu veranschaulichen.

3.1 DER STRUKTURANSATZ ZUR ERKLÄRUNG DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

Das Strukturmodell beschäftigt sich hauptsächlich mit der Modellierung bzw. Bewertung des mit einem Ausfallrisiko verbundenen Fremdkapitals eines bestimmten Unternehmens. Im Rahmen des Modells hängen die fairen Preise des Eigenkapitals und Fremdkapitals eines Unternehmens vollkommen von der Entwicklung des Unternehmenswerts ab. Das Ausfallereignis tritt nur dann ein, wenn der Unternehmenswert über die Betrachtungsperiode einen entweder endogenen oder exogenen Unterschrank erreicht. In diesem Zusammenhang spielt die Modellierung der Entwicklung des Unternehmenswerts eine dominierende Rolle. Somit wird das Modell auch als Firmenwertmodell bezeichnet.

Das in Unterkapitel 2.2.2 eingeführte Merton's Modell wird als Grundlage zunächst weiter diskutiert und vertieft. Anhand der risikobehafteten Nullkuponanleihe werden die Risikoarten, wie z. B. das Ausfallrisiko und das Zinssatzrisiko, ins Strukturmodell miteinbezogen. Im Vergleich mit der kupontragenden Unternehmensanleihe bringt die Betrachtung der risikobehafteten Nullkuponanleihe Vorteile mit sich. Zum einen stimmen die in Abschnitten 2.3.1.1 und 2.3.1.2 definierten Begriffe der Risikoprämien von Unternehmensanleihen im Fall der Nullkuponanleihe überein. Zum anderen wird die qualitative Analyse in Bezug auf die Effekte der Parameter auf die Risikoprämien vielmehr vereinfacht und übersichtlich gestaltet.

3.1.1 Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Ausfallrisiko

3.1.1.1 Modell nach Merton (1974)

Nach der Veröffentlichung der Arbeit von MERTON (1974) hat sich das Strukturmodell ständig weiter entwickelt. Als Grundstein der nachfolgenden immer komplizierter gewordenen Modelle lohnt es sich, das grundlegende Modell hier kurz darzustellen.

Die ursprüngliche Idee des Autors war, den Effekt der Ausfallmöglichkeit eines Unternehmens auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihe zu analysieren. In der Tat hat der Autor neben den festgelegten Bedingungen im Anleihevertrag das Ausfallrisiko als einzige Risikoart, die die Risikoprämie der Unternehmensanleihe determinieren kann, angesehen. Zusätzlich werden die folgenden Annahmen getroffen:

- Die untersuchten Märkte laufen perfekt und reibungslos.
- Der Handel findet zeitkontinuierlich statt.
- Der risikolose Zinssatz ist konstant und $r > 0$.
- Das Unternehmen V wird ausschließlich durch Eigenkapital E und Fremdkapital F in Form einer Nullkuponanleihe mit Nominalwert F_T und Fälligkeit T finanziert. Darüber hinaus sind die Renditen des Eigenkapitals und Fremdkapitals perfekt korreliert.⁶⁷
- Das Unternehmen leistet bis zur Fälligkeit T keine zwischenzeitlichen Cash-Inflows bzw. Cash-Outflows. Das heißt einerseits keine Ausschüttung, andererseits werden die Rettungsmaßnahmen im Fall des Ausfalls, z. B. Emission des Eigenkapitals, Verkauf des Vermögens und Aufnahme des Kredits, ausgeschlossen.⁶⁸
- Der Unternehmenswert V ist von der Kapitalstruktur des Unternehmens unabhängig und er erfolgt eine geometrische Brown'sche Bewegung unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum \mathbb{P} :⁶⁹

$$dV = r \cdot V \cdot dt + \sigma_V \cdot V \cdot dW_t^{\mathbb{P}}, \text{ für } t \leq T. \quad \text{F 3-1}$$

$(W_t^{\mathbb{P}})_{0 \leq t \leq T}$ ist dabei eine \mathcal{F} -adaptierte endliche Standard Brown'sche Bewegung, also ein Zufallsprozess, der die Unsicherheit des Unternehmenswerts, auf einem filtrierten risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, \mathbb{P})$ abbildet, d. h.

$$\text{i. } (W_t^{\mathbb{P}})_{0 \leq t \leq T} \in \mathbb{R} \text{ mit } W_0 = 0,$$

⁶⁷ Vgl. Gheno (2007), S. 48.

⁶⁸ In der Arbeit von Merton (1974) wird ein Parameter der Ausschüttung K angenommen. Um das Modell bzw. den Effekt der Parameter auf die Risikoprämie der Unternehmensanleihe zu vereinfachen, wird hier keine Ausschüttung angenommen.

⁶⁹ Vgl. Brigo/Mercurio (2006), S. 29.

- ii. $(W_i^P)_{0 \leq i \leq T}$ und $(W_j^P)_{0 \leq j \leq T}$ mit $i \neq j$ sind zwei voneinander unabhängige Brown'sche Bewegungen mit Erwartungswert $E(W_t^P) = 0$ und Varianz $Var(W_t^P) = t$, kurz $W_t^P \sim N(0, t)$.

Das Symbol $\sigma_v : \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R}$ stellt den konstanten deterministischen Proportionalitätsfaktor dar und bestimmt im Zusammenhang mit dem Unternehmenswert und dem Wiener-Prozess die Volatilität des Unternehmenswerts.

Im Merton's Modell kann das Ausfallereignis lediglich dann eintreten, wenn der Unternehmenswert V_T in T kleiner als der Nominalwert des Fremdkapitals F_T ist. In diesem Fall übernehmen die Gläubiger das Unternehmen und erhalten V_T . Somit hängt der Anleihekurs F_t rein vom Unternehmenswert V_t und der Zeit t , für $t \leq T$, ab und kann durch die Funktion $F(V_t, t)$ gegeben werden. Danach wird ein risikoloses selbstfinanzierendes Portfolio aus der Unternehmensanleihe und dem Unternehmenswert konstruiert.⁷⁰ Der Anleihekurs ergibt sich aus der Lösung der folgenden partiellen Differentialgleichung:⁷¹

$$-r \cdot F + r \cdot F'_v \cdot V + F''_v + \frac{1}{2} F''_{vv} \cdot \sigma_v^2 \cdot V^2 = 0,$$

mit:

F 3–2

$$F(V_T, T) = \min(V_T, F_T).$$

Die geschlossene Formel zur Bewertung der risikobehafteten Nullkuponanleihe zum Zeitpunkt t wird gegeben durch

$$F(V_t, t) = V_t \cdot N(d_1) + F_T \cdot e^{-r \cdot (T-t)} \cdot N(d_2),$$

F 3–3

mit:

⁷⁰ Das Portfolio setzt sich aus der risikobehafteten Nullkuponanleihe und dem Unternehmen zusammen. Es ist so zu konstruieren, dass der Zufallsprozess vollständig eliminiert werden könnte. Mit anderen Worten kann die Rendite des Portfolios mit Sicherheit prognostiziert werden und ist gleich dem risikolosen Zinssatz.

⁷¹ Vgl. Sandmann (2010), S. 307; Neftci (2000), S. 279 und 297.

$$N(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{\left(-\frac{1}{2}y^2\right)} dy,$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{F_T}{V_t}\right) - \left(r + \frac{1}{2}\sigma_v^2\right) \cdot (T-t)}{\sigma_v \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{F_T}\right) + \left(r - \frac{1}{2}\sigma_v^2\right) \cdot (T-t)}{\sigma_v \cdot \sqrt{T-t}}.$$

Mit dem theoretischen Anleihekurs nach F 3-3 werden die Risikoprämien in Form der Überschussrendite nach den Definitionen in 2.3.1.1 und 2.3.1.2 wie folgt bestimmt:⁷²

$$KRP = -\frac{1}{T-t} \ln \left[N(d_2) + \frac{V_t}{F_T \cdot e^{[-r \cdot (T-t)]}} \cdot N(d_1) \right]. \quad \text{F 3-4}$$

Der *PAF* ergibt sich aus

$$PAF = \left[N(d_2) + \frac{V_t}{F_T \cdot e^{[-r \cdot (T-t)]}} \cdot N(d_1) \right]^{-1} - 1. \quad \text{F 3-5}$$

In den Formeln F 3-3, F 3-4 und F 3-5 kann man jedoch zwei relevante Parameter, die sowohl den Anleihekurs als auch die Risikoprämie einer risikobehafteten Nullkuponanleihe mit vorgegebener Restlaufzeit determinieren, identifizieren. Sie sind das Verhältnis zwischen dem Nominalwert F_T und dem zeitlich varianten Unternehmenswert V_t , für $t \leq T$ und die Volatilität des Unternehmenswerts σ_v . In Einklang mit der Finanzierungstheorie können die positiven Effekte der beiden Parameter auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen bewiesen werden, da die erste Ableitung der jeweiligen Risikoprämien (*KRP* und *PAF*) nach jedem Parameter positiv ist. Je höher die Quasi-Fremdkapitalquote $\frac{F_T}{V_t}$, desto riskanter ist die Verschuldung eines Unternehmens. Zeigt

ein Unternehmen eine volatilere Entwicklung, dann ist sein Fremdkapital risikoreicher und somit verlangen die Gläubiger höhere Risikoprämien. Außerdem wird darauf hingewiesen, dass ein negativer Zusammenhang zwischen der *KRP* und dem risikofreien Zinssatz besteht. In dieser Hinsicht ist MERTON (1974) der Meinung, dass die *KRP* als

⁷² Vgl. Merton (1974), S. 454; Jeanblanc/Yor/Chesney (2009), S. 189.

Benchmark dienen kann, sodass ein Vergleich des Ausfallrisikos zweier Unternehmensanleihen, die eine identische Laufzeit besitzen, möglich ist.⁷³

Das Merton's Modell geht auf den optionspreistheoretischen Ansatz von BLACK/SCHOLES (1973) zurück und bietet die theoretische Grundlage zur Bewertung der risikobehafteten Unternehmensanleihe bzw. zur Erklärung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Der sogenannte Default-Put funktioniert wie europäische Optionen und ist nur bei der Fälligkeit der Unternehmensanleihe auszuüben. Somit wird die realistische Ausfallmöglichkeit vor dem Verfallsdatum vernachlässigt. Laut der empirischen Studie von JONES/MASON/ROSENFELD (1984) werden die Anleihekurse nach Merton's Modell durchschnittlich um 4,5% überschätzt. Insbesondere werden die Risikoprämien von "non-investment-grade" Unternehmensanleihe in einem erheblichen Maße unterschätzt.⁷⁴

3.1.1.2 Modell nach Black/Cox (1976)

BLACK/COX (1976) erweitern das Merton's Modell durch die explizite Berücksichtigung der Ausfallmöglichkeit vor Fälligkeit der Unternehmensanleihe. In diesem Fall kann der Anleihekurs nicht nur vom Unternehmenswert V_T bei der Fälligkeit T sondern auch von der zeitlichen Entwicklung des Unternehmenswerts bis zum Zeitpunkt T abhängen. Beispielsweise wird in der Arbeit von BLACK/COX (1976) eine zeitabhängige deterministische Untergrenze des Unternehmenswerts $K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}$ eingeführt.⁷⁵ Dabei ist K eine konstante positive und reelle Zahl. Sobald der Unternehmenswert vor dem Laufzeitende diese untere Grenze erreicht, wird den Gläubigern $K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}$ ausgezahlt. Ansonsten wird den Gläubigern bei der Fälligkeit mit $\min(V_T, F_T)$ ausgezahlt.

Um das Modell zu veranschaulichen, wird zunächst der Begriff "Stoppzeit" eingeführt und definiert. Die Stoppzeit ist eine $(\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}$ -messbare Zufallsvariable mit den Eigenschaften:⁷⁶

$$\tau: \mathbb{R}^+ \rightarrow \mathbb{R},$$

⁷³ Vgl. Merton (1974), S. 460.

⁷⁴ Vgl. Jones/Mason/Rosenfeld (1984), S. 620. Die Kurse der Unternehmensanleihen in der Ratingklasse von "non-investment-grade" werden durchschnittlich über 10% überschätzt.

⁷⁵ Setze $\bar{v}_t = K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}$ für $t \in [0, T)$, dann $d\bar{v}_t = \gamma \cdot \bar{v}_t \cdot dt$, mit $\bar{v}_0 = K \cdot e^{[-\gamma T]}$.

⁷⁶ Vgl. Neftci (2000), S. 279 und 493.

$$P(\tau < \infty) = 1.$$

Die Stoppzeit τ ist vorhersehbar, wenn die \mathcal{F} -Filtration gegeben ist.

Bezüglich des Ausfalls während der Laufzeit der Unternehmensanleihe wird die Stoppzeit im Zusammenhang mit dem Zufallsprozess V_t definiert als

$$\tau := \inf \{t \in [0, T]: V_t \leq \bar{v}_t\} = \inf \{t \in [0, T]: V_t = \bar{v}_t\}, \quad \text{F 3-6}$$

mit:

$$\bar{v}_t = \begin{cases} K \cdot e^{-\gamma(T-t)}, & \text{für } t < T, \\ F_T, & \text{für } t = T, \end{cases}$$

$$K \cdot e^{-\gamma(T-t)} \leq F_T \cdot e^{-r(T-t)}, \quad \text{für } t < T.$$

Das Infimum gibt den ersten Zeitpunkt in einer Menge vom Zeitpunkt $\{t \in [0, T]: V_t \leq \bar{v}_t\}$, an den der Unternehmenswert V_t über die Periode $t \rightarrow T$ die Grenze \bar{v}_t berührt, an, sofern die Menge nicht leer ist. Die Formel F 3-2 lässt sich mit der in F 3-6 gegebenen zusätzlichen Nebenbedingung in F 3-7:

$$-r \cdot F + r \cdot F'_v \cdot V + F'_t + \frac{1}{2} F''_{vv} \cdot \sigma_V^2 \cdot V^2 = 0,$$

unter der Nebenbedingung:

F 3-7

$$F(V_T, T) = \min(V_T, F_T),$$

$$F(V_t, \tau) = K \cdot e^{-\gamma(T-t)},$$

ergänzen.⁷⁷ Darüber hinaus kann man den Kurs der risikobehafteten Nullkuponanleihe auch per Wahrscheinlichkeit des Zufallsprozesses von V_t in Verbindung mit den möglichen Auszahlungen im Fall des (Nicht-) Ausfalls formulieren. Der Anleihekurs zum Betrachtungszeitpunkt $t \leq T$ lässt sich als Summe des Barwerts der erwarteten Auszahlung in Abhängigkeit vom jeweiligen Zustand in F 3-8 interpretieren.⁷⁸

⁷⁷ Vgl. Black/Cox (1976), S. 355.

⁷⁸ Vgl. Bingham/Kiesel (2004), S.385.

$$F(V_t, t) = F_1(V_t, t) + F_2(V_t, t) + F_3(V_t, t)$$

mit

$$F_1(V_t, t) = E^P \left\{ F_T \cdot e^{[-r \cdot (T-t)]} \cdot \mathbf{1}_{[\tau \geq T, V_t \geq F_T]} \middle| F_t \right\}, \text{ für keinen Ausfall,} \quad \text{F 3-8}$$

$$F_2(V_t, t) = E^P \left\{ V_T \cdot e^{[-r \cdot (T-t)]} \cdot \mathbf{1}_{[\tau \geq T, V_t < F_T]} \middle| F_t \right\}, \text{ für Ausfall in } T,$$

$$F_3(V_t, t) = E^P \left\{ K \cdot e^{[-\gamma \cdot (T-\tau) - r \cdot (\tau-t)]} \cdot \mathbf{1}_{[t < \tau < T]} \middle| F_t \right\}, \text{ für Ausfall vor } T.$$

Das hochgestellte P in F 3–8 richtet den Erwartungswert an den risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, P)$. $F_1(V_t, t)$ gibt den Barwert der Auszahlung in T an, sofern der Unternehmenswert bis zum Laufzeitende keinen durch \bar{v}_t gegebenen Unterschrank überschreitet. In dieser Situation ist die Indikatorfunktion $\mathbf{1}_{[\tau \geq T, V_t \geq F_T]}$ gleich eins⁷⁹, welche die leere Menge $\{t \in [0, T] : V_t \leq \bar{v}_t\}$ andeutet. $F_2(V_t, t)$ stellt den Anleihekurs bei einem Ausfall zum genauen Zeitpunkt T dar. Die Wahrscheinlichkeit des Ausfalls in T wird durch eine zweidimensionale Verteilungsfunktion bezüglich der Variablen V_t und τ determiniert. Für den Ausfall vor dem Laufzeitende T erwarten die Gläubiger in $t \leq \tau$ die von der Stoppzeit τ diskontierte Auszahlung von $K \cdot e^{[-\gamma \cdot (T-\tau)]}$. Die Wahrscheinlichkeit des Ausfalls vor T ist äquivalent durch⁸⁰

$$P(t < \tau < T | F_t) = 1 - P(\tau \geq T, V_t \geq \bar{v} | F_t) \quad \text{F 3-9}$$

gegeben.

Die Lösung für die Formeln F 3–7 und F 3–8 ergibt sich aus⁸¹

⁷⁹ Ansonsten liefert die Indikatorfunktion null.

⁸⁰ Vgl. Bielecki/Rutkowski (2009), S. 70. In der letzten Gleichung von den Formeln F 3-8 beobachtet man eigentlich zwei Zufallsvariablen. Zu suchen ist den Erwartungswert von $e^{[-\gamma \cdot (T-\tau)]} \cdot \mathbf{1}_{[t < \tau < T]}$ unter $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, P)$.

⁸¹ Vgl. Bielecki/Rutkowski (2009), S. 73; Black/Cox (1976), S. 356; Jeanblanc/Yor/Chesney (2009), S. 152.

$$\begin{aligned}
F(V_t, t) = & F_T \cdot B(t, T) \cdot [N(h_1) - R_t^{2\tilde{a}} \cdot N(h_2)] \\
& + V_t \cdot [N(h_3) - N(h_4)] + V_t \cdot R_t^{2\tilde{a}+2} \cdot [N(h_5) - N(h_6)] \\
& + V_t \cdot [R_t^{\theta+\zeta} N(h_7) + R_t^{\theta-\zeta} N(h_8)],
\end{aligned}
\tag{F 3-10}$$

mit:

$$B(t, T) = e^{[-r \cdot (T-t)]}, \quad \nu = r - \frac{1}{2} \sigma_V^2, \quad \tilde{\nu} = \nu - \gamma,$$

$$\tilde{a} = \tilde{\nu} \cdot \sigma_V^{-2}, \quad \theta = \tilde{a} + 1, \quad \zeta = \sigma_V^{-2} \cdot \sqrt{\tilde{\nu}^2 + 2\sigma_V^2(r - \gamma)}, \quad R_t = \frac{\bar{v}_t}{V_t},$$

$$h_1 = \frac{\ln\left(\frac{V_t}{F_T}\right) + \nu \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}}$$

$$h_2 = \frac{\ln \bar{v}_t^2 - \ln(V_t \cdot F_T) + \nu \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$h_3 = \frac{\ln\left(\frac{F_T}{V_t}\right) - (\nu + \sigma_V^2) \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$h_4 = \frac{\ln\left(\frac{K}{V_t}\right) - (\nu + \sigma_V^2) \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$h_5 = \frac{\ln \bar{v}_t^2 - \ln(V_t \cdot F_T) + (\nu + \sigma_V^2) \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$h_6 = \frac{\ln \bar{v}_t^2 - \ln(K \cdot V_t) + (\nu + \sigma_V^2) \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$h_7 = \frac{\ln\left(\frac{\bar{v}_t}{V_t}\right) + \zeta \cdot \sigma_V^2 \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}},$$

$$h_8 = \frac{\ln\left(\frac{\bar{v}_t}{V_t}\right) - \zeta \cdot \sigma_V^2 \cdot (T-t)}{\sigma_V \cdot \sqrt{T-t}}.$$

Gleichsetzen von der Gleichung F 3-10 und

$$F(V_t, t) = F_T \cdot e^{[-(KRP+r)(T-t)]}$$

führt unmittelbar auf die Darstellung der Risikoprämie der risikobehafteten Nullkuponanleihe in Form der Überschussrendite:

$$KRP = -\frac{1}{T-t} \ln \left[\begin{aligned} & \left[N(h_1) - R_t^{2\bar{a}} \cdot N(h_2) \right] + \frac{V_t}{F_T \cdot B(t, T)} \cdot \left[N(h_3) - N(h_4) \right] \\ & + \frac{V_t}{F_T \cdot B(t, T)} \cdot R_t^{2\bar{a}+2} \cdot \left[N(h_5) - N(h_6) \right] \\ & + \frac{V_t}{F_T \cdot B(t, T)} \cdot \left[R_t^{\theta+\zeta} N(h_7) + R_t^{\theta-\zeta} N(h_8) \right] \end{aligned} \right]. \quad \text{F 3-11}$$

Wird der mit dem risikolosen Zinssatz diskontierte Nominalwert dieser Nullkuponanleihe von der rechten Seite der Gleichung F 3-10 herausgenommen, ergibt sich die geschlossene Lösung der Risikoprämie in Sinne des Preisabschlagsfaktors

$$PAF = \left[\begin{aligned} & \left[N(h_1) - R_t^{2\bar{a}} \cdot N(h_2) \right] + \frac{V_t}{F_T \cdot B(t, T)} \cdot \left[N(h_3) - N(h_4) \right] \\ & + \frac{V_t}{F_T \cdot B(t, T)} \cdot R_t^{2\bar{a}+2} \cdot \left[N(h_5) - N(h_6) \right] \\ & + \frac{V_t}{F_T \cdot B(t, T)} \cdot \left[R_t^{\theta+\zeta} N(h_7) + R_t^{\theta-\zeta} N(h_8) \right] \end{aligned} \right]^{-1} \cdot -1. \quad \text{F 3-12}$$

Die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe nach BLACK/COX (1976) sieht strukturell der nach MERTON (1974) sehr ähnlich. Sie reagiert negativ auf den Unternehmenswert und den risikolosen Zinssatz. Weiterhin nimmt sie nach BLACK/COX (1976) mit der erhöhten Volatilität des Unternehmenswerts σ_V bzw. mit der steigenden Quote $\frac{F_T}{V_t}$ zu.

Insbesondere kann die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe gegen einen Grenzwert konvergieren, wenn sich die Volatilität des Unternehmens gegen unendlich bewegt. Ausgehend von den folgenden Grenzwerten:

$$\lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_1) = 0, \quad \lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_2) = 0, \quad \lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_3) = 0, \quad \lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_4) = 0,$$

$$\lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_5) = 1, \quad \lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_6) = 1, \quad \lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_7) = 1, \quad \lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} N(h_8) = 0,$$

$$\lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} R_t^{\theta+\zeta} = \frac{K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}}{V_t},$$

kann man dann den Grenzwert der Risikoprämie durch

$$\lim_{\sigma_V^2 \rightarrow \infty} KRP = -\frac{1}{T-t} \ln(\ell), \quad \text{F 3-13}$$

ableiten, wobei sich der konstante Parameter $0 \leq \ell \leq 1$ aus

$$K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]} = \ell \cdot F_T \cdot e^{[-r(T-t)]}, \quad \text{F 3-14}$$

ergibt.⁸²

Vereinfacht kann man den Parameter $0 \leq \ell \leq 1$ als Recovery-Rate interpretieren. In diesem Fall wird zur Kenntnis genommen, dass die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe bei der extremen Volatilität durch eine fallende Funktion von der Recovery-Rate dargestellt werden kann.

Das Black/Cox-Modell unterscheidet sich von dem Merton's Modell dadurch, dass der Ausfall vor dem Laufzeitende der Unternehmensanleihe in das Modell einbezogen wird. Außerdem ermöglicht das Modell die Reorganisation des Unternehmens. Die Gläubiger erhalten $\beta_1 \cdot K \cdot e^{[-\gamma(T-t)]}$ beim Ausfall vor T und $\beta_2 \cdot V_T$ beim Ausfall in T , wobei das β_1 und β_2 die Proportionalität der Reorganisationskosten darstellen und die Bedingung $\beta_1, \beta_2 \in [0, 1]$ erfüllen.⁸³ Problematisch sowohl beim Merton's Modell als auch beim Black/Cox-Modell ist, dass die KRP und der PAF im Laufe der Zeit $t \rightarrow T$ gegen Null gehen, wenn das Unternehmen während der Laufzeit überlebt. Mathematisch kann wie folgt formuliert werden:

$$\lim_{t \rightarrow T} N(h_1 | V_t \geq F_T) = 1 \quad \text{und} \quad \lim_{t \rightarrow T} N(h_{i, i=2, 3, \dots, 8} | V_t \geq F_T) = 0,$$

⁸² Vgl. Black/Cox (1976), S. 357.

⁸³ Vgl. Bingham/Kiesel (2004), S.385. Das in Black/Cox (1976) dargestellte Modell zählt zu einem Sonderfall der Auszahlung beim Ausfall mit $\beta_1 = \beta_2 = 1$.

\Rightarrow

$$\lim_{t \rightarrow T} KRP = 0, \text{ für } V_t \geq F_T,$$

$$\lim_{t \rightarrow T} PAF = 0, \text{ für } V_t \geq F_T.$$

Laut BIELECKI/RUTKOWSKI (2009) resultiert diese Aussage aus der in der Filtration $(\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}$ messbaren Stoppzeit.⁸⁴

3.1.2 Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Zinssatzrisiko

Bisher wird nur das Ausfallrisiko sowohl im Merton's Modell als auch im Black/Cox-Modell modelliert bzw. analysiert. In den beiden Modellen werden die Risikoprämien einer risikobehafteten Nullkuponanleihe unter Annahme eines konstanten risikolosen Zinssatzes ausgewertet. In der Realität ist jedoch eine flache Zinsstrukturkurve kaum zu beobachten. Zunächst wird der bisher eingeführte strukturelle Ansatz zusätzlich mit der stochastischen Modellierung des Zinssatzes erweitert. Dabei wird die zufällige Entwicklung des Zinssatzes nach der Gauss'schen Heath-Jarrow-Morton-Zinsstruktur (kurz: HJM-Modell) modelliert. Bei der Aufnahme des HJM-Zinsstrukturmodells wird das Zinssatzrisiko zusammen mit dem Ausfallrisiko in Betracht gezogen. Somit ist eine dynamische Analyse der Risikoprämien von Unternehmensanleihen möglich.

Dieses Unterkapitel beginnt mit der Darstellung des Gauss'schen HJM-Zinsstrukturmodells. Als Zwischenergebnis des HJM-Modells bekommt man die stochastische Differentialgleichung der risikofreien Nullkuponanleihe unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, \mathbb{P})$. Mit Hilfe einer Cholesky-Faktorisierung lässt sich der Prozess des Unternehmenswerts in Gleichung F 3-1 unter Berücksichtigung der stochastischen Zinsentwicklung durch zwei unabhängige Standard Wiener Prozesse treiben. Danach wird der Anleihekurs bzw. seine Risikoprämie analog zu den Formeln F 3-10, F 3-11 und F 3-12 unter einem für \mathbb{P} äquivalenten Matingmaß Q^T auf dem Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, Q^T)$ untersucht.

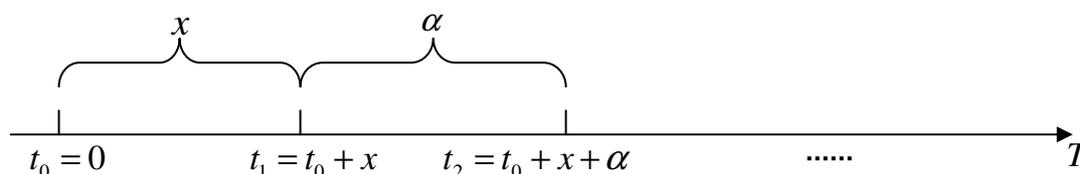
⁸⁴ Vgl. Bielecki/Rutkowski (2009), S. 77.

3.1.2.1 Einführung des Gauss'schen HJM-Modells

Anfang der neunziger Jahre haben zwei Arbeiten von HEATH/JARROW/MORTON (1990, 1992) das HJM-Zinsstrukturmodell aufgebaut. Im Vergleich mit den Short-Rate-Modellen, wie z. B. VASICEK-MODELL (1977), ist das HJM-Modell zinsstrukturkonform.⁸⁵ Während die Zinsstrukturkurve bei den Short-Rate-Modellen als endogene Variable definiert wird, ergibt sich die Gauss'sche HJM-Zinsstruktur exogen mit den beobachteten Marktdaten.⁸⁶

3.1.2.1.1 Basisbegriffe und Notationen

Zuerst werden einige nützliche Begriffe und Notationen für das HJM-Modell bzw. für die spätere empirische Ermittlung der risikolosen Zinsstrukturkurve in Kapitel 4 eingeführt. Die Notationen orientieren sich an der folgenden Darstellung der Zeitachse.⁸⁷



- $B(t_0, t_1)$ ist der Preis einer risikofreien Nullkuponanleihe zum Zeitpunkt t_0 mit Fälligkeit in $t_1 \geq t_0$, in dem der Nennwert der Nullkuponanleihe in Höhe von 1 ausfallrisikofrei zurückgezahlt wird, d. h. $B(t_1, t_1) = 1$. Um ein zeitstetiges Modell abzubilden, wird im Folgenden angenommen, dass der Preis der Nullkuponanleihe $B(t_0, t_1)$ stetig differenzierbar in t ist, d. h. die Ableitung von $B(t_0, t_1)$ nach dem Fälligkeitszeitpunkt t existiert. Die Funktion $B(t_0, t_\tau)$, für $t_\tau \geq t_0$ mit $B(t_\tau, t_\tau) = 1$ stellt dementsprechend die Abzinsungsfunktion in t_0 dar, falls der Zinssatz deterministisch ist.⁸⁸
- $r(t_0, t_1)$ ist der risikolose Kassazinssatz bzw. die risikolose Spot-Rate zum Zeitpunkt t_0 , der den *YTM* einer Nullkuponanleihe mit der Restlaufzeit bis t_1 angibt. Der Zusammenhang des Kassazinssatzes $r(t_0, t_1)$ mit dem Diskontfaktor $B(t_0, t_1)$

⁸⁵ Vgl. Branger/Schlag (2004), S. 160.

⁸⁶ Vgl. Martellini/Priaulet/Priaulet (2003), S. 396; Neftci (2000), S. 279 und 493.

⁸⁷ Vgl. Sandmann (2010), S. 352.

⁸⁸ Vgl. Brigo/Mercurio (2006), S. 4.

wird mithilfe der nachstehenden Gleichung ausgedrückt:

$$B(t_0, t_1) = e^{[-x \cdot r(t_0, t_1)]}, \text{ im stetigen Fall.} \quad \text{F 3-15}$$

- $f(t_0, t_1, t_2)$ ist der Terminzinssatz bzw. die Forward-Rate zum Zeitpunkt t_0 für das Zeitintervall $[t_1, t_2]$. Dieser repräsentiert den Zinssatz eines Forward-Kontraktes und kann daher als die neutrale Markterwartung⁸⁹ über die Rendite eines bestimmten zukünftigen Zeitraums interpretiert werden. Um die Arbitragemöglichkeit zu verhindern, wird der Terminzinssatz implizit definiert als:

$$\frac{1}{B(t_0, t_2)} = \frac{1}{B(t_0, t_1)} e^{[\alpha \cdot f(t_0, t_1, t_2)]}, \text{ im stetigen Fall,} \quad \text{F 3-16}$$

\Leftrightarrow

$$f(t_0, t_1, t_2) = -\frac{\ln B(t_0, t_2) - \ln B(t_0, t_1)}{\alpha}. \quad \text{F 3-17}$$

Aus der Forward-Rate ergibt sich die Spot-Rate:

$$r(t_0, t_1) = \frac{1}{x} \int_0^x f(t_0, t_0 + \tau, t_1) d\tau. \quad \text{F 3-18}$$

- $f_c(t_0, t)$ ist der konforme Terminzins zum Zeitpunkt t_0 für den Zeitraum $[t, t + \Delta t]$, $\Delta t \rightarrow 0$. Mathematisch stellt der konforme Terminzins den Grenzwert des Terminzinses dar. Es gilt:

$$\begin{aligned} f_c(t_0, t) &= \lim_{\alpha \searrow 0} f_c(t_0, t, t + \alpha) \\ &= \lim_{\alpha \searrow 0} \left[-\frac{\ln B(t_0, t + \alpha) - \ln B(t_0, t)}{\alpha} \right] \\ &= -\frac{\partial \ln B(t_0, t)}{\partial t}, \end{aligned} \quad \text{F 3-19}$$

$$\Rightarrow B(t_0, t) = e^{\left[-\int_0^t f_c(t_0, s) ds \right]}.$$

⁸⁹ Vgl. Vasicek/Fong (1982), S. 343.

Der Preis der Nullkuponanleihe wird in der obigen Gleichung durch die Exponentialfunktion von konformen Terminzinsraten dargestellt. Demzufolge wird der positive Wert der Nullkuponanleihe gewährleistet.

- $r_c(t_0)$ wird als kurzfristige Zinsrate bezeichnet, die durch den Einsatz $t = t_0$ in die konforme Terminzinsrate $f_c(t_0, t)$ abgeleitet wird:

$$r_c(t_0) = f_c(t_0, t_0) = - \left. \frac{\partial \ln B(t_0, t)}{\partial t} \right|_{t=t_0}. \quad \text{F 3-20}$$

- $B(t) = e^{\left[\int_0^t r_c(s) ds \right]}$ mit $dB(t) = r_c(t) B(t) dt$ wird als stochastisches Geldmarktkonto in t definiert. Es stellt eine rollierende Anlage von eins zum Zeitpunkt t_0 mit dem kurzfristigen Zinssatz $r_c(t)$ dar.

3.1.2.1.2 Modellierung der stochastischen Zinsentwicklung nach dem HJM-Modell

Abweichend von der ursprünglichen Arbeit von Heath/Jarrow/Morton geht man hier direkt davon aus, dass die Zinsbewegung als dynamische Entwicklung der risikofreien Nullkuponanleihe über die Zeit durch die folgende stochastische Differentialgleichung:

$$dB(t, T) = B(t, T) \cdot \mu_B(t, T) \cdot dt + B(t, T) \cdot \sigma_B(t, T) \cdot dZ_t, \quad \text{F 3-21}$$

beschrieben wird. Die Koeffizienten, die die Nullkuponanleihe charakterisieren, sind der Drift $\mu_B(t, T)$ bzw. der Volatilitätsfaktor $\sigma_B(t, T)$. Während der Drift die erwartete logarithmierte periodische Änderung der konformen Terminzinsrate darstellt, sind die Volatilitäten ursächlich dafür, wie stark die konforme Terminzinsrate schwankt. dZ_t ist dabei ein eindimensionaler Standard-Wiener-Prozess.

Man wählt das Geldmarktkonto als Numéraire und untersucht die relative Kursbewegung der Nullkuponanleihe gegenüber dem Geldmarktkonto. So lässt sich die zustandsabhängige Rendite der risikofreien Nullkuponanleihe

$$\begin{aligned}
d\left[\frac{B(t, T)}{B(t)}\right] &= \frac{B(t, T)}{B(t)} \left[[\mu_B(t, T) - r_c(t)] dt + \sigma_B(t, T) dZ_t \right] \\
&= \frac{B(t, T)}{B(t)} \sigma_B(t, T) \left[\frac{[\mu_B(t, T) - r_c(t)]}{\sigma_B(t, T)} dt + dZ_t \right]
\end{aligned}
\tag{F 3-22}$$

mit Hilfe von Itô-Lemma ausrechnen. Wird $d\tilde{Z}_t^P = \frac{[\mu_B(t, T) - r_c(t)]}{\sigma_B(t, T)} dt + dZ_t$ in F 3-22

eingesetzt, kann die Entwicklung der Nullkuponanleihe durch

$$d\left[\frac{B(t, T)}{B(t)}\right] = \frac{B(t, T)}{B(t)} \sigma_B(t, T) d\tilde{Z}_t^P,
\tag{F 3-23}$$

angegeben werden.

Das Symbol $d\tilde{Z}_t^P$ wird als Standard Brown'sche Bewegung auf einem filtrierten risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, \mathbb{P})$ bezeichnet. Die zwei Standard Brown'sche Bewegungen dZ_t und $d\tilde{Z}_t^P$ zeigen die identische Volatilität, aber unterscheiden sich durch die Abweichung eines Erwartungswerts i. H. v. $\frac{[\mu_B(t, T) - r_c(t)]}{\sigma_B} dt$. Die relative Kursentwicklung der Nullkuponanleihe in Gleichung

F 3-23 ist unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum logarithmisch normalverteilt. Mit Hilfe von Itô-Lemma ergibt sich der Kurs der Nullkuponanleihe zum Zeitpunkt $t \geq t_0$:

$$B(t, T) = B(t_0, T) \cdot e^{\left\{ \int_{t_0}^t \left[-\frac{1}{2} \sigma_B(u, T)^2 \right] du + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, T) d\tilde{Z}_u^P \right\}}.
\tag{F 3-24}$$

Dabei stellt $B(t_0, T)$ den Anfangswert dar. Wird die obige Gleichung durch $B(t, t)$ geteilt:

$$B(t, T) = \frac{B(t_0, T)}{B(t, t)} \cdot e^{\left\{ \int_{t_0}^t \left[-\frac{1}{2} \sigma_B(u, T)^2 \right] du + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, T) d\tilde{Z}_u^P \right\}},$$

wird die Komponente der Short-Rate $r_c(t)$ unter Ausnutzung der bekannten Eigenschaft der risikolosen Nullkuponanleihe:

$$B(t, t) = 1 = B(t_0, t) \cdot e^{\left\{ \int_{t_0}^t \left[-\frac{1}{2} \sigma_B(u, t)^2 \right] du + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, t) d\tilde{Z}_u^P \right\}},$$

eliminiert.⁹⁰ Somit gilt:

$$\begin{aligned} B(t, T) &= \frac{B(t_0, T) \cdot e^{\left\{ \int_{t_0}^t \left[-\frac{1}{2} \sigma_B(u, T)^2 \right] du + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, T) d\tilde{Z}_u^P \right\}}}{B(t_0, t) \cdot e^{\left\{ \int_{t_0}^t \left[-\frac{1}{2} \sigma_B(u, t)^2 \right] du + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, t) d\tilde{Z}_u^P \right\}}} \\ &= \frac{B(t_0, T)}{B(t_0, t)} \cdot e^{\left\{ -\frac{1}{2} \int_{t_0}^t [\sigma_B(u, T)^2 - \sigma_B(u, t)^2] du + \int_{t_0}^t [\sigma_B(u, T) - \sigma_B(u, t)] d\tilde{Z}_u^P \right\}}. \end{aligned}$$

Da die Zufallsvariable in den geschweiften Klammern mit dem Erwartungswert $-\int_{t_0}^t \left[\frac{1}{2} (\sigma_B(u, T)^2 - \sigma_B(u, t)^2) \right] du$ und der Varianz $\int_{t_0}^t [\sigma_B(u, T) - \sigma_B(u, t)]^2 du$ normalverteilt ist, ist die Exponentialfunktion log-normalverteilt.

Die konforme Terminzinsrate kann dann nach der Definition F 3–19 wie folgt abgeleitet werden:⁹¹

$$\begin{aligned} f(t, T) &= -\frac{\partial \ln B(t, T)}{\partial T} \\ &= -\frac{\partial}{\partial T} \left\{ \ln B(t_0, T) + \int_{t_0}^t \left[r(u) - \frac{1}{2} \sigma_B(u, T)^2 \right] du + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, T) d\tilde{Z}_u^P \right\} \\ &= -\frac{\partial \ln B(t_0, T)}{\partial T} + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, T) \frac{\partial \sigma_B(u, T)}{\partial T} du - \int_{t_0}^t \frac{\partial \sigma_B(u, T)}{\partial T} d\tilde{Z}_u^P \\ &= f(t_0, T) + \int_{t_0}^t \sigma_B(u, T) \frac{\partial \sigma_B(u, T)}{\partial T} du - \int_{t_0}^t \frac{\partial \sigma_B(u, T)}{\partial T} d\tilde{Z}_u^P. \end{aligned}$$

Die Dynamik der konformen Terminzinsrate kann man in folgender Gleichung:

⁹⁰ Vgl. Martellini/Priaulet (2001), S. 120.

⁹¹ Vgl. Sandmann (2010), S. 462.

$$df(t, T) = \sigma_B(t, T) \frac{\partial \sigma_B(t, T)}{\partial T} dt - \frac{\partial \sigma_B(t, T)}{\partial T} d\tilde{Z}_t^P \quad \text{F 3-25}$$

darstellen. In der letzten Gleichung ist der Drift von der Struktur der Volatilität eingeschränkt. Dadurch ist die Dynamik der konformen Terminzinsrate allein durch die Volatilitätsstruktur determiniert. Im Allgemeinen ist dieser Prozess nicht markovsch, d. h. die zukünftige Entwicklung hängt von der gesamten Pfadvergangenheit ab. Wenn die Volatilität die deterministische Funktion ist, wird die letzte Formulierung der konformen Terminzinsrate in F 3-25 als Gauss'sches HJM-Zinsstrukturmodell bezeichnet.⁹²

3.1.2.2 Modellierung des Unternehmenswertes mit Einbeziehung der HJM-Zinsstrukturkurve

Wie bereits in Gleichungen F 3-1 und F 3-23 dargestellt, werden der Unternehmenswert und die risikofreie Nullkuponanleihe unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, P)$ wie folgt beschrieben:

$$\begin{aligned} dV &= r_c(t) \cdot V \cdot dt + \sigma_V \cdot V \cdot dW_t^P, \quad t \leq T, \\ dB(t, T) &= B(t, T) \cdot [r_c(t) \cdot dt + \sigma_B(t, T) \cdot d\tilde{Z}_t^P]. \end{aligned}$$

Die perfekte Korrelation der Rendite zwischen dem Unternehmenswert und der Nullkuponanleihe ist auszuschließen. Darüber hinaus wird angenommen, dass W_t^P und \tilde{Z}_t^P zwei korrelierte Brown'sche Bewegungen sind. Die kurzfristige Korrelation ρ ergibt sich aus

$$dW_t^P \cdot d\tilde{Z}_t^P = \rho \cdot dt. \quad \text{F 3-26}$$

Zunächst wird die Cholesky-Zerlegung verwendet, um die dynamischen Entwicklungen von dem Unternehmenswert und der Nullkuponanleihe durch zwei unabhängige Brown'sche Bewegungen darzustellen:⁹³

$$dV = r_c(t) \cdot V \cdot dt + \sigma_V \cdot V \cdot \left[\rho \cdot d\tilde{Z}_t + \sqrt{1 - \rho^2} \cdot d\tilde{W}_t \right], \quad \text{F 3-27}$$

⁹² Vgl. Musiela/Rutkowski (1997), S. 303; Jarrow (1996), S. 196.

⁹³ Vgl. Brigo/Mercurio (2006), S. 886.

$$dB(t, T) = B(t, T) \cdot [r_c(t) \cdot dt + \sigma_B(t, T) \cdot d\tilde{Z}_t], \quad \text{F 3-28}$$

mit:

$$\begin{aligned} d\tilde{W}_t^P &= \rho \cdot d\tilde{Z}_t + \sqrt{1-\rho^2} \cdot d\tilde{W}_t, \\ d\tilde{Z}_t^P &= d\tilde{Z}_t. \end{aligned}$$

Die Formeln F 3-27 und F 3-28 können unter Zuhilfenahme einer zweidimensionalen Brown'schen Bewegung und zweier zweidimensionaler Volatilitätsvektoren weiterhin wie folgt übersichtlich ausgedrückt werden:

$$dV = r \cdot V \cdot dt + \vec{\sigma}_V \cdot V \cdot d\vec{W}_t, \quad \text{F 3-29}$$

$$dB(t, T) = B(t, T) \cdot [r_c(t) \cdot dt + \vec{\sigma}_B(t, T) \cdot d\vec{W}], \quad \text{F 3-30}$$

mit

$$\vec{W}_t = \begin{pmatrix} \tilde{Z}_t \\ \tilde{W}_t \end{pmatrix}, \quad \vec{\sigma}_V = \begin{pmatrix} \sigma_V \cdot \rho \\ \sigma_V \cdot \sqrt{1-\rho^2} \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^2, \quad \vec{\sigma}_B = \begin{pmatrix} \sigma_B \\ 0 \end{pmatrix} \in \mathbb{R}^2.$$

Um die stochastische Differentialgleichung des Unternehmenswerts unter Berücksichtigung des Zinssatzrisikos zu gewinnen, wird zunächst die Entwicklung des Unternehmenswerts im Vergleich mit dem Prozess der Nullkuponanleihe unter einem für P äquivalenten Martingalmaß Q^T auf den Wahrscheinlichkeitsraum $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, Q^T)$ umgeschrieben. Da die Nullkuponanleihe $B(t, T)$ nichts anderes als ein Diskontfaktor ist, wird der relative Kurs $\frac{V_t}{B(t, T)}$ als Forwardpreis des Unternehmens in T bezeichnet.

Mit Hilfe von Itô-Lemma ergibt sich die Dynamik des Unternehmenswerts gegenüber der risikolosen Nullkuponanleihe⁹⁴

⁹⁴ Brzezniak/Zastawniak (2007), S. 202.

$$\begin{aligned}
d(G) &= d\left(\frac{V_t}{B(t, T)}\right) \\
&= G'_V dV + G'_B dB(t, T) + \frac{1}{2} G''_{VV} d[V, V]_t + \frac{1}{2} G''_{BB} d[B(\cdot, T), B(\cdot, T)]_t \\
&\quad + G''_{BV} d[B(\cdot, T), V]_t \\
&= \frac{dV}{B(t, T)} - \frac{V_t}{B(t, T)^2} dB(t, T) + \frac{1}{2} \frac{2V_t}{B(t, T)^4} d[B(\cdot, T), B(\cdot, T)]_t \\
&\quad - \frac{1}{B(t, T)^2} d[B(\cdot, T), V]_t.
\end{aligned} \tag{F 3-31}$$

Einsetzen von F 3-29, F 3-30 und F 3-31 führt nach elementarer Umformung auf die Darstellung

$$\begin{aligned}
d\left(\frac{V_t}{B(t, T)}\right) &= \frac{V_t}{B(t, T)} \cdot \left\{ \left[\|\bar{\sigma}_B(t, T)\|^2 - \bar{\sigma}_B(t, T) \cdot \bar{\sigma}_V \right] dt \right. \\
&\quad \left. + [\bar{\sigma}_V - \bar{\sigma}_B(t, T)] d\bar{W}_t \right\} \\
&= \frac{V_t}{B(t, T)} \cdot \left\{ [\bar{\sigma}_V - \bar{\sigma}_B(t, T)] \cdot (d\bar{W}_t - \bar{\sigma}_B(t, T)) \right\} \\
&= \frac{V_t}{B(t, T)} \cdot \left\{ [\bar{\sigma}_V - \bar{\sigma}_B(t, T)] dW_t^T \right\},
\end{aligned} \tag{F 3-32}$$

mit:

$$W_t^T = \bar{W}_t - \int_{t_0}^t \bar{\sigma}_B(u, T) du, \quad t \in (t_0, T).$$

Der letzte Ausdruck in der Gleichung F 3-32 gibt die stochastische Differentialgleichung des Forwardpreises des Unternehmens mit Einbeziehung der stochastischen Zinsbewegung unter dem T -Forward-Martingalmaß Q^T an.⁹⁵ Der Maßwechsel in $\{W_t^T\}_{t \in [t_0, T]}$ ändert keine Volatilität des stochastischen Prozesses $\{\bar{W}_t\}_{t \in [t_0, T]}$ und hat den

Erwartungswert linear um $\left(\int_{t_0}^T \bar{\sigma}_B(u, T) du \right)$ reduziert.

⁹⁵ Die Beziehung zwischen Maß P und Martingalmaß Q^T wird durch den Satz von Radon-Nikodym defi-

niert, $\frac{dQ^T}{dP} \Big|_{\mathcal{F}_t} = \frac{\exp\left\{-\int_{t_0}^t r(u) du\right\} B(t, T)}{B(t_0, T)}$. Vgl. Sandmann (2010), S. 470.

3.1.2.3 Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit dem stochastischen Zinssatz

Die Formel F 3-32 stellt die stochastische Entwicklung des Unternehmenswerts in Verbindung mit der unsicheren Zinsentwicklung dar. Dadurch wird nun neben dem Ausfallrisiko auch das Zinssatzrisiko im strukturellen Modell berücksichtigt. Da sich die zukünftigen Zinsen dynamisch bewegen, benutzt man direkt die risikolose Nullkuponanleihe als Diskontfaktor und schreibt im Zusammenhang mit F 3-14 die Definition der Stoppzeit in F 3-6 um

$$\tau := \inf \{t \in [0, T]: V_t \leq \bar{v}_t\} = \inf \{t \in [0, T]: V_t = \bar{v}_t\}$$

mit:

$$\bar{v}_t = \begin{cases} \ell \cdot F_T \cdot B(t, T), & \text{für } t < T \\ F_T, & \text{für } t = T \end{cases} \quad \text{F 3-33}$$

$$0 \leq \ell \leq 1, \text{ für } t < T.$$

Bemerkenswert ist, dass der Unternehmenswert in F 3-32 zusammen mit der risikofreien Nullkuponanleihe unter T -Forward-Maß gegeben wird. Um die weitere Berechnung zu vereinfachen, wird die Stoppzeit in F 3-33 bezüglich der risikofreien Nullkuponanleihe umformuliert

$$\begin{aligned} \tau &:= \inf \left\{ t \in [0, T]: \frac{V_t}{B(t, T)} \leq \frac{\bar{v}_t}{B(t, T)} \right\} \\ &= \inf \left\{ t \in [0, T]: \frac{V_t}{B(t, T)} = \frac{\bar{v}_t}{B(t, T)} = \tilde{v}_t \right\}, \end{aligned}$$

mit

F 3-34

$$\tilde{v}_t = \begin{cases} \ell \cdot F_T, & \text{für } t < T, \\ \frac{F_T}{B(t, T)} = F_T, & \text{für } t = T, \end{cases}$$

$$0 \leq \ell \leq 1, \text{ und } t < T.$$

Es ist ersichtlich, dass die Untergrenze für den Ausfall des Unternehmens vor der Fälligkeit nicht mehr wie zuvor beim Black-Cox-Modell zeitabhängig ist. Stattdessen bleibt sie über die Laufzeit konstant. Sobald der Forwardpreis des Unternehmens wäh-

rend der Laufzeit die konstante Grenze $\ell \cdot F_T$ erreicht, gerät das Unternehmen in Insolvenz. Analog zur F 3–8 besteht der faire Forwardpreis vom Forward in t unter $(\Omega, \mathcal{F}, (\mathcal{F}_t)_{0 \leq t \leq T}, Q^T)$ aus dem Barwert der Auszahlung im jeweiligen Zustand:

$$\tilde{F}\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) = \tilde{F}_1\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) + \tilde{F}_2\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) + \tilde{F}_3\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) \quad \text{F 3–35}$$

mit:

$$\tilde{F}_1\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) = E^{Q^T} \left[\frac{F_T}{B(T, T)} \cdot 1_{\left[\tau \geq T, \frac{V_T}{B(T, T)} \geq \frac{F_T}{B(T, T)}\right]} \middle| F_t \right], \text{ für keinen Ausfall,}$$

$$\tilde{F}_2\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) = E^{Q^T} \left[\frac{V_T}{B(T, T)} \cdot 1_{\left[\tau \geq T, \frac{V_T}{B(T, T)} < \frac{F_T}{B(T, T)}\right]} \middle| F_t \right], \text{ für Ausfall in } T,$$

$$\tilde{F}_3\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) = E^{Q^T} \left[\frac{\ell \cdot F_T}{B(\tau, T)} \cdot 1_{[t < \tau < T]} \middle| F_t \right], \text{ für Ausfall vor } T.$$

Ähnlich wie bei der Lösung F 3–10 ergibt sich der Forwardpreis der risikobehafteten Unternehmensanleihe⁹⁶

$$\begin{aligned} & \tilde{F}\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) \\ &= F_T \cdot \left[N(-h_1) - \frac{\tilde{F}_t}{\ell \cdot F_T} \cdot N(h_2) \right] + \tilde{F}_t \cdot [N(h_3) - N(h_4)] \\ & \quad + \ell \cdot F_T \cdot [N(h_5) - N(h_6)] + \ell \cdot F_T \cdot N(h_7) + \tilde{F}_t \cdot N(h_8) \\ &= F_T \cdot \left[N(-h_1) - \frac{\tilde{F}_t}{\ell \cdot F_T} \cdot N(h_2) \right] + \tilde{F}_t \cdot N(h_3) + \ell \cdot F_T \cdot N(h_5), \end{aligned} \quad \text{F 3–36}$$

mit:

⁹⁶ Unter dem T -Forward-Maß haben die Parameter in F 3-36 die folgenden Werte: $\nu = \tilde{\nu} = -\frac{1}{2}\sigma^2$,

$\tilde{a} = -\theta = -\zeta = -\frac{1}{2}$, $R_t = \frac{\ell \cdot F_T \cdot B(t, T)}{V_t}$. Vgl. Bielecki/Rutkowski (2009), S. 95.

$$\tilde{F}\left(\frac{V_t}{B(t, T)}, t\right) = \frac{F(V_t, t)}{B(t, T)}, \quad \tilde{F}_t = \frac{V_t}{B(t, T)}, \quad \sigma^2 = \int_t^T \|\bar{\sigma}_V - \bar{\sigma}_B(u, T)\|^2 dt,$$

$$h_1 = \frac{\ln\left(\frac{F_T}{\tilde{F}_t}\right) + \frac{1}{2}\sigma^2}{\sigma} = h_3 + \sigma,$$

$$h_2 = \frac{\ln(\ell^2 \cdot F_T) - \ln(\tilde{F}_t) - \frac{1}{2}\sigma^2}{\sigma} = h_5 - \sigma,$$

$$h_4 = h_8 = \frac{\ln(\ell \cdot F_T) - \ln \tilde{F}_t - \frac{1}{2}\sigma^2}{\sigma},$$

$$h_6 = h_7 = \frac{\ln(\ell \cdot F_T) - \ln \tilde{F}_t + \frac{1}{2}\sigma^2}{\sigma}.$$

Da der Kurs der Unternehmensanleihe im Vergleich mit dem Merton's-Modell zusätzlich von dem Zinssatzrisiko beeinflusst wird, wird zunächst die Risikoprämie der Unternehmensanleihe üblicherweise als Preisabschlagfaktor in F 3-37 angegeben:

$$PAF = \left\{ N(-h_1) - \frac{\tilde{F}_t}{\ell \cdot F_T} \cdot N(h_2) + \frac{\tilde{F}_t}{F_T} \cdot N(h_3) + \ell \cdot N(h_5) \right\}^{-1}. \quad \text{F 3-37}$$

Man erkennt, die Komponente $B(t, T) \cdot F_T \cdot \left[N(-h_1) - \frac{\tilde{F}_t}{\ell \cdot F_T} \cdot N(h_2) \right]$ in der Gleichung F

3-36 und die Komponente $N(-h_1) - \frac{\tilde{F}_t}{\ell \cdot F_T} \cdot N(h_2)$ in der Gleichung F 3-37 stimmen

mit den Ergebnissen nach dem Merton's-Modell überein, wenn die Zinsunsicherheit nach dem HJM-Modell modelliert wird und keine Reorganisationskosten angenommen

werden.⁹⁷ Die zusätzlichen Elemente $\frac{\tilde{F}_t}{F_T} \cdot N(h_3) + \ell \cdot N(h_5)$ in F 3-37 determinieren die

Risikoprämie der Unternehmensanleihe für den Fall, dass der Unternehmenswert während der Laufzeit den Unterschrank überschreitet.

⁹⁷ Wenn keine Reorganisationskosten angenommen werden, gilt dann $\ell = 1$.

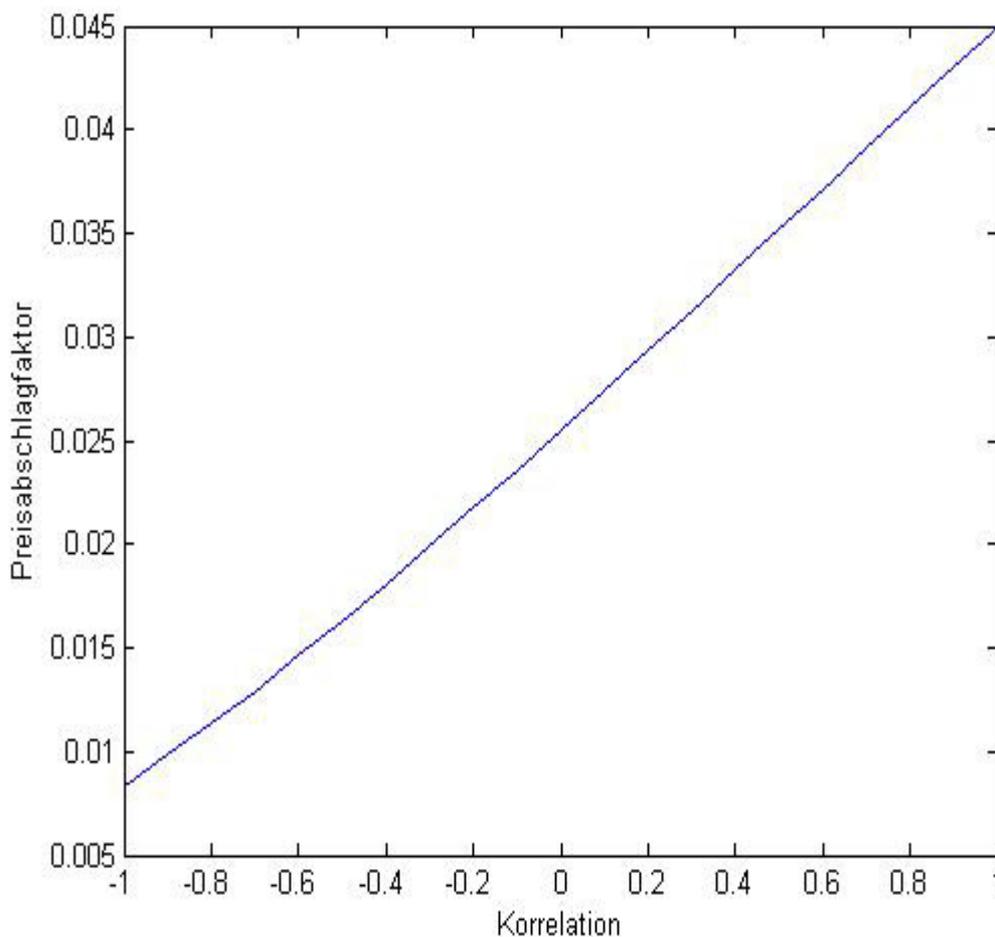


Abbildung 1: Einfluss der Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der Terminzinsrate auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen

$$(B(0,1) = 0,98, \frac{F_T}{V_t} = 0,5, \ell = 0,75, \sigma_V^2 = 0,25, \sigma_B = -\int_0^1 \sigma^* dt, \sigma^* = 0,1)$$

Das Modell bestätigt auf der einen Seite die Auswirkungen der jeweiligen Parameter in Merton's bzw. Black/Cox-Modellen auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Auf der anderen Seite wird ermöglicht, den Effekt des Zinssatzrisikos auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen zu untersuchen. Insbesondere wird darauf hingewiesen, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen nicht nur von der Volatilität des Unternehmenswerts (σ_V) und der Volatilität der risikolosen Nullkuponanleihe (σ_B) abhängen, sondern auch von der Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der Nullkuponanleihe beeinflusst werden. Der Einfluss der Korrelation auf die Risikoprämien ist eindeutig. Der *PAF* sinkt mit zunehmender Korrelation zwischen dem Unter-

nehmenswert und der Nullkuponanleihe.⁹⁸ Mit anderen Worten ist die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe die steigende Funktion der Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der Terminzinsrate ($\rho_{V,f}$). Im Zusammenhang mit der in F 3–25 gegebenen Beziehung zwischen der risikofreien Nullkuponanleihe und der konformen Terminzinsrate wird ein numerisches Beispiel in Abbildung 1 veranschaulicht. Der *PAF* reagiert positiv mit zunehmender Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der Terminzinsrate. Der gleiche Befund wird ebenso bei LONGSTAFF/SCHWARTZ (1995) mit dem Vasicek-Zinsstrukturmodell gezeigt. Die Autoren kommentieren den Risikobeitrag der positiven Korrelation zur gesamten Volatilität des Unternehmenswerts. Je größer die Volatilität, desto sicher wird die Insolvenzgrenze erreicht. Somit erhöht sich die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe.⁹⁹

3.1.3 Kritische Würdigung des strukturellen Ansatzes

Bisher wurden die strukturellen Ansätze anhand der riskanten Nullkuponanleihe unter Berücksichtigung des Ausfallrisikos bzw. des Zinssatzrisikos vorgestellt. Die potentiellen Effekte infolge dieser oben genannten Risiken auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden in Tabelle 2 qualitativ zusammengefasst.

Tabelle 2: Qualitative Auswirkung der Parameter im Strukturmodell auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen

Parameter	Symbol	Effekt
Quasi-Fremdkapitalquote	F_T/V_t	+
Volatilität des Unternehmenswerts	σ_V	+
Quasi-Recovery-Rate	ℓ	-
Zinsniveau	r	-
Volatilität der risikolosen konformen Terminzinsrate	σ^*	+
Korrelation zwischen Unternehmenswert und risikolosen konformen Terminzinsrate	$\rho_{V,f}$	+

⁹⁸ Das HJM-Modell beschränkt die Struktur zwischen der Volatilität der risikofreien Nullkuponanleihe (σ_B) und der Volatilität der konformen Terminzinsrate (σ^*). Die Beziehung wird auf F 3-25 zurückgegriffen und gilt: $\sigma^* = -\frac{\partial \sigma_B(t, T)}{\partial T}$.

⁹⁹ Vgl. Longstaff/Schwartz (1995), S. 803.

Die in Tabelle 2 aufgelisteten Parameter können als die praktikablen Messungen der jeweiligen Risikoarten weiter in systematische bzw. unsystematische Risiken unterteilt werden. Zum unsystematischen Risiko zählt das unternehmerische Ausfallrisiko, das anhand der Einflussfaktoren, wie z. B. Quasi-Fremdkapitalquote, Volatilität des Unternehmenswerts und Quasi-Recovery-Rate, gemessen wird. Das Zinssatzrisiko gehört zur marktinhärenten Veränderung und wird somit als systematisches Risiko klassifiziert. Es wird in Rahmen des Strukturmodells durch das Zinsniveau, die Volatilität des Zinssatzes sowie die Korrelation zwischen dem Unternehmenswert und der risikolosen konformen Zinsrate präsentiert.

Nach der Annahme des Modells folgt der Unternehmenswert einer logarithmischen Normalverteilung. Im Gegensatz dazu beobachten die Wissenschaftler in den empirischen Untersuchungen häufig Heavy-Tailed-Verteilungen. An dieser Stelle ist die Modellannahme inkonsistent mit dem empirischen Befund und es führt folglich dazu, dass die Extremereignisse, insbesondere die unerwünschten Entwicklungen des Unternehmenswerts, in den Strukturmodellen nicht berücksichtigt werden. In diesem Zusammenhang kann man die systematische Unterschätzung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen bei den Strukturansätzen erklären. Der Studie von HUANG/HUANG (2002) zufolge erklären die nach dem Strukturmodell ermittelten Risikoprämien von Unternehmensanleihen durchschnittlich 34% der beobachteten Überschussrenditen. Bemerkenswert ist, dass die Risikoprämien der "investment-grade" Unternehmensanleihen nach Strukturmodell nur für einen kleinen Teil von ungefähr 20% der gesamten Risikoprämien verantwortlich ist.¹⁰⁰ Selbst wenn die stochastische Zinsentwicklung und der Jump-Prozess bezüglich des Unternehmenswerts, die die Volatilität des Unternehmenswerts vergrößern, in Betrachtung gezogen werden, liefern sie eher weniger Ergebnisse, die zur verbesserten Schätzung der Risikoprämien beitragen könnten.

Die ständige Unterschätzung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen bei der empirischen Überprüfung des Strukturmodells weist darauf hin, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen nicht allein durch das mit dem Unternehmen verbundene Ausfallrisiko und dem zusätzlichen Zinssatzrisiko induziert ist. Man soll daneben auch auf weitere Risikoarten bzw. Risikofaktoren Rücksicht nehmen.¹⁰¹ Beispielsweise ar-

¹⁰⁰ Vgl. Huang/Huang (2002), S. 53.

¹⁰¹ „[...] in an actual, imperfect options markets, there is certainly room for these and many other factors to have an influence.“ Figlewski (1989), S. 1310.

gumentieren KOZIOL/SAUERBIER (2007), dass das Liquiditätsrisiko als eine der wesentlichen Risikoquellen eine bedeutende Rolle zur Bewertung der Anleihe spielt. Bei dem Option-basierten Ansatz vergleichen Sie die Bundesanleihen mit den Pfandbriefen. Die beiden Typen der festverzinslichen Wertpapiere unterscheiden sich lediglich nur bei der Liquidität. Im Vergleich mit der Untersuchung von KEMPF/UHRIG-HOMBURG (2000), in der die Liquiditätsprämie direkt durch eine stochastische Differentialgleichung modelliert wird, wird das Liquiditätsrisiko in KOZIOL/SAUERBIER (2007) durch die beschränkte Handelszeit repräsentiert. Die Liquiditätsperspektive zielt auf die potentiellen Auswirkungen des Liquiditätsrisikos auf den Anleihekurs und damit auf die Risikoprämie der Unternehmensanleihe ab. In den beiden Untersuchungen wird gezeigt, dass das Liquiditätsrisiko wie ein Diskontfaktor funktioniert und somit den Anleihekurs negativ und die Risikoprämie positiv beeinflusst.¹⁰² In den Studien stellt sich zusätzlich heraus, dass die Liquiditätsprämie mit der steigenden Volatilität des Zinssatzes gleichzeitig zunimmt. Ähnlich zeigen LONGSTAFF/MITHAL/NEIS (2005), dass die geschätzten Risikoprämien von Unternehmensanleihen wesentlich von den beobachteten Risikoprämien am CDS-Markt abweichen, selbst wenn sich die Risikoprämien an das Liquiditätsrisiko anpassen. Die getrennte Untersuchung dieser Abweichungen mithilfe der Regressionsmethode weist darauf hin, dass der nicht vom Ausfall- bzw. Zinssatzrisiko erklärte Anteil der gesamten Risikoprämie weiterhin von den fundamentalen Eigenschaften dieser Unternehmensanleihe sowie von den makroökonomischen Daten abhängt.

3.2 DAS LINEARE FAKTOR-MODELL ZUR ERKLÄRUNG DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

Dieses Unterkapitel beschäftigt sich mit dem linearen Faktor-Modell, in denen die Risikoprämien von Unternehmensanleihen anhand der linearen Funktion durch die entsprechenden Einflussgrößen bezüglich der jeweiligen Risikoarten prognostiziert werden kann. Das lineare Faktor-Modell ermöglicht im Vergleich zum Strukturmodell die Ein-

¹⁰² Die beiden Arbeiten untersuchen den Effekt des Liquiditätsrisikos auf den Anleihekurs mit dem Option-basierten Ansatz. Während Kempf/Uhrig-Homburg (2000) die Bundesanleihe mit den von staatlich betriebenen Unternehmen emittierten Anleihen (wie z. B. Deutsche Bahn, Deutsche Post) vergleichen, betrachten Koziol/Sauerbier (2007) den Liquiditätsunterschied zwischen den Bundesanleihen und den Pfandbriefen.

beziehung mehrerer Risikoarten, die durch mehrere Einflussfaktoren repräsentiert werden.¹⁰³

Nach der Einführung des linearen Faktor-Modells fokussiert dieses Unterkapitel auf die praktikablen Messungen der die Risikoprämien von Unternehmensanleihen beeinflussenden Risikoarten.

3.2.1 Einführung des linearen Faktor-Modells

Das lineare Faktor-Modell kann als ein weit verbreitetes Werkzeug vielseitig zur empirischen Untersuchung der Überschussrenditen von Unternehmensanleihen eingesetzt werden. Die finanzwirtschaftlichen Anwendungen dieses Modells gehen auf SHARPE (1964), LINTNER (1965), MOSSIN (1966), ROSS (1976) und FAMA/FRENCH (1992) zurück. In allgemeiner Form sieht das multivariate lineare Modell für N-Unternehmensanleihen wie folgt aus:¹⁰⁴

$$[Y_1, Y_2, \dots, Y_N] = [F_0, F_1, \dots, F_K] \begin{bmatrix} \beta_{0,1} & \beta_{0,2} & \cdots & \beta_{0,N} \\ \beta_{1,1} & \beta_{1,2} & \cdots & \beta_{1,N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{K,1} & \beta_{K,2} & \cdots & \beta_{K,N} \end{bmatrix} + [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_N], \quad \text{F 3-38}$$

mit:

Y_n : Risikoprämie der n-ten Unternehmensanleihe, $n = 1, 2, \dots, N$,

F_k : Risikofaktor k mit $F_{k=0} = 1$, $k = 0, 1, 2, \dots, K$,

$\beta_{k,n}$: Risikoladung der n -ten Unternehmensanleihe bezüglich des Risikofaktors k ,

ε_n : Störgrößen der n -ten Unternehmensanleihe, $n = 1, 2, \dots, N$.

Dabei entspricht die einzelne J -dimensionale Zufallsvariable, z. B. Y_n , F_k und ε_n , dem Spaltenvektor mit jeweils J Beobachtungen.

Die grundlegende Idee des linearen Faktor-Modells ist, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen durch das Produkt zwischen den allgemeinen Risikofaktoren $F_{k \in [1, 2, \dots, K]}$ und den für die Unternehmensanleihe spezifischen Faktorladungen $\beta_{k,n}$ mit

¹⁰³ Die Aufnahme der Einflussgrößen ins Faktor-Modell ist keine zufällige Entscheidung. Diese müssen statistisch bzw. betriebswirtschaftlich sachgerecht geprüft werden.

¹⁰⁴ Vgl. Poddig/Brinkmann/Seiler (2009), S. 407; Alexander (1996), S. 176.

möglichst geringen Fehlern in einer linearen Beziehung formuliert werden kann. Dafür wird versucht, die Variabilität der Zufallsvariable Y_n , idealerweise durch eine begrenzte Anzahl von Einflussgrößen, herzustellen.¹⁰⁵ In der Literatur wird die Variable Y_n , die als ein Spaltenvektor mit J Beobachtungen $[y_{1,n}, y_{2,n}, \dots, y_{J,n}]^T$ in Gleichung F 3–38 dargestellt wird, meistens als endogene Variable, abhängige Variable, erklärte Variable oder Regressand bezeichnet. Die Einflussgrößen F_k , $k = 0, 1, 2, \dots, K$, werden als exogen angesehen. Somit werden sie als exogene Variable, unabhängige Variable, erklärende Variable oder Regressoren bezeichnet und mit F_1, F_2, \dots, F_K symbolisiert.¹⁰⁶ Die Störvariable ε_n stellt einen Spaltenvektor $[\varepsilon_{1,n}, \varepsilon_{2,n}, \dots, \varepsilon_{J,n}]^T$ dar und gibt die zufälligen Abweichungen der mit dem Faktormodell prognostizierten Risikoprämien von den beobachteten Risikoprämien an. Sie hält annahmegemäß die folgenden Eigenschaften ein:¹⁰⁷

$$E(\varepsilon_n) = 0, n = 1, 2, \dots, N, \quad \text{F 3–39}$$

$$\text{Var}(\varepsilon_{j,n}) = \sigma_n^2, \text{ für } \varepsilon_{j,n} \in \varepsilon_n, j = 1, 2, \dots, J \text{ und } n = 1, 2, \dots, N, \quad \text{F 3–40}$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_{i,n}, \varepsilon_{j,n}) = 0, i, j = 1, 2, \dots, J \text{ und } i \neq j, \quad \text{F 3–41}$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_n, F_k) = 0, n = 1, 2, \dots, N \text{ und } k = 1, 2, \dots, K. \quad \text{F 3–42}$$

Diese Annahmen bezüglich der Linearität, der Homoskedastizität, der Freiheit von Autokorrelation zwischen zwei aufeinanderfolgenden Residuen und der Unkorreliertheit zwischen den Störvariablen und den Risikofaktoren gewährleisten die zufällige bzw. strukturlose Auswirkung der Störvariablen auf die endogene Variable.¹⁰⁸ Der Begriff “lineares Modell” richtet sich an die Situation, in der der Mittelwert bzw. die gesamte Variabilität der Zufallsvariablen $Y = [Y_1, Y_2, \dots, Y_N]$ durch die lineare Beziehung zwischen den Risikofaktoren und den Faktorladungen

¹⁰⁵ Vgl. Poddig/Brinkmann/Seiler, a.a.O., S. 408.

¹⁰⁶ Vgl. Backhaus et al. (2011), S. 59.

¹⁰⁷ Vgl. Johnson/Wichern (2007), S. 361f.; Poddig/Brinkmann/Seiler (2009), S. 407.

¹⁰⁸ Vgl. Fox (2007), S. 120.

$$E[Y_1, Y_2, \dots, Y_N] = [F_0, F_1, F_2, \dots, F_K] \cdot \begin{bmatrix} \beta_{0,1} & \beta_{0,2} & \dots & \beta_{0,N} \\ \beta_{1,1} & \beta_{1,2} & \dots & \beta_{1,N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{K,1} & \beta_{K,2} & \dots & \beta_{K,N} \end{bmatrix}, \tag{F 3-43}$$

$$\Sigma_Y = \beta^T \cdot \Sigma_F \cdot \beta + \Sigma_\varepsilon, \tag{F 3-44}$$

$\begin{matrix} N \times N & N \times K & K \times K & K \times N & N \times N \end{matrix}$

mit:

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_{0,1} & \beta_{0,2} & \dots & \beta_{0,N} \\ \beta_{1,1} & \beta_{1,2} & \dots & \beta_{1,N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{K,1} & \beta_{K,2} & \dots & \beta_{K,N} \end{bmatrix},$$

Σ_Y : Kovarianzmatrix der Zufallsvariablen Y ,

Σ_F : Kovarianzmatrix der Risikofaktoren F , für $F = [F_1, F_2, \dots, F_K]$,

Σ_ε : Kovarianzmatrix der Residuen ε , für $\varepsilon = [\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_N]$.

dargestellt werden können.¹⁰⁹ Weiterhin kann man den ersten Teil auf der rechten Seite der Gleichung F 3-44 als systematisches Risiko und den zweiten Teil als unsystematisches Risiko interpretieren. Im Unterschied zum systematischen Risiko können das unsystematische Risiko durch Portfoliobildung eliminiert werden. Daher werden die Investoren lediglich für die Übernahme des systematischen Risikos kompensiert.

Das lineare Faktor-Modell kann je nach Natur und Struktur der eingesetzten exogenen Variablen in Tabelle 3 klassifiziert werden.¹¹⁰

Tabelle 3: Klassifikation des linearen Faktor-Modells

Nach der Kovarianzform der exogenen Variablen	Diagonalform
	Kovarianzform
Nach der Beobachtbarkeit der exogenen Variablen	Beobachtbare exogene Variable
	Latente exogene Variable

¹⁰⁹ Vgl. Hocking (2003), S. 8f.

¹¹⁰ Im Allgemeinen kann man das lineare Faktor-Modell üblicherweise auch nach der Anzahl der exogenen Variablen in Single-Faktor-Modell und Multi-Faktor-Modell klassifizieren. Da hier nur die Multi-Faktor-Modelle betrachtet werden, beginnt es dann direkt mit der Klassifikation nach der Kovarianzform und Beobachtbarkeit der exogenen Variablen.

3.2.1.1 Diagonalform und Kovarianzform des linearen Faktor-Modells

Basierend auf den Annahmen F 3–39 - F 3–42 lassen sich die Diagonalform und die Kovarianzform des linearen Faktor-Modells hauptsächlich durch die zusätzliche Annahme F 3–45

$$\text{Cov}(F_\xi, F_\zeta) = 0, \quad \xi, \zeta = 1, 2, \dots, K \text{ und } \xi \neq \zeta, \quad \text{F 3–45}$$

unterscheiden. Wird diese Annahme getroffen, besteht keine Korrelation zwischen zwei verschiedenen Risikofaktoren. Mathematisch gesehen sind jene zwei Risikofaktoren zueinander orthogonal, deren Varianz entlang der Hauptdiagonale der Kovarianzmatrix von F fallen. Alle Elemente außerhalb der Hauptdiagonale, die die Kovarianz zwischen zwei Risikofaktoren darstellen, sollen gleich null sein. Somit wird das lineare Faktor-Modell nach der Diagonalstruktur der Kovarianzmatrix der Risikofaktoren als Diagonalform des linearen Faktor-Modells bezeichnet. Andernfalls kann man das Modell als Kovarianzform des linearen Faktor-Modells titulieren.

Handelt es sich um eine Diagonalform, so stellt die Gleichung in F 3–38 die allgemeine Form der multivariaten linearen Regression dar. Die Faktorladungen kann man nach dem Kleinstquadratkriterium mit

$$\hat{\beta}_n = (F^T F)^{-1} F^T Y_n, \quad n = 1, 2, \dots, N, \text{ mit: } F = [F_0, F_1, \dots, F_K], \quad \text{F 3–46}$$

schätzen.¹¹¹ Dazu sind $\hat{\beta}_n$ die Schätzwerte des Spaltenvektors $[\beta_{0,n}, \beta_{1,n}, \dots, \beta_{K,n}]^T$ bestimmter Unternehmensanleihe n . Die in Gleichung F 3–46 geschätzten Beta-Faktoren sind statistisch erwartungstreu, konsistent und effizient. $\hat{\beta}_n$ ist somit der beste unverzerrte lineare Schätzer des Spaltenvektors $[\beta_{0,n}, \beta_{1,n}, \dots, \beta_{K,n}]^T$, da die Varianz des Schätzers, die sich auf der Hauptdiagonale der Kovarianzmatrix in F 3-47 befindet, minimiert wird:¹¹²

¹¹¹ Vgl. Mardia/Kent/ Bibby (2006), S. 172; Baltagi (2011), S. 153. Die Ausführungen zu den Schätzeigenschaften gehen von deterministischen Werten der Regressoren aus und sind in einem Modell mit stochastischen Regressoren nur bei bedingter Interpretation gültig (Vgl. Fahrmeir/Kneib/Lang (2009), S. 105.).

¹¹² Die Aussagen werden auch als Gauß-Markov-Theorem bezeichnet. Der mathematische Beweis dieser Aussagen findet sich bei Baltagi, a.a.O., S. 153. Siehe auch Greene (2012), S. 100; von Auer (2011), S. 221f.

$$\text{Cov}(\hat{\beta}_n) = \sigma_n^2 (F^T F)^{-1}, n = 1, 2, \dots, N. \quad \text{F 3-47}$$

Wird weiterhin die Normalverteilung der Störgrößen angenommen,

$$\begin{aligned} \varepsilon_{j,n} &\sim N(0, \sigma_n^2), \text{ für } \varepsilon_{j,n} \in \varepsilon_n \\ \text{wobei } j &= 1, 2, \dots, J \text{ und } n = 1, 2, \dots, N, \end{aligned}$$

bekommt man nach der Maximum-Likelihood-Methode den Maximum-Likelihood-Schätzer, der mit dem KQ-Schätzer übereinstimmt.¹¹³

Die multivariate lineare Regression modelliert einen linearen Einfluss der Risikofaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Die Wirkungen der Risikofaktoren F_k , $k = 1, 2, \dots, K$ auf die Risikoprämie der n -ten Unternehmensanleihe sind somit durch den für die Risikofaktoren und die Unternehmensanleihe spezifischen Parametervektor $[\beta_{0,n}, \beta_{1,n}, \dots, \beta_{K,n}]^T$ bestimmt. Man nimmt daher für jeden Risikofaktor eine lineare Wirkungsstruktur an, wobei der Beta-Faktor spezifisch für diesen Risikofaktor gültig ist. Darüber hinaus vereinfacht das Regressionsmodell die Untersuchung in Bezug auf die Eigenschaften der endogenen Variablen. Anstatt eine $J \times N$ Matrix direkt zu betrachten, analysiert man dabei die K Risikofaktoren und ihre entsprechenden Risikofaktorladungen $[\beta_{0,n}, \beta_{1,n}, \dots, \beta_{K,n}]^T$. Beispielsweise benötigt man mit der Ausgangsmatrix Y insgesamt $\frac{N(N+3)}{2}$ Parameter, um die N Erwartungswerte, N Varianzen und $\frac{N(N-1)}{2}$ Kovarianzen der Risikoprämien der N Unternehmensanleihen zu beschreiben. Darauf bauend werden die Erwartungswerte sowie die Kovarianzmatrix der analysierten Risikoprämien im linearen Faktor-Modell durch:

$$E[Y_1, Y_2, \dots, Y_N] = E[F_0, F_1, \dots, F_K] \cdot \begin{bmatrix} \hat{\beta}_{0,1} & \hat{\beta}_{0,2} & \dots & \hat{\beta}_{0,N} \\ \hat{\beta}_{1,1} & \hat{\beta}_{1,2} & \dots & \hat{\beta}_{1,N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \hat{\beta}_{K,1} & \hat{\beta}_{K,2} & \dots & \hat{\beta}_{K,N} \end{bmatrix}, \quad \text{F 3-48}$$

¹¹³ Vgl. Hocking (2003), S. 36.

$$\hat{\Sigma}_Y = \hat{\beta}^T \cdot \hat{\Sigma}_F \cdot \hat{\beta} + \hat{\Sigma}_\varepsilon, \quad \text{F 3-49}$$

mit

$\hat{\Sigma}_Y$: Geschätzte Kovarianzmatrix der Zufallsvariablen Y ,

$\hat{\Sigma}_F$: Geschätzte Kovarianzmatrix der Risikofaktoren F ,

$\hat{\Sigma}_\varepsilon$: Geschätzte Kovarianzmatrix der Residuen ε ,

$\hat{\beta}_{k,n}$: Schätzer der Risikoladung der n -ten Unternehmensanleihe
bezüglich des Risikofaktors k .

dargestellt. Unter den Annahmen F 3-45 und F 3-42 sind die Kovarianzmatrize $\hat{\Sigma}_F$ und $\hat{\Sigma}_\varepsilon$ diagonal. In Gleichungen F 3-48 und F 3-49 sind nun lediglich $N(K+1) + 2K$ Parameter relevant zur Prognose von Y erhältlich, sofern die Effekte der Störgrößen $\hat{\Sigma}_\varepsilon$ vernachlässigt werden können. Sie sind die Matrix der Risikoladungen mit $N(K+1)$ Elementen, K Erwartungswerte und K Varianzen der Risikofaktoren.

Das Bestimmtheitsmaß (R^2) wird sehr häufig in dem linearen Regressionsmodell verwendet, um den Zusammenhang zwischen der endogenen und den exogenen Variablen zu messen. Die Idee basiert auf der Zerlegung der Variation der beobachteten Risikoprämien der n -ten Unternehmensanleihe in die Variation der Residuen und die Variation der Regresswerte:

$$\underbrace{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \bar{y}_n)^2}_{\text{Variation von } Y_n} = \underbrace{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \hat{y}_{j,n})^2}_{\text{Variation der Residuen}} + \underbrace{\sum_{j=1}^J (\hat{y}_{j,n} - \bar{y}_n)^2}_{\text{Variation der Regresswerte}}, \text{ für } n \in [1, 2, \dots, N]. \quad \text{F 3-50}$$

Das Bestimmtheitsmaß ergibt sich aus¹¹⁴

$$R^2 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \hat{y}_{j,n})^2}{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \bar{y}_n)^2} = \frac{\sum_{j=1}^J (\hat{y}_{j,n} - \bar{y}_n)^2}{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \bar{y}_n)^2} \quad \text{F 3-51}$$

¹¹⁴ Vgl. Greene (2012), S. 82f.; von Auer (2011), S. 182f.

und gibt den durch das Modell bzw. die Einflussfaktoren erklärten Anteil der gesamten Variation der endogenen Variablen Y_n an. Je größer R^2 ist, desto besser wird die endogene Variable durch die exogenen Variablen erklärt. Allerdings besitzt das Bestimmtheitsmaß R^2 eine negative Eigenschaft, sodass man den Wert von R^2 theoretisch durch die Hinzunahme der zusätzlichen exogenen Zufallsvariablen als Einflussfaktoren verbessern bzw. manipulieren kann. Diese gilt solange die Annahmen der linearen Regression eingehalten werden. Vor diesem Hintergrund wird das korrigierte Bestimmtheitsmaß ($Adj. R^2$)

$$Adj. R^2 = 1 - \frac{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \hat{y}_{j,n})^2 / (J - K - 1)}{\sum_{j=1}^J (y_{j,n} - \bar{y}_n)^2 / (J - 1)} \quad F\ 3-52$$

eingeführt. Zum Unterschied zudem in F 3-51 gegebenem Bestimmtheitsmaß werden die Variationen im Zähler bzw. im Nenner in Gleichung F 3-52 per Freiheitsgrad angepasst. Somit kann die Eigenschaft des nichtfallenden Bestimmtheitsmaßes durch den gegenläufigen Effekt des Quotienten $\frac{J-1}{J-K-1}$ ausgeglichen werden.¹¹⁵

Bisher wird der Gültigkeit der Gleichungen F 3-48 bis F 3-52 die Annahme der Unkorreliertheit der exogenen Variablen unterstellt. Vielmehr wird die Annahme F 3-45 weder in der Zeitreihenanalyse mit den makroökonomischen Indikatoren, noch in der Querschnittsanalyse mit den unternehmerischen fundamentalen Kennzahlen eingehalten. In dieser Hinsicht wird die Kovarianzform des linearen Faktor-Modells betrachtet, in der die im Modell aufgenommenen Einflussfaktoren voneinander korrelierte Bewegungen aufweisen. Die lineare Abhängigkeit eines Einflussfaktors oder mehrerer Einflussfaktoren von den anderen wird als Multikollinearität bezeichnet. Dabei unterscheidet man die Multikollinearität weiter in perfekte bzw. imperfekte Multikollinearität.¹¹⁶ Bei der perfekten Multikollinearität hat die Kovarianzmatrix der Einflussfaktoren keinen

¹¹⁵ Vgl. Baltagi (2011), S. 78.

¹¹⁶ Vgl. von Auer (2011), S. 517-519; Hocking(2003), S. 151f.

vollen Rang, d. h. mindestens eine erklärende Variable kann durch die Kombination der anderen erklärenden Variablen linear erzeugt werden.

Die Verletzung der Unkorreliertheit zwischen den Einflussfaktoren hat erhebliche Auswirkungen auf die Schätzung der Parameter bzw. auf die Gültigkeit des Modells. Auf der einen Seite ist demnach das Produkt $(F^T F)^{-1}$ numerisch nicht stabil;¹¹⁷ insbesondere können die Schätzer im Fall der perfekten Multikollinearität nicht eindeutig bestimmt werden. Auf der anderen Seite sind die Werte auf der Hauptdiagonale von $(F^T F)^{-1}$ vergleichsweise groß und diese erhöht wiederum die Schwierigkeit zur Feststellung der signifikanten Beta-Schätzer. Zwar sind die Schätzer trotz der Multikollinearität in der Kovarianzform statistisch unverzerrt, jedoch sind sie aber unzuverlässig.¹¹⁸ Im weiteren Fortgang könnten die geschätzten Auswirkungen der Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen im Fall der imperfekten Multikollinearität wesentlich von den Erwartungen abweichen. Sie führt zu einer ungenauen, manchmal sogar falschen Interpretation der Auswirkung der Einflussfaktoren oder Ablehnung eines richtigen Modells.¹¹⁹ Statistisch gesehen zeigt der hohe Grad an Zusammenhang zwischen einer erklärenden Variablen $k = 1, 2, \dots, K$ und anderen erklärenden Variablen jedoch einen hohen VIF_k -Wert (Variance Inflation Factor), welcher die Varianz des Schätzers unter anderem deutlich vergrößert.¹²⁰ Im Extremfall ist die Varianz mit perfekter Multikollinearität unendlich. Die große Varianz des Schätzers führt dazu, dass die Testgröße des t -Tests dieses Schätzers kleiner als der kritische Wert, was für die Nullhypothese spricht.¹²¹ Als Konsequenz der von der Multikollinearität verursachten hohen Varianzen der Schätzer könnte ein Modell mit den nicht signifikanten Beta-Schätzern trotzdem einen signifikanten Prüfwert beim F -Test aufweisen.

„Perfekte Multikollinearität ist jedoch ein exotischer Ausnahmefall, imperfekte Multikollinearität hingegen der Regelfall,“ so schreibt von AUER (2011).¹²² In den empiri-

¹¹⁷ Vgl. Johnson/Wichern(2007), S. 386.

¹¹⁸ Vgl. Baltagi (2011), S. 74; von Auer (2011), 534; Poddig/Brinkmann/Seiler (2009), S. 444.

¹¹⁹ Vgl. Hocking(2003), S. 153. Die geschätzten Risikoladungen könnten größer als die erwarteten sein, manchmal sogar mit anderem Vorzeichen als erwartet. Siehe auch das Beispiel in Maddala/Lahiri (2009), S. 280f.

¹²⁰ Vgl. Poddig/Brinkmann/Seiler, a.a.O., S. 446; Baltagi, a.a.O., S. 75f.. Maddala/Lahiri, a.a.O. weisen darauf hin, dass die Varianz des Schätzers nicht nur vom Variance-Inflation-Factor determiniert wird. Sondern sie hängt weiter von der Varianz der Residuen und der Variation derselben exogenen Variablen ab.

¹²¹ Vgl. von Auer, a.a.O., S. 523.

¹²² von Auer, a.a.O., S. 533.

schen Studien bezüglich der Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden oftmals die scheinbar nicht korrelierten Einflussfaktoren als erklärende Variablen aufgenommen, z. B. *SMB* (Small minus Big), *HML* (High minus Low), *Zinsspread* (Steigung-Faktor) und *Yieldspread* (Kredit-Faktor) in dem ursprünglichen Fama-French-Modell. Fraglich ist nun, in welchem Ausmaß man die Multikollinearität ignorieren kann. In Theorie und Praxis existiert jedoch keine eindeutige Regel, nach der die Frage beantwortet werden könnte. Allerdings hat HOCKING (2003) zwei Faustregeln

$$VIF_k = \frac{1}{1 - R_k^2} \geq 10, \text{ für } k \in [1, 2, \dots, K], \quad \text{F 3-53}$$

$$\max(VIF_{orthog}) = \frac{1}{\lambda_{\min}} \geq 10, \quad \text{F 3-54}$$

zur Identifizierung der Multikollinearität vorgeschlagen.¹²³ Das R_k^2 ist das Bestimmtheitsmaß einer linearen Regression, in der der k -te Einflussfaktor als endogene Variable und die anderen Einflussfaktoren als die exogenen Variablen in die Regressionsgleichung eingesetzt werden. Je höher das R -Quadrat bezüglich des k -ten Einflussfaktors, desto größer ist der VIF_k -Wert. Hingegen geht man in Gleichung F 3-54 von der Orthogonalisierung der ursprünglichen Einflussfaktoren aus. Das Symbol λ_{\min} bezeichnet den kleinsten Eigenwert der Korrelationsmatrix der Einflussfaktoren.¹²⁴ Der grundlegende Gedanke der Gleichung F 3-54 geht darauf zurück, dass das Vorliegen des kleinen Eigenwerts der Korrelationsmatrix eine nahezu lineare Beziehung zwischen den Variablen aufweist.¹²⁵ Da der Eigenwert mathematisch der Varianz der zu diesem Eigenwert zugeordneten Hauptkomponenten entspricht, bedeutet der Eigenwert von null im extremen Fall die konstante Hauptkomponente.¹²⁶ Darüber hinaus geben MADDALA/LAHIRI (2009) die Hinweise, dass die Multikollinearität in der linearen Regression mit Hilfe der Teil-Größe¹²⁷

¹²³ Vgl. Hocking(2003), S. 167f. und 173.

¹²⁴ Die Korrelationsmatrix der Einflussfaktoren ist äquivalent zur Kovarianzmatrix der standardisierten Einflussfaktoren. Nach der Standardisierung hat jeder Einflussfaktor den Mittelwert von null und die Varianz von eins. Durch die Standardisierung der Daten werden die Daten mit der Korrelation oder der Korrelationsmatrix leicht interpretiert, da die Bezugsgröße zwischen den Variablen von -1 bis 1 begrenzt werden kann.

¹²⁵ Vgl. Johnson/Wichern (2007), S. 453.

¹²⁶ Vgl. Böker (2005), S. 46.

¹²⁷ Vgl. Maddala/Lahiri (2009), S. 285.

$$\textit{Theil-Größe} = R^2 - \sum_{k=1}^K (R^2 - R_{-k}^2) \quad \text{F 3-55}$$

gemessen werden kann. Dabei stellt R_{-k}^2 das Bestimmtheitsmaß einer linearen Regression, in der die k -te erklärende Variable gestrichen wird, dar. Das Theil-Maß muss gleich null sein, wenn die Kovarianzmatrix der unabhängigen Variablen diagonal ist.

Problematisch wird gesehen, ob die Faustregeln für die wirtschaftliche Forschung allgemein gültig sind. Was passiert, wenn mehrere erklärende Variable, statt einer erklärenden Variablen, von den anderen korreliert sind? In der Literatur wird oft vorgeschlagen, die im Modell verwendeten Daten nochmals zu selektieren.¹²⁸ Allerdings ist die Multikollinearität nicht gänzlich verschwunden. Die grundlegenden Schwierigkeiten bleiben erhalten. Alternativ können die latenten exogenen Variablen, die durch z. B. Hauptkomponentenanalyse und Orthogonalisierung¹²⁹ ermittelt werden, in die Regressionsgleichung eingesetzt werden. So wird die Kovarianzform des linearen Faktor-Modells in die Diagonalform umgewandelt. Gleichzeitig können die Annahmen der linearen Regression eingehalten werden.

3.2.1.2 Beobachtbare und latente Variablen im Faktor-Modell

Bei dem linearen Faktor-Modell wird, wie bereits erwähnt, versucht, die Risikoprämien von Unternehmensanleihen durch eine Reihe der exogenen Zufallsvariablen zu erklären bzw. zu prognostizieren. Dabei ist Vielfalt der Zufallsvariablen zur Verfügung. Mit der groben Trennung kann man durch die in die Gleichung F 3-38 eingesetzten exogenen Variablen zwischen den beobachtbaren und den nicht-beobachtbaren Variablen unterscheiden. Zu den beobachtbaren Variablen zählen u. a. die makroökonomischen Indikatoren, z. B. Zinssatz und Inflationsrate, die für die Finanzmärkte relevanten Kennzahlen, z. B. Marktvolatilität und Transaktionsvolumen und die unternehmerischen spezifischen Größen, z. B. Kapitalstruktur. Die nicht-beobachtbaren Variablen werden u. a. auch als latente Variable bezeichnet. Da die latenten Variablen normalerweise mithilfe eines statistischen Verfahrens implizit ermittelt werden, wird das lineare Faktor-Modell, in

¹²⁸ Vgl. Fox (2007), S. 356; Baltagi (2011), S. 76.

¹²⁹ Vgl. Poddig/Brinkmann/Seiler (2009), S. 447-449.

dem die latenten Variablen wie exogene Variable funktionieren, auch das statistische Faktor-Modell genannt.¹³⁰

Darüber hinaus unterscheiden sich die makroökonomischen Indikatoren von den unternehmerischen Größen dadurch, dass die makroökonomischen Daten zu einem bestimmten Betrachtungszeitpunkt für sämtliche Unternehmensanleihen identisch sind. Somit kann man die makroökonomischen Daten als systematische Einflussfaktoren interpretieren. Hingegen sind die unternehmerischen Größen, hier z. B. die Kapitalstruktur, spezifisch mit dem bestimmten Unternehmen verbunden und für jede Unternehmensanleihe¹³¹ unterschiedlich. Sie sind bekannt und werden als die Sensitivität der Risikoprämie bestimmter Unternehmensanleihe gegenüber einem unbekanntem Risikofaktor interpretiert.¹³²

Die Benutzung der beobachtbaren Zufallsvariablen als exogener Variablen bringt Vorteile mit sich. Da diese Variablen wirtschaftliche Bedeutung haben, sind sie relativ einfach zu interpretieren. Der Fokus wird auf der Auswahl der Einflussfaktoren gelegt. Sowohl theoretisch als auch praktisch existieren viele beobachtete Einflussfaktoren, die die Risikoprämien von Unternehmensanleihen determinieren. Ferner kann eine Risikoart mit vielen Einflussfaktoren praktisch gemessen werden. Beispielsweise untersucht FISHER (1959) die Auswirkungen des Ausfallrisikos und der Marktfähigkeit auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Das Ausfallrisiko wird durch drei Variablen dargestellt, nämlich 1) Variationskoeffizient des Jahresüberschusses, 2) das Verhältnis zwischen dem Marktwert des Eigenkapitals und dem Nennwert des Fremdkapitals und 3) die Zeitperiode seit dem letzten Ausfall oder der Gründung dieses Unternehmens. Das ausstehende Volumen der Unternehmensanleihe misst dabei die Marktfähigkeit derselben Unternehmensanleihe. FAMA/FRENCH (1993) verwenden dagegen 1) die Überschussrendite auf dem Aktienmarkt, 2) den Zinsspread als Differenz zwischen dem langfristigen und dem kurzfristigen risikofreien Zinssatz und 3) den Yieldspread als die Differenz zwischen der risikobehafteten und der risikofreien Rendite als erklärende Variablen in der linearen Regression. Neben dem Zinsspread und Yieldspread im Fama-French-Modell werden noch ein Ratingfaktor, ein Durationsfaktor und ein Liquiditätsfaktor in der Arbeit von HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) zur Untersuchung der

¹³⁰ Vgl. Campbell/Lo/MacKinlay (1997), S. 233-240.

¹³¹ Es wird davon ausgegangen, dass die Unternehmensanleihen nicht von dem gleichen Unternehmen emittiert werden.

¹³² Vgl. Poddig/Brinkmann/Seiler (2009), S. 461f.

Determinanten der Überschussrenditen von Unternehmensanleihen hinzugefügt. Des Weiteren haben die Autoren insgesamt neun praktische, mit dem Liquiditätsrisiko der festverzinslichen Wertpapiere eng verbundene Größen vorgeschlagen und einzeln in ihr Faktor-Modell eingesetzt. Bemerkenswerterweise sind acht von neun der vorgeschlagenen Messungen der Liquidität statistisch signifikant. Allerdings reagieren die Risikoprämien von Unternehmensanleihen auf unterschiedliche Art und Weise auf die verschiedenen Liquiditätsfaktoren.

Der Einsatz der beobachtbaren Variablen im linearen Regressionsmodell ist jedoch auch mit einigen Schwächen verbunden. Zum einen funktionieren die beobachteten Variablen imperfekt bei der Repräsentation der Realität auf den Finanzmärkten. Zum anderen sind die determinanten der Risikoprämien von Unternehmensanleihen manchmal latent und es scheint unmöglich, die latenten Effekte zu einigen beobachtbaren Variablen effizient zusammenzufassen. Letztlich ist die empirische Untersuchung in Bezug auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen häufig auf die Datenbeschaffung beschränkt. In diesem Fall stellt sich die Frage, was sind die vernünftigen erklärenden Zufallsvariablen und wie viele Risikofaktoren von allen verfügbaren Daten werden zur überschaubaren Erklärung bzw. Prognostizierung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen benötigt.

In diesem Zusammenhang werden nun die latenten Variablen zum Zweck der Dimensionsreduzierung der verfügbaren Rohdaten mit dem minimalen Informationsverlust in die Untersuchung mit eingeschlossen. Die latenten Variablen kann man entweder unmittelbar aus den endogenen Variablen oder aus den exogenen Variablen entnehmen. Als Beispiel sei zuerst auf LITTERMAN/SCHINKMAN (1991) verwiesen, in der die Autoren unter Anwendung der Hauptkomponentenanalyse drei unabhängige latente Risikofaktoren aus den endogenen risikolosen Spot-Raten unterschiedlicher Restlaufzeit bestimmen. Diese Risikofaktoren können jeweils als Zinsniveau (Level), Zinssteigung (Slope) und Zinskrümmung (Curvature) interpretiert werden. Demgegenüber steht die Ermittlung der latenten Variablen aus einer Gruppe der hochkorrelierten exogenen Variablen, um Multikollinearität zu vermeiden.¹³³ Im Unterschied zu den latenten Variablen, die direkt von den endogenen Zufallsvariablen ermittelt werden, sind die von den

¹³³ Vgl. Ferreira et al. (2008), S. 212. Die Hauptkomponenten von Zinsspread aus den sieben europäischen Ländern werden als erklärende Variablen zur Prognose der erwarteten Änderung des Wirtschaftswachstums ins lineare Modell eingesetzt.

exogenen Variablen abgeleiteten latenten Variablen nicht unbedingt relevant für die Prognose der endogenen Variablen.¹³⁴ In der Arbeit von LUDVIGSON/NG (2009) werden beispielsweise fünf Hauptkomponenten, die relevant für die Prognose der Risikoprämien der Investitionen in die amerikanischen Staatspapiere bei einer Haltedauer von einem Jahr signifikant sind, aus den 132 verfügbaren makroökonomischen Variablen bestimmt. Angesichts der Korrelation der Hauptkomponenten mit den makroökonomischen Variablen lassen sich die fünf relevanten Hauptkomponenten jeweils als Realfaktor, Zinsspreadfaktor, Inflationsfaktor, und Finanzmarktfaktor interpretieren.¹³⁵

Die Nutzung der latenten Variablen im linearen Faktor-Modell ermöglicht einerseits, die Eigenschaften der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit einem minimalen Informationsverlust zu analysieren. Andererseits ist das statistische Faktor-Modell den ökonomischen Auslegungen ausgesetzt. Darüber hinaus ist die Rotationsmöglichkeit der Koordinatenachsen theoretisch unendlich. Die Entscheidung über die durch die Transformation der Koordinatenachsen erzeugten latenten Variablen ist somit nicht einzigartig und deshalb mathematisch zufällig. Gerade an dieser Stelle sind die finanzwirtschaftlichen Überlegungen erforderlich, sodass latente Variablen per Rotation so hergestellt werden können, damit die weitere Analyse bzw. Interpretation vereinfacht wird. Dadurch entsteht ein sparsames lineares Faktor-Modell von wirtschaftlicher Bedeutung.

3.2.2 Einflussfaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen im linearen Modell

Würde ein vollkommener und reibungslos funktionierender Anleihemarkt existieren, könnten die Risikoprämien von Unternehmensanleihen gegenüber der risikolosen Benchmark einfach durch eine Funktion der Ausfallwahrscheinlichkeit und der Recovery-Rate dieser Unternehmensanleihen dargestellt werden. In der Realität ist diese Annahme jedoch nicht realistisch. Es finden sich bisher in der Literatur zahlreiche Arbeiten, die entweder theoretisch oder empirisch zur weiteren Untersuchung der Determinanten der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit dem linearen Faktor-Modell beigetragen haben. In gewisser Weise überlagern sich die veröffentlichten Aufsätze. Zunächst werden die relevanten Einflussfaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen

¹³⁴ Vgl. Ludvigson/Ng (2009), S. 5034.

¹³⁵ Die dritte und vierte Hauptkomponente wird zusammen als Inflationsfaktor interpretiert, weil sie eng mit der Inflation und dem Preisniveau korreliert sind.

aus der Literatur nach den jeweiligen Risikoarten detailliert erörtert. Zu den Risikoarten zählen dabei das Zinssatzrisiko, das Kreditrisiko und das Liquiditätsrisiko.

3.2.2.1 Zinssatzrisiko

Der Kurs einer Unternehmensanleihe hängt im Wesentlichen vom Ausmaß des Zinssatzes ab. Bei sich stark verändernden Marktzinssätzen führt dies zu einer beträchtlichen Auswirkung auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. In diesem Zusammenhang wird das Zinssatzrisiko, genauer gesagt das Zinsänderungsrisiko, als die von Marktzinsänderungen¹³⁶ herbeigeführte Abweichung von einer Zielrendite definiert.¹³⁷ Vereinfacht kann man die erwartete Risikoprämie der Unternehmensanleihe zum Zeitpunkt $t+1$ mit der zum Zeitpunkt t vergleichen. Dies gilt jedoch nur unter der Bedingung, dass die restlichen Risikofaktoren außerhalb des risikolosen Zinssatzes konstant bleiben.

Die Änderung der Marktzinssätze beeinflusst die Ertrags- bzw. Risikosituation der Unternehmensanleihen in unterschiedlicher Art und Weise. In Bezug auf den Anleihekurs resultiert die Änderung der Marktzinssätze einerseits im Einkommenseffekt und Barwerteffekt. Da sich die beiden Effekte gegenseitig bewegen, kann angesichts der unterschiedlichen Ausstattungen der Unternehmensanleihen keine einheitliche Aussage über einen dominierenden Effekt getroffen werden. Andererseits ändern sich die Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit der entsprechenden Änderung des Benchmarkzinssatzes. Dieses Phänomen wird nicht nur bei den theoretischen Ansätzen sondern auch von den empirischen Beobachtungen unterstützt. Somit ist die gesamte Rendite der Investition in Unternehmensanleihen von der Änderung der Marktzinssätze betroffen.

Die Zinsänderung wirkt sich in der Regel über die individuelle Risikopräferenz bzw. die Risikosituation der Unternehmen auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen aus. Im Rahmen des Strukturmodells hat die Änderung der risikolosen Spot-Rate einen negativen Einfluss auf die Risikoprämien. LONGSTAFF/SCHWARTZ (1995) wiesen darauf hin, dass die Erhöhung der risikolosen Spot-Rate den Drift-Term in der stochastischen Differentialgleichung des Unternehmenswerts erhöht, was dazu führt, dass der Unternehmenswert über die Restlaufzeit der Unternehmensanleihe mit vergleichsweise gerin-

¹³⁶ Der Marktzinssatz richtet sich in diesem Kontext an den risikofreien Zinssatz.

¹³⁷ Vgl. Oehler/Unser (2001), S. 130; Hull (2011), S. 162.

ger Wahrscheinlichkeit die untere Grenze vom Ausfall erreichen kann.¹³⁸ Da sich das Ausfallrisiko des Unternehmens dadurch verbessert, verringert sich dementsprechend die Risikoprämie der Unternehmensanleihe.

Die Änderung des Zinsniveaus stellt lediglich die parallele Verschiebung der Zinsstrukturkurve dar. Sie langt jedoch nicht aus, um die gesamte Zinssatzänderung zu beschreiben. Dazu wird eine weitere Variable, die Änderung der Steigung der Zinsstrukturkurve, eingeführt, um die Zinsänderung ergänzend zu repräsentieren. Denn die Steigung der risikolosen Zinsstrukturkurve gilt in der Literatur sehr häufig als einer der führenden Indikatoren, die eng mit der individuellen Risikopräferenz zusammenhängt und die Erwartung einer zukünftigen Konjunkturschwankung signalisiert.¹³⁹ Im Allgemeinen antizipiert die normale Zinsstrukturkurve den konjunkturellen Aufschwung. Dagegen impliziert die negative Steigung der Zinsstrukturkurve die wirtschaftliche Rezession.¹⁴⁰ HARVEY (1988) zeigt die positive Beziehung zwischen dem realen Zinsspread und dem Wachstum des Konsums mit dem "Consumption-based-Capital-Asset-Pricing-Modell" (CCAPM).¹⁴¹ Nach dem CCAPM bevorzugen die repräsentativen risikoscheuen Investoren die Stabilität des Einkommens und Konsums. Deswegen würden die Investoren zur Vermeidung der steigenden Volatilität des Konsums mehr sparen und in sichere langfristige Anleihen investieren, wenn sie eine wirtschaftliche Verlangsamung in der Zukunft erwarten. Folglich führt die steigende Nachfrage nach langfristigen risikofreien Anleihen zu einem fallenden Zinssatz am langen Ende der Zinsstrukturkurve und zu einer abflachenden Zinsstrukturkurve.¹⁴² Eine positive Beziehung zwischen dem Zinsspread und dem wirtschaftlichen Aufschwung wird auch in den Untersuchungen von ESTRELLA/HARDOUVELIS (1991), ESTRELLA/MISHIKIN (1997), ESTRELLA et al. (2003) und FERREIRA et al. (2008) für die US-amerikanischen sowie europäischen Märkte bestätigt. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass sich der Zinsspread auf dem Höhepunkt eines Wirtschaftszyklus verringert, da die zukunftsorientierten Investoren eine pessimistische Aussicht für die nahe Zukunft haben. Demzufolge gehen pessimistische Investoren von der Erhöhung der Ausfallwahrscheinlichkeiten und gleichzeitig der Minderung der Recovery-Raten von Unternehmensanleihen aus und verlangen deshalb

¹³⁸ Vgl. Longstaff/Schwartz (1995), S. 801.

¹³⁹ Vgl. Chen/Roll/Ross (1986), S. 390; Fama/French (1989), S. 37; Ferreira et al. (2008), S. 207.

¹⁴⁰ Vgl. Fama (1986), S. 176.

¹⁴¹ Vgl. Harvey (1988), Tabelle 2, S. 314.

¹⁴² Vgl. Fama/French, a.a.O., S. 42.

höhere Risikoprämien.¹⁴³ Im Gegensatz dazu kann eine optimistische Aussicht von Investoren mit der Vergrößerung des Zinsspreads signalisiert werden. In Abhängigkeit der optimistischen Perspektive investieren sie vorwiegend in die riskanten Anlagen, z. B. Unternehmensanleihen. So verringern sich die Risikoprämien.

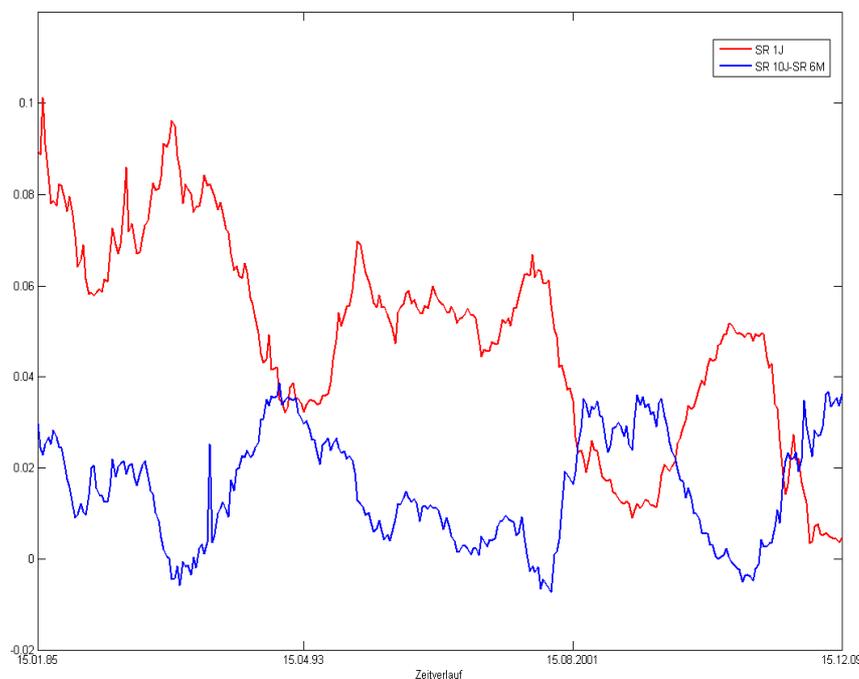


Abbildung 2: Zinsniveau, Zinsspread und Wirtschaftszyklus

In Abbildung 2 werden die Spot-Rate für ein Jahr Restlaufzeit und der Zinsspread zwischen der zehnjährigen Spot-Rate und der sechsmonatigen Spot-Rate für den Zeitraum zwischen 1985 und 2009 gekennzeichnet.¹⁴⁴ Dabei wird die Spot-Rate für ein Jahr Restlaufzeit als ein Indikator der Wirtschaftszyklen verwendet. Denn die Aufschwungsphase ist normalerweise durch den niedrigen Zinssatz mit einer steigenden Tendenz geprägt. Vergleichsweise würde die Zentralbank den Leitzins während der Rezession senken, um die Finanzierungsbedingungen der Unternehmen und Konsumenten zu verbessern und endgültig Produktions- und Investitionstätigkeiten anzuregen. Die entgegengesetzten Entwicklungen der zwei Kurven in Abbildung 2 liefern einen anderen Erklärungsansatz über den Effekt des Zinsspreads auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Die

¹⁴³ Man kann solchen Effekt auch mit “Flight-to-Quality” erklären. Die pessimistischen Investoren verkaufen die Unternehmensanleihen, um die erwartete Ausfallmöglichkeit auszuschließen. Dieses Verhalten verbilligt die Anleihekurse und zieht die Risikoprämie an. Vgl. Longstaff (2004), S. 511f.

¹⁴⁴ Die Ermittlung der risikolosen Spot-Raten wird in Kapitel 4 beschrieben.

Vergrößerung des Zinsspreads wird in Abbildung 2 assoziiert mit dem Zinssatzrückgang, der die Fremdkapitalkosten der Unternehmen reduziert und daher die Gewinnaussicht der Unternehmen verbessern kann. Dies verringert wiederum die Ausfallmöglichkeit der Unternehmen und führt es insgesamt zu einer niedrigen Risikoprämie.

Die gleiche Aussage kann man u. a. auch mit dem Strukturmodell treffen. Die monoton steigende Zinsstrukturkurve impliziert die steigenden Terminzinssätze. Im Rahmen des Strukturmodells unter Berücksichtigung des Zinssatzrisikos nimmt der Drift-Term des stochastischen Prozesses des Unternehmenswerts jedoch mit steigenden Terminzinssätzen zu. So wird die Ausfallmöglichkeit des Unternehmens verbessert und die Risikoprämie der Unternehmensanleihen vermindert.¹⁴⁵

DUFFEE (1998) führte eine empirische Untersuchung über die Auswirkung der Zinsänderung auf die Überschussrenditen von Unternehmensanleihen auf Basis der “investment-grade”¹⁴⁶ Unternehmensanleihen für die Periode von 01.1985 bis 03.1995 durch. Je nach Ratingklasse, Branche der Unternehmen und Laufzeit werden 48 Portfolios gebildet. Auf monatlicher Basis ergibt sich die Überschussrendite eines Portfolios aus dem Mittelwert der Überschussrenditen sämtlicher Unternehmensanleihen in diesem Portfolio. In Anlehnung an die Arbeit von LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) werden hier zwei Variablen eingeführt, um die sogenannte Position und Steigung der Zinsstrukturkurve darzustellen. Die *YTM* der dreimonatigen Treasury Bill als das Zinsniveau und die Differenz zwischen der *YTM* des 30-jährigen Treasury Bonds und der *YTM* der dreimonatigen Treasury Bill als die Steigung der Zinsstrukturkurve werden zufällig gewählt.¹⁴⁷ In der Untersuchung mit dem linearen Regressionsmodell weisen die Änderungen der beiden Variablen einen negativen Regressionskoeffizienten auf. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß beträgt ungefähr 18%.¹⁴⁸ In der Arbeit wird weiterhin betont, je schlechter die Bonität der Unternehmensanleihe, desto sensitiver reagiert ihre Überschussrendite auf die Änderung des Zinsniveaus. Auf eine ähnliche Art weisen langfristigen Unternehmensanleihen mit schlechtem Rating einen stärkeren inversen Zusammenhang mit der Änderung des Zinsspreads auf. Darüber hinaus merkt Duffee (1998) an, dass bei der

¹⁴⁵ Vgl. Collin-Dufresne/Goldstein/Martin (2001), S. 2180f.

¹⁴⁶ Die Unternehmensanleihen, die in die Ratingklasse besser als Baa bei Moody's (oder BBB bei S&P) eingeteilt werden, gehören zu “investment-grade” Anleihen.

¹⁴⁷ Die Entscheidung über die Auswahl eines Zinssatzes, der das Zinsniveau darstellt, ist zufällig. Vgl. Duffee (1998), S. 2228.

¹⁴⁸ Vgl. Duffee, a.a.O., S. 2232.

Ermittlung der Überschussrenditen von Unternehmensanleihen aus den risikolosen Benchmarkanleihen die Laufzeit vergleichbar sein soll.¹⁴⁹

3.2.2.2 Kreditrisiko

In der Literatur werden die Überschussrenditen von Unternehmensanleihen sehr häufig als “Credit-Spread”¹⁵⁰ bezeichnet, weil die Investition in Unternehmensanleihen im Vergleich mit einer Investition in risikolose Anlagen der Gefahr unterliegt, dass der Emittent bzw. Schuldner seiner vertragskonformen Zahlungsverpflichtungen aufgrund finanzieller Schwierigkeiten nicht oder nicht vollständig nachkommen kann oder will.¹⁵¹ Allerdings weisen die Untersuchungen, z. B. HUANG/HUANG (2002) nach dem Strukturmodell, ELTON et al. (2001) mit dem Gedanken der risikoadjustierten Bewertung der Unternehmensanleihe und LONGSTAFF/MITHAL/NEIS (2005) mit den Informationen am CDS-Markt, darauf hin, dass die unternehmensspezifische Ausfallkomponente nur einen kleinen Teil der gesamten Risikoprämie der jeweiligen Unternehmensanleihe erklären kann. Bislang gibt es zunehmend Studien, in denen sich herausstellt, dass das Kreditrisiko als das nicht diversifizierte systematische Risiko behandelt werden soll.¹⁵² GIESECKE (2004) erklärt den sogenannten “Contagion-Effekt” in der Krisenzeit mit zyklischer Korrelation zwischen den Emittenten und ist der Meinung, dass das Kreditrisiko teilweise als ein systematisches Risiko angesehen wird.¹⁵³ Aus diesen Gründen werden das idiosynkratische Ausfallrisiko und das systematische Marktkreditrisiko für die vorliegende Arbeit im Weiteren unter dem Oberbegriff Kreditrisiko subsumiert.

Nach der Definition des Kreditrisikos werden zunächst die Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Abhängigkeit der bilanziellen Kennzahlen aus dem individuellen Unternehmen auf der einen Seite und von den Marktvariablen auf der anderen Seite vorgestellt. Nach der Auffassung von FISHER (1959) kann man die unternehmerischen Kennzahlen, die die Volatilität der Rentabilität, die Fähigkeit zur Erfüllung der Zahlungspflicht und die Kapitalstruktur des Unternehmens widerspiegeln, verwenden, um das unternehmerische spezifische Ausfallrisiko zu erfassen.¹⁵⁴ Verbinden sich diese Kennzahlen mit der Reduzierung der Ausfallmöglichkeit, dann müssen

¹⁴⁹ Vgl. Duffee, a.a.O., S. 2235.

¹⁵⁰ Siehe bspw. Reilly/Wright/Gentry (2010), Thonabauer/Nösslinger (2008), Longstaff/Mithal/Neis (2005), Fabozzi (2007), Duffee (1998).

¹⁵¹ Vgl. Hartmann-Wendels/Pfingsten/Weber (2010), S. 416.

¹⁵² Vgl. Kerbl/Sigmund (2011), S. 72.

¹⁵³ Vgl. Giesecke (2004), S. 1530.

¹⁵⁴ Vgl. Fisher (1959), S. 222-224.

sie intuitiv negative Auswirkungen auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen haben. Dementsprechend benutzt FISHER (1959) selbst den Variationskoeffizient des Jahresüberschusses, die Zeitperiode seit dem letzten Ausfall oder der Gründung des untersuchten Unternehmens und das Verhältnis zwischen dem Marktwert des Eigenkapitals und dem Nennwert des Fremdkapitals. Als Maßstab der Kapitalstruktur gelten dazu auch die Eigenkapitalquote, der Verschuldungsgrad und Anpassungsgrad. Darüber hinaus diskutieren COENENBERG/HALLER/SCHULTZE (2009) über den Cashflow eines Unternehmens als Indikator der Verschuldungsfähigkeit und definieren den dynamischen Verschuldungsgrad als das Verhältnis zwischen den Netto-Finanzschulden und dem Cashflow. So wollen sie die Tilgungsfähigkeit eines Unternehmens beschreiben.¹⁵⁵

Auf der Seite des Kreditmarkts sind nützliche Informationen verfügbar. LONGSTAFF/MITHAL/NEIS (2005) nehmen an, dass die Risikoprämie, die das Ausfallrisiko einer Unternehmensanleihe kompensiert, unmittelbar durch die Prämie von CDS derselben Unternehmensanleihe erfasst wird.¹⁵⁶ Hingegen schlagen CHEN/ROLL/ROSS (1986) und FAMA/FRENCH (1989) eine systematische makroökonomische Risikoprämie bezüglich des Ausfalls vor, die sich aus der Renditedifferenz zwischen dem risikobehafteten Anleiheportfolio und dem risikofreien Anleiheportfolio errechnet. Diese dient zur Erfassung des für den Markt aggregierten Kreditrisikos. Konsistent mit ihrer Hypothese reagieren die Risikoprämien von Unternehmensanleihen positiv auf die Marktausfallprämie. FAMA/FRENCH (1989) zeigen die steigenden Koeffizienten der Ausfallprämie für die Unternehmensanleihen mit verschlechterten Rating-Ergebnissen¹⁵⁷ und interpretieren die Ausfallprämie als einen systematischen Indikator der Wirtschaftszyklen.

Neben dem Kreditmarkt bietet der Aktienmarkt u. a. auch vernünftige Daten zur Untersuchung der Kreditkomponenten in den Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Man kann im Rahmen des Strukturmodells argumentieren, dass sich der Aktienkurs über die Kapitalstruktur und die Volatilität des Marktwerts des Unternehmens auf die Risikoprämie der Unternehmensanleihe auswirkt. Außerdem kann man annehmen, dass die Performance der Unternehmensanleihen und Aktien gemeinsam von systematischen Risikofaktoren getrieben werden. In diesem Zusammenhang könnten die systematischen

¹⁵⁵ Vgl. Coenenberg/Haller/Schultze (2009), S. 1055 und 1077.

¹⁵⁶ Aufgrund mangelnder CDS-Produkte wird ein relativ kleiner Datenumfang von 68 Unternehmen für eine Periode von 18 Monaten in Longstaff/Mithal/Neis (2005) untersucht. Vgl. Longstaff/Mithal/Neis (2005), S. 2229.

¹⁵⁷ Vgl. Fama/French (1989), S. 35.

Risikofaktoren, die am Aktienmarkt entnommen werden, die Kreditkomponenten auf dem Anleihemarkt erklären.¹⁵⁸ ELTON et al. (2001) bringen die drei Fama-French-Faktoren, nämlich Marktüberschussrendite, *SMB* und *HML*, in die lineare Regression mit ein, um die Komponenten in der Risikoprämien von Unternehmensanleihen, die vom erwarteten Verlust und Steuereffekt nicht interpretiert werden können, zu erklären. Sie schließen mit der Aussage, dass die Fama-French-Faktoren positive Faktorladungen haben und ein Drittel bzw. die Hälfte der restlichen Überschussrenditen von Unternehmensanleihen in der industriellen bzw. finanzwirtschaftlichen Branche erklären können.¹⁵⁹ In Gegensatz zum Ergebnis von ELTON et al. (2001) setzen KING/KHANG (2005) neben den Fama-French-Faktoren zusätzlich die Variablen aus dem Strukturmodell in die Regression ein und behaupten, dass die Aussagekraft der Fama-French-Faktoren begrenzt wird, sofern das Ausfallrisiko auf der unternehmerischen Ebene kontrolliert wird. Die Abweichung der Ergebnisse zwischen den beiden Untersuchungen liegt wahrscheinlich darin, dass die Untersuchung von ELTON et al. (2001) auf der durchschnittlichen Risikoprämie der Unternehmensanleihen in einer Gruppe basiert und die von KING/KHANG (2005) dagegen auf der Risikoprämie der einzelnen Unternehmensanleihe. Die idiosynkratischen Auswirkungen können bei ELTON et al. (2001) durch die Konstruktion des Portfolios diversifiziert werden.¹⁶⁰

3.2.2.3 Liquiditätsrisiko

„*[Liquidity] is the lifeblood of markets.*“¹⁶¹

Das Liquiditätsrisiko von Unternehmensanleihen umfasst das spezifische Risiko bei der Liquidation der Unternehmensanleihen.¹⁶² Als Konsequenz beobachtet man von Zeit zu Zeit den stagnierenden Handel auf dem Markt, im extremen Fall sogar keine Transaktion bestimmter Unternehmensanleihen in einem bestimmten Zeitraum.¹⁶³ In diesem Fall entscheiden die Investoren dafür, entweder auf die Transaktion mit dem bevorzugten Preis zu warten oder einen erheblichen Preisabschlag in Kauf zu nehmen, um ihre Positionen in Unternehmensanleihen rechtzeitig zu liquidieren. Somit sollen die Investoren in Erwartung von Illiquidität theoretisch die Liquiditätsprämie im Gleichgewicht ver-

¹⁵⁸ Vgl. Elton et al. (2001), S. 267.

¹⁵⁹ Vgl. Elton et al. (2001), S. 270.

¹⁶⁰ Vgl. Nashikkar/Subrahmanyam/Mahanti (2011), S. 628; King/Khang (2005), S. 3153.

¹⁶¹ The Wall Street Journal (1998), S. C1.

¹⁶² Vgl. Oehler/Unser (2001), S. 130.

¹⁶³ Vgl. Sarig/Warga (1989), S. 371f.

langen¹⁶⁴. In der Literatur werden die Begriffe “Liquiditätsrisiko”, “Illiquiditätsrisiko” und “Marktfähigkeit” synonym verwendet.

Das Liquiditätsrisiko ist dann irrelevant, wenn der Finanzmarkt vollkommen wäre.¹⁶⁵ Jedoch verstoßen die Marktanomalien gegen die Annahme eines vollkommenen Markts. SARIG/WARGA (1989) berichteten u. a. über den Alterungseffekt auf dem Markt der US-amerikanischen staatlichen Schuldverschreibungen und dieser besagt, dass die Häufigkeit der beobachteten Stagnierung des Handelspreises im Laufe der Zeit nach der Emission der Anleihen zunimmt.¹⁶⁶ LONGSTAFF (2004) untersucht zwei Typen der vom Ausfall isolierten Anleihen, nämlich die Treasury Bonds und die Refcorp¹⁶⁷, in seiner Untersuchung des ‚Flight-to-Liquidity‘ Effekts. Er definiert die Renditedifferenz zwischen den beiden als die Liquiditätsprämie.¹⁶⁸ Die Subprimekrise hat seit 2007 wieder ein enormes Interesse unter Wissenschaftlern und Bankiers an der Bepreisung des Liquiditätsrisikos in Unternehmensanleihen geweckt. Denn das Liquiditätsrisiko auf dem Anleihemarkt spielt von 2008 bis 2009 nach der Untersuchung von BAO/PAN/WANG (2011) eine dominierende Rolle bei der Bewertung der risikobehafteten Unternehmensanleihen und zur Erklärung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Insbesondere erreicht die Liquiditätsprämie auf der Marktebene im Oktober 2008 kurz nach dem Zusammenbruch der Lehman-Brothers-Bank einen Höchststand und erhöht sich im Vergleich mit der im August 2007 um mehr als das zehnfache.¹⁶⁹ Zum Schluss ihrer Arbeit gehen sie darauf ein, dass das Liquiditätsrisiko nicht nur als unsystematisches Risiko in Abhängigkeit von spezifischen Charakteristiken der Unternehmensanleihen sondern auch als nicht diversifiziertes systematisches Risiko in Abhängigkeit von der gemeinsamen Marktentwicklung angesehen werden muss.¹⁷⁰

Da das Liquiditätsrisiko lediglich eine subjektive Wahrnehmung der Marktteilnehmer darstellt, wird es in der Untersuchung entweder durch die zur Illiquidität führenden Verursacher oder durch die von Illiquidität resultierten Konsequenzen dargestellt. MARGIN et al. (2010) diskutieren die Eigenschaften der liquiden Finanzmärkte, die die kontinuierlich stattfindenden Transaktionen, die enge Geld-Brief-Spanne, die Tiefe der

¹⁶⁴ Vgl. Amihud/Mendelson (1986), S. 228.

¹⁶⁵ Vgl. Oehler/Unser (2001), S. 131; Longstaff (2004), S. 512; Fisher (1959), S. 224.

¹⁶⁶ Siehe Sarig/Warga (1989), Tabelle 1a, 1b, S. 371f.

¹⁶⁷ Eine ausführliche Darstellung ‚Refcorp‘ findet sich bei Longstaff (2004), S. 512.

¹⁶⁸ Eine ähnliche Definition der Liquiditätsprämie in Deutschland wird auch in Kempf/Uhrig-Homburg (2000) verwendet.

¹⁶⁹ Vgl. Bao/Pan/Wang (2011), S. 924.

¹⁷⁰ Vgl. Bao/Pan/Wang, a.a.O., S. 923.

Märkte und die Funktionsfähigkeit der Preisbildung voraussetzen.¹⁷¹ Die vier allgemeinen Eigenschaften der liquiden Finanzmärkte werden in der Dissertationsschrift von LANGE (2010) äquivalent als Zeit-Dimension, Preis-Dimension, Volumen-Dimension und Preisbildungsdimension der Liquidität bezeichnet. Angesichts dieser Überlegungen werden die auf dem Handel basierenden Größen, z. B. die Häufigkeit bzw. das Volumen der Transaktionen, die expliziten Transaktionskosten (z. B. Geld-Brief-Spanne) und das quotierte Volumen eines Wertpapiers als direkte Variable verwendet, um das Liquiditätsrisiko unmittelbar zu messen. Problematisch ist nur, dass Unternehmensanleihen vorwiegend over-the-counter (OTC) gehandelt werden. Ausführliche Informationen über das Handelsvolumen und die Geld-Brief-Spanne am OTC-Markt sind eher schwer aus den öffentlichen Quellen zu entnehmen.¹⁷² Dagegen haben HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) neue indirekte Größen zur Messung des Liquiditätsrisikos spezifisch für die festverzinslichen Wertpapiere vorgeschlagen. Davon sind acht Variablen statistisch signifikant und in der folgenden Tabelle zusammengefasst.

Tabelle 4: Indirekte Messungen des Liquiditätsrisikos nach Houweling/Mentink/Vorst (2005)

Variable	Darstellung der Variablen	Effekt auf Liquidität	Effekt auf Risikoprämie
Ausstehendes Volumen		+	-
Alter der Anleihe	Die Zeit nach der Emission	-	+
On-the-Run	$\begin{cases} = 1, \text{ im betrachteten Jahr emittiert} \\ = 0, \text{ ansonst} \end{cases}$	+	-
Euro	$\begin{cases} = 1, \text{ in Euro denominiert} \\ = 0, \text{ ansonst} \end{cases}$	+	-
Fehlender Preis	$\begin{cases} = 1, \text{ mit fehlenden Preisen} \\ = 0, \text{ ohne} \end{cases}$	-	+
Yield Volatilität	Standardabweichung der Effektivverzinsung über eine bestimmte Periode	-	+

¹⁷¹ Vgl. Maginn et al. (2010), S. 44.

¹⁷² Vgl. Nashikkar/Subrahmanyam/Mahanti (2011), S. 628; Fisher (1959), S. 225.

Yield Schwankung	Standardabweichung der quotierten Effektivverzinsung der Makler am Handelstag	-	+
Anzahl der Makler		+	-

Das ausstehende Volumen der Unternehmensanleihe wird erstmals von FISHER (1959) als Proxy zur Messung der Marktfähigkeit von Unternehmensanleihen vorgeschlagen. Dort wird argumentiert, dass eine größere Marktkapitalisierung der Unternehmensanleihe logisch zu häufigeren Transaktionen führt und somit sich die Liquidität verbessert.¹⁷³ Im Gegensatz dazu wird diese Variable in der Untersuchung von KEMPF/UHRIG-HOMBURG (2000) abgelehnt, weil kein signifikanter Preisabschlag zwischen den nach dem ausstehenden Volumen sortierten liquiden und illiquiden Gruppen der analysierten Anleihen beobachtet wird.¹⁷⁴ Einer der möglichen Gründe dafür ist, dass die von KEMPF/UHRIG-HOMBURG (2000) untersuchten Anleihen in den beiden verglichenen Gruppen im gleichen Jahr neu emittiert wurden. Und der sogenannte “on-the-run” Effekt kann den Effekt des ausstehenden Volumens dominieren. Der Alterungseffekt geht auf SARIG/WARGA (1989) zurück und unterstützt somit die Variablen, “Alter der Anleihe” und “Fehlender Preis”¹⁷⁵, in der Arbeit von HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) zur Repräsentation des Liquiditätsrisikos von Unternehmensanleihen. Bei der Verwendung der Yield-Volatilität als Proxy der Liquidität gehen HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) davon aus, dass die steigende Volatilität auf die zunehmende Unsicherheit der Marktentwicklung und folglich auf höhere Informationskosten hindeutet. Des Weiteren führt sie dazu, dass die Marktteilnehmer aufgrund der verschlechterten Liquidationsmöglichkeit eine höhere Risikoprämie verlangen. Wie in HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) diskutiert, zeigen die neun Liquiditätsfaktoreinen hohen Grad an einem positiven linearen Zusammenhang.¹⁷⁶ Der gleichzeitige Einsatz sämtlicher Variablen ins Faktor-Modell resultiert in der Multikollinearität. Dabei bietet die erfolgreiche Umsetzung des statistischen linearen Faktor-Modells in den finanzwirtschaftlichen Untersuchungen eine neue Anregung bzw. einen neuartigen Blick auf die Problematik. Man könnte eine neue “hinter den neuen Liquiditätsfaktoren liegende” Menge unkorrelierter Variablen,

¹⁷³ Vgl. Fisher (1959), S. 225. Hierzu siehe auch Crabbe/Turner (1995).

¹⁷⁴ Siehe Kempf/Uhrig-Homburg (2000), S. 34.

¹⁷⁵ Hierzu siehe auch Chen/Lesmond/Wie (2007).

¹⁷⁶ Vgl. Houweling/Mentink/Vorst (2005), Tabelle 6, S. 1351.

die Hauptkomponenten genannt werden, anhand der Hauptkomponentenanalyse herausfinden. Anstatt der voneinander korrelierten Daten, wird eine kleinere Anzahl der orthogonalen Variablen als exogene Variablen ins lineare Regressionsmodell eingesetzt.¹⁷⁷ Somit kann die Annahme F 3–45 eingehalten werden.

Basierend auf einer Annahme über die Effizienz der Finanzmärkte benutzt ROLL (1984) die Autokovarianz erster Ordnung der beobachteten Handelspreise zur Schätzung der impliziten effektiven Geld-Brief-Spanne. Das Modell geht davon aus, dass der Handelspreis aus dem Fundamentalwert des Underlyings und den Transaktionskosten

$$p_t = f_t + u_t \quad \text{F 3–56}$$

besteht. Die Änderung des Preises ergibt sich somit aus

$$\Delta p_t = \Delta f_t + \Delta u_t. \quad \text{F 3–57}$$

Wenn die Märkte informationseffizient sind, reagiert der fundamentale Wert demzufolge nur auf neue Informationen. Aus diesem Grund ist die Änderung des fundamentalen Werts des Underlyings zufällig und unabhängig von den Änderungen des fundamentalen Werts und der Transaktionskosten in der Vorperiode:

$$\text{Cov}(\Delta f_t, \Delta f_{t-j}) = 0, \text{ für } j \neq 0, \quad \text{F 3–58}$$

$$\text{Cov}(\Delta f_t, \Delta u_{t-j}) = 0, \text{ für } j \neq 0. \quad \text{F 3–59}$$

Beruhend auf den Annahmen von F 3–58 und F 3–59 gilt dann:

$$\text{Cov}(\Delta p_t, \Delta p_{t-1}) = \text{Cov}(\Delta f_t + \Delta u_t, \Delta f_{t-1} + \Delta u_{t-1}) = \text{Cov}(\Delta u_t, \Delta u_{t-1}). \quad \text{F 3–60}$$

In der Gleichung F 3–60 wird die Autokovarianz erster Ordnung der beobachteten Handelspreise äquivalent durch die Autokovarianz erster Ordnung der impliziten Transakti-

¹⁷⁷ Vgl. Basilevsky (1994), S. 98. „...with as little loss as possible, a large set of data by means of a parsimonious set of linear relations, which in turn can be considered as newly created random variables”

onskosten ausgedrückt.¹⁷⁸ BAO/PAN/WANG (2011) übertragen die Idee auf den Anleihemarkt und definieren die impliziten Transaktionskosten λ durch

$$\lambda = -Cov(\Delta p_t, \Delta p_{t-1}). \quad \text{F 3-61}$$

Dabei weisen sie im Einklang mit den Studien von ROLL (1984), SARIG/WARGA (1989), KEMPF/UHRIG-HOMBURG (2000), LONGSTAFF (2004), LONGSTAFF/MITHAL/NEIS (2005) und CHEN/LESMOND/WIE (2007) auf die engen Zusammenhänge zwischen den impliziten Transaktionskosten und den Größen, z. B. der Geld-Brief-Spanne, dem Alter von Unternehmensanleihen, der Restlaufzeit von Unternehmensanleihen, dem Transaktionsvolumen, dem CBOE-VIX und dem CDS-Index, hin. Darüber hinaus führen sie die Zeitreihenanalyse anhand eines Ein-Faktor-Modells durch und zeigen, dass die impliziten Transaktionskosten jeweils 52%, 41% und 60% der Überschussrenditen von AAA-, AA- und A-Unternehmensanleihen erklären können.¹⁷⁹ In der Querschnittsanalyse mit dem Multi-Faktor-Modell ist das Lambda nach der Einführung der Dummy-Variablen, die die Rating-Klasse von Unternehmensanleihen kontrolliert, statistisch signifikant. Fraglich ist die Faktorstruktur bei der Querschnittsanalyse, wobei die nahe zusammenstehenden Größen, z. B. das Lambda, Alter der Anleihen, Restlaufzeit der Anleihen, Transaktionsvolumen, Häufigkeit der Transaktionen usw. unmittelbar in das lineare Regressionsmodell eingesetzt werden.¹⁸⁰ Wie bereits erwähnt, könnte die Verletzung der Unkorreliertheit zwischen den exogenen Variablen zu einer unzuverlässigen Schätzung der Faktorladungen führen

3.2.3 Zwischenfazit

Die strukturellen Ansätze reichen bei Inbetrachtziehung der Ausfall-, Zinssatz- und Jump-Risiken nicht aus, um die Risikoprämien von Unternehmensanleihen zu erklären. Eine Vielzahl der empirischen Studien hat gezeigt, dass auch andere Risikoarten bzw. Risikofaktoren einen Beitrag leisten können. In dieser Hinsicht wird das lineare Faktormodell als ein weit verbreitetes Werkzeug vielseitig zur empirischen Untersuchung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen zum Einsatz gebracht.

¹⁷⁸ Vgl. Roll (1984), S. 1135.

¹⁷⁹ Die monatlichen Daten über die Periode zwischen 05.2003 und 06.2009 werden in die Untersuchung aufgenommen.

¹⁸⁰ Vgl. Bao/Pan/Wang (2011), Tabelle VI, S. 931.

Das lineare Faktormodell unterscheidet sich je nach Art und Struktur der exogenen Variablen. Die verschiedenen Formen des linearen Faktormodells stehen prinzipiell nicht zueinander im Widerspruch, sondern ergänzen sich gegenseitig. Somit kann man die Struktur der Risikoprämien von Unternehmensanleihen besser kennenlernen.

Zum Schluss dieses Kapitels wird die empirische Studie von COLLIN-DUFRESNE/GOLDSTEIN/MARTIN (2001) zitiert, in der die Effekte der Variablen, die für die strukturellen Modelle relevant sind, anhand einer linearen Regressionsanalyse zur Erklärung der Änderung der Überschussrenditen von Unternehmensanleihen untersucht werden. Anschaulich wird gezeigt, dass die unternehmerischen erklärenden Variablen zu keinen dominierenden Einflussfaktoren, die die untersuchten Überschussrenditen determinieren, zählen. Die Variablen, die auf dem Strukturmodell basieren, interpretieren lediglich nur um die 25% der gesamten Variation der Änderung der Überschussrenditen. Vielmehr wird die Änderung der Überschussrenditen von systematischen Risikofaktoren determiniert. In der danach ausgeführten Hauptkomponentenanalyse haben die Autoren darauf hingewiesen, dass die erste Hauptkomponente 75% der Variation der Residuen erklären kann.¹⁸¹ Das Produkt zwischen der ersten Hauptkomponente und ihrer Ladung wird von KAGRAOKA (2010) weiterhin als latente systematische Risikoprämie von Unternehmensanleihen interpretiert.

¹⁸¹ Vgl. Collin-Dufresne/Goldstein/Martin (2001), S. 2185-2190. Da die Residuen der Regressionsanalyse untereinander hoch korreliert sind, wird eine Hauptkomponentenanalyse auf Basis der Residuen durchgeführt.

4 ERMITTLUNG DER RISIKOLOSEN ZINSSTRUKTURKURVE

Die erfolgreiche Untersuchung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen kann nur gewährleistet werden, wenn die qualitativ hochwertigen Daten der Zinsstruktur als Benchmark zur Verfügung stehen. Denn der risikolose Zinssatz reflektiert die Mindestrenditeforderung in Bezug auf die Restlaufzeit von Investoren. Deshalb hat die präzise Schätzung der Zinsstrukturkurve eine entscheidende Bedeutung für die Implementierung der Untersuchung. Dieses Kapitel fokussiert sich auf die Methodologie der Schätzung von risikolosen Zinsstrukturkurven. Verschiedene Schätzungsansätze werden zuerst vorgestellt und kritisch betrachtet. Im Anschluss werden die Zinsstrukturkurve empirisch nach dem Nelson-Siegel-Modell, Svensson-Modell, Fama-Bliss-Smoothed-Verfahren auf Basis der nach Fama-Bliss-Filter ermittelten Spot-Raten verschiedener Laufzeiten ermittelt. Die Modelle sind mit den “in-sample” und “out-of-sample” Stichproben zu vergleichen. Die Kenntnisse der Zinsstrukturkurve bietet die Grundlage für Hauptkomponentenanalyse der risikolosen Zinsstrukturkurve in 4.3 und die Ermittlung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Kapitel 5

4.1 ANSÄTZE ZUR SCHÄTZUNG DER ZINSSTRUKTURKURVE

Die Zinsstrukturkurve beschreibt die Entwicklung der risikolosen Zinssätze im Laufe der Zeit.¹⁸² Sie zeigt im weiteren Sinne den Zusammenhang zwischen irgendeiner Type des Zinssatzes und der Restlaufzeit. Unter Zinssatz kann man hier den Kassazinssatz, den Terminzinssatz, den Preis der Nullkuponanleihen oder die Effektivverzinsung verstehen. Im engeren Sinne umfasst sie die Kassazinssätze von risikolosen Nullkuponanleihen unterschiedlicher Restlaufzeit.¹⁸³

¹⁸² Vgl. Vasicek/Fong (1982), S. 339.

¹⁸³ Vgl. Steeley (2008), S. 1489.

Beruhend auf der letzten Definition der Zinsstrukturkurve wird die Zinsstrukturkurve in Bezug auf den Kassazinssatz in dieser Arbeit geschätzt.¹⁸⁴ Die Zinsstrukturkurve wäre unmittelbar an dem Markt beobachtbar, wenn für jede Laufzeit eine entsprechende risikolose Nullkuponanleihe existieren würde. Dennoch haben die meisten risikolosen Nullkuponanleihen tatsächlich die Restlaufzeit kleiner als ein Jahr. In diesem Zusammenhang werden die “fiktiven” Nullkuponanleihen für die Schätzung bzw. Ermittlung der Kassazinssätze längerer Laufzeit in der Literatur empfohlen.¹⁸⁵ Diese “fiktiven” Nullkuponanleihen werden unter anderem auch Strips genannt.

Erst seit den 80er Jahren findet man auf dem Finanzmarkt die Strips. Der getrennte Handel der Cashflows einer kupontragenden staatlichen Schuldverschreibung in einigen Nullkuponanleihen führt auf die Idee der US-amerikanischen Investment-Banker 1982 zurück.¹⁸⁶ Die Zerlegung der Kuponanleihe als Einheit in Kupon-Strips und Principal-Strip soll nach der Arbitrage Theorie keine Auswirkung auf den Wert derselben Anleihe haben, insofern der Finanzmarkt wie theoretisch angenommen, effizient und reibungslos läuft. Diese Hypothese wird bedauerlicherweise nicht von der Beobachtung auf dem Finanzmarkt unterstützt. Hingegen lässt sich in der Praxis sehr häufig beobachten, dass die Aufsummierung der Preise der Kupon-Strips und des Principal-Strips von dem Preis derselben Kuponanleihe abweicht.¹⁸⁷ Das Prinzip “Law of One Price” wird jedoch nicht eingehalten, selbst wenn die Geld-Brief-Spanne der einzelnen Anleihe berücksichtigt wird. Aus diesem Grund müssen die Kassazinssätze unterschiedlicher Restlaufzeiten alternativ von den Effektivverzinsungen der kupontragenden risikolosen Anleihen geschätzt werden.¹⁸⁸

In der Regel können die Auszahlungen einer Kuponanleihe durch ein Portfolio von Nullkuponanleihen dupliziert werden. Nach dem Prinzip von “Law of One Price” muss

¹⁸⁴ Die Effektivverzinsung der Nullkuponanleihe entspricht dem Kassazinssatz derselben Nullkuponanleihe. Die beiden Begriffe sind in der Arbeit synonym.

¹⁸⁵ Vgl. Steeley (2008). Wie in Unterkapitel 3.1.2.1 beschrieben, können der Kassazinssatz, Terminzinssatz oder Diskontfaktor als Ausgangspunkt zur Ermittlung der risikolosen Zinsstrukturkurve äquivalent benutzt werden. Die Auswahl eines der drei alternativen Maßzahlen kommt auf die Zweckmäßigkeit an. Während der Kassazinssatz den gegenwärtigen Zinssatz über einer Periode angibt, stellt der Terminzinssatz den Zinssatz über einem bestimmten zukünftigen Zeitintervall dar. Mit den Diskontfaktoren kann man den Anleihepreis durch die lineare Zusammensetzung der vorgesehenen Auszahlungen beschreiben. Dagegen lässt sich der Anleihekurs durch nichtlineare Funktion von den Kuponzahlungen und der Tilgung des Nennwertes ausdrücken, wenn sich die Zinsstrukturkurve auf den Kassa- und Terminzinssatz bezieht.

¹⁸⁶ Vgl. Brealey/Myers/Allen (2008), S. 631.

¹⁸⁷ Vgl. Bliss (1996), S. 4; Daves/Ehrhardt (1993).

¹⁸⁸ Vgl. Vasicek/Fong (1982), S. 341. „Decomposing the actual yields on coupon bonds into the spot rates is the principal task of a term structure model.”

der Preis dieser Kuponanleihe mit der Summe der Preise aller Nullkuponanleihen übereinstimmen. Basierend auf dieser grundlegenden Idee kann man für die Schätzung der Zinsstrukturkurve ein Gleichungssystem aufstellen. Während der Kurs der Kuponanleihe der erklärten Variablen entspricht, spielen die Auszahlungen der Nullkuponanleihen eine Rolle als erklärende Variablen. Zu entscheiden ist dann,

- 1) ob die Diskontfunktion, der Kassazinssatz oder der Terminzinssatz als exogene Variable ins Gleichungssystem eingesetzt werden soll,
- 2) welche funktionalen Formen benutzt werden, um den Verlauf des Zinssatzes zwischen zwei Zeitpunkten zu interpolieren.

Wie VASICEK/FONG (1982) hinweisen, spiegeln diese zwei Fragestellungen die funktionalen Kriterien bei der Schätzung der laufzeitspezifischen Kassazinssätze wider.¹⁸⁹ Hauptsächlich handelt es sich hier um Tradeoff zwischen der Anpassung an die empirischen Daten und der Glätte der geschätzten Zinsstrukturkurve. Mittlerweile muss auf die Gefahr von “Over-fitting” mit Rücksicht genommen werden. “Over-fitting” bei der Ermittlung der Zinsstrukturkurve in der “in-sample” Stichprobe könnte zur Verzerrung der Prognose führen, was mit dem “out-of-sample” Test geprüft und entdeckt werden kann. Im folgenden Abschnitt werden verschiedene Ansätze zur Schätzung bzw. Ermittlung der Zinsstrukturkurve anhand der oben genannten Fragestellungen und funktionaler Kriterien detailliert erläutert und kritisch betrachtet.

4.1.1 Zinsstrukturkurve anhand Diskontfunktion nach Carleton/Cooper

Die Verwendung des Diskontfaktors als exogene Variable wird in der Arbeit von CARLETON/COOPER (1976) zuerst vorgestellt. Der Vorteil liegt in der Vereinfachung der Ermittlung der Zinsstrukturkurve durch ein lineares Gleichungssystem. Somit kann der Anleihepreis mit der nachstehenden linearen Funktion von den Cashflows in der Restlaufzeit dargestellt werden:¹⁹⁰

$$DP_{t_0, j} = \sum_{i=1}^N CF_{t_i, j} \cdot B(t_0, t_i) + \varepsilon_j, \quad \text{F 4-1}$$

mit

¹⁸⁹ Eine ähnliche Diskussion findet sich auch bei Steeley (2008), S. 1491.

¹⁹⁰ Vgl. Carleton/Cooper (1976), S. 1074.

$DP_{t_0,j}$: Dirty-Preis der Anleihe j zum Bewertungsstichtag t_0 ,

$CF_{t_i,j}$: Cashflow der Anleihe j zum Zeitpunkt $t_i > t_0$,

$B(t_0, t_i)$: Diskontfaktor zum Stichtzeitpunkt t_0 für das Zeitintervall $[t_0, t_i]$,

ε_j : Störvariable der linearen Gleichung und $\varepsilon_j \sim N(0, \sigma^2)$.

Die Abweichung des beobachteten Anleihepreises $DP_{t_0,j}$ von dem geschätzten Preis

$\widehat{DP}_{t_0,j} = \sum_{i=1}^N CF_{t_i,j} \cdot \widehat{B}(t_0, t_i)$ impliziert entweder keinen reibungslosen Markt oder die

Vernachlässigung der bewertungsrelevanten Faktoren. Damit die Ergebnisse ökonomisch sinnvoll interpretiert werden können, müssen einige Nebenbedingungen erfüllt werden. Zuerst müssen die zu schätzenden Diskontfaktoren positiv und kleiner oder gleich Eins sein. Somit kann der positive Kassazinssatz sichergestellt werden. Zweitens muss die Bedingung $B(t_0, t_\tau) \geq B(t_0, t_\nu)$, für $\tau \leq \nu$, einzuhalten werden, um die Positivität des Terminzinssatzes zu garantieren.

Die Autoren haben in ihrer Arbeit jedoch nur vier festgelegte Kuponzahlungstermine pro Jahr für US Treasury angenommen. Allerdings vermehren sich heutzutage mit zunehmenden Emissionen der US-amerikanischen staatlichen Schuldverschreibungen die möglichen Kuponzahlungstermine. Demnach findet man heutzutage drei typische Formen des linearen Gleichungssystems.

- 1) Sofern die Anzahl der zu schätzenden Diskontfaktoren gleich der Anzahl der analysierten Anleihe ist, dann ist das Gleichungssystem genau lösbar. Die festgelegte Lösung ist wahrscheinlich nicht ökonomisch interpretierbar mit Rücksicht auf die Nebenbedingungen.
- 2) Im Falle, dass die Anzahl der erklärten Variablen die Anzahl der erklärenden Variablen überschreitet, handelt es sich also hier um ein überdeterminiertes System. Die Lösung kann man nur mit zusätzlichen Bedingungen approximieren. Die von CARLETON/COOPER (1976) erstellten Gleichungen gehören zu dieser Kategorie. Häufig findet man in der Literatur die Bedingungen, z. B. Kleinstquadratmethode, Minimierung der gewichteten Summe der Absolutewerte der Bewertungsfehler¹⁹¹, um das Gleichungssystem annäherungsweise zu lösen.

¹⁹¹ Vgl. Bliss (1996), S. 8.

- 3) Die unmittelbare Ermittlung der Spot-Raten auf Basis der Diskontfaktoren ist manchmal unmöglich, sofern die Anzahl der erklärenden Variablen die Anzahl der erklärten Variablen überschreitet. Dafür muss die Methode zur Reduzierung der Dimensionalität gefunden werden.¹⁹² Die Daten werden beispielsweise mit der Unsmoothed-Methode von FAMA/BLISS (1987) gefiltert. Alternativ kann man die Diskontfaktoren wie zum Beispiel nach MCCULLOCH (1971) und NELSON/SIEGEL (1987) parametrieren lassen.

Der Ansatz nach Carleton/Cooper liefert als Ergebnis den diskreten Diskontfaktor zu einem jeweiligen Zeitpunkt, zu dem der Cashflow ausgezahlt wird. Grafisch veranschaulicht erscheinen einige Punkte statt einer glatten Kurve im Koordinatensystem. Der Verlauf des Zinssatzes zwischen zwei Zeitpunkten nacheinander wird beispielsweise von MCCULLOCH (1971) diskutiert.

4.1.2 Zinsstrukturkurve mit kubischem Spline nach McCulloch

Der kubische Spline zählt zu einem der numerischen Verfahren zur Interpolation anhand von gegebenen Punkten im Koordinatensystem. In der Arbeit hat MCCULLOCH (1975) die ursprüngliche Idee vom quadratischen Spline (1971) mit dem kubischen Spline erweitert. Der Diskontfaktor wird abschnittsweise durch ein Polynom bis zum dritten Grad $a_0 + a_1t + a_2t^2 + a_3t^3$ modelliert. Dabei stellt das t die Restlaufzeit dar. Die Parameter a_i , für $i \in (0, 1, 2, 3)$, müssen geschätzt werden. Da der Diskontfaktor $B(0, 0) = 1$ ist, ergibt sich die erste implizite Rahmenbedingung $a_0 = 1$ für $t = 0$. Die zweite notwendige Rahmenbedingung des kubischen Splines ist $a_0 + a_1t + a_2t^2 + a_3t^3 = t$ am langen Ende der Kurve.¹⁹³ Nach der Umformulierung können die Parameter a_i als die erklärenden Variablen des linearen Gleichungssystems durch die Kleinstquadratmethode gelöst werden.

Nach der Methode von MCCULLOCH (1975) setzt sich die Zinsstrukturkurve aus den Teilkurven zwischen zwei Nachbarknoten zusammen. Die anstoßenden Teilkurven besitzen nach den Bedingungen bezüglich der Stetigkeit- und Differenzierbarkeit den gleichen Wert und die gleiche Steigung an dem Knoten. Die zweimal stetige Differenzier-

¹⁹² Vgl. Steeley (2008), S. 1490; Bliss (1996), S. 6.

¹⁹³ Vgl. Jankowitsch/Pichler (2005), S. 43.

barkeit der Funktion des Diskontfaktors bedeutet mathematisch die Stetigkeit der ersten Ableitung derselben Funktion. Dadurch lassen sich einerseits Knicke in dem gegebenen Punkt vermeiden. Andererseits wird die Existenz des stetigen Terminzinssatzes gewährleistet.¹⁹⁴

Fraglich ist die Entscheidung über die Anzahl der Knoten bzw. die Anzahl der Intervalle. Theoretisch kann man jeden Auszahlungstermin der verfügbaren Anleihen als Knoten bzw. Stützstelle definieren. Wie RATHGEBER (2008) diskutiert, kann die Anzahl der Knoten auch von der Anzahl des Auszahlungstermins der Anleihen abweichen.¹⁹⁵ Nimmt die Anzahl der Knoten zu, passt sich die geschätzte Kurve besser an die Daten an¹⁹⁶, welche die Eigenschaft der monoton fallenden Diskontfunktion verzerren könnte.¹⁹⁷ Die Problematik findet man insbesondere für die Diskontfaktoren längerer Restlaufzeit¹⁹⁸. Deshalb ist mit dem kubischen Spline möglich, den negativen Kassazinssatz bzw. den negativen Terminzinssatz zu erhalten. Angesichts dieses Problems am langen Ende der Kurve ist es sinnvoll, die Anzahl der Stützstellen angemessen zu bestimmen. McCulloch (1975) schlug vor, dass sich die Anzahl der Stützstellen an der Quadratwurzel der Anzahl der analysierten Anleihen orientiert. Die Länge des Intervalls wird nach McCulloch (1975) so gesetzt, damit die gleiche Anzahl der Anleihe innerhalb jedes Intervalls inklusiv ist.¹⁹⁹ Für die Untersuchung der deutschen Bundesanleihen haben JANKOWITSCH/PICHLER (2004 und 2005) drei Stützstellen, die jeweils zehn Jahre umfassen, angenommen.

4.1.3 Zinsstrukturkurve mit exponentiellem Spline nach Vasicek/Fong

Bisher wird der Diskontfaktor durch die Exponentialfunktion in Abhängigkeit der Restlaufzeit dargestellt. VASICEK/FONG (1982) formulieren die Exponentialfunktion durch eine exponentielle Transformation der Restlaufzeit per $x=1-e^{(-\alpha t)}$ um. Wird die Restlaufzeit t durch diese Substitutionsvariable x ersetzt, wird die Funktion des Diskontfaktors $B(0, t)$ in die Funktion $G(x)$ transformiert:

¹⁹⁴ Vgl. McCulloch (1971), S. 23f. und 29.

¹⁹⁵ Vgl. Rathgeber (2008), S. 129.

¹⁹⁶ Vgl. Ruppert (2004), S. 411.

¹⁹⁷ Vgl. Rathgeber, a.a.O., S. 139; McCulloch, a.a.O., S. 29.

¹⁹⁸ Ein numerisches Beispiel findet sich bei Rathgeber, a.a.O., Abbildung 4.5, S. 140.

¹⁹⁹ Vgl. McCulloch (1975), S. 827f.

$$B(0, t) = B\left(0, -\frac{1}{\alpha} \ln(1-x)\right) = G(x). \quad \text{F 4-2}$$

Und die Funktion $G(x)$ wird weiterhin anhand des kubischen Splines geschätzt. Da die Substitutionsvariable x in Abhängigkeit der Restlaufzeit t , für $t \in [0, \infty[$, innerhalb eines Intervalls $[0, 1]$ definiert wird, ergeben sich die Rahmenbedingungen $G(0) = 1$ und $G(1) = 0$. Somit liefert das Vasicek-Fong-Modell die gewünschte Eigenschaft der Diskontfaktoren, die mit zunehmender Zeit monoton abnehmen. Diese kann durch die Taylorreihe erster Ordnung an der Stelle $x = 1$:

$$G(x) = -G'(1) \cdot (1-x) + o(1-x), \quad \text{F 4-3}$$

zusammengefasst werden. Wird der Fehlerkomponente in F 4-3 ignoriert und $G(x)$ durch $B(0, t)$ ersetzt, kann man den konformen Terminzins für $t \rightarrow \infty$ nach F 3-19 bestimmen. Dieser ist gleich α , für $G'(1) \neq 0$.²⁰⁰

SHEA (1985) weist darauf hin, dass die Funktion $G(x)$, die zwar mit dem kubischem Spline linear geschätzt werden kann, trotzdem nicht-linear von dem Parameter α abhängt.²⁰¹

$$\begin{aligned} G(x) &= B(0, t) \\ &= e^{[-r(0, t)t]} \\ &= e^{\left[-r(0, t)\left(-\frac{1}{\alpha} \ln(1-x)\right)\right]} \\ &= (1-x)^{\frac{r(0, t)}{\alpha}}. \end{aligned} \quad \text{F 4-4}$$

Diese erhöht die Komplexität bei der Schätzung der Kassazinssätze auf der einen Seite. Auf der anderen Seite wird der Kurvenverlauf vielmehr von dem Parameter α beeinflusst. Dieser verhält sich nach der Studie von SHEA (1985) unstabil und daher hat eine große Auswirkung auf den gesamten Kurvenverlauf.

²⁰⁰ Eine ausführliche Darstellung des Modells findet sich bei Vasicek/Fong (1982).

²⁰¹ Vgl. Shea (1985), S. 321.

4.1.4 Zinsstrukturkurve mit Polynomialfunktion nach Chambers/Carleton/Waldman

CHAMBERS/CARLETON/WALDMAN (1984) haben ihren Gedanken über die Modellierung des Kassazinssatzes mit Polynomialfunktion veröffentlicht. Im Vergleich zu den Ansätzen von MCCULLOCH (1971) und VASICEK/FONG (1982), deren Modellierungen auf dem Diskontfaktor basieren, richtet sich der Ansatz von CHAMBERS/CARLETON/WALDMAN (1984) unmittelbar an den Kassazinssatz, der mit der Polynomialfunktion bis zum n Grad dargestellt wird:

$$r(0, t) = \sum_{i=0}^n a_i \cdot t^i. \quad \text{F 4-5}$$

Es wird darauf hingewiesen, dass die Approximation mit Polynom in Bezug auf den Kassazinssatz äquivalent mit der Exponentialapproximation in Bezug auf den Diskontfaktor ist.²⁰² Das Modell ist allerdings nicht mehr linear von den Diskontfaktoren sondern linear von den Parametern a_i abhängig. Insbesondere zeigt das Modell vorzugsweise die Flexibilität, wenn die Schätzung bzw. Ermittlung der Zinsstrukturkurve unmittelbar auf den Nullkuponanleihen basiert. Denn direkt durch die exponentielle Transformation bekommt man endgültig eine lineare Funktion in Abhängigkeit von den Variablen a_i .

In der originären Arbeit von CHAMBERS/CARLETON/WALDMAN (1984) wird darüber hinaus die Schätzung mit der Kleinstquadratmethode diskutiert.²⁰³ Dabei werden die Bewertungsfehler bzw. Residuen implizit gleichmäßig gewichtet. Die gleichmäßige Gewichtung der Residuen resultiert auf der einen Seite darin, dass die Schätzung der kurzfristigen Spot-Raten vergleichsweise mit erheblichen Fehlern erscheint.²⁰⁴ Auf der anderen Seite führt sie zum größeren Bewertungsfehler bei den langfristigen Kuponanleihen. Je länger die Restlaufzeit, desto deutlicher weicht der geschätzte Preis von dem beobachteten Anleihekurs ab. Dafür könnte die Restlaufzeit, nach der Vermutung der Autoren, eine wichtige Rolle spielen. Mit Rücksicht auf den Effekt der Restlaufzeit auf

²⁰² Vgl. Chambers/Carleton/Waldman (1984), S. 237.

²⁰³ Vgl. Chambers/Carleton/Waldman, a.a.O., S. 246.

²⁰⁴ Es wird argumentiert, dass die Fehler der Schätzung mit dem höheren Grad des Polynoms reduziert werden kann. Durch den Vergleich verschiedener Grade des Polynoms wird diese Argumentation von Chambers/Carleton/Waldman (1984) abgelehnt.

die Bewertungsfehler wird ein vernünftiges Gewichtungsschema für die Bewertungsfehler bei der empirischen Untersuchung der risikolosen Zinsstrukturkurve im FAMA/BLISS (1997) eingeführt.

4.1.5 Zinsstrukturkurve nach Fama/Bliss

FAMA/BLISS stellen das Unsmoothed-Verfahren (1987) und die Smoothed-Methode (1997) vor, um die risikolose Zinsstrukturkurve empirisch zu ermitteln.

Bei dem Unsmoothed-Verfahren wird die gesamte Stichprobe der analysierten Anleihen zu Anfang unter Zuhilfenahme des Fama-Bliss-Filters²⁰⁵ in die "in-sample" Stichprobe und die "out-of-sample" Stichprobe unterteilt. Die Zinsstrukturkurve in Bezug auf den Terminzinssatz wird anhand der "in-sample" Stichprobe geschätzt. Diese weist darüber hinaus keine "in-sample" Schätzfehler auf. Dafür wird bei der Ermittlung des Terminzinssatzes angenommen, dass der Terminzinssatz zwischen zwei Zeitpunkten der aufeinanderfolgenden Kuponzahlungen konstant bleibt. Folglich können die Terminzinssätze verschiedener zukünftiger Zeitperioden durch eine Stufenfunktion dargestellt werden.²⁰⁶ Allerdings setzt einerseits die Genauigkeit der Schätzung der "in-sample" Zinsstrukturkurve die hohe Anzahl der zu schätzenden Terminzinssätze und den Zeitaufwand voraus, da die Anzahl der zu schätzenden Terminzinssätze mit der Anzahl der in der "in-sample" Stichprobe enthaltenen Anleihen übereinstimmt.²⁰⁷ Andererseits muss das Problem von "Over-fitting" berücksichtigt werden und die geschätzte Zinsstrukturkurve soll mit der "out-of-sample" Stichprobe überprüft werden.

Die Fama-Bliss-Unsmoothed-Methode lässt sich zum Smoothed-Verfahren in der Arbeit von BLISS (1996) entwickeln. Diese wird auch Bliss-Erweiterung genannt. Um die geglätteten Zinsstrukturkurve zu erhalten, wird die Interpolation nach NELSON/SIEGEL (1987) für die Kassazinssätze verwendet. Das Smoothed-Verfahren ist in zwei Schritten zu implementieren. Im ersten Schritt werden die einzelnen Kassazinssätze verschiedener Laufzeit nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren durch die Mittelwertbildung der Terminzinssätze kalkuliert. Danach werden die Parameter nach NELSON/SIEGEL (1987) anhand dieser Kassazinssätze in einem Gleichungssystem geschätzt. Statt der gleichmä-

²⁰⁵ Die erste Anleihe wird festgelegt, um die kürzeste Spot-Rate der ersten Zeitperiode einzigartig zu bestimmen. Zu wählen ist die zweite Anleihe, aus der die erste Forward-Rate in der zweiten Zeitperiode ohne Bewertungsfehler abgeleitet wird. So funktioniert der Fama-Bliss-Filter bei der Auswahl der verfügbaren Anleihen.

²⁰⁶ Ein grafisches Beispiel wird in Abbildung 9 gegeben.

²⁰⁷ Vgl. Bliss (1996), S. 10.

ßigen Gewichtung nach der Kleinstquadratmethode werden hier die absoluten Bewertungsfehler $\left| DP_{t_0,j} - \widehat{DP}_{t_0,j} \right|$ nach dem auf Duration basierenden Schema gewichtet.²⁰⁸

Die Gewichtung der Anleihe j wird definiert durch $\frac{d_j^{-1}}{\sum_j d_j^{-1}}$, wobei d_j die Macaulay-

Duration darstellt. Durch die Erhöhung der Gewichtung für die Anleihe mit kürzerer Restlaufzeit bzw. Duration kann man die höhere Preissensitivität der langfristigen Anleihe insbesondere bei der Schätzung berücksichtigen bzw. ausgleichen.²⁰⁹ Dem Bericht von BLISS (1996) zufolge bietet die Fama-Bliss-Unsmoothed-Methode vergleichsweise bessere Ergebnisse mit relativen kleinen Schätzfehlern.

4.1.6 Zinsstrukturkurve nach Nelson/Siegel

Das (erweiterte) Nelson-Siegel-Modell ist aufgrund der angemessenen Parametrierung zur Ermittlung der Zinsstrukturkurve nicht nur bei den Wissenschaftlern sondern auch bei den Praktikern sehr populär.²¹⁰ Laut dem Bericht von Bank of International Settlements (2005) verwenden 9 von 30 der Zentralbanken das (erweiterte) Nelson-Siegel-Modell zum Konstruieren der Yield-Kurve der Nullkuponanleihen.

Der Vorteil des Nelson-Siegel-Modells liegt grundsätzlich in der Flexibilität zur Erzeugung der risikolosen Zinsstrukturkurve verschiedener Verlaufsformen. Ausgehend von der Definition der kurzfristigen Forward-Rate ergibt sich die Spot-Rate durch die Mittelwertbildung im Nelson-Siegel-Modell, die mit

$$r(0, t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{1 - e\left(\frac{-t}{\lambda}\right)}{\frac{t}{\lambda}} \right] + \alpha_2 \left[\frac{1 - e\left(\frac{-t}{\lambda}\right)}{\frac{t}{\lambda}} - e\left(\frac{-t}{\lambda}\right) \right] \quad \text{F 4-6}$$

formuliert wird. In der obigen Formel werden die Spot-Rate $r(0, t)$ und die Laufzeit t als bekannt gegeben. Zu schätzen sind die Parameter α_0 , α_1 , α_2 und λ . Es ist zuerst zu

²⁰⁸ Vgl. Bliss (1996), S. 8. Dabei stellt $\widehat{DP}_{t_0,j}$ den geschätzten Dirty-Preis dar.

²⁰⁹ Vgl. Ferstl/Hayden (2010), S. 8.

²¹⁰ Vgl. Fabozzi/Martellini/Priaulet (2005); Diebold/Li (2006).

erkennen, dass der Parameter α_0 in der Gleichung von der Laufzeit unabhängig ist. Weiterhin konvergiert der Kassazinssatz $r(0, t)$ gegen α_0 für t gegen unendlich:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} r(0, t) = \alpha_0. \quad \text{F 4-7}$$

Daher wird das α_0 ökonomisch als das langfristige Zinsniveau interpretiert. Ausgehend von dieser Überlegung soll bei der Schätzung der Parameter ein negatives α_0 ausgeschlossen werden. Daraus ergibt sich die erste Nebenbedingung bei der Schätzung der Parameter:

$$\alpha_0 > 0. \quad \text{F 4-8}$$

Auf der anderen Seite konvergiert der Kassazinssatz $r(0, t)$ gegen $\alpha_0 + \alpha_1$, sofern sich die Laufzeit an $t = 0$ annähert:

$$\lim_{t \rightarrow 0} r(0, t) = \alpha_0 + \alpha_1. \quad \text{F 4-9}$$

Somit determiniert der Parameter α_1 zusammen mit α_0 die kurzfristigen Spot-Raten. Daraus ergibt sich die zweite Nebenbedingung:

$$\alpha_0 + \alpha_1 > 0. \quad \text{F 4-10}$$

Wie in NELSON/SIEGEL (1987) diskutieren, können die drei Ladungen

$$\left[1, \frac{1 - e\left(\frac{-t}{\lambda}\right)}{\frac{t}{\lambda}}, \frac{1 - e\left(\frac{-t}{\lambda}\right)}{\frac{t}{\lambda}} - e\left(\frac{-t}{\lambda}\right) \right]$$

als langfristige, kurzfristige und mittelfristige Komponente interpretiert werden. Auf ähnliche Weise werden auch die Parameter α_0 , α_1 und α_2 in DIEBOLD/LI (2006) jeweils als Faktor des Zinsniveaus, Faktor der Zinssteigung und Krümmungsfaktor bezeichnet.²¹¹ In Abbildung 3 wird veranschaulicht, dass die Ladung, die durch die blaue Kurve gekennzeichnet wird, exponentiell im Laufe der Zeit von eins bis auf null fällt. Die Ladung vom Parameter α_2 beginnt mit null und nimmt zuerst zu und verringert

²¹¹ Vgl. Diebold/Li (2006), S. 341f.

sich dann wieder bis auf null. Der positive Parameter $\lambda > 0$ kontrolliert, wie in Abbildung 3 (b) und (c) gezeigt, die Geschwindigkeit der Entwicklung der Ladungen von α_1 und α_2 . Je kleiner der Parameter λ , desto schneller läuft die blaue Kurve bis auf null und desto schneller erreicht die schwarze Kurve den Wendepunkt. Mit der Modellierung der Spot-Raten ergibt sich die Diskontfunktion, die mit eins für null Restlaufzeit anfängt und geht für unendliche Restlaufzeit wieder gegen null.

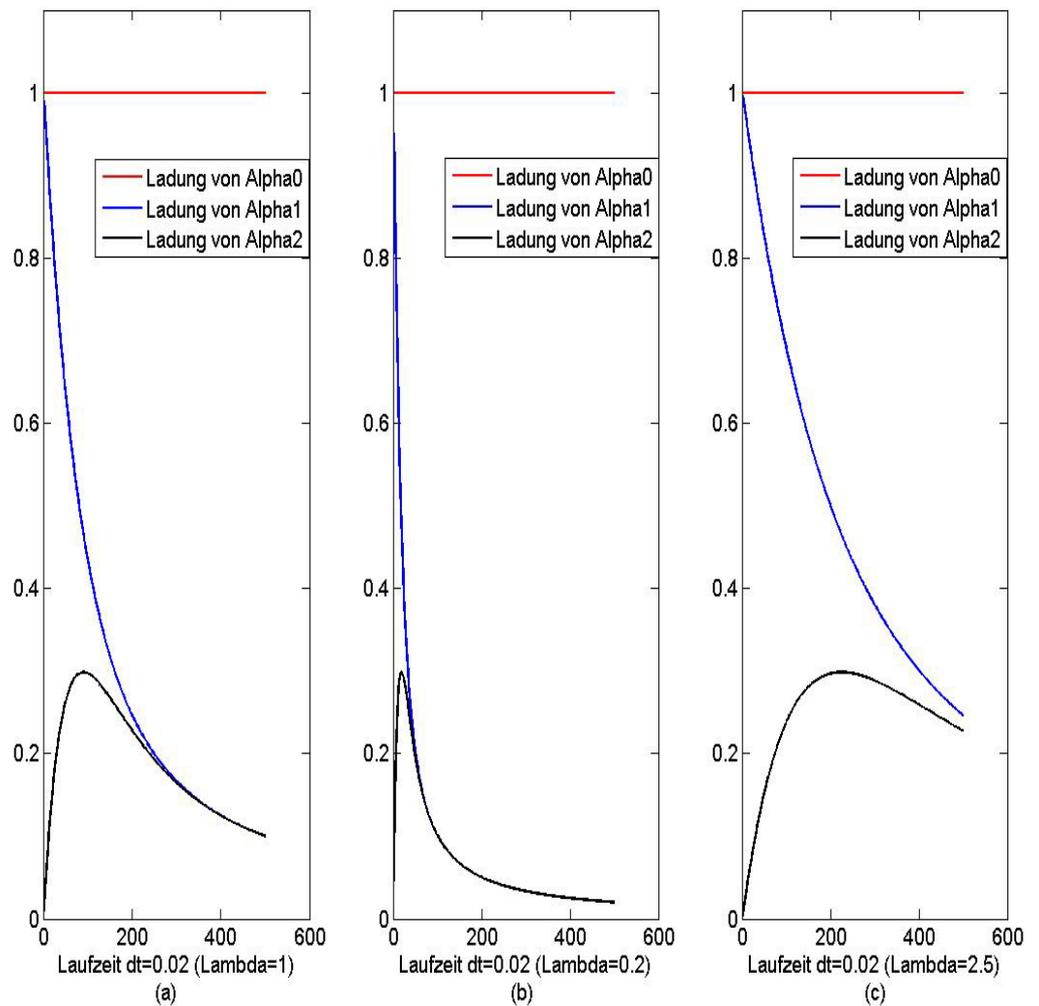


Abbildung 3: Verlauf der Ladungen im Nelson-Siegel-Modell

Seit der Veröffentlichung der Arbeit NELSON/SIEGEL (1987) wird das ursprüngliche Nelson-Siegel-Modell ständig entwickelt und erweitert. Eine der Varianten wird von BLISS (1996) vorgestellt, die auch Bliss-Erweiterung genannt wird. Die Spot-Rate nach BLISS (1996) wird gegeben durch

$$r(0, t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{1 - e\left(-\frac{t}{\lambda_1}\right)}{\frac{t}{\lambda_1}} \right] + \alpha_2 \left[\frac{1 - e\left(-\frac{t}{\lambda_2}\right)}{\frac{t}{\lambda_2}} - e\left(-\frac{t}{\lambda_2}\right) \right] \quad \text{F 4-11}$$

und sie unterscheidet sich vom NELSON/SIEGEL (1987) durch den neuen eingeführten Parameter λ_2 .²¹² Die zwei Parameter λ_1 und λ_2 kontrollieren separat die Geschwindigkeit der Verlangsamung der kurzfristigen und mittelfristigen Komponenten.

SVESSEON (1994) erweitert das Nelson-Siegel-Modell durch die Modellierung der Spot-Rate mit einem zusätzlichen Teil. Die Funktion der Spot-Rate wird gegeben durch:

$$r(0, t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left[\frac{1 - e\left(-\frac{t}{\lambda_1}\right)}{\frac{t}{\lambda_1}} \right] + \alpha_2 \left[\frac{1 - e\left(-\frac{t}{\lambda_1}\right)}{\frac{t}{\lambda_1}} - e\left(-\frac{t}{\lambda_1}\right) \right] + \alpha_3 \left[\frac{1 - e\left(-\frac{t}{\lambda_2}\right)}{\frac{t}{\lambda_2}} - e\left(-\frac{t}{\lambda_2}\right) \right], \quad \text{F 4-12}$$

mit den Nebenbedingungen:

$$\alpha_0 > 0, \alpha_0 + \alpha_1 > 0, \lambda_1 > 0, \lambda_2 > 0.$$

Der letzte Term in der Gleichung repräsentiert eine zweite mittelfristige Komponente und ermöglicht dadurch mehr Flexibilität zur Herstellung des höckerförmigen Verlaufs der Zinsstrukturkurve. Es wird zunächst als Svesson-Modell bezeichnet. Allerdings bringt die Flexibilität bei der Aufnahme eines zusätzlichen Teils das Problem der Kollinearität mit sich, wenn sich die beiden Parameter λ_1 und λ_2 einander annähern.²¹³ Als Lösungshinweise wird vorgeschlagen, dass die Parameter λ_1 und λ_2 statt Schätzung vorher determiniert werden.²¹⁴ Sind die Werte von den beiden Parameter gegeben, ist die Spot-Rate linear von α_0 , α_1 , α_2 und λ abhängig.

²¹² Vgl. Bliss (1996), S. 11.

²¹³ Vgl. De Pooter (2007), S. 10.

²¹⁴ Hierzu siehe auch Diebold /Li (2006), S. 347 und Nelson/Siegel (1984), S. 480.

4.2 EMPIRISCHE ABLEITUNG DER US-AMERIKANISCHEN RISIKOLOSEN ZINSSTRUKTURKURVE

Das Ziel ist zunächst die empirische Schätzung bzw. Ermittlung der US-amerikanischen risikolosen Zinsstrukturkurven. Um die Qualität der Schätzung zu verbessern, werden die verfügbaren Daten nach dem Fama-Bliss-Filter ausgewählt und die diskreten Kassazinssätze nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren ermittelt. Die Interpolation erfolgt jeweils nach dem Nelson-Siegel-Modell, Svensson-Modell und der Bliss-Erweiterung. Zu minimieren ist die Summe der Abstandsquadrate der Schätzungsabweichung in Bezug auf die Spot-Rate. Am Ende wird der “out-of-sample” Test durchgeführt. Das Modell, das die kleinsten Bewertungsfehler hinsichtlich des “out-of-sample” Tests liefert, wird für die spätere Untersuchung verwendet.

4.2.1 Daten zur Ermittlung der Zinsstrukturkurve

Zur Schätzung und Ermittlung der risikolosen Zinsstrukturkurve werden die US-amerikanischen staatlichen Anleihen, nämlich Treasury Bills, Treasury Notes und Treasury Bonds, als Proxy verwendet.²¹⁵ Für die Periode zwischen dem 01.1990 und dem 12.2009 werden die laufenden Anleihen mit fester Kuponrate und vorgegebener Restlaufzeit betrachtet. Die Anleihen mit eingebetteten Optionen, z. B. die Anleihen variabler Kuponrate (Floater), die mit der Inflation indexierten Anleihen und die Anleihen mit Call-Option (Callable-Bonds), werden ausgeschlossen.²¹⁶ Daher verbleiben nur die sogenannten “Straight-Bonds” in der Untersuchung. Von *Datastream* werden die monatlichen notierten Clean-Preise am 15ten jedes Monats²¹⁷ während der Untersuchungsperiode und die Kennzahlen der Anleihen, z. B. Code von *Datastream*, Name der Anleihen, Emissionsvolumen, Emission- bzw. Fälligkeitsdatum, Kuponrate und Datum der Kuponzahlung²¹⁸, heruntergeladen. Insgesamt werden 1.895 Anleihen, die entweder Nullkuponanleihe oder Kuponanleihe ohne eingebettete Option sind, von 240 Monaten

²¹⁵ Zwar weist jede Type der Anleihe in Form einer Schuldverschreibung ein gewisses Kreditausfallrisiko auf. Aber solch Risiko der staatlichen Schuldverschreibungen, die in der inländischen Währung emittiert und notiert werden, ist relativ gering und vernachlässigbar. Somit kann man idealerweise annehmen, dass die staatlichen Schuldverschreibungen den risikofreien Anleihen sehr nahe kommen.

²¹⁶ Vgl. Jankowitsch/Pichler(2005), S. 36.

²¹⁷ Angesichts der Illiquidität werden hier die monatlichen statt die wöchentlichen Daten für die Untersuchung verwendet. Mit den quotierten Clean-Preisen am 15ten jedes Monats wird auch solcher Saisoneneffekt, der sich normalerweise am Ende des Monats oder Quartals beobachten lässt, eliminiert.

²¹⁸ Neben dem regulären Kuponzahlungsdatum wird auch das erste Kuponzahlungsdatum per *Datastream* abgefragt.

in die Untersuchung aufgenommen. Wie in Abbildung 4 veranschaulicht, ist die Anzahl der Anleihe, dessen Restlaufzeit größer als zehn Jahre ist, relativ klein. Außerdem emittiert das Finanzministerium der Vereinigten Staaten von Amerika (amtl. United States Department of the Treasury) keine Anleihe mit 30-jähriger Restlaufzeit zwischen 2002 und 2006. Die maximale Duration der sämtlichen Anleihen beträgt 18,53, minimale 0,0054.

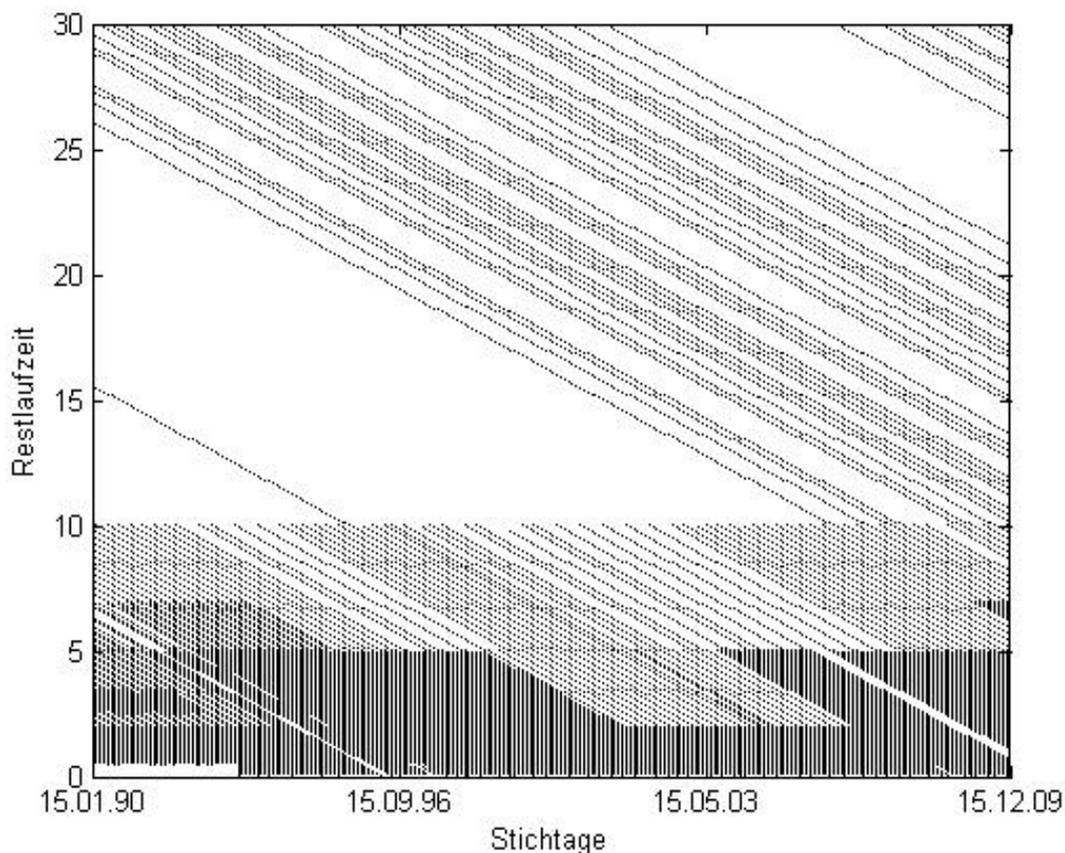


Abbildung 4: Restlaufzeit (im Jahr) der verfügbarer Anleihen

Um das Problem der Illiquidität zu beseitigen, werden prinzipiell keine Kuponanleihen, die die Restlaufzeit kleiner als $\frac{1}{2}$ Jahr haben, und keine Nullkuponanleihen, die innerhalb eines Monats fällig sind, zum jeweiligen Zeitpunkt betrachtet.²¹⁹ Zusätzlich werden die Anleihen, dessen Emissionsvolumen kleiner als fünf Mrd. Dollar ist, von der Datenbank ausgeschlossen. Die relevanten Informationen der in die Untersuchung einbezogenen US-amerikanischen Anleihen werden in Tabelle 5 zusammengefasst. Die Anzahl

²¹⁹ Als Ausnahme werden die beiden Typen der Anleihe auch in einigen Fällen zur Bestimmung der ersten Spot-Rate für die kürzeste Periode verwendet. Die konkrete Ausführung wird im zweiten Schritt in Unterkapitel 4.2.2 beschrieben.

der am 15ten jedes Monats verfügbaren Anleihen beträgt maximal 186 und minimal 112. Der Mittelwert der Anzahl der Anleihen zu jedem Betrachtungszeitpunkt unterscheidet sich nicht mehr von dem Medianwert. Die durchschnittliche Duration jeder Periode liegt in einem Intervall zwischen 3,02 und 4,55. Der Medianwert der durchschnittlichen Duration ist gleich 3,66 und vergleichsweise kleiner als der Mittelwert 3,76, welche die Rechtsschiefe der durchschnittlichen Duration impliziert.

Tabelle 5: Überblick über die periodischen verfügbaren US-amerikanischen Anleihen

	Max	Min	Mittelwert	Median
Anzahl der Anleihe	186,00	112	148,56	151,50
Durchschnittliche Duration	4,55	3,02	3,76	3,66

4.2.2 Ergebnisse nach dem Fama/Bliss-Unsmoothed-Verfahren

Nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren wird zuerst die “in-sample” Stichprobe des jeweiligen Zeitpunktes gebildet. Sie ist in folgenden fünf Schritten zu implementieren.

Schritt 1: Sortierung der verfügbaren Anleihen nach Restlaufzeit

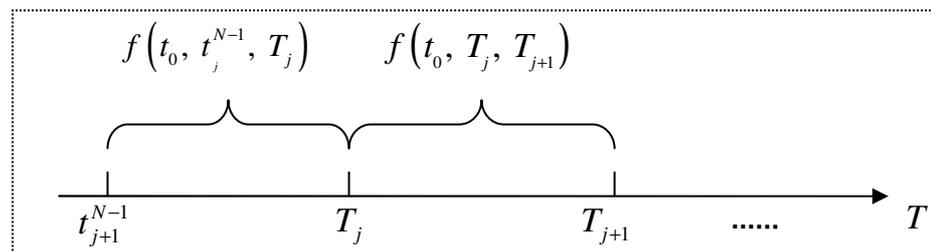
Die zu jedem Zeitpunkt verfügbaren Anleihen $j = 1, 2, \dots, n$ werden nach der Laufzeit aufsteigend sortiert.

Schritt 2: Bestimmung der ersten Anleihe bzw. erste Spot-Rate

Die Nullkuponleihe $j = 1$ wird als die erste Anleihe notiert und zur Bestimmung der Spot-Rate für das erste Zeitintervall benutzt, wenn sie innerhalb von sechs Monaten fällig wird. Im Fall fehlender Nullkuponanleihe wird die Effektivverzinsung der ersten Kuponanleihe, die die Restlaufzeit kleiner als ein halbes Jahr hat, als die Spot-Rate für die Periode vom Stichtag bis zu ihrer Fälligkeit gesetzt. Das Problem existiert insbesondere für die Periode zwischen 1990 und 1994. Es ist in Abbildung 4 erkennbar, dass das linke untere Feld fast leer ist. Das führt dazu, dass für dieselbe Periode die dreimonatige Spot-Rate mit der sechsmonatigen Spot-Rate aufgrund der fehlenden kurzfristigen Anleihen übereinstimmt. Bei Bedarf wird auch die Nullkuponanleihe mit der Laufzeit innerhalb eines Monats oder die kupontragende Anleihe mit der Laufzeit innerhalb von sechs Monaten zur Bestimmung der ersten Spot-Rate eingesetzt.

Schritt 3: Bestimmung der nächsten Anleihe bzw. Terminzinssatz

Nach der Festlegung der Anleihe j , für $j \in [1, 2, \dots, n-1]$, wird die nächste Anleihe $j+1$ in Betracht gezogen. Wenn sie Nullkuponanleihe ist, kann man eine Bewertungsgleichung aufstellen, in der die Nullkuponanleihe zuerst mit einem unbekanntem Terminzinssatz $f(t_0, T_j, T_{j+1})$ zurück bis zur Fälligkeit der j -ten Anleihe und dann mit dem im zweiten Schritt bekanntgegebenen Zinssatz weiter bis zum Bewertungsstichtag t_0 diskontiert wird. Wenn die nächste Anleihe $j+1$ dagegen einer Kuponanleihe entspricht, wird für sie die Bedingung geprüft, ob der letzte Kuponzahlungstermin der Anleihe $j+1$ vor der Fälligkeit der Anleihe j , wie in Abbildung 5 gezeigt, liegt²²⁰. Sofern ja, wird die Anleihe $j+1$ als die nächste Anleihe zur Ermittlung des Terminzinssatzes $f(t_0, T_j, T_{j+1})$ für das Zeitintervall zwischen der Fälligkeit T_j der Anleihe j und der Fälligkeit T_{j+1} der Anleihe $j+1$ identifiziert. Wie in Abbildung 5 gekennzeichnet, wird die letzte Auszahlung der $(j+1)$ -ten Anleihe in T_{j+1} für die Periode $t_{j+1}^{N-1} \rightarrow T_{j+1}$ mit einem aus dem zweiten Schritt ermittelten Terminzinssatz $f(t_0, t_{j+1}^{N-1}, T_j)$ und einem unbekanntem Terminzinssatz $f(t_0, T_j, T_{j+1})$ abgezinst. Wird die Bedingung nicht erfüllt, wird die Anleihe $j+1$ nicht in die "in-sample" Teilstichprobe aufgenommen, sondern in die "out-of-sample" Stichprobe eingeordnet. Die Anleihe $j+2$ wird zur Prüfung derselben Bedingung in Betrachtung gezogen. Soweit wird die nächste Anleihe bestimmt.



mit:

T_j : Fälligkeit der j -ten Anleihe,

t_{j+1}^{N-1} : Letzter Kuponzahlungstermin der $(j+1)$ -ten Anleihe,

²²⁰ Bei der Nullkuponanleihe ist eine solche Überlegung jedoch unnötig.

$f(t_0, t_j^{N-1}, T_j)$: Termin Zinssatz für die Periode zwischen dem letzten Kuponzahlungs-termin der j -ten Anleihe und der Fälligkeit der j -ten Anleihe.

Abbildung 5: Bestimmung der nächsten Anleihe bzw. des nächsten Terminzinssatzes

Schritt 4: Alternative Behandlung zur Ermittlung der Terminzinssätze am langen Ende

Nach dem dritten Schritt findet manchmal statt, dass die Zinsstrukturkurve lediglich bis zum kurzen bzw. mittleren Ende geschätzt werden kann. Das heißt, dass die Ermittlung der gewünschten Terminzinssätze am langen Ende der Zinsstrukturkurve unmöglich ist, wenn die Bedingung im Schritt drei eingehalten werden muss.

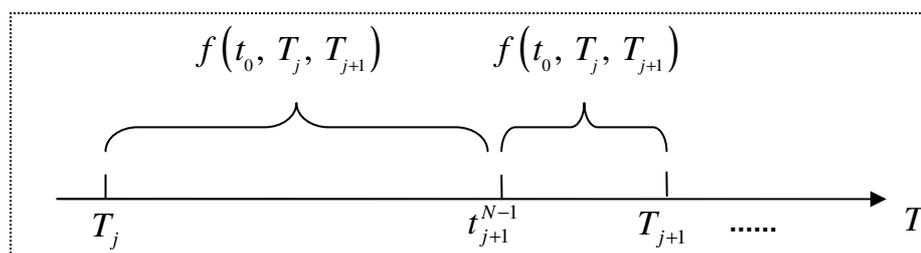


Abbildung 6: Konstanter positiver Terminzinssatz über mehrere Teilperioden

In diesem Fall wird die im dritten Schritt zur Anleiheauswahl gesetzte Bedingung als Ausnahme einmal befreit. Das heißt, ein positiver, konstanter Terminzinssatz $f(t_0, T_j, T_{j+1})$ wird für die Periode zwischen der Fälligkeit der Anleihe j und der Fälligkeit der Kuponanleihe $j+1$ angenommen, wie grafisch in Abbildung 6 veranschaulicht. Die Anleihe $j+1$ wird in die “out-of-sample” Stichprobe eingeordnet, wenn $f(t_0, T_j, T_{j+1}) < 0$. Dann zieht man die Anleihe $j+2$ in Betracht. Nach dieser Überlegung kann man die nächste Anleihe, die den positiven konstanten Terminzinssatz haben kann, identifizieren.

Schritt 5: Iteratives Verfahren

Die Schritte drei bis vier werden möglicherweise wiederholt, bis die Terminzinssätze für eine mindestens 25-jährige Restlaufzeit ermittelt werden können.

Von den insgesamt zur Verfügung stehenden 1.895 Anleihen werden aufgrund der erheblichen Bewertungsfehler 24 aus der Datenbank entfernt, so dass die nachfolgende Analyse auf einer Grundgesamtheit von 1.871 Anleihen aufbaut.²²¹ Die Information

²²¹ Einige Anleihen zeigen erheblich große Bewertungsfehler bezüglich des “in-sample” Tests und “out-of-sample” Tests. Dabei wird der Bewertungsfehler als die Differenz zwischen dem Anleihekurs und dem

über die in die Teilstichprobe aufgenommenen Anleihen wird in Tabelle 6 bzw. in Abbildung 7 berichtet.

Tabelle 6: Überblick über die Anleihen in der "in-sample" Teilstichprobe

	Max	Min	Mittelwert	Median
Anzahl der "in-sample" Anleihe	149,00	85,00	116,11	118
Anzahl der "out-of-sample" Anleihe	57,00	21,00	32,45	31

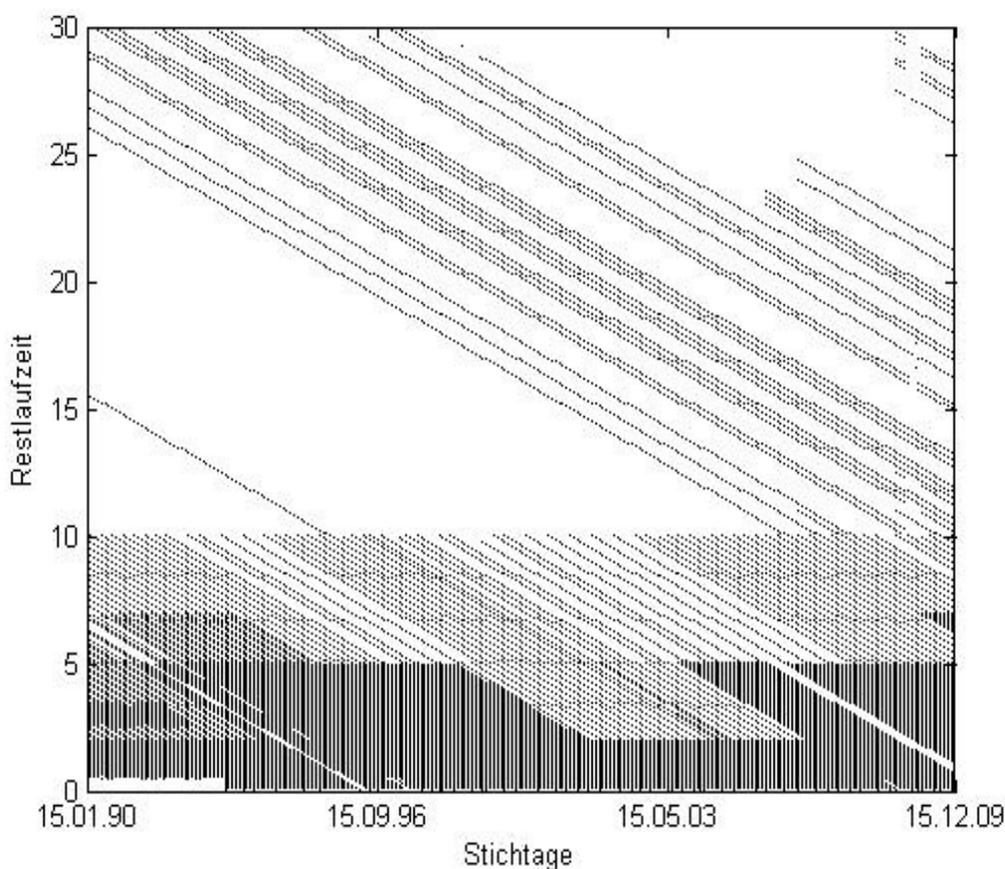


Abbildung 7: Restlaufzeit (im Jahr) der risikolosen Anleihen in der "in-sample" Teilstichprobe

Auf der Basis von 1.871 staatlichen Schuldverschreibungen werden zu jedem Monat zwei Stichproben, nämlich die "in-sample" Stichprobe und die "out-of-sample" Stichprobe, gebildet. In der "in-sample" Stichprobe sind monatlich durchschnittlich 116 Anleihen zur Schätzung der Zinsstrukturkurve zur Verfügung. Maximal beträgt die Anzahl

mit der Zinsstrukturkurve geschätzten Preis definiert. Wenn der Preis einer betrachteten Anleihe zu einem Stichtag mehr als 50% von dem theoretischen Kurs abweicht, wird sie von den gesamten Daten ausgeschlossen. Danach werden die Anleihen gemäß Schritt eins bis Schritt fünf erneut filtriert, um die in-sample Stichprobe und die "out-of-sample" Stichprobe zu bilden. Dementsprechend werden die Parameter je nach Zinsstrukturmodell erneut geschätzt. Die ausführliche Diskussion über Bewertungsfehler findet man in Unterkapitel 4.2.2.

der Beobachtungen in einem Monat 149. Hingegen verfügt die “out-of-sample” Stichprobe durchschnittlich über 32 Anleihen zu jedem Betrachtungszeitpunkt. Dabei variieren die Anleihen, die nach dem Fama-Bliss-Filter in die “out-of-sample” Stichprobe eingeordnet werden, zwischen 57 und 21. Während der Untersuchungsperiode existiert keine leere Menge der “out-of-sample” Stichprobe und somit wird ein “out-of-sample” Test für jede geschätzte Zinsstrukturkurve gewährleistet.

Beispielhaft werden die Spot-Raten mit Laufzeiten von sechs Monaten, neun Monaten, ein Jahr, zwei Jahren, drei Jahren, fünf Jahren, acht Jahren, zehn Jahren, zwölf Jahren, fünfzehn Jahren, achtzehn Jahren, zwanzig Jahren und fünfundzwanzig Jahren nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren durch die Mittelwertbildung der Terminzinsätze kalkuliert. Abbildung 8 stellt die zeitlichen Entwicklungen der einzelnen Spot-Raten dar. Es wird deutlich, dass die Spot-Raten längerer Restlaufzeit größer als die Spot-Raten mit kurzfristiger Restlaufzeit sind. Beim Vergleich der kurzfristigen und langfristigen Spot-Raten weisen die kurzfristigen Spot-Raten hohe Volatilität auf. Diese Spot-Raten werden weiterhin mit Hauptkomponentenanalyse in 4.3 analysiert.

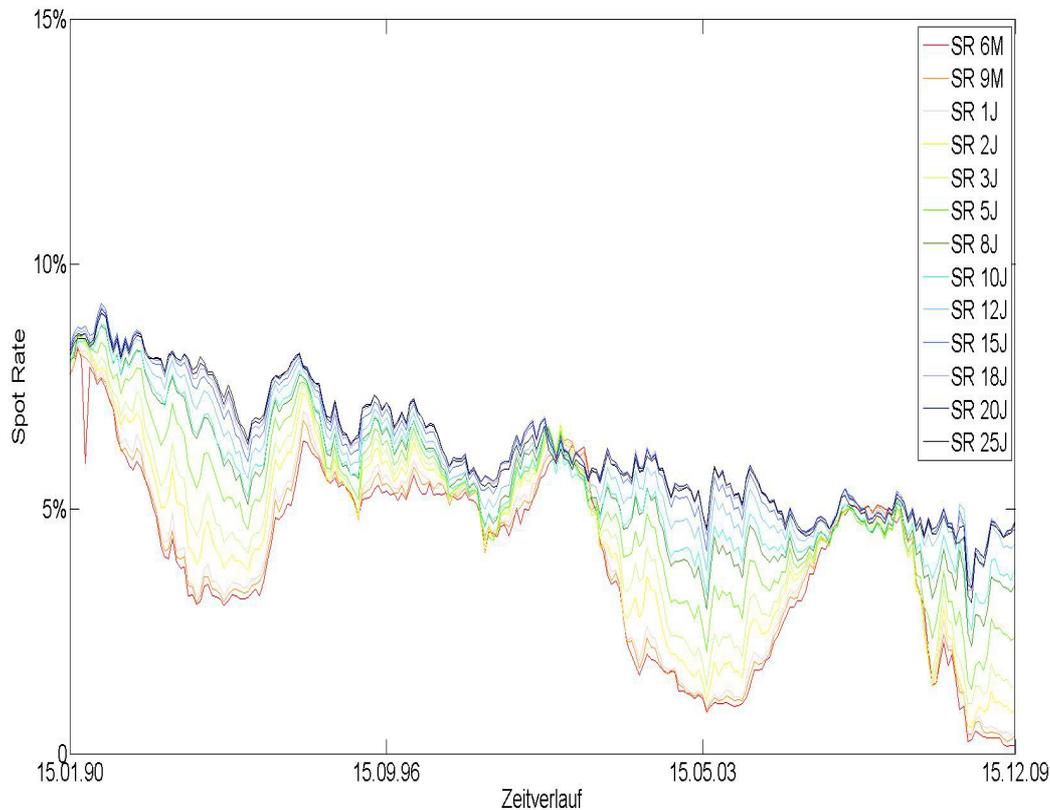


Abbildung 8: Entwicklung der ermittelten Spot-Raten

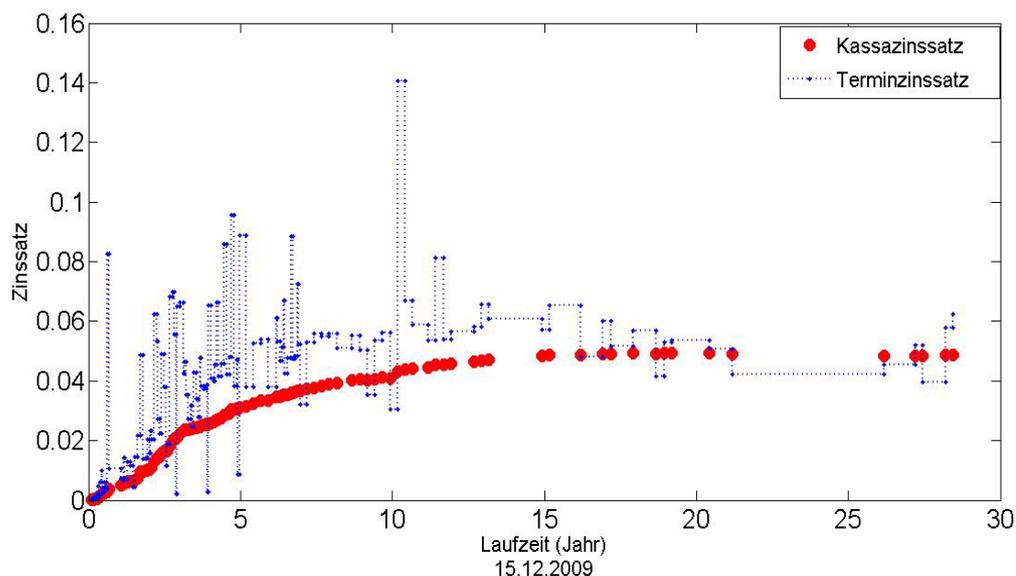


Abbildung 9: Kassa- und Terminzinssätze nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren

4.2.3 Ergebnisse nach dem Nelson/Siegel-Modell, Svensson-Modell und Bliss-Erweiterung

Mit den ermittelten stufigen Terminzinssätzen aus dem vorangegangenen Abschnitt werden die entsprechenden Kassazinssätze bestimmter Restlaufzeiten durch die Mittelwertbildung der Terminzinssätze kalkuliert. Abbildung 9 veranschaulicht z. B. den stufigen Verlauf des Terminzinssatzes an dem Stichtag, den 15.12.2009. Aufbauend auf den blauen Terminzinssätzen unterschiedlicher Zeitintervalle werden die Kassazinssätze unterschiedlicher Restlaufzeiten mit roten Punkten abgebildet.

Werden diese Spot-Raten als erklärte Variable in ein nicht-lineares Regressionsmodell, z. B. das Nelson-Siegel Modell, Svensson-Modell und die Bliss-Erweiterung, eingesetzt, kann man die entsprechenden Parameter unter Zuhilfenahme der Matlab-Funktion *“lsqcurvefit”* schätzen. Bei der Schätzung ist die Summe der quadrierten Abweichungen der beobachteten Spot-Rate von dem geschätzten Wert zu minimieren. Diese kann durch die Zielfunktion F 4-13 ausgedrückt werden:

$$\min \left\{ \sum \left[r(0, t) - \widehat{r(0, t)} \right]^2 \right\},$$

unter den Nebenbedingungen:

$$\alpha_0 > 0, \alpha_0 + \alpha_1 > 0, \lambda_1 > 0 \text{ und } \lambda_2 > 0.$$

F 4–13

Die verfügbaren Anleihen, die sowohl in der “in-sample” Stichprobe als auch in der “out-of-sample” Stichprobe sind, werden mit den geschätzten Parametern je nach Zinsstrukturmodell bewertet. Das heißt, die Auszahlungen einer Anleihe werden nach dem Barwertkalkül mit den geschätzten Spot-Raten zurück auf einen bestimmten Stichtag diskontiert. Die Differenz zwischen diesem geschätzten Barwert und dem beobachteten Anleihekurs bildet somit den Bewertungsfehler, die in Form des Absolutwerts angegeben wird. Weicht der Bewertungsfehler der betrachteten Anleihe zum Stichtag mehr als 50% von dem beobachteten Anleihekurs ab, wird sie von den gesamten Daten weggelassen. Danach werden die verbleibenden Anleihen gemäß dem in Unterkapitel 4.2.2 dargestellten Verfahren erneut filtriert, um die “in-sample” Stichprobe und die “out-of-sample” Stichprobe erneut zu bilden. Dementsprechend werden die Parameter je nach Zinsstrukturmodell erneut geschätzt. Dieses Iterationsverfahren wird wiederholt bis es keine Bewertungsfehler größer als 50% des beobachteten Anleihekurses gibt.

4.2.3.1 “In-sample” Anpassung

Bei der “in-sample” Anpassung ist zu untersuchen, ob die Zinsstrukturmodelle die Beobachtungen in der “in-sample” Stichprobe gut erklären. Hierfür untergliedert sich die “in-sample” Anpassung weiter in die unmittelbare Anpassung der Spot-Raten je nach Nelson-Siegel-Modell, Svensson-Modell und Bliss-Erweiterung und in die Preisanpassung auf Basis der von den Zinsstrukturmodellen geschätzten Parameter.

In Abbildung 10 werden sechs typische Verläufe der Zinsstrukturkurve für bestimmte Stichtage gezeichnet. Es ist zu erkennen, dass die angewendeten Zinsstrukturmodelle unterschiedliche Form der Zinsstrukturkurve herstellen können. Während die Zinsstrukturkurve im Dezember 2009 normal läuft, weist die Kurve im Mai 2000 eine negative Steigung auf, und die im Oktober 2000 einen s-förmigen Verlauf. Darüber hinaus veranschaulicht die Abbildung 10 eine grafische Anpassung der je nach Zinsstrukturmodell geschätzten Spot-Raten an die beobachteten. Im Allgemeinen kann man mit den drei geglätteten Zinsstrukturkurven die individuellen Beobachtungen der Spot-Raten gut erklären. Allerdings ist es kompliziert für das Nelson-Siegel-Modell, die Krümmung in einigen Spezialfällen zu erzeugen. Im Gegensatz dazu besitzen das Svensson-Modell und die Bliss-Erweiterung mehrere Flexibilität bei der Erzeugung der Krümmung. Dazu können die zwei unterschiedlichen Lambdas in den beiden Modellen beitragen. Beim Vergleich der Zinsstrukturkurven im August 1999 und im Oktober 2007 ist eine relativ-

bessere Anpassung beim Svensson-Modell graphisch ersichtlich. Die geschätzten Parameter an den beiden Stichtagen befinden sich in Tabelle 7. Das Lambda-2 in dem Svensson-Modell und der Bliss-Erweiterung beträgt am Stichtag, den 15.12.2007, jeweils 11,08 und 1,62. Im Vergleich mit dem Lambda-2 in der Bliss-Erweiterung ermöglicht das λ_2 im Svensson-Modell, wie bereits erwähnt, die langsame Fortentwicklung

der Faktorladung $\frac{1 - e\left(\frac{t}{\lambda_2}\right)}{t} - e\left(\frac{t}{\lambda_2}\right)$ und erzeugt daher eine vergleichsweise bedeutende Krümmung im Intervall von 15 bis 20 Jahren.

Krümmung im Intervall von 15 bis 20 Jahren.

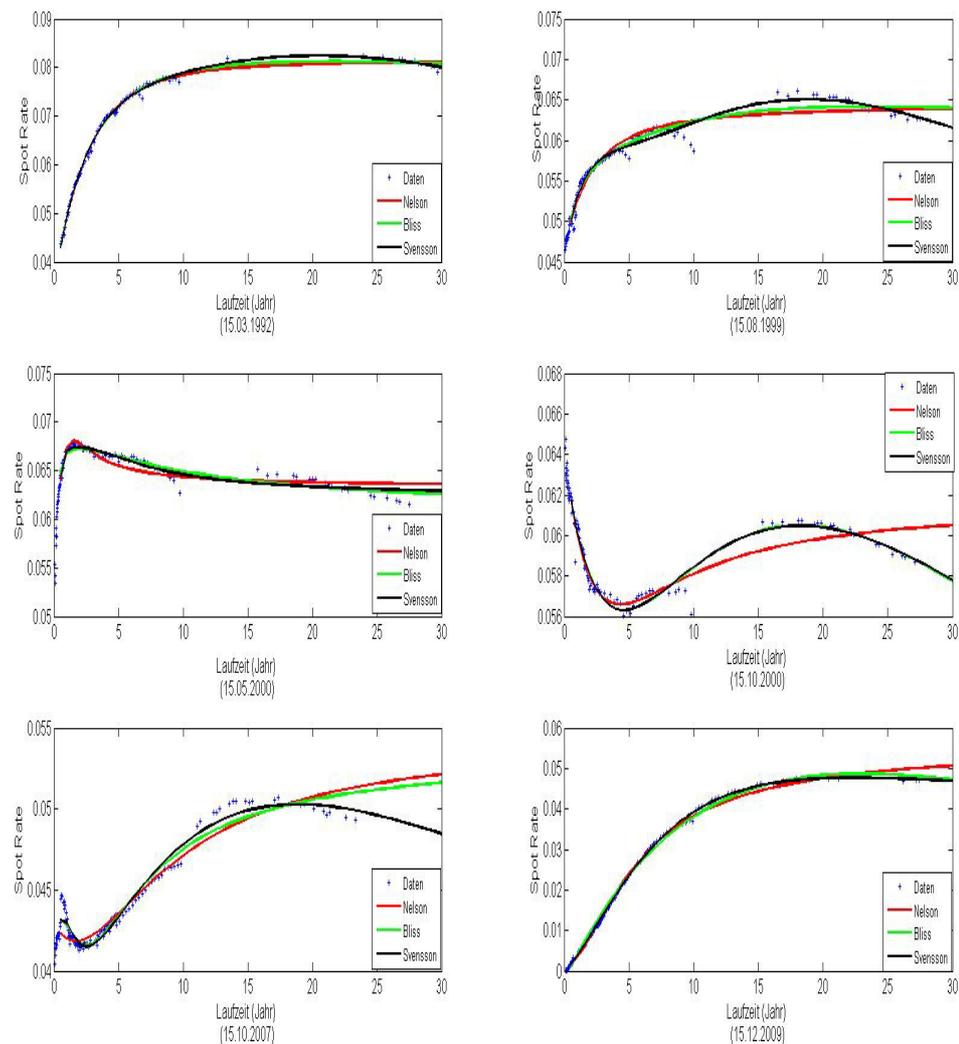


Abbildung 10: Anpassung der Zinsstrukturkurven

Tabelle 7: Parameter der Zinsstrukturmodelle

		Lambda-1	Lambda-2	Adjustiertes R-Quadrat
August 1999	Nelson-Modell	1,23		96,13%
	Bliss-Erweiterung	0,52	12,70	97,03%
	Svensson-Modell	1,90	13,52	98,01%
Oktober 2007	Nelson-Modell	2,63		91,56%
	Bliss-Erweiterung	0,22	1,62	95,99%
	Svensson-Modell	0,48	11,08	97,12%

Tabelle 8 und Tabelle 9 zeigen die statistischen Kennzahlen, mit denen die “in-sample” Anpassung der untersuchten Zinsstrukturmodelle beurteilt werden können. Während Tabelle 8 die Anpassungsgüte in Bezug auf die Spot-Raten umfasst, enthält Tabelle 9 den Mittelwert, das Maximum, das Minimum, den Median und die Standardabweichung des Absolutwerts der Bewertungsfehler pro 100US\$.

Drei Kennzahlen Bestimmtheitsmaß, Korrigiertes Bestimmtheitsmaß und Root Mean Squared Error werden zur Beurteilung der Anpassung der Spot-Raten verwendet. Da das Bestimmtheitsmaß generell mit zunehmenden erklärten Parametern steigt, wird daneben auch das korrigierte Bestimmtheitsmaß in Tabelle 8 berichtet. Es ist zu sehen, dass alle drei Zinsstrukturmodelle das korrigierte Bestimmtheitsmaß über 90% aufweisen. Dazu legt es mit den zunehmenden Parametern in dem jeweiligen Modell ständig zu. Das Svensson-Modell besitzt ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 97,13% und übertrifft damit die weiteren Modelle deutlich. Gleichzeitig beträgt die RMSE beim Svensson-Modell 0,0616%, welche eine kleine Abweichung der geschätzten Spot-Raten von den beobachteten Spot-Raten hindeutet.

Tabelle 8: “In-sample” Anpassung der Spot-Raten

	Zinsstrukturmodelle		
	Nelson-Siegel-Modell	Bliss-Erweiterung	Svensson-Modell
	(Ergebnisse “in-sample”)		
Bestimmtheitsmaß	93,54%	96,78%	97,26%
Korrigiertes	93,37%	96,66%	97,13%

Bestimmtheitsmaß			
RMSE	0,0902%	0,0683%	0,0616%

Tabelle 9: "In-sample" Bewertungsfehler

	In-sample Bewertungsfehler (s pro 100 \$)			
	Nelson-Siegel-Modell	Bliss-Erweiterung	Svensson-Modell	Fama-Bliss-Unsmoothed
Mittelwert	0,22	0,16	0,13	0,00
Max	0,77	0,73	0,51	0,01
Min	0,07	0,07	0,05	0,00
Median	0,19	0,13	0,11	0,00
Stdabw.	0,11	0,09	0,06	0,00

Das Nelson-Siegel-Modell, das Svensson-Modell, die Bliss-Erweiterung und das Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren werden in Tabelle 9 verglichen. Da die stufigen Terminzinssätze, wie in 4.2.2 erläutert, ohne Schätzfehler von der "in-sample" Stichprobe bestimmt werden, scheint es logisch, dass die geschätzten Anleihepreise beim Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren mit den tatsächlichen Anleihekursen übereinstimmen.²²² Die perfekte Anpassung dieses Modells bestätigt die präzise Implementierung der Bootstrapping-Methode in Abschnitt 4.2.2.

Beim Vergleich zwischen den ersten drei Zinsstrukturmodellen findet man einen geringen Bewertungsfehler. Dieser beträgt durchschnittlich 17 Basispunkte. Der kleinen Mittelwert der in Tabelle 9 gezeigten Bewertungsfehler bestätigt die Gültigkeit des Barwertkalküls zur Bewertung der festverzinslichen Wertpapiere. Außerdem ist zu erkennen, dass das Svensson-Modell, im Vergleich mit dem Nelson-Siegel-Modell und der Bliss-Erweiterung, einen kleinsten durchschnittlichen Bewertungsfehler i. H. v. 13 Basispunkten mit einer Standardabweichung von 0,06 für die "in-sample" Teilstichprobe aufweist. Im Vergleich beziffert die Bliss-Erweiterung einen durchschnittlichen Bewertungsfehler von 16 Basispunkten, gefolgt von dem Nelson-Siegel-Modell (22 Basispunkten). Abbildung 11 stellt die Entwicklungen der Bewertungsfehler je nach Zinsstrukturmodell dar. Es wird deutlich, dass die Bewertungsfehler des Svensson-Modells

²²² Bis auf die Rundungsdifferenz stimmen die nach dem Fama/Bliss-Unsmoothed-Verfahren geschätzten Anleihepreise mit den beobachteten Kursen überein.

für die Periode von 01.1990 bis 12.2009 kleiner als die Bewertungsfehler bei dem Nelson-Siegel-Modell und der Bliss-Erweiterungsind.

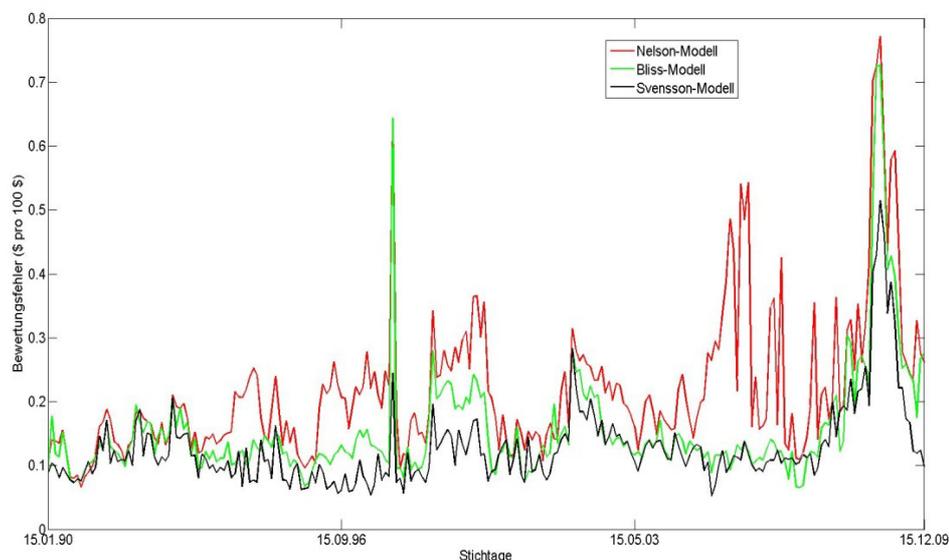


Abbildung 11: Bewertungsfehler nach dem Nelson-Siegel-, Bliss- und Svensson-Modell

4.2.3.2 “Out-of-sample” Anpassung

Das Modell ist dann zuverlässig, wenn die Parameter, die auf Basis der “in-sample” Teilstichprobe geschätzt werden, eben für die “out-of-sample” Teilstichprobe geltend gemacht werden können. Da keine Spot-Raten aus der “out-of-sample” Teilstichprobe geschätzt werden, findet nur eine Preisanpassung in diesem Abschnitt statt. Die einzelnen Zinsstrukturkurven, die auf der “in-sample” Stichprobe basieren, werden verwendet, um die Anleihen, die in die “out-of-sample” Stichprobe eingeordnet wurden, nach dem Barwertkalkül bewertet. Auf ähnliche Weise werden die Bewertungsfehler dieser Anleihen bestimmt. Tabelle 10 stellt den Mittelwert, das Maximum, das Minimum, den Median und die Standardabweichung der Bewertungsfehler in der “out-of-sample” Stichprobe dar. Die Bewertungsfehler in Tabelle 10 sind vergleichsweise spürbar erweitert. Die maximale Preisdifferenz beträgt 253 Basispunkte beim Nelson-Siegel-Modell. Gleichzeitig verbreitet sich die Spanne zwischen dem maximalen und minimalen Bewertungsfehler. Demzufolge erhöht sich die Volatilität der Bewertungsfehler durchschnittlich von 0,09 auf 0,28 bei den drei Modellen.

Beim Vergleich des Nelson-Siegel-Modells, Svensson-Modells und der Bliss-Erweiterung wird in Tabelle 10 verdeutlicht, dass das Svensson-Modell eine bessere

Preisanpassung an die beobachteten Preise der “out-of-sample” Anleihen. Zudem verbessert sich die Anpassung des Modells, insofern die zusätzlichen Parameter im Zinsstrukturmodell aufgenommen werden. Wenn das Svensson-Modell mit dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren verglichen wird, ist es zu erkennen, dass das letzte Verfahren einen geringeren Bewertungsfehler von 11 Basispunkten mit einer niedrigeren Standardabweichung von 0,18 besitzt. Konträr dazu zeigt das Svensson-Modell einen größeren Bewertungsfehler von 0,19 mit einer Standardabweichung von 0,25.

Tabelle 10: “Out-of-sample” Bewertungsfehler

	“Out-of-sample”Bewertungsfehler (s pro 100 \$)			
	Nelson-Siegel-Modell	Bliss-Erweiterung	Svensson-Modell	Fama-Bliss-Unsmoothed
Mittelwert	0,28	0,23	0,19	0,11
Max	2,53	2,53	2,43	2,50
Min	0,05	0,05	0,03	0,02
Median	0,22	0,15	0,13	0,08
Std. Abw.	0,30	0,29	0,25	0,18

4.2.4 Zwischenfazit

Für den Zeitraum ab 15.01.1990 bis zum 15.12.2009 wurden 1.871 US-amerikanische staatliche Schuldverschreibungen zur Ermittlung der risikolosen Zinsstrukturkurve aufgenommen. Die Ermittlung der Zinsstrukturkurve basiert auf den monatlichen Daten der Anleihen, die von *Datastream* entnommen werden. Zwei Teilstichproben, nämlich “in-sample” und “out-of-sample” Teilstichprobe, werden anhand des Fama-Bliss-Filters gebildet, um die Qualität der Schätzung zu verbessern und störende Daten zu beseitigen.

Ausgehend von der “in-sample” Teilstichprobe werden zuerst die einzelnen Terminzinssätze nach dem Unsmoothed-Verfahren von FAMA/BLISS (1987) hinsichtlich des bestimmten Stichtags kalkuliert. Man kann danach die Spot-Raten spezifischer Laufzeit durch die Mittelwertbildung einzeln berechnen. Setzt man die Spot-Raten als endogene Variable einerseits und die Laufzeit als exogene Variable andererseits in das jeweilige Nelson-Siegel-, Bliss- und Svensson-Modell ein, sind zunächst die Parameter durch die nicht-linearen Regressionen zu schätzen. Folglich bekommt man den Barwert jeder verfügbaren Anleihe durch die Diskontierung aller zukünftigen Cashflows mit den ge-

schätzten laufzeitspezifischen Spot-Raten. Der Barwert lässt sich mit dem beobachteten Kurs derselben Anleihe vergleichen und der absolute Wert der Differenz wird als Bewertungsfehler definiert.

Bei der Ermittlung der empirischen risikolosen Zinsstrukturkurve zeigen die Bliss- und Svensson-Modelle die bessere Flexibilität zur Herstellung der Krümmung. Denn zwei unterschiedliche Lambdas in den beiden Modellen erlauben mehrere Kontrollen der Geschwindigkeiten der Konvergenz gegen null. Im Vergleich mit dem Nelson-Siegel-Modell und der Bliss-Erweiterung bietet das Svensson-Modell einen dominierenden Vorteil angesichts sämtlicher Kriterien auf Basis der “in-sample” und “out-of-sample” Teilstichproben. Problematisch ist die Erzeugung des kurzen Endes der Zinsstrukturkurve aufgrund der fehlenden Beobachtungen mit der kürzeren Restlaufzeit. Dagegen bietet das Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren die perfekte Anpassung an die “in-sample” Stichprobe und die beste Prognose in der “out-of-sample” Stichprobe. In dieser Hinsicht wird die spätere Analyse auf Basis der Zinsstrukturkurve nach dem Fama-Bliss-Unsmoothed-Verfahren durchgeführt

4.3 HAUPTKOMPONENTENANALYSE DER ZINSSTRUKTURKURVE

Die Hauptkomponentenanalyse ist ein statistisches Verfahren und basiert grundsätzlich auf der Eigenschaft, dass die quadratische und symmetrische Varianz-Kovarianz-Matrix der Zufallsvariablen diagonalisiert werden kann. Mit der Hauptkomponentenanalyse können auf der einer Seite die ursprünglichen hoch korrelierten Zufallsvariablen in eine neue Menge der unkorrelierten Variablen, die als Hauptkomponenten bezeichnet werden, orthogonal transformiert werden.²²³ Das bedeutet, dass die Hauptkomponenten nicht nur linear unabhängig, sondern paarweise zueinander orthogonal sind. Auf der anderen Seite wird versucht, die Variation der Originalvariablen durch eine kleinere Anzahl der “dahinter liegenden” latenten Variablen möglicherweise wieder herzustellen. Eine der wichtigen Eigenschaften der Hauptkomponentenanalyse ist die optimale Rekonstruktion der Originalvariablen im Sinne der kleinsten Fehlerquadrate. Das heißt, dass das Verfahren eine Dimensionsreduzierung ermöglicht, bei der der Informationsverlust minimal ist.²²⁴

²²³ Vgl. Böker (2005), S. 33.

²²⁴ Vgl. Basilevsky (1994), S. 98.

Beim linearen Faktor-Modell kann man die unkorrelierten Hauptkomponenten statt der Originalvariablen unmittelbar als erklärende Variablen in die lineare Regression einsetzen, damit die Multikollinearität zwischen den ursprünglichen erklärenden Variablen völlig eliminiert wird. Außerdem wird bei der Hauptkomponentenanalyse keine Annahme über die statistische Verteilung der Hauptkomponenten vorausgesetzt. Wenn jedoch die ursprünglichen Variablen als Multinormalverteilung angenommen werden, dann besitzen die Hauptkomponenten durch die orthogonale Transformation jeweils eine univariate Normalverteilung.²²⁵

LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) haben in ihrer Arbeit die Überschussrendite der risikofreien Nullkuponanleihen mit der Hauptkomponentenanalyse untersucht.²²⁶ Sie zeigten, dass die Änderungen der Überschussrendite mit einer gewissen Anzahl der latenten Variablen erklärt werden können. Dabei können die ersten drei Hauptkomponenten mindestens über 95% der totalen Varianz ständig erklären. Sie lassen sich intuitiv als Verschiebungsfaktor, Steigungsfaktor und Krümmungsfaktor interpretieren. In Anlehnung an die grundlegende Idee von LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) wird die Hauptkomponentenanalyse im Bezug auf die in Abbildung 8 grafisch dargestellten Spot-Raten durchgeführt. Tabelle 11 zeigt die Korrelationskoeffizienten der zu analysierenden Spot-Raten zwischen Januar 1990 und Dezember 2009. Der durchschnittliche Korrelationskoeffizient zwischen zwei Spot-Raten unterschiedlicher Laufzeit besagt, dass die betrachteten Spot-Raten sehr stark in einer Richtung miteinander korrelieren. Da sich vergleichsweise keine dominierende Varianz in Tabelle 12 beobachten lässt, scheint es deswegen unnötig zu sein, dass die Spot-Raten standardisiert werden müssen, damit alle Variablen eine etwa eine gleiche Varianz haben können.²²⁷ Aus diesem Grund wird die Varianz-Kovarianz-Matrix der Spot-Raten für die Hauptkomponentenanalyse benutzt.

Die Eigenwerte λ_i und ihre entsprechenden Eigenvektoren e_i der Varianz-Kovarianz-Matrix werden in Tabelle 13 berichtet. Die Eigenwerte lassen sich in der vorletzten Zeile absteigend auflisten. Der größte Eigenwert ist gleich 0,0029 und hat ein Gewicht i. H.

²²⁵ Vgl. Basilevsky (1994), S. 115.

²²⁶ Diese Überschussrendite stellt die Renditedifferenz zwischen der Rendite einer risikofreien Nullkuponanleihe und einem Overnight-Repo dar (Vgl. Litterman/Scheinkman (1991, S. 57.)).

²²⁷ Vgl. Böker (2005), S. 53. Im Allgemeinen ist es sinnvoll, dass der Variablen, die vergleichsweise eine in der Analyse dominierende Rolle spielende Volatilität zeigt, ein kleines Gewicht zusteht. Zu diesem Zweck können die ursprünglichen Zufallsvariablen standardisiert werden. Nach der Standardisierung hat jede Variable den Erwartungswert von null und die Varianz von eins. Dadurch werden die Variablen in die Hauptkomponentenanalyse gleich gewichtet.

v. 88,46% der Summe sämtlicher Eigenwerte. Da die Summe aller Eigenwerte der totalen Varianz der analysierten Spot-Raten entspricht, kann man eine Interpretation in Bezug auf das Gewicht von 88,46% vornehmen, dass die erste Hauptkomponente, die durch die lineare Kombination der einbezogenen Spot-Raten nach der Beziehung

$$HK_i = [SR6M_t, SR9M_t, \dots, SR25J_t] \cdot e_i, \quad \text{F 4-14}$$

für $i \in [1, 2, \dots, 13]$ und $t \in [1, 2, \dots, 240]$

erzeugt wird, 88,46% der totalen Varianz erklären kann. Darüber hinaus erklären die ersten drei Hauptkomponenten insgesamt 99,78% der totalen Varianz der ursprünglichen Varianz-Kovarianz-Matrix der Spot-Raten.²²⁸

Die mit den Eigenwerten verbundenen Eigenvektoren werden in der zweiten bis vierzehnten Spalte in Tabelle 13 aufgelistet. Die Elemente des ersten Eigenvektors haben das positive Vorzeichen. Als Beispiel beträgt das Gewicht für die einjährige Spot-Rate 34,12% und das Gewicht für die Spot-Rate mit einer Laufzeit von 25 Jahren 20,87%. Dabei sind die Gewichte für die Spot-Raten längerer Laufzeit vergleichsweise kleiner als die Gewichte für die Spot-Raten kürzerer Laufzeit, welche die Tatsache widerspiegelt, dass die langfristigen Spot-Raten eine relativ kleine Volatilität aufweisen. Außerdem können die relativ kleinen Gewichte der Spot-Raten mit längerer Laufzeit den Effekt der normalen Tendenz der betrachteten Spot-Raten ausgleichen. In dieser Hinsicht kann man die erste Hauptkomponente als den durchschnittlichen Zinssatz oder das Zinssatzniveau ökonomisch interpretieren. Im zweiten Eigenvektor lassen sich die monoton steigenden Gewichte bezüglich der Spot-Raten im Laufe der Zeit beobachten. Die kurzfristigen Spot-Raten haben einen negativen Beitrag zur zweiten Hauptkomponenten. Dagegen haben die Spot-Raten mit einer Laufzeit länger als fünf Jahre ein positives Vorzeichen bezüglich des Gewichts. Somit kann die zweite Hauptkomponente die durchschnittliche Steigung der Zinsstrukturkurve repräsentieren. Die Elemente im dritten Eigenvektor nehmen zuerst ab, danach nehmen sie wieder zu. Die kurzfristigen Zinssätze und langfristigen Zinssätze bewegen sich in die gleiche Richtung und die Zinssätze für die Restlaufzeit von zwei Jahren bis zwölf Jahren in die andere Richtung. Dadurch wird die Drehung der Zinsstrukturkurve für die mittelfristige Laufzeit erzeugt. Aus diesem Grund wird die dritte Hauptkomponente als Krümmungsfaktor bezeichnet.

²²⁸ Vgl. Mardia/Kent/ Bibby (2006), S. 218f.

Tabelle 11: Korrelationsmatrix zwischen den risikolosen Spot-Raten

	SR 6M	SR 9M	SR 1J	SR 2J	SR 3J	SR 5J	SR 8J	SR 10J	SR 12J	SR 15J	SR 18J	SR 20 J	SR 25J
SR 6M	1,0000	0,9962	0,9938	0,9731	0,9483	0,8832	0,7994	0,7623	0,6959	0,6682	0,6437	0,6318	0,6159
SR 9M	0,9962	1,0000	0,9987	0,9815	0,9587	0,8958	0,8138	0,7773	0,7119	0,6830	0,6580	0,6457	0,6292
SR 1J	0,9938	0,9987	1,0000	0,9882	0,9686	0,9104	0,8317	0,7964	0,7327	0,7044	0,6801	0,6679	0,6512
SR 2J	0,9731	0,9815	0,9882	1,0000	0,9946	0,9597	0,8986	0,8690	0,8137	0,7907	0,7698	0,7587	0,7434
SR 3J	0,9483	0,9587	0,9686	0,9946	1,0000	0,9822	0,9361	0,9113	0,8641	0,8446	0,8261	0,8159	0,8016
SR 5J	0,8832	0,8958	0,9104	0,9597	0,9822	1,0000	0,9841	0,9698	0,9381	0,9260	0,9118	0,9035	0,8923
SR 8J	0,7994	0,8138	0,8317	0,8986	0,9361	0,9841	1,0000	0,9962	0,9830	0,9763	0,9663	0,9602	0,9512
SR 10J	0,7623	0,7773	0,7964	0,8690	0,9113	0,9698	0,9962	1,0000	0,9925	0,9865	0,9779	0,9730	0,9659
SR 12J	0,6959	0,7119	0,7327	0,8137	0,8641	0,9381	0,9830	0,9925	1,0000	0,9951	0,9879	0,9841	0,9769
SR 15J	0,6682	0,6830	0,7044	0,7907	0,8446	0,9260	0,9763	0,9865	0,9951	1,0000	0,9976	0,9951	0,9897
SR 18J	0,6437	0,6580	0,6801	0,7698	0,8261	0,9118	0,9663	0,9779	0,9879	0,9976	1,0000	0,9993	0,9962
SR 20 J	0,6318	0,6457	0,6679	0,7587	0,8159	0,9035	0,9602	0,9730	0,9841	0,9951	0,9993	1,0000	0,9984
SR 25J	0,6159	0,6292	0,6512	0,7434	0,8016	0,8923	0,9512	0,9659	0,9769	0,9897	0,9962	0,9984	1,0000

Tabelle 12: Varianz der risikolosen Spot-Raten

	SR 6M	SR 9M	SR 1J	SR 2J	SR 3J	SR 5J	SR 8J	SR 10J	SR 12J	SR 15J	SR 18J	SR 20 J	SR 25J
Varianz	0,0375%	0,0378%	0,0377%	0,0347%	0,0308%	0,0260%	0,0213%	0,0190%	0,0165%	0,0165%	0,0162%	0,0163%	0,0171%

Tabelle 13: Überblick über die Eigenwerte (EW) und Eigenvektoren (EV) der risikolosen Spot-Raten

(Die schattierten und kursiven Zahlen geben die Standardabweichung des Elements in einem Eigenvektor an.)

	EV1	EV2	EV3	EV4	EV5	EV6	EV7	EV8	EV9	EV10	EV11	EV12	EV13
SR6M	0,3329 <i>0,0100</i>	-0,3755 <i>0,0111</i>	0,5152 <i>0,0245</i>	-0,1333 <i>0,0617</i>	-0,6450 <i>0,0447</i>	0,1222 <i>0,0761</i>	0,1740 <i>0,0842</i>	0,0143 <i>0,0617</i>	-0,0579 <i>0,0590</i>	-0,0112 <i>0,0519</i>	-0,0041 <i>0,0501</i>	-0,0094 <i>0,0334</i>	-0,0023 <i>0,0197</i>
SR9M	0,3378 <i>0,0095</i>	-0,3605 <i>0,0099</i>	0,2058 <i>0,0194</i>	-0,1244 <i>0,0361</i>	0,3955 <i>0,0390</i>	-0,2028 <i>0,0986</i>	-0,3330 <i>0,1096</i>	-0,1954 <i>0,1781</i>	0,5578 <i>0,1718</i>	-0,0798 <i>0,1797</i>	-0,1584 <i>0,1798</i>	-0,0944 <i>0,1188</i>	-0,0046 <i>0,0693</i>
SR1J	0,3412 <i>0,0087</i>	-0,3311 <i>0,0097</i>	0,0429 <i>0,0167</i>	-0,0322 <i>0,0321</i>	0,4430 <i>0,0269</i>	-0,0269 <i>0,0526</i>	-0,0527 <i>0,0663</i>	0,1797 <i>0,1798</i>	-0,5948 <i>0,1759</i>	0,0597 <i>0,2327</i>	0,4180 <i>0,2250</i>	0,0833 <i>0,1498</i>	0,0041 <i>0,0873</i>
SR2J	0,3389 <i>0,0051</i>	-0,1893 <i>0,0098</i>	-0,3163 <i>0,0238</i>	0,2674 <i>0,0335</i>	0,0794 <i>0,0371</i>	0,1215 <i>0,0760</i>	0,2596 <i>0,0804</i>	0,2111 <i>0,0857</i>	-0,0716 <i>0,1342</i>	0,3188 <i>0,2674</i>	-0,6611 <i>0,2720</i>	0,0295 <i>0,1821</i>	0,0069 <i>0,1060</i>
SR3J	0,3238 <i>0,0029</i>	-0,0891 <i>0,0098</i>	-0,4073 <i>0,0258</i>	0,2880 <i>0,0409</i>	-0,0586 <i>0,0460</i>	0,2549 <i>0,0864</i>	0,2957 <i>0,1056</i>	-0,2715 <i>0,1115</i>	0,2172 <i>0,1557</i>	-0,4942 <i>0,1790</i>	0,3157 <i>0,2468</i>	0,1299 <i>0,1634</i>	-0,0294 <i>0,0951</i>
SR5J	0,2976 <i>0,0024</i>	0,0720 <i>0,0089</i>	-0,3736 <i>0,0174</i>	0,1100 <i>0,0425</i>	-0,3607 <i>0,0419</i>	-0,2148 <i>0,0974</i>	-0,3357 <i>0,1074</i>	0,0698 <i>0,1057</i>	0,1610 <i>0,1338</i>	0,4839 <i>0,1773</i>	0,3676 <i>0,2422</i>	-0,2549 <i>0,1606</i>	0,0256 <i>0,0943</i>
SR8J	0,2621 <i>0,0051</i>	0,1921 <i>0,0077</i>	-0,1946 <i>0,0210</i>	-0,2010 <i>0,0300</i>	-0,2001 <i>0,0413</i>	-0,1053 <i>0,1259</i>	-0,4604 <i>0,1218</i>	-0,3960 <i>0,1551</i>	-0,4290 <i>0,1907</i>	-0,2757 <i>0,2168</i>	-0,3395 <i>0,2308</i>	0,1443 <i>0,1529</i>	-0,0019 <i>0,0893</i>
SR10J	0,2426 <i>0,0060</i>	0,2237 <i>0,0074</i>	-0,1184 <i>0,0309</i>	-0,3387 <i>0,0309</i>	-0,0411 <i>0,0546</i>	-0,4891 <i>0,0822</i>	0,2551 <i>0,1502</i>	0,5400 <i>0,1121</i>	0,0812 <i>0,1968</i>	-0,3841 <i>0,1732</i>	-0,0387 <i>0,2171</i>	-0,0711 <i>0,1429</i>	0,0641 <i>0,0830</i>
SR12J	0,2174 <i>0,0072</i>	0,2694 <i>0,0076</i>	-0,0458 <i>0,0496</i>	-0,5818 <i>0,0387</i>	0,1689 <i>0,0540</i>	0,1599 <i>0,1183</i>	0,4217 <i>0,1177</i>	-0,3934 <i>0,0902</i>	0,0205 <i>0,1519</i>	0,3370 <i>0,1349</i>	0,0628 <i>0,1785</i>	-0,1577 <i>0,1177</i>	-0,1003 <i>0,0689</i>
SR15J	0,2142 <i>0,0078</i>	0,2980 <i>0,0066</i>	0,0864 <i>0,0178</i>	-0,1650 <i>0,0224</i>	0,0307 <i>0,0440</i>	0,4315 <i>0,0722</i>	-0,2409 <i>0,1302</i>	0,3104 <i>0,1142</i>	0,2342 <i>0,1413</i>	0,1156 <i>0,1344</i>	0,0638 <i>0,1427</i>	0,6118 <i>0,0942</i>	0,2061 <i>0,0641</i>
SR18J	0,2082 <i>0,0083</i>	0,3147 <i>0,0067</i>	0,1914 <i>0,0159</i>	0,1582 <i>0,0236</i>	0,0737 <i>0,0353</i>	0,3207 <i>0,0549</i>	-0,1804 <i>0,0972</i>	0,2267 <i>0,0704</i>	-0,0193 <i>0,0974</i>	-0,1468 <i>0,0894</i>	-0,0336 <i>0,1050</i>	-0,3618 <i>0,0780</i>	-0,6707 <i>0,0492</i>
SR20J	0,2070 <i>0,0086</i>	0,3248 <i>0,0070</i>	0,2611 <i>0,0233</i>	0,2697 <i>0,0286</i>	0,1125 <i>0,0294</i>	0,1449 <i>0,0269</i>	0,0083 <i>0,0472</i>	-0,0599 <i>0,0457</i>	-0,0853 <i>0,0527</i>	-0,0936 <i>0,0565</i>	-0,0271 <i>0,0730</i>	-0,4442 <i>0,0603</i>	0,6778 <i>0,0424</i>
SR25J	0,2087 <i>0,0091</i>	0,3429 <i>0,0079</i>	0,3443 <i>0,0371</i>	0,4250 <i>0,0421</i>	0,0470 <i>0,0574</i>	-0,4811 <i>0,0692</i>	0,2074 <i>0,1388</i>	-0,2273 <i>0,0972</i>	-0,0018 <i>0,1162</i>	0,1706 <i>0,1036</i>	0,0398 <i>0,1194</i>	0,3848 <i>0,0790</i>	-0,1803 <i>0,0504</i>
EW(λ_i)	0,0029	0,0004	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Kumulative Variation	88,46%	99,52%	99,78%	99,90%	99,94%	99,96%	99,98%	99,99%	99,99%	100,00%	100,00%	100,00%	100,00%

Tabelle 14: Korrelationskoeffizienten zwischen den Hauptkomponenten und den ursprünglichen Variablen

(***:=signifikant auf Signifikanzniveau=1%; **:=signifikant auf Signifikanzniveau=5%; *:=signifikant auf Signifikanzniveau=10%)

	HK1	HK2	HK3	HK4	HK5	HK6	HK7	HK8	HK9	HK10	HK11	HK12	HK13
SR6M	0,925***	-0,369***	0,077***	-0,014**	-0,040***	0,005	0,007**	0,000	-0,001	0,000	0,000	0,000	0,000
SR9M	0,935***	-0,353***	0,031***	-0,013***	0,025***	-0,009**	-0,012***	-0,005	0,012***	-0,001	-0,003	-0,001	0,000
SR1J	0,945***	-0,324***	0,006***	-0,003	0,028***	-0,001	-0,002	0,004	-0,013***	0,001	0,007*	0,001	0,000
SR2J	0,979***	-0,193***	-0,049***	0,028***	0,005**	0,005	0,010***	0,005**	-0,002	0,006	-0,011**	0,000	0,000
SR3J	0,992***	-0,097***	-0,067***	0,033***	-0,004	0,012***	0,012***	-0,007**	0,005	-0,010***	0,006	0,001	0,000
SR5J	0,993***	0,085***	-0,067***	0,014***	-0,027***	-0,011**	-0,015***	0,002	0,004	0,010***	0,007	-0,003	0,000
SR8J	0,966***	0,251***	-0,039***	-0,027***	-0,017***	-0,006	-0,023***	-0,013**	-0,012**	-0,006	-0,007	0,002	0,000
SR10J	0,949***	0,309***	-0,025***	-0,049***	-0,004	-0,029***	0,013*	0,018***	0,002	-0,010**	-0,001	-0,001	0,001
SR12J	0,912***	0,400***	-0,010	-0,090***	0,016***	0,010	0,024***	-0,014***	0,001	0,009**	0,002	-0,002	-0,001
SR15J	0,896***	0,441***	0,019***	-0,025***	0,003	0,028***	-0,014*	0,011***	0,008*	0,003	0,002	0,010***	0,002***
SR18J	0,880***	0,471***	0,044***	0,025***	0,007**	0,021***	-0,010*	0,008***	-0,001	-0,004	-0,001	-0,006***	-0,006***
SR20J	0,872***	0,484***	0,059***	0,042***	0,011***	0,009***	0,000	-0,002	-0,003	-0,003*	-0,001	-0,007***	0,006***
SR25J	0,860***	0,500***	0,076***	0,065***	0,004	-0,030***	0,012	-0,008**	0,000	0,004*	0,001	0,006***	-0,002***

Tabelle 15: Beta-Faktoren und Adj.-R² der linearen Regression ($E[SR] = \alpha + \beta_1 \cdot HK_1 + \beta_2 \cdot HK_2$)

	SR6M	SR9M	SR1J	SR2J	SR3J	SR5J	SR8J	SR10J	SR12J	SR15J	SR18J	SR20J	SR25J
HK1	0,33	0,34	0,34	0,34	0,32	0,30	0,26	0,24	0,22	0,21	0,21	0,21	0,21
HK2	-0,38	-0,36	-0,33	-0,19	-0,09	0,07	0,19	0,22	0,27	0,30	0,31	0,32	0,34
Adj-R ²	99,21%	99,79%	99,89%	99,64%	99,38%	99,40%	99,65%	99,55%	99,05%	99,77%	99,67%	99,44%	98,87%

Die schattierte und kursive Zahl, die unter dem s -ten Element ($v_{s,i}$) des i -ten Eigenvektors in Tabelle 13 steht, gibt die Standardabweichung dieses Elementes an.²²⁹ Mit der Standardabweichung kann man einen statistischen Test bezüglich jedes Elements der Eigenvektoren daraufhin durchführen, ob das Element von Null abweicht,

$$\text{Nullhypothese (H}_0\text{): } v_{s,i} = 0,$$

$$\text{Gegenhypothese (H}_1\text{): } v_{s,i} \neq 0,$$

wenn die betrachteten Spot-Raten als Multi-Normalverteilung angenommen werden. Denn das Element $v_{s,i}$ ist demzufolge asymptotisch normalverteilt. Die Nullhypothese wird für alle Elemente der ersten zwei Eigenvektoren mit einem Signifikanzniveau von 1% abgelehnt. Das bedeutet, dass sämtliche Elemente in Eigenvektoren von *EV1* und *EV2* statistisch signifikant von Null abweichen.

Der Korrelationskoeffizient zwischen der Hauptkomponente (HK_i) und der Spot-Rate (SR_s) ist nach der Gleichung²³⁰

$$\rho(HK_i, SR_s) = \frac{v_{s,i} \sqrt{\lambda_i}}{\sqrt{\sigma_{ss}}}, \text{ für } i \in [1, 2, \dots, 13], \quad \text{F 4-15}$$

zu kalkulieren und in Tabelle 13 angegeben. Es ist zu erkennen, dass die erste Hauptkomponente signifikant von den betrachteten Spot-Raten unterschiedlicher Restlaufzeit korreliert. Die Korrelationskoeffizienten der *HK1* mit den drei-jährigen und fünf-jährigen Spot-Raten sind über 99%, was verdeutlicht, dass die Spot-Raten mit einer Laufzeit von drei oder fünf Jahren im Vergleich mit den üblichen Spot-Raten mit einer einjährigen oder zehnjährigen Laufzeit besser und geeigneter als die Benchmark des Zinssatzniveaus zu setzen sind. Im Gegensatz zur ersten Hauptkomponente korreliert die zweite Hauptkomponente auf den ersten Blick nicht so stark mit den ursprünglichen Variablen. Trotzdem beobachtet man die relativ großen Korrelationen der *HK2* mit der

²²⁹ Vgl. Basilevsky (1994), S. 218. Die Standardabweichung (γ) hier wird berechnet nach der Formel

$$\gamma_{s,i}^2 = \frac{\lambda_i}{(n-1)} \sum_{\substack{j=1 \\ s \neq j}}^p \left[\frac{\lambda_j}{(\lambda_j - \lambda_i)^2} \cdot v_{s,j}^2 \right], \text{ mit}$$

n : Anzahl der Beobachtung, hier $n = 240$,

$v_{s,j}$: s -tes Element des Eigenvektors j .

²³⁰ Vgl. Johnson/Wichern (2007), S. 433f.

SR6M und der *SR25J*. Die Korrelationen der *HK2* mit den quasi kurzfristigen Spot-Raten und den quasi langfristigen Spot-Raten haben ein unterschiedliches Vorzeichen und unterstützen somit die Interpretation der *HK2* als Steigungsfaktor der Zinsstrukturkurve.

Darüber hinaus weisen die Korrelationskoeffizienten im Quadrat in Tabelle 14 im Weiteren den Erklärungsanteil der Hauptkomponente gegenüber den jeweiligen Spot-Raten auf. Als Beispiel erklärt die erste Hauptkomponente jeweils $(0,925)^2=85,56\%$ von der sechsmonatigen Spot-Rate, $(0,935)^2=87,42\%$ von der neun-monatigen Spot-Rate, $(0,945)^2=89,30\%$ von der Spot-Rate mit ein Jahr Restlaufzeit usw. In Anlehnung an die Orthogonalität der Hauptkomponenten können die ersten beiden Hauptkomponenten zusammen $(0,925)^2+(-0,369)^2=99,22\%$ der Variation der sechs-monatigen Spot-Rate wieder herstellen.²³¹

Tabelle 15 berichtet über die Ergebnisse der linearen Regression, in der die ersten zwei Hauptkomponenten als exogene Variable eingesetzt werden, um die Variation der entsprechenden einzelnen Spot-Rate als endogene Variable zu erklären. Da die Hauptkomponenten zueinander orthogonal sind, muss man keine Rücksicht auf die Multikollinearität nehmen. Die Faktorladungen der Hauptkomponenten *HK1* und *HK2* sind in der zweiten bis dritten Zeile abgebildet. Die endogene Variable *SRIJ* hat z. B. die Faktorladungen von 0,34 und -0,33 bezüglich der zwei exogenen Hauptkomponenten. Das bedeutet, dass die Änderung der *HK1* um einen Basispunkt zur Änderung der einjährigen Spot-Rate um 0,34 Basispunkte führt. Im Zusammenhang mit den in Tabelle 13 angegebenen Eigenwerten der Varianz-Kovarianz-Matrix der Spot-Raten wird verdeutlicht, dass sich die *SRIJ* um $0,34 \times \sqrt{0,0029} = 0,018$ Basispunkte bei einer Änderung der *HK1* um eine Standardabweichung ändert.²³²

Während die ersten zwei Hauptkomponenten über 99% der gesamten Variation der betrachteten Spot-Raten über die Periode zwischen 01.1990 und 12.2009 erfolgreich erklären können, variiert der Erklärungsgehalt der jeweiligen Hauptkomponente zeitlich. Das gleiche Verfahren wird zunächst auf Basis der Spot-Raten über ein 36-monatiges Zeitfenster, das ab 01. 1990 bis zum 01. 2007 monatlich rolliert wird, ausgeführt. Die ersten drei Hauptkomponenten verhalten sich sehr ähnlich wie die für die gesamte Untersu-

²³¹ Vgl. Mardia/Kent/ Bibby (2006), Formel 8.2.13, S. 223.

²³² Vgl. Hull (2011), S. 180. Die Aussage basiert auf der Eigenschaft, dass der Eigenwert der Varianz einer entsprechenden Hauptkomponente entspricht.

chungsperiode, wobei die kumulativen Varianzen der *HK1*, *HK2* und *HK3* durchschnittlich 90,26%, 99,17% und 99,75% betragen. Von den drei latenten Faktoren zeigt die erste Hauptkomponente in Abbildung 12 den volatilen Erklärungsgehalt im Laufe der Zeit. Die Fähigkeit, die Variation der Spot-Raten mit den latenten Komponenten wieder herzustellen, erhöht sich erheblich, wenn die zweite Hauptkomponente neben der ersten zusätzlich aufgenommen wird. Mit den ersten zwei Hauptkomponenten kann man für die 205 Subperiode mindestens 99,17% der totalen Varianz der Varianz-Kovarianz-Matrix der Spot-Raten künstlich erzeugen. Die Aufnahme der dritten Hauptkomponente trägt von 99,17% auf 99,75% lediglich leicht zur gesamten Erklärungsfähigkeit bei.

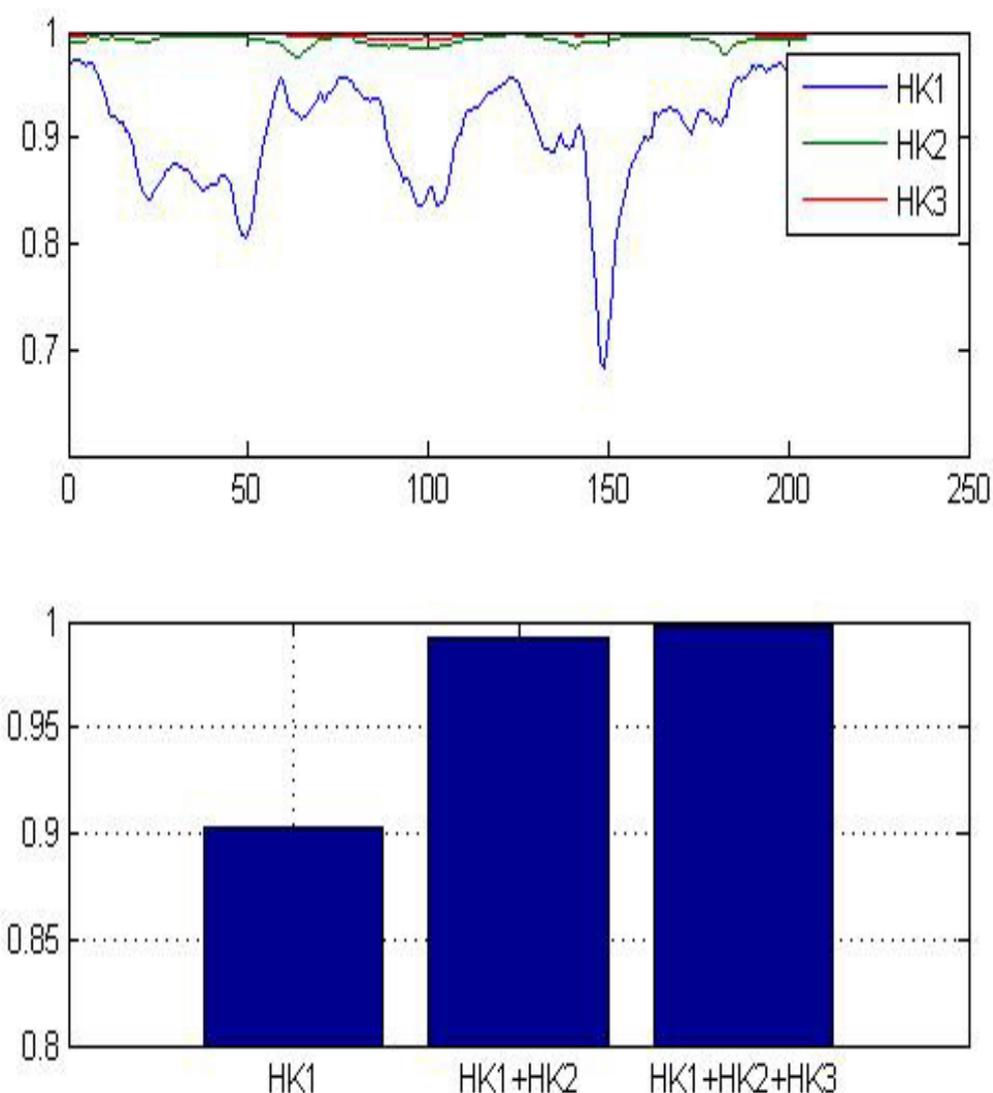


Abbildung 12: Performance der ersten drei Hauptkomponenten der risikolosen Spot-Raten

Das stabile Verhalten der ersten beiden Hauptkomponenten für die gesamte Untersuchungsperiode zwischen 01.1990 und 12.2009 kann zusätzlich durch einen sogenannten Ellipse-Format-Chart in Abbildung 13 veranschaulicht werden.²³³ Alle latenten Beobachtungen der $HK1$ und $HK2$ werden innerhalb einer Ellipse, die durch die Funktion

$$\frac{[HK_1 - E(HK_1)]^2}{\lambda_1} + \frac{[HK_2 - E(HK_2)]^2}{\lambda_2} = \chi^2(0,05) \quad \text{F 4-16}$$

gegeben wird, umkreist. Dabei stellt das Symbol $\chi^2(0,05)$ einen Wert der inversen Chi-Quadrat-Verteilung mit einer entsprechenden Wahrscheinlichkeit von 1-0,05 und einem Freiheitsgrad von zwei dar. Da die Beobachtungen der ersten beiden Hauptkomponenten über die Periode stabil geblieben sind, kann man die stabilen Auswirkungen der beiden Hauptkomponenten auf die Spot-Raten im Laufe der Zeit erwarten.

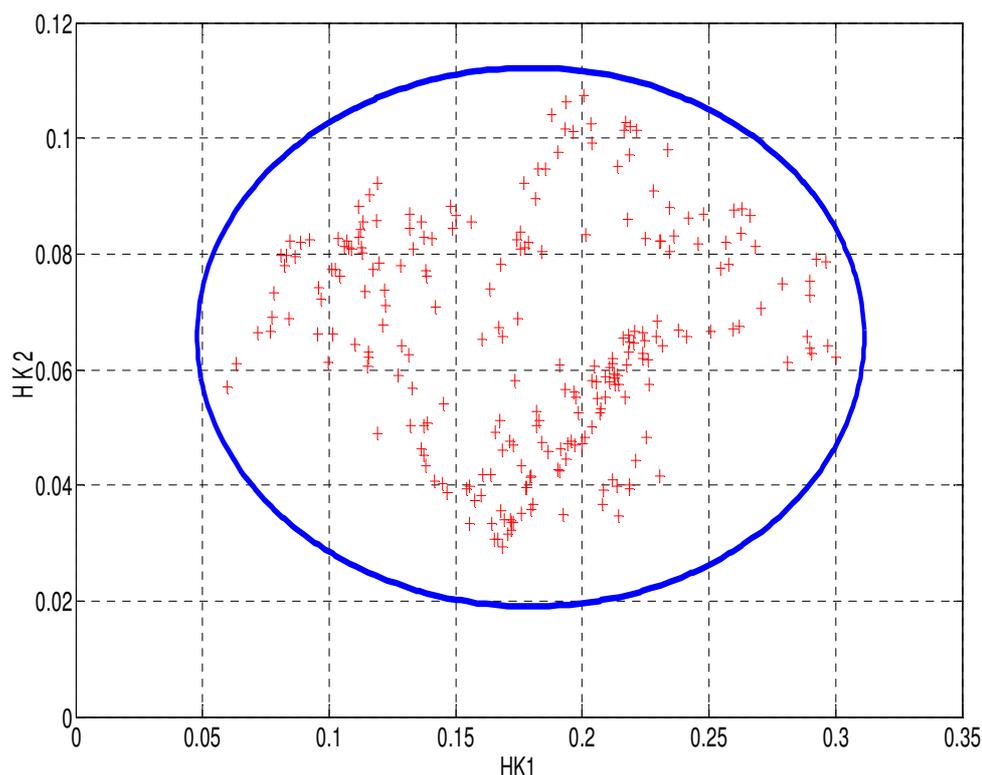


Abbildung 13: Vertrauensellipse der Hauptkomponenten der risikolosen Spot-Raten²³⁴

²³³ Vgl. Johnson/Wichern (2007), S. 459-461.

²³⁴ Die Abbildung 13 basiert auf einer Annahme über die Multi-Normalverteilung der Spot-Raten. Vgl. Mardia/Kent/ Bibby (2006), S. 216.

Die Spot-Raten mit der Laufzeit von sechs Monaten, neun Monaten, ein Jahr, zwei Jahren, drei Jahren, fünf Jahren, acht Jahren, zehn Jahren, zwölf Jahren, 15 Jahren, 18 Jahren, 20 Jahren und 25 Jahren werden für den Zeitraum zwischen 01. 1990 und 12. 2009 mit der Hauptkomponentenanalyse untersucht. Ausgehend von der Varianz-Kovarianz-Matrix werden die ursprünglich hoch korrelierten Spot-Raten in paarweise zueinander orthogonale Hauptkomponenten transformiert. Für die gesamte Periode ab 01. 1990 bis zum 12. 2009 wird behauptet, dass die ersten zwei Hauptkomponenten für den größten Teil der Variation verantwortlich sind. Auch für die 205 analysierten Subperioden zeigen die ersten zwei Hauptkomponenten die konsistente Fähigkeit, durchschnittlich 99,17% der totalen Varianz der ursprünglichen Varianz-Kovarianz-Matrix zu rekonstruieren. Angesichts der Zusammensetzung der jeweiligen Hauptkomponenten und ihrer Faktorladungen können die relevanten Hauptkomponenten analog zu LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) als Zinsniveau, Steigung und Krümmung der Zinsstrukturkurve ökonomisch interpretiert werden.

Die erfolgreiche Reduzierung der hochdimensionalen Datenmenge der Spot-Raten in zwei oder drei Hauptkomponenten leistet einen relevanten Beitrag zu der Asset-Allokation und dem Risikomanagement. Da ein ziemlich großer Teil der Renditeänderung von risikofreien Nullkuponanleihen systematisch und stabil von den Änderungen der latenten Hauptkomponenten erklärt werden kann, spielt daher die Diversifikation für die Verwaltung der risikolosen festverzinslichen Wertpapiere im Vergleich zu der Vermögensverwaltung bezüglich der Aktien keine entscheidende Rolle.²³⁵ Darüber hinaus haben LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) und BLISS (1997) eine auf den drei Hauptkomponenten basierende Strategie zum Risikomanagement vorgestellt.²³⁶ Unter Berücksichtigung der ersten drei Hauptkomponenten, die das Zinsniveau, die Steigung und die Krümmung der Zinsstrukturkurve darstellen, werden nicht nur die parallele Verschiebung der Zinsstrukturkurve sondern auch die nicht parallelen Änderungen der Zinsstrukturkurve kontrolliert. Dadurch gelingt ein effizientes Risikomanagement bezüglich der Zinsänderung im Vergleich mit der Durationsstrategie.

²³⁵ Vgl. Bliss (1997), S. 16.

²³⁶ Im Vergleich mit der Änderung der Überschussrenditen in Litterman/Scheinkmann (1991) analysiert Bliss (1997) dagegen die Differenzen der risikolosen Spot-Raten verschiedener Laufzeiten.

5 ERMITTLUNG DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

Nachdem die laufzeitspezifischen Benchmarkzinssätze von bis zu fünfundzwanzigen Jahren in Kapitel 4 geschätzt wurden, setzt sich dieses Kapitel zunächst das Ziel, die Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen nach den in Unterkapitel 2.3 definierten Maßstäben zu ermitteln. Die drei vorgestellten Maßstäbe sind im Längs- und Querschnitt zu vergleichen. Eine statistische Zusammenfassung der Risikoprämien der Unternehmensanleihen befindet sich am Ende dieses Kapitels.

5.1 AUFBEREITUNG DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

5.1.1 Datenbasis

Für den Zeitraum vom 01.1990 bis zum 12.2009 werden die auf dem US-amerikanischen Markt emittierten und in US-Dollar notierten festverzinslichen Unternehmensanleihen untersucht. Wenn die Unternehmensanleihen

- Straight Bonds sind, d. h. Festzinsanleihen ohne eingebettete Option,
- eine Restlaufzeit besitzen, die aufgrund der Liquidität und der bis zu 25 Jahren Restlaufzeit geschätzten risikolosen Zinsstrukturkurve zwischen sechs Monaten und 25 Jahren variiert,
- nicht während der Untersuchungsperiode ausfallen,

dann werden die Informationen:

- Emissions-, Verfalls- und Kuponzahlungsdatum,
- Kuponrate, Nominalwert, endgültige Tilgung, ausstehendes Volumen,
- Moody's Rating,

- Branche der Emittenten und
- Clean-Preise am 15. jedes Monats

von *Datastream* erhoben. Nach der Bereitstellung der Anleihekurse werden die Unternehmensanleihen im zweiten Schritt weiter bereinigt, in dem die nicht aktiv gehandelten Anleihen weggestrichen werden. Somit wird gewährleistet, dass die notierten Kurse einer betrachteten Unternehmensanleihe in zwei aufeinanderfolgenden Monaten nicht identisch sind.

Die Verfügbarkeit der Unternehmensanleihen wird je nach Ratingklasse und Betrachtungsperiode in Tabelle 16 und 17 berichtet.²³⁷ Insgesamt werden 11.859 Unternehmensanleihen in die Untersuchung einbezogen, davon sind 7.102 Anleihen von Industrieunternehmen und 4.757 Anleihen von Finanzinstitutionen emittiert worden. Ungefähr die Hälfte der aufgenommenen Unternehmensanleihen haben ein Moody's Rating, das während der Untersuchungsperiode als unverändert angenommen wird. In den erhobenen Daten erhielten 33% der Unternehmensanleihen ein Investment-Grade-Rating.

Tabelle 16: Verfügbare Unternehmensanleihen nach Ratingklasse und Branche

Rating	Gesamt	Industriell	Finanziell
Aaa	102	50	52
Aa1	41	8	33
Aa2	111	38	73
Aa3	196	114	82
A1	269	155	114
A2	600	416	184
A3	581	371	210
Baa1	656	353	303
Baa2	791	493	298
Baa3	516	381	135
Ba1	218	146	72
Ba2	178	148	30

²³⁷ In Unterkapitel 5.3 sind die Daten für die ungewöhnlichen Risikoprämien weiter zu bereinigen. Die in Tabelle 16 und 17 angegebenen Informationen sind die in der Untersuchung endgültig verbleibenden Unternehmensanleihen.

Ba3	191	156	35
B1	229	162	67
B2	237	223	14
B3	320	259	61
Caa1	227	175	52
Caa2	77	62	15
Caa3	40	20	20
Ca	43	24	19
Kein Rating	6.236	3.348	2.888
Gesamt	11.859	7.102	4.757

Tabelle 17: Periodische verfügbare Unternehmensanleihen nach Ratingklasse

Jahr	Gesamt	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	B	Caa	Ca	Kein Rating
1990	154	10	29	40	40	15	5	0	0	15
1991	200	13	33	44	44	15	6	0	0	45
1992	260	16	27	52	53	16	7	0	0	89
1993	374	16	28	61	46	13	11	0	0	199
1994	402	13	15	65	34	10	8	0	0	257
1995	581	7	19	70	32	11	7	0	0	435
1996	739	6	26	73	45	11	7	0	0	571
1997	950	6	35	106	81	12	11	0	0	699
1998	1.123	5	43	120	101	12	15	0	0	827
1999	1.327	5	44	137	101	17	15	0	0	1.008
2000	1.608	2	50	149	125	20	18	0	0	1.244
2001	4.425	9	91	316	350	53	46	15	2	3.543
2002	4.780	8	102	406	461	84	69	21	3	3.626
2003	5.308	12	128	556	684	119	148	44	4	3.613
2004	5.716	22	138	640	849	186	303	98	6	3.474
2005	5.860	25	155	707	987	203	304	121	13	3.345

2006	5.762	24	151	755	1.125	243	305	144	16	2.999
2007	5.473	27	179	887	1.288	264	269	190	15	2.354
2008	5.262	37	214	1.083	1.481	293	275	196	24	1.659
2009	6.628	86	284	1.294	1.800	532	727	310	40	1.555

5.1.2 Ableitung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit Beispiel

Um den vorher dargestellten Kalkül zur Ermittlung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen übersichtlich und intuitiv zu veranschaulichen, werden zunächst die drei alternativen Maßstäbe der Risikoprämie einer Unternehmensanleihe anhand eines Beispiels berechnet.

-----Beispiel-----

<u>Allgemeine Information über die Unternehmensanleihe</u>			
Emissionsdatum	29.02.2000	Kuponrate	8,8%
Verfallsdatum	01.02.2010	Kupontermine	01.02/01.08
Nominalwert	100		

Der von *Datastream* abgefragte Anleihekurs notierte am 15.02.2009 zum Preis von 96,1623. Zur Ableitung der Risikoprämie dieses festverzinslichen Wertpapiers werden die zukünftigen Cashflows, Kuponzahlungstermine und die laufzeitspezifischen Spot-Raten benötigt. Sie werden wie folgt zusammengefasst. Der negative Cashflow am Stichtag gibt die Stückzinsen, die mit $act/365$ gerechnet werden, an. Mit den gegebenen Informationen werden YD , KRP und PAF nach dem in Unterkapitel 2.3 vorgestellten Algorithmus kalkuliert.

Stichtag: 15.02.2009			
Cashflows (\$)	-0,3403	4,4000	104,4000
Auszahlungstermin	15.02.2009	01.08.2009	01.02.2010
Restlaufzeit (Jahr)		0,4575	0,9616
Spot-Rate (p.a.)		0,4267%	0,6871%

- Die YD entspricht der Abweichung der Effektivverzinsung der Unternehmensanleihe von der Effektivverzinsung der bis auf das Risiko ansonsten identischen ri-

sikofreien Referenzanleihe. Die Effektivverzinsung der Unternehmensanleihe ergibt sich aus:

$$\begin{aligned} \text{Clean-Preis} &= -\text{Stückzinsen} + C \cdot e^{-YTM \cdot t_1} + (C + N) \cdot e^{-YTM \cdot t_2}, \\ 96,16 &= -0,34 + 4,40 \cdot e^{-YTM \cdot 0,46} + 104,40 \cdot e^{-YTM \cdot 0,96}, \end{aligned}$$

→ Effektivverzinsung der Unternehmensanleihe = 12,77%.

Um die Effektivverzinsung der Referenzanleihe zu ermitteln, muss zuerst der theoretische Kurs dieser Referenzanleihe mit den risikolosen laufzeit-spezifischen Spot-Raten nach dem DCF-Kalkül

$$\begin{aligned} BW^K &= C \cdot e^{-r_f(t_0, t_1) \cdot t_1} + (C + N) \cdot e^{-r_f(t_0, t_2) \cdot t_2} \\ &= 4,40 \cdot e^{-0,43\% \cdot 0,46} + 104,40 \cdot e^{-0,69\% \cdot 0,96} \\ &= 108,10 \end{aligned}$$

gerechnet werden. In Analogie zur Effektivverzinsung der Unternehmensanleihe errechnet sich die Effektivverzinsung dieser fiktiv erzeugten risikofreien Anleihe wie folgt:

$$\begin{aligned} BW^K &= C \cdot e^{-YTM_f^K \cdot t_1} + (C + N) \cdot e^{-YTM_f^K \cdot t_2}, \\ 108,10 &= 4,40 \cdot e^{-YTM_f^K \cdot 0,46} + 104,40 \cdot e^{-YTM_f^K \cdot 0,96}, \end{aligned}$$

→ Effektivverzinsung der Referenzanleihe = 0,68%.

Die *YD* ergibt sich somit aus $12,77\% - 0,68\% = 12,09\%$.

- Die *KRP* wird als die konstante Überschussrendite über die laufende Zinsstrukturkurve definiert und lässt sich wie folgt bestimmen

$$\begin{aligned} \text{Clean-Preis} &= -\text{Stückzins} + C \cdot e^{-(r_f(t_0, t_1) + KRP) \cdot t_1} + (C + N) \cdot e^{-(r_f(t_0, t_2) + KRP) \cdot t_2}, \\ 96,16 &= -0,34 + 4,40 \cdot e^{-(0,43\% + KRP) \cdot 0,46} + 104,40 \cdot e^{-(0,69\% + KRP) \cdot 0,96}, \end{aligned}$$

→ *KRP* = 12,09%.

- Nach Merton's Modell resultiert die positive Überschussrendite einer risikobehafteten Anleihe im niedrigeren Kurs im Vergleich zu dem theoretischen Preis einer ansonsten identischen risikofreien Benchmarkanleihe. Die relative Preisabweichung wird als Preisabschlagfaktor bezeichnet und gegeben durch

$$\begin{aligned}
 PAF &= \frac{\text{BW der Referenzanleihe}}{\text{Dirty-Preis der Unternehmensanleihe}} - 1 \\
 &= \frac{108,10}{96,16 + 0,34} \\
 &= 12,05\%.
 \end{aligned}$$

Auf ähnliche Weise werden die Maßstäbe bezüglich der Risikoprämie derselben Unternehmensanleihe am 15.03.2009 mit den Ausgangsinformationen

Stichtag: 15.03.2009			
Notierter Kurs (\$)	96,38		
Cashflows (\$)	-1,0210	4,4000	104,4000
Auszahlungstermin	15.03.2009	01.08.2009	01.02.2010
Restlaufzeit (Jahr)		0,3808	0,8849
Spot-Rate (p. a.)		0,3069%	0,7113%

ermittelt. Sie werden mit den Risikoprämien in der Vorperiode in folgender Tabelle

	15.02.2009	15.03.2009	Änderung
<i>YD</i>	12,09%	12,13%	+
<i>KRP</i>	12,09%	12,13%	+
<i>PAF</i>	12,05%	11,05%	-

zusammengestellt und verglichen.

-----Ende des Beispiels-----

5.2 VERGLEICH DER DREI MAßSTÄBE DER RISIKOPRÄMIE VON UNTERNEHMENSANLEIHEN

Mit dem obigen numerischen Beispiel wird deutlich, dass sich die drei Maßstäbe unterschiedlich verhalten. Während die ersten beiden Überschussrenditen *YD* und *KRP* um vier Basispunkte von 12,09% auf 12,13% steigen, fällt die absolute Risikoprämie *PAF* derselben Unternehmensanleihe dagegen um einen Prozentsatz.

In diesem Unterabschnitt wird sowohl mit dem Zeitreihenvergleich als auch mit dem Querschnittsvergleich untersucht,

- ob die drei Maßstäbe der Risikoprämien derselben Unternehmensanleihe i während der Laufzeit übereinstimmend in die gleiche Richtung verlaufen. Dies kann anhand der Vorzeichen der Variablenänderung ($\Delta YD_{t-1,t}^i$, $\Delta KRP_{t-1,t}^i$ und $\Delta PAF_{t-1,t}^i$) im Laufe der Zeit bestimmt werden und
- ob die drei Maßstäbe zu einem Betrachtungszeitpunkt der Größe nach gleich kategorisiert werden können, d. h.

$$YD_t^i \geq YD_t^j \Leftrightarrow KRP_t^i \geq KRP_t^j \Leftrightarrow PAF_t^i \geq PAF_t^j, \forall i \neq j. \quad \text{F 5-1}$$

5.2.1 Zeitreihenvergleich der drei Maßstäbe

Mit den erhobenen Unternehmensanleihen, die mindestens über zwei Beobachtungen in der Periode zwischen dem 01.1990 und dem 12.2009 verfügen,²³⁸ werden die Änderung von der YD ($\Delta YD_{t-1,t}^i$), die Änderung von der KRP ($\Delta KRP_{t-1,t}^i$) und die Änderung vom PAF ($\Delta PAF_{t-1,t}^i$) der Unternehmensanleihe i gerechnet und somit das Vorzeichen der entsprechenden Änderungen festgelegt.

In der Analyse wird gefunden, dass bis auf einen Rundungsfehler von $1,0E-5$ die Beziehung:

$$\text{sgn}(\Delta YD_{t-1,t}^i) = \text{sgn}(\Delta KRP_{t-1,t}^i), \quad \text{F 5-2}$$

gilt. Dagegen stimmen die Änderungen der Variablen PAF uneinheitlich mit den Änderungen der beiden anderen untersuchten Variablen überein und weichen ab und zu erhebliche von den Entwicklungen der Variablen YD und KRP ab. Die linearen Zusammenhänge zwischen $\Delta YD_{t-1,t}^i$, $\Delta KRP_{t-1,t}^i$, und $\Delta PAF_{t-1,t}^i$ werden mit einer durchschnittlichen Korrelationsmatrix in Abbildung 15 veranschaulicht.

In Abbildung 15 ist zu erkennen, dass die KRP im Laufe der Zeit durchschnittlich über 0,99 mit der YD korreliert. Der fast perfekt lineare Zusammenhang zwischen den beiden Variablen unterstützt bzw. ergänzt die bereits in F 5-2 getroffene Aussage. Im Gegensatz dazu variieren die Korrelationen, $\rho(YD, PAF)$ und $\rho(KRP, PAF)$, zwischen -

²³⁸ Insgesamt 11.530 Unternehmensanleihen haben mindestens zwei Beobachtungen während der Untersuchungsperiode. Davon sind 6.938 im industriellen Sektor und 4.592 im finanziellen Sektor.

0,80 und 0,99. Aufgrund der großen Schwankungen der Korrelationen findet man logischerweise einen niedrigen Mittelwert des Korrelationskoeffizienten i. H. v. 0,83.

	<u>YD</u>		<u>KRP</u>		<u>PAF</u>
<u>YD</u>	1				
	Max	1			
	Min	0,9259			
<u>KRP</u>	Mean	0,9999	1		
	Median	0,9999			
	Max	0,9997	Max	0,9997	
<u>PAF</u>	Min	-0,8014	Min	-0,8013	1
	Mean	0,8288	Mean	0,8298	
	Median	0,9518	Median	0,9526	

Abbildung 14: Lineare Zusammenhänge zwischen den drei Maßstäben²³⁹

Um die Inkonsistenz des *PAF* erklären zu können, ist es zweckmäßig, sich die Definition des *PAF* in Erinnerung zu rufen. Der *PAF* ist definiert als Preisdifferenz zwischen der risikolosen Benchmarkanleihe und der betrachteten Unternehmensanleihe, dividiert durch den risikobehafteten Anleihekurs. Wenn die Auszahlungsstruktur einer Unternehmensanleihe bekanntgegeben wird, kann der *PAF* durch eine Funktion von drei Variablen, dem risikolosen Zinssatz (r), der *YD* (Δ) und der Restlaufzeit (t), dargestellt werden.²⁴⁰ Er errechnet sich nach F 2–23 auf der Seite 27 aus

²³⁹ Die Korrelationsmatrix basiert auf den Anleihen, die während der Betrachtungszeit mindestens 30 Beobachtungen haben. Davon sind 3.834 im industriellen Sektor und 2.634 im finanziellen Sektor.

²⁴⁰ Zur Vereinfachung wird hier eine flache risikolose Zinsstrukturkurve angenommen. Der konstante risikolose Zinssatz wird mit r bezeichnet.

$$PAF(r, \Delta, t) = \frac{\sum_{t=1}^T (C \cdot e^{-r \cdot t}) + N \cdot e^{-r \cdot T}}{\sum_{t=1}^T (C \cdot e^{-(r+\Delta) \cdot t}) + N \cdot e^{-(r+\Delta) \cdot T}} - 1. \quad \text{F 5-3}$$

Der Zähler in F 5-3 entspricht dem theoretischen Barwert ($BWRF$) einer künstlichen risikolosen Anleihe. Im Nenner befindet sich der theoretische Kurs ($BWCB$) einer risikobehafteten Unternehmensanleihe. Die risikolose und die risikobehaftete Anleihe besitzen bis auf das Risiko identische Ausstattungen. Um die Auswirkung des risikolosen Zinssatzes auf die YD zu verdeutlichen, wird zunächst die erste Ableitung der YD nach dem risikolosen Zinssatz

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Delta}{\partial r} &= \frac{\partial PAF}{\partial r} \bigg/ \frac{\partial PAF}{\partial \Delta}, \\ \frac{\partial PAF}{\partial r} &= \frac{BWRF'_r \cdot BWCB - BWRF \cdot BWCB'_r}{BWCB^2}, \\ \frac{\partial PAF}{\partial \Delta} &= -BWRF \cdot \frac{BWCB'_\Delta}{BWCB^2}, \\ &\rightarrow \\ \frac{\partial \Delta}{\partial r} &= \left[\frac{BWRF'_r \cdot BWCB - BWRF \cdot BWCB'_r}{BWCB^2} \right] \bigg/ \left[-BWRF \cdot \frac{BWCB'_\Delta}{BWCB^2} \right] \\ &= \frac{BWRF'_r \cdot BWCB - BWRF \cdot BWCB'_r}{-BWRF \cdot BWCB'_\Delta} \\ &= 1 - \frac{BWRF'_r \cdot BWCB}{BWRF \cdot BWCB'_\Delta} \\ &= 1 - \frac{\text{Duration}_r^{\text{Referenzanleihe}}}{\text{Duration}_\Delta^{\text{Unternehmensanleihe}}}, \end{aligned} \quad \text{F 5-4}$$

mit:

$$\begin{aligned} BWRF'_r &= \sum_{t=1}^T (-C \cdot t \cdot e^{-r \cdot t}) - N \cdot T \cdot e^{-r \cdot T}, \\ BWCB'_r &= BWCB'_\Delta = \sum_{t=1}^T (-C \cdot t \cdot e^{-(r+\Delta) \cdot t}) - N \cdot T \cdot e^{-(r+\Delta) \cdot T}, \end{aligned}$$

gebildet. Dabei steht $\text{Duration}_r^{\text{Referenzanleihe}}$ für die Duration der risikolosen Referenzanleihe in Bezug auf die parallele Verschiebung der risikolosen Zinsstrukturkurve. Und

Duration_Δ^{Unternehmensanleihe} entspricht der Duration der Unternehmensanleihe in Bezug auf die parallele Änderung der *YD*.

In einem spezifischen Fall $C=0$, wird die Formel F 5-4 für eine risikobehaftete Nullkuponanleihe durch

$$\frac{\partial \Delta}{\partial r} = 1 - \frac{BWRF'_r \cdot BWCB}{BWRF \cdot BWCB_\Delta} = 1 - \frac{-N \cdot T \cdot e^{-r \cdot T} \cdot N \cdot e^{-(r+\Delta)T}}{N \cdot e^{-r \cdot T} \cdot [-N \cdot T \cdot e^{-(r+\Delta)T}]} = 0 \tag{F 5-5}$$

vereinfachend umformuliert. Die Formel F 5-5 besagt, dass die *YD* einer Nullkuponanleihe mit einem vorgegebenen *PAF* von dem risikolosen Zinssatz unabhängig ist. In diesem Fall ändert sich der *PAF* monoton steigend mit der *YD* unter der Annahme, dass die Restlaufzeit konstant bleibt.

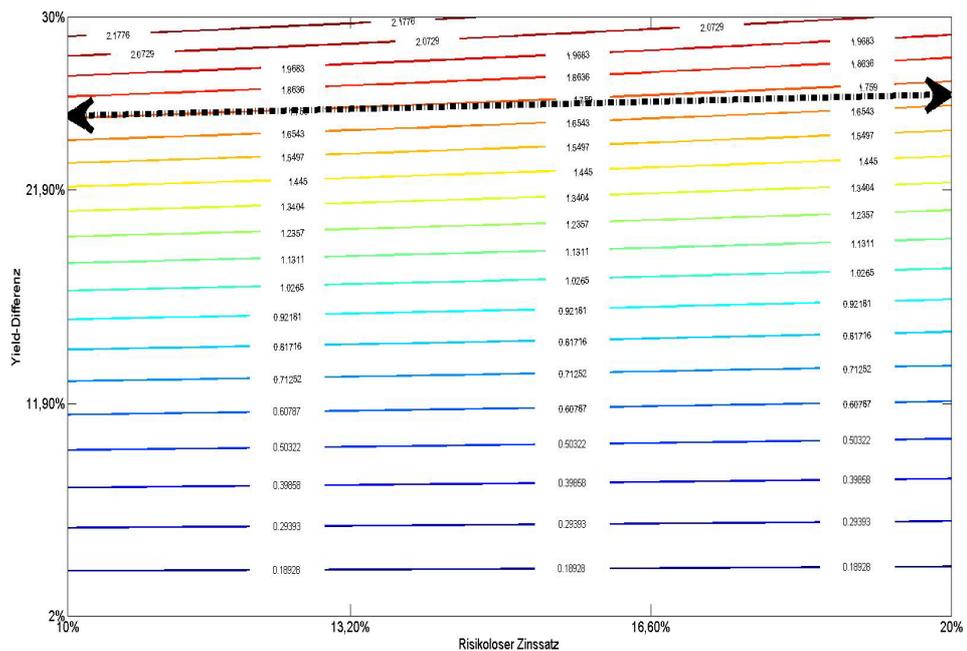


Abbildung 15: Isolinien des *PAF* in Abhängigkeit vom Zusammenspiel zwischen der *YD* und dem risikolosen Zinssatz

Wenn eine risikobehaftete Kuponanleihe betrachtet wird, hängt die monotone Änderung des *PAF* mit der *YD* hauptsächlich von der Steigung $\frac{\partial \Delta}{\partial r}$ ab. Dieses Ergebnis wird anhand eines numerischen Beispiels in Abbildung 15 grafisch veranschaulicht. Im Beispiel wird eine kupontragende Unternehmensanleihe mit der jährlichen Kuponrate von 8%

und einer fünfjährigen Restlaufzeit analysiert. Dazu können der risikolose Zinssatz und die YD innerhalb eines Intervalls variieren. In Abhängigkeit vom Zusammenspiel zwischen der YD und dem risikolosen Zinssatz sind die farbigen Isolinien in Abbildung 15 zustande gekommen. Wenn sich die YD und der risikolose Zinssatz verhältnismäßig entlang einer Isolinie ändern, bleibt der PAF unverändert. Darüber hinaus erhöht sich der PAF nach links oben. Je höher die YD , desto größer ist der PAF .²⁴¹ Weiterhin zeigen die Isolinien in Abbildung 15 leicht positive Steigung. Sie werden mit Verbreiterung der YD steiler. Dagegen beobachtet man die eventuell flacher werdenden Isolinien im unteren Feld. Neben den Isolinien wird eine schwarz gestrichelte Linie in Abbildung 15 gezogen, die sich mit einer Isolinie für einen PAF von 1,759 kreuzt. Der PAF und die YD bewegen sich in diesem Fall in die entgegengesetzte Richtung, wenn der risikolose Zinssatz und die YD beispielsweise entlang der gestrichelten Linie laufen. Das heißt, der PAF verringert sich mit der zunehmenden YD , wenn sich die YD entlang der schwarzen Linie von links nach rechts ändert.

Ausgehend von einer ähnlichen Überlegung kann die Inkonsistenz des PAF auch vom Verhältnis zwischen der YD und der Restlaufzeit t abhängen. In Analogie zur F 5-5 wird die erste Ableitung der YD nach der Restlaufzeit

$$\begin{aligned} \frac{\partial \Delta}{\partial t} &= \frac{\partial PAF}{\partial t} \bigg/ \frac{\partial PAF}{\partial \Delta}, \\ \frac{\partial PAF}{\partial t} &= \frac{BWR F'_t \cdot BWCB - BWR F \cdot BWCB'_t}{BWCB^2}, \\ \frac{\partial PAF}{\partial \Delta} &= -BWR F \cdot \frac{BWCB'_\Delta}{BWCB^2}, \\ &\rightarrow \\ \frac{\partial \Delta}{\partial t} &= \left[\frac{BWR F'_t \cdot BWCB - BWR F \cdot BWCB'_t}{BWCB^2} \right] \bigg/ \left[-BWR F \cdot \frac{BWCB'_\Delta}{BWCB^2} \right] \\ &= \frac{BWR F'_t \cdot BWCB - BWR F \cdot BWCB'_t}{-BWR F \cdot BWCB'_\Delta}, \end{aligned} \quad \text{F 5-6}$$

mit:

²⁴¹ Die Aussage basiert auf der Annahme, dass der risikolose Zinssatz im Zeitverlauf konstant bleibt.

$$\begin{aligned}
BWRF_t' &= \sum_{t=1}^T (-C \cdot r \cdot e^{-r \cdot t}) - F \cdot r \cdot e^{-r \cdot T} = -r \cdot BWRF, \\
BWCB_t' &= \sum_{t=1}^T (-C \cdot (r + \Delta) \cdot e^{-(r+\Delta)t}) - F \cdot (r + \Delta) \cdot e^{-(r+\Delta)T} = -(r + \Delta) \cdot BWCB, \\
BWCB_{\Delta}' &= \sum_{t=1}^T (-C \cdot t \cdot e^{-(r+\Delta)t}) - F \cdot T \cdot e^{-(r+\Delta)T},
\end{aligned}$$

berechnet. Werden $BWRF_t'$, $BWCB_t'$ und $BWCB_{\Delta}'$ in Gleichung F 5-6 eingesetzt, ergibt sich:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial \Delta}{\partial t} &= \frac{BWRF_t' \cdot BWCB - BWRF \cdot BWCB_t'}{-BWRF \cdot BWCB_{\Delta}'} \\
&= \frac{-r \cdot BWRF \cdot BWCB - BWRF \cdot [-(r + \Delta) \cdot BWCB]}{-BWRF \cdot \left[\sum_{t=1}^T (-C \cdot t \cdot e^{-(r+\Delta)t}) - F \cdot T \cdot e^{-(r+\Delta)T} \right]} \\
&= \frac{\Delta \cdot BWCB}{\sum_{t=1}^T (C \cdot t \cdot e^{-(r+\Delta)t}) + F \cdot T \cdot e^{-(r+\Delta)T}} \\
&= \Delta \cdot \left(-\text{Duration}_{\Delta}^{\text{Unternehmensanleihe}} \right)^{-1}.
\end{aligned} \tag{F 5-7}$$

Das in F 5-7 angegebene Verhältnis entspricht den Steigungen der Isolinien, auf den der *PAF* einer Unternehmensanleihe mit unterschiedlicher Kombination zwischen der *YD* und der Laufzeit unverändert bleibt. Wenn die tatsächliche Änderung zwischen der *YD* und der Laufzeit das in F 5-7 angegebene Verhältnis unterschreitet, dann bewegen sich der *PAF* und die *YD* in die entgegengesetzte Richtung.

Darüber hinaus wird in Formel F 5-7 erkannt, dass die Steigung der Isolinien von der *YD* und Duration der Unternehmensanleihe in Bezug auf die parallele Änderung der *YD* determiniert. Je höher die *YD*, desto steiler ist die Isolinie. Je sensitiver die Unternehmensanleihe auf die *YD* reagiert, desto kleiner ist das Verhältnis. In diesem Zusammenhang werden einige Aussagen darüber getroffen, dass die *YD* einer Unternehmensanleihe mit kleinerer Duration sensitiver auf die Änderung der Restlaufzeit reagiert, wenn der *PAF* gleichzeitig konstant bleibt. Außerdem weisen die riskanteren Unternehmensanleihen eine größere Sensitivität mit der Laufzeit auf, denn die riskanteren Wertpapiere werden normalerweise mit höheren Überschussrenditen verbunden. Demgegenüber können die hochrangigen Unternehmensanleihen relativ unempfindlich auf die Ände-

rung der Laufzeit reagieren. Die Gleichung F 5–7 wird mit einer risikobehafteten Nullkuponanleihe mit dem Nennwert von 100 in Abbildung 16 intuitiv dargestellt.

Der *PAF* in Abbildung 16 erhöht sich, wie in Abbildung 15, nach links oben. Dabei wird deutlich, dass die Isolinien immer steiler werden, wenn die Restlaufzeit von zehn Jahren bis auf Fälligkeit verkürzt wird. Je kürzer die Restlaufzeit, desto sensitiver reagiert die *YD* dieser Nullkuponanleihe auf die Laufzeit. Somit ist klar, dass sich der *PAF* einer Unternehmensanleihe im Laufe der Zeit ändern könnte, selbst wenn die *YD* derselben Unternehmensanleihe während der Laufzeit konstant bleibt.

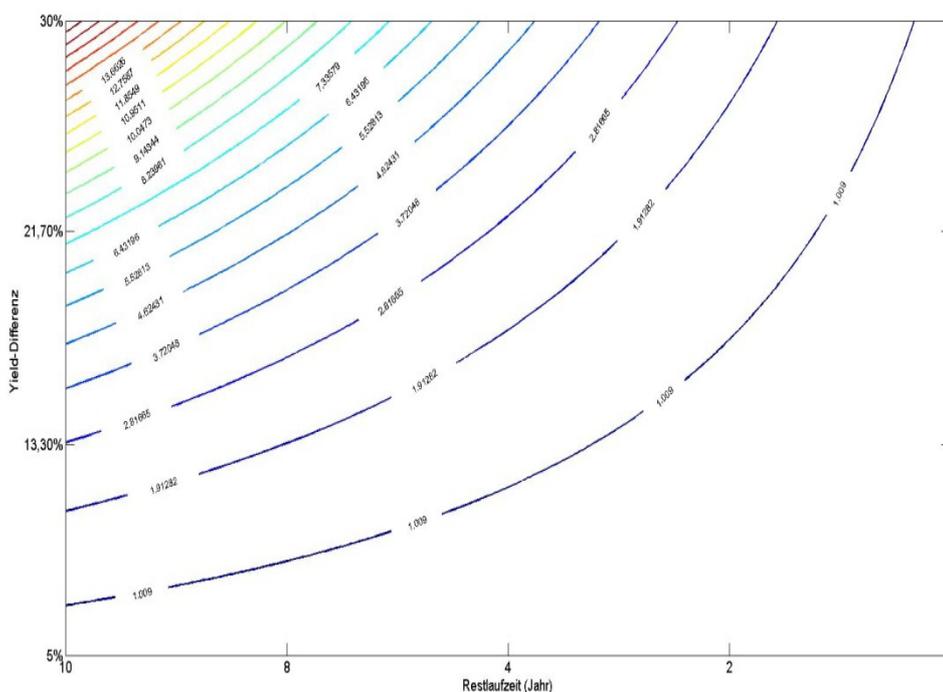


Abbildung 16: Isolinien des *PAF* in Abhängigkeit vom Zusammenspiel zwischen der *YD* und der Restlaufzeit ($r=5\%$).

5.2.2 Querschnittvergleich der drei Maßstäbe

Im Vergleich zur Zeitreihenanalyse der drei Maßstäbe soll bei dem Querschnittsvergleich untersucht werden, ob die drei Maßstäbe zu einem Betrachtungszeitpunkt mindestens der Größe nach gleich kategorisiert werden können, d. h.

$$YD_t^i \geq YD_t^j \Leftrightarrow KRP_t^i \geq KRP_t^j \Leftrightarrow PAF_t^i \geq PAF_t^j.$$

F 5–8

Die Ergebnisse aus F 5–7 können unmittelbar auf einen Querschnittvergleich übertragen werden und besagen, dass eine Anleihe (i), die die größere Duration als die Duration von einer anderen Anleihe (j) hat, den höheren PAF hat, selbst wenn die beiden Anleihen die gleiche YD aufweisen. Für die Nullkuponanleihe gilt: je kürzer die Laufzeit, desto kleiner ist der PAF .

Folglich ist zu erwarten, dass sich der PAF zu einem Betrachtungszeitpunkt deutlich von den Unternehmensanleihen, die je nach Restlaufzeit und Ratingklasse gruppiert werden, unterscheiden lässt. Der PAF erhöht sich mit dem verschlechterten Rating-Ergebnis und mit der längeren Laufzeit. Diese Aussage wird von den ermittelten Daten in Tabelle 18 unterstützt bzw. bestätigt. Es wird deutlich, dass die PAF sowohl in der Gesamtperiode als auch in den beiden Subperioden mit der längeren Laufzeit ständig zunehmen. In der Gesamtperiode zwischen dem 01.1990 und dem 12.2009 werden die Unternehmensanleihen im Vergleich mit den risikofreien Referenzanleihen maximal bis 46% diskontiert. Der PAF von “non-investment-grade” Unternehmensanleihen steigt während der Krisenzeit zwischen dem 01.2007 und dem 12.2009 maximal auf 80% an. Zusätzlich sind die PAF von “non-investment-grade” Anleihen in allen drei Untersuchungsperioden für vier Laufzeitintervalle größer als die von den “investment-grade” Anleihen.

Tabelle 18: Mittelwert des PAF nach Laufzeit und Ratingklasse²⁴²

<u>Periode: 01.1990 – 12.2009</u>					
	Gesamtperiode	Laufzeit (<1 Jahr)	Laufzeit (1-6 Jahre)	Laufzeit (6-12 Jahre)	Laufzeit (>=12 Jahre)
Investment grade	0,1662	0,0111	0,1010	0,1445	0,2245
Non investment grade	0,3884	0,0256	0,3346	0,3760	0,4626
Kein Rating	0,0883	0,0161	0,0575	0,1351	0,2444
Gesamt	0,1413	0,0159	0,0761	0,1733	0,2539
<u>Periode: 01.1990 – 12.2006</u>					
	Gesamtperiode	Laufzeit (<1 Jahr)	Laufzeit (1-6 Jahre)	Laufzeit (6-12 Jahre)	Laufzeit (>=12 Jahre)

²⁴² Ein vergleichbares Ergebnis findet sich bei Kempf/Uhrig-Homburg (2000), S. 35f.

Investment grade	0,1107	0,0101	0,0392	0,0798	0,1555
Non investment grade	0,2351	0,0236	0,1379	0,2217	0,2946
Kein Rating	0,0815	0,0104	0,0537	0,1247	0,1992
Gesamt	0,0988	0,0106	0,0538	0,1210	0,1801
<u>Periode: 01.2007 – 12.2009</u>					
	Gesamtperiode	Laufzeit (<1 Jahr)	Laufzeit (1-6 Jahre)	Laufzeit (6-12 Jahre)	Laufzeit (>=12 Jahre)
Investment grade	0,2345	0,0148	0,1376	0,2106	0,3740
Non investment grade	0,5508	0,0357	0,4182	0,5385	0,8004
Kein Rating	0,1279	0,0252	0,0804	0,3292	0,4251
Gesamt	0,2495	0,0248	0,1428	0,2944	0,4326

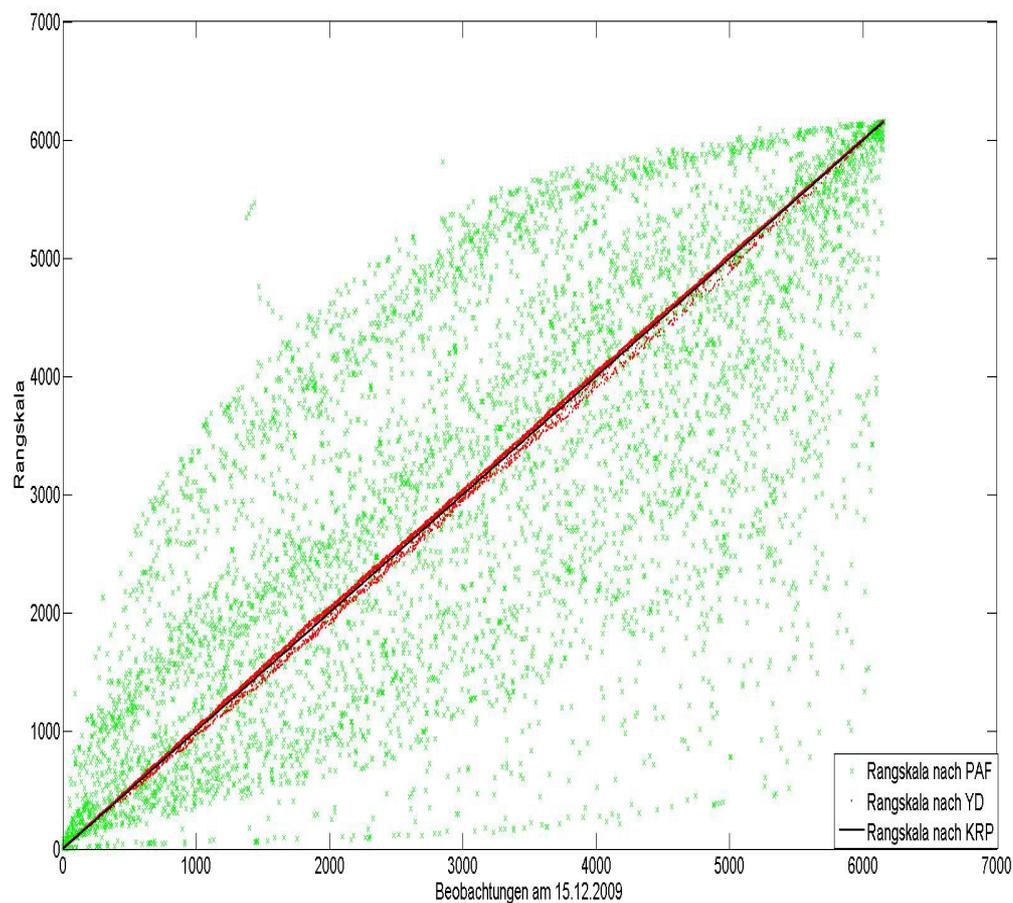


Abbildung 17: Vergleich der Rangskala nach den drei Maßstäben am 15.12.2009

Um die Rangskalen bezüglich der drei Maßstäbe zu vergleichen, werden beispielsweise die 6.155 beobachteten Unternehmensanleihen am 15.12.2009 jeweils nach *YD*, *KRP* und *PAF* aufsteigend sortiert und kategorisiert. Die Rangskalen nach *YD* und *PAF* sind dann mit der Rangskala nach *KRP* zu vergleichen. Das heißt, die Kategorien nach *KRP* funktionieren wie eine Benchmark und werden durch eine schwarze durchgezogene Linie in Abbildung 17 gekennzeichnet. In Abbildung 17 wird veranschaulicht, dass die Rangskala nach *YD* nicht weiter von der Rangskala nach der *KRP* abweicht. Grafisch gesehen, ist die schwarze Linie konzentriert umgeben von roten Punkten, die die Kategorien nach *YD* darstellen. Dagegen liefert der Maßstab *PAF* eine völlig andere Rangskala, die durch die grünen Punkte in Abbildung 17 beschrieben wird.

Die drei Maßstäbe der Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden sowohl im Längsschnitt als auch im Querschnitt verglichen. Die empirischen Analysen der drei Maßstäbe verdeutlichen, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen je nach Definition nicht verglichen werden können. Während sich die beiden Überschussrenditen (*YD* und *KRP*) sehr ähnlich verhalten, liefert der *PAF* demgegenüber keine übereinstimmenden Informationen. Die Inkonsistenz des *PAF* kann durch die unterschiedlichen Reaktionen auf die risikolose bzw. die risikobehaftete Zinsänderung und die Änderung der Laufzeit erklärt werden. Damit die Ergebnisse der Untersuchung in dieser Dissertationsschrift mit den anderen verglichen werden können, werden nur die Risikoprämien der Unternehmensanleihen in Form der *KRP* in der folgenden Untersuchung weiter betrachtet. Denn die Zusammensetzung des Diskontierungszinsfußes aus der laufzeitspezifischen Spot-Rate und einer laufzeitinvarianten *KRP* ermöglicht unmittelbar die flexible Verwaltung bzw. das Risikomanagement der Portfolios aus festverzinslichen Wertpapieren.

5.3 STATISTISCHER ÜBERBLICK ÜBER DIE *KRP*

Von den ermittelten *KRP* werden die negativen Risikoprämien und die Risikoprämien größer als 0,30 als Ausreißer definiert und weggelassen.²⁴³ Insgesamt umfasst die Gesamtstichprobe 11.859 Unternehmensanleihen mit 562.700 monatlichen Beobachtungen für den Zeitraum zwischen 15.01.1990 und 15.12.2009. Die deskriptiven Statistiken der

²⁴³ Die dadurch vernachlässigten Beobachtungen entsprechen ca. 2,39% der ursprünglichen verfügbaren Beobachtungen.

Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden für die Gesamtperiode bzw. für zwei Subperioden in Tabelle 19 berichtet.

Die durchschnittliche Risikoprämie der untersuchten Unternehmensanleihen in der Gesamtstichprobe beträgt 2,12% mit einer Standardabweichung von 2,53%. Daneben erhöht sich die Risikoprämie von Unternehmensanleihen mit der Herabstufung der Kreditwürdigkeit. Beispielsweise weichen die Überschussrenditen von Unternehmensanleihen mit dem Moody's-Rating von Ca durchschnittlich um 745 Basispunkten von den Überschussrenditen der mit Aaa eingestuften Unternehmensanleihen ab. Die ansteigenden Risikoprämien von Unternehmensanleihen mit den sinkenden Bonitätsnoten besitzen die Gültigkeit nicht nur in der Gesamtstichprobe sondern auch in den Teilstichproben bezüglich der Branche. Dabei weisen die von Finanzinstituten emittierten Anleihen auf Basis der Gesamtstichprobe relativ höhere Risikoprämien als die Risikoprämien der Anleihen von Industrieunternehmen auf.

Angesichts der US-Immobilienkrise und der anschließenden globalen Wirtschaftskrise wird der zugrunde liegende Betrachtungszeitraum zwischen 01.1990 und 12.2009 in zwei Subperioden, 01.1990 - 12.2006 und 01.2007 - 12.2009, unterteilt. Dadurch wird ermöglicht, die Performance von Unternehmensanleihen in der Krisenzeit mit der Performance vor der Finanzkrise zu vergleichen. In Tabelle 19 wird deutlich, dass sich die Risikoprämien von Unternehmensanleihen in der Krisenzeit erheblich von den in der ersten Periode unterscheiden. Vergleichsweise verdoppeln sich die Risikoprämien in der Periode zwischen dem 01.2007 und dem 12.2009. Im Einzelfall legen die Überschussrenditen von "non-investment-grade" Unternehmensanleihen von 2,67% um 529 Basispunkten auf 7,96% zu.

Tabelle 19: Deskriptive Statistik der KRP nach Ratingklasse und Branche

Periode: 01.1990 – 12.2009						
Rating	<u>Gesamt</u>		<u>Industriell</u>		<u>Finanziell</u>	
	Mittelwert	Standardabweichung	Mittelwert	Standardabweichung	Mittelwert	Standardabweichung
Aaa	1,11%	1,35%	1,13%	1,06%	1,10%	1,70%
Aa	1,36%	1,10%	1,20%	0,78%	1,48%	1,29%
A	1,63%	1,30%	1,48%	0,99%	1,97%	1,74%
Baa	2,43%	2,18%	2,18%	1,64%	2,83%	2,81%

Ba	3,73%	3,07%	3,60%	2,81%	4,03%	3,58%
B	5,02%	4,13%	4,78%	3,64%	5,61%	5,09%
Caa	7,55%	5,98%	7,73%	5,35%	7,25%	6,89%
Ca	8,56%	7,59%	7,34%	7,40%	11,31%	7,28%
Kein Rating	1,75%	2,17%	1,81%	2,09%	1,66%	2,27%
Gesamt	2,12%	2,53%	2,10%	2,34%	2,15%	2,80%
Periode: 01.1990 – 12.2006						
	<u>Gesamt</u>		<u>Industriell</u>		<u>Finanziell</u>	
Rating	Mittelwert	Standard-abweichung	Mittelwert	Standard-abweichung	Mittelwert	Standard-abweichung
Investment grade	1,25%	0,76%	1,25%	0,75%	1,24%	0,77%
Non investment grad	3,03%	2,28%	3,17%	2,34%	2,67%	2,10%
Kein Rating	1,48%	1,55%	1,63%	1,74%	1,26%	1,20%
Gesamt	1,51%	1,49%	1,63%	1,64%	1,32%	1,20%
Periode: 01.2007 – 12.2009						
	<u>Gesamt</u>		<u>Industriell</u>		<u>Finanziell</u>	
Rating	Mittelwert	Standard-abweichung	Mittelwert	Standard-abweichung	Mittelwert	Standard-abweichung
Investment grade	2,91%	2,29%	2,54%	1,69%	3,48%	2,89%
Non investment grad	7,12%	5,24%	6,69%	4,74%	7,96%	6,03%
Kein Rating	3,25%	3,88%	2,91%	3,36%	3,65%	4,39%
Gesamt	3,63%	3,66%	3,32%	3,24%	4,08%	4,16%

Wenn die Risikoprämien der Anleihen von Finanzinstituten mit den von Industrieunternehmen verglichen werden, ist es sehr bemerkenswert, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen aus der Finanzbranche in der ersten Periode niedriger und hingegen in der zweiten Periode höher als die Risikoprämien der Industriefinanzierungen. In diesem Zusammenhang ist jedoch zu erwähnen, dass die Finanzinstitute im Allgemeinen einen

höheren Verschuldungsgrad als Industrieunternehmen aufweisen. Gleichzeitig werden Sie jedoch relativ strenger von den zuständigen Aufsichtsbehörden reguliert, damit der sogenannte “Contagion-Effekt” in den Krisenzeiten vermieden werden kann.²⁴⁴ Deshalb weisen die Anleihen von Finanzinstituten trotz des höheren Verschuldungsgrads nicht unbedingt höhere Renditen auf. Stattdessen könnte die zusätzliche Überwachung der Aufsichtsbehörden das Kreditrisiko in Unternehmensanleihen, die von Finanzinstituten emittiert werden, überkompensieren und führen dazu, dass die Risikoprämien der Anleihen von Finanzinstituten in der Periode vom 01.1990 bis zum 12.2006 tatsächlich niedriger als die von Industrieanleihen sind. In der Krisenzeit 01.2007 - 12.2009 verhalten sich die Investoren konservativer und zweifeln sogar an der Fähigkeit der Aufsichtsbehörde, die finanzielle Ansteckungsgefahr zu vermeiden. Ein solcher Vertrauensverlust während der Finanzkrise zusammen mit dem höheren Verschuldungsgrad wirkt sich folglich auf die Risikoprämie von Unternehmensanleihen von Finanzinstituten aus. Als Konsequenz lässt sich ein stärkerer Anstieg der Risikoprämien der Anleihen im Finanzsektor beobachten.

²⁴⁴ Vgl. Nashikkar/Subrahmanyam/Mahanti (2011), S. 640.

6 EMPIRISCHE UNTERSUCHUNG DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN MIT POOLED-REGRESSION

In diesem Kapitel werden die Untersuchungen der grundlegenden Beziehung zwischen den Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen und den verschiedenen systematischen Einflussfaktoren empirisch durchgeführt, während die individuellen Ausstattungen der Unternehmensanleihen, wie z. B. Kredit-Rating, Alter, Kuponrate, usw. gleichzeitig kontrolliert werden. Im Gegensatz zu den vorhandenen Untersuchungen, die meistens mit Anleiheindizes ausgeführt werden, umfasst die Gesamtstichprobe 11.859 individuelle Unternehmensanleihen und insgesamt 562.700 monatliche Beobachtungen der Risikoprämien von Unternehmensanleihen über eine lange Periode zwischen 01.1990 und 12.2009. Hinsichtlich dieser umfangreichen individuellen Beobachtungen über eine relative lange Betrachtungsperiode ist es zudem möglich, den Effekt der Liquidität während der US-Subprimekrise 2007 mit dem vor der Krise zu vergleichen. Darüber hinaus untersucht dieses Kapitel die relative Relevanz zwischen dem Kreditrisiko und dem Liquiditätsrisiko vor und während der Subprimekrise.

6.1 DATENGRUNDLAGEN

Dieses Kapitel beschäftigt sich grundsätzlich mit der Fragestellung, wie die Einflussfaktoren die Risikoprämien von Unternehmensanleihen beeinflussen. Dabei wird die Risikoprämie einer Unternehmensanleihe, wie bereits in Unterabschnitt 2.3.1.2 definiert, als die konstante Überschussrendite (*KRP*) über der laufzeitspezifischen risikolosen Zinsstrukturkurve ermittelt. Insgesamt werden 11.859 individuelle Festzinsanleihen, die entweder von Industrieunternehmen oder von Finanzinstituten emittiert werden, mit 562.700 monatlichen Beobachtungen für den Zeitraum zwischen dem 15.01.1990 und dem 15.12.2009 in die empirische Untersuchung aufgenommen. Die statistische Zu-

sammenfassung dieser Risikoprämien wurde schon in Unterkapitel 5.3 tabelliert und erörtert.

Die Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden als Untersuchungsobjekt zuerst in der Untersuchung logarithmiert und dann per linearer Funktion von dem Zinssatzrisiko, Kreditrisiko, Liquiditätsrisiko und den anleihe-spezifischen Ausstattungen modelliert. Diese lineare Funktion stellt implizit den exponentiellen Zusammenhang zwischen den Risikoprämien von Unternehmensanleihen und den entsprechenden Einflussfaktoren dar. Zunächst sind die in die Untersuchung einbezogenen Einflussfaktoren einzeln zu erläutern.

6.1.1 Systematische Einflussfaktoren

Zinssatzrisiko

Sowohl nach den theoretischen Modellen, z. B. LONGSTAFF/SCHWARTZ (1995) und HARVEY (1998), als auch nach den empirischen Untersuchungen, z. B. DUFFEE (1998) und FERREIRA et al. (2008), spielt der risikolose Zinssatz eine bedeutende Rolle für die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Denn die Entwicklung des Zinssatzes, wie häufig in der Literatur diskutiert, kann einen engen Zusammenhang mit der wirtschaftlichen bzw. konjunkturellen Entwicklung aufweisen. In dieser Arbeit werden zwei Variablen, nämlich Zinsniveau *SR1J* und Zinssteigung *SR10J_6M* eingeführt, um das Zinssatzrisiko darzustellen. Dabei entspricht das Zinsniveau dem risikolosen Kassazinssatz mit ein Jahr Restlaufzeit. Die Variable *SR10J_6M* gibt die Renditedifferenz zwischen der zehnjährigen Spot-Rate und der sechsmonatigen Spot-Rate an. Alternativ wird in folgender Untersuchung versucht, die beiden Variablen, Zinsniveau und Zinssteigung, durch die in 4.3 ermittelten Hauptkomponenten der Spot-Raten (*SRHK1* und *SRHK2*) zu ersetzen. Somit ist es möglich, die Regressionsergebnisse mit den beobachtbaren Variablen und mit den latenten Variablen zu vergleichen.

Kreditrisiko

Das systematische Kreditrisiko auf dem Markt lässt sich in der Untersuchung durch zwei Variablen *KRP_Baa* und *BarclaysUSBaa* widerspiegeln. Die erste Variable *KRP_Baa* stellt die durchschnittliche Überschussrendite der mittel- bis langfristigen

Unternehmensanleihen²⁴⁵, die zur Rating-Klasse “Moody’s Baa” gehören, dar. Die zweite verfügbare Variable ist der Yield-Index von “Barclays US Aggregate Corporate Bond Baa”, der von *Datastream* heruntergeladen wird.

Da die *YTM* der risikobehafteten Festzinsanleihe mathematisch rein aus dem risikolosen Zinssatz und der Risikoprämie besteht, muss die Variable *BarclaysUSBaa* daher nicht nur die Marktinformation über die durchschnittliche Risikoprämie der Baa-Unternehmensanleihen sondern auch die Marktinformation über den risikolosen Zinssatz enthalten. Diese Überlegung kann durch ein lineares Regressionsmodell untersucht werden. Das Modell beginnt mit der linearen Regression der *BarclaysUSBaa* nach *SRHK1* und *KRP_Baa*. Dabei folgen die Störvariablen einem autoregressiven Prozess der ersten Ordnung und wie folgt modelliert:²⁴⁶

$$\begin{aligned} (\text{BarclaysUSBaa})_t &= \alpha + \beta_1 \cdot (\text{SRHK1})_t + \beta_2 \cdot (\text{KRP_Baa})_t + \varepsilon_t, \\ \varepsilon_t &= \lambda \cdot \varepsilon_{t-1} + \mu_t. \end{aligned} \quad \text{F 6- 1}$$

Idealerweise sollte das Modell einen hohen Erklärungsgehalt aufweisen, weil sich die abhängige Variable theoretisch völlig und einfach aus den beiden unabhängigen Variablen zusammensetzt. Aus diesem Grund könnte man einen Regressionskoeffizient von β_2 in der Nähe von eins erwarten, weil sich sowohl *BarclaysUSBaa* als auch *KRP_Baa* auf die Rendite der gleichen Ratingklasse beziehen. Die beiden Hypothesen werden mit den Regressionsergebnissen in Tabelle 20 bestätigt. Die Variation des Barclays-Yield-Index wird mit einem Bestimmtheitsmaß von 0,98 fast perfekt von dem Zinsniveau und der durchschnittlichen Überschussrendite der mittel- bis langfristigen Baa-Unternehmensanleihen erklärt. Die Faktorladungen von den exogenen Variablen ($\beta_1 = 0,28$ und $\beta_2 = 0,99$) weichen mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% statistisch signifikant von null ab. Außerdem kann man die Nullhypothese $\beta_2 = 1$ aufgrund der kleinen *t*-Statistik ($\left| \frac{0,9921 - 1}{0,0553} \right| = 0,1423$) mit dem 99%-igen Konfidenzintervall nicht ablehnen. Die perfekte Modellierung des Barclays-Yield-Index durch *SRHK1* und *KRP_Baa* bestätigt hier nochmals die Zuverlässigkeit der in Kapitel 4 und 5 geleisteten Datenbearbeitungen.

²⁴⁵ Die Unternehmensanleihen mit dem Ratingergebnis von Moody’s Baa und der Restlaufzeit größer als fünf Jahre werden zur Bildung der *KRP_Baa* mit einbezogen.

²⁴⁶ Zu untersuchen sind die monatlichen Beobachtungen für den Zeitraum zwischen 01.1990 und 12.2009.

Tabelle 20: Regressionsergebnis *BarclaysUSBaa* nach *SRHK1* und *KRP_Baa*

Dependent Variable: <i>BarclaysUSBaa</i>				
Method: Least Squares				
Sample (adjusted): 2 240				
Included observations: 239 after adjustments				
Convergence achieved after 9 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
Alpha	0,006212	0,002942	2,111057	0,0358
Beta1	0,275610	0,013078	21,07427	0,0000
Beta2	0,992128	0,055336	17,92921	0,0000
Lambda	0,826637	0,038286	21,59129	0,0000
R-squared	0,976046	Mean dependent var		0,072079
Adjusted R-squared	0,975740	S.D. dependent var		0,013857
S.E. of regression	0,002158	Akaike info criterion		-9,422470
Sum squared resid	0,001095	Schwarz criterion		-9,364286
Log likelihood	1129,985	Hannan-Quinn criter.		-9,399024
F-statistic	3191,853	Durbin-Watson stat		2,381938
Prob(F-statistic)	0,000000			
Inverted AR Roots	,83			

Liquiditätsrisiko

Die Relevanz der Liquidität für die Finanzmärkte sowie die Effekte der Illiquidität auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen wurden schon in Unterabschnitt 3.2.2.3 detailliert erörtert. Angesichts der Datenbeschaffung ist die systematische Liquidität in dieser Arbeit durch die Marktvolatilität zu repräsentieren. Der Gedanke basiert auf den Studien von CHORDIA/ROLL/SUBRAHMANYAM (2001), COLLIN-DUFRESNE/GOLDSTEIN/MARTIN (2001), CHORDIA/SARKAR/SUBRAHMANYAM (2005), LONGSTAFF/MITHAL/NEIS (2005), und GOYENKO/SUBRAHMANYAM/UKHOV (2011), nach denen die steigende Marktvolatilität sowohl am Aktienmarkt als auch am Anleihemarkt vor allem zur verbreiteten Geld-Brief-Spanne im Hinblick auf die erhöhte Unsicherheit auf dem Anleihemarkt führen kann.

Als Proxy der Marktvolatilität verwendet die folgende Untersuchung den CBOE VIX Index (*VIX*), der die Volatilität auf dem Aktienmarkt misst, und die drei latenten Va-

riablen (*VOLHK1*, *VOLHK2* und *VOLHK3*), die für die Volatilität auf dem Rentenmarkt verantwortlich sind. Die latenten Variablen entsprechen den ersten drei Hauptkomponenten, die auf Basis der Varianz-Kovarianz-Matrix der Standardabweichungen der risikolosen Spot-Raten ermittelt werden.²⁴⁷ Die Auswahl der drei Hauptkomponenten statt einer zufälligen Volatilität der risikolosen Spot-Rate mit bestimmter Restlaufzeit garantiert die vollständige Repräsentation der Informationen über die Marktschwankung am Anleihemarkt.

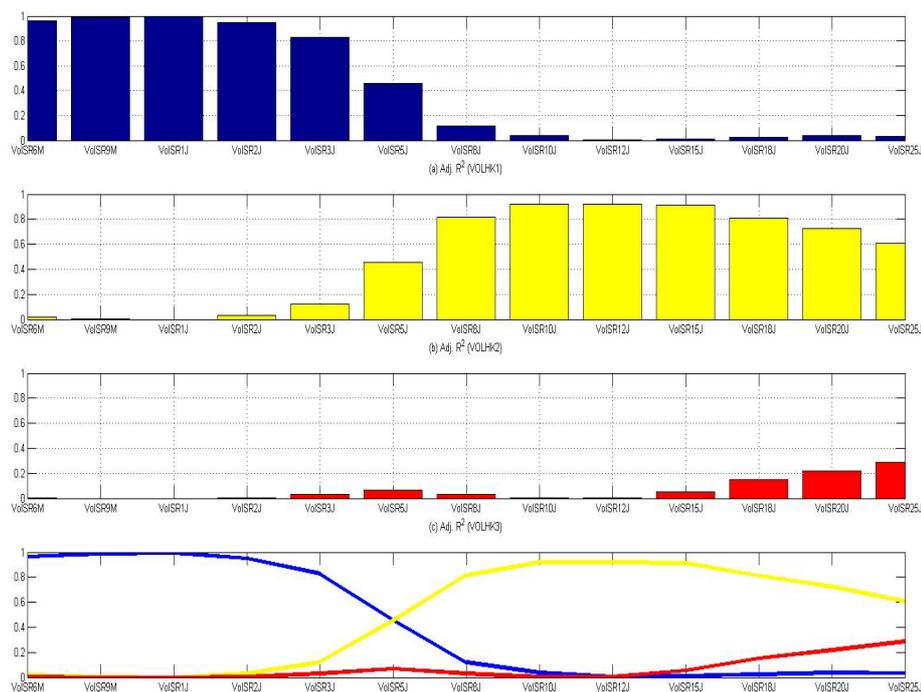


Abbildung 18: Erklärungsbeitrag der Hauptkomponenten der Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten

Die drei Variablen, *VOLHK1*, *VOLHK2* und *VOLHK3*, erklären über 99% der gesamten Variation auf dem Treasury-Bonds-Markt für den Zeitraum vom 01.1990 bis zum 12.2009. Dazu gilt das 95%-Konfidenzintervall [99,0184% 99,0188%]. Abbildung 18

²⁴⁷ Mit den in Kapitel 4 ermittelten bzw. in Abbildung 9 abgebildeten risikolosen Spot-Raten werden zuerst die Standardabweichungen jeweiliger Spot-Rate zum Zeitpunkt *t* auf Basis der letzten 24 monatlichen Beobachtungen geschätzt. Dadurch ist eine Matrix mit den Volatilitäten der 13 Spot-Raten und 240 monatlichen Beobachtungen jeder Spot-Rate für den Zeitraum ab 01.1990 bis 12.2009 für die weitere Hauptkomponentenanalyse bereit. Die Hauptkomponentenanalyse basiert auf der Varianz-Kovarianz-Matrix von Volatilitäten. Die Hypothese, dass die Varianz-Kovarianz-Matrix eine diagonale Matrix ist, wird mit einem Signifikanzniveau von 5% abgelehnt. Darüber hinaus wird die Hypothese, dass der Eigenwert gleich null ist, für die ersten drei Hauptkomponenten statistisch getestet. Alle drei Hauptkomponenten sind mit einem Konfidenzniveau von 95% von null abweichend. Die Tests setzen die Normalverteilung der Beobachtungen voraus. Siehe Basilevsky (1994), S. 185 und 209.

zeigt grafisch das Bestimmtheitsmaß von der univariaten linearen Regression der Volatilität jeder Spot-Rate jeweils nach *VOLHK1*, *VOLHK2* oder *VOLHK3*. Dabei ist deutlich zu erkennen, dass die erste Hauptkomponente *VOLHK1* zu einem hohen Erklärungsgehalt spezifisch für die Volatilitäten der Spot-Raten mit der kurz- bis mittelfristigen Restlaufzeit beitragen kann. Dagegen passt sich die zweite Hauptkomponente *VOLHK2* im Vergleich besser an die Volatilitäten der langfristigen risikolosen Zinssätze an. In diesem Zusammenhang lassen sich die *VOLHK1* und *VOLHK2* als kurzfristige und langfristige Volatilitäten auf dem Anleihemarkt interpretieren. Zusammen mit der dritten Hauptkomponente *VOLHK3* kann man insgesamt einen vernünftigen Überblick über die Schwankung am Rentenmarkt gewinnen.

Eine statistische Zusammenfassung der eingesetzten systematischen Einflussfaktoren ist in Tabelle 21 gegeben.

Tabelle 21: Deskriptive Statistik der systematischen Einflussfaktoren

	Mittelwert	Median	Max	Min	Standardabweichung
<i>SR1J</i>	4,19%	4,72%	8,42%	0,34%	1,94%
<i>SR10J_6M</i>	1,60%	1,34%	3,87%	-0,75%	1,26%
<i>SRHK1</i>	17,96%	18,17%	30,01%	5,98%	5,38%
<i>SRHK2</i>	6,56%	6,56%	10,75%	2,93%	1,90%
<i>KRP_Baa</i>	1,64%	1,29%	7,14%	0,72%	1,09%
<i>VOLHK1</i>	0,79%	0,71%	1,65%	0,18%	0,39%
<i>VOLHK2</i>	0,61%	0,61%	1,08%	0,25%	0,18%
<i>VOLHK3</i>	0,48%	0,46%	0,81%	0,22%	0,14%
<i>VIX</i>	20,31%	18,58%	69,25%	10,05%	8,74%

6.1.2 Unsystematische Einflussfaktoren

Die unsystematischen Einflussfaktoren beziehen sich hauptsächlich auf die anleihe-spezifischen Ausstattungen. Tabelle 22 enthält für ausgewählte Variablen Kurzbezeichnungen, die später in den Analysen für die Kontrolle der Heterogenitäten der individuellen Unternehmensanleihen verwendet werden, sowie eine knappe Beschreibung.

Tabelle 22: Beschreibung der unsystematischen Einflussfaktoren

<u>unsys. Einflussfaktor</u>	<u>Beschreibung der Variable</u>
<i>Rating Dummy (Aaa)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's Aaa" gehört.
<i>Rating Dummy (Aa)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's Aa" gehört.
<i>Rating Dummy (A)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's A" gehört.
<i>Rating Dummy (Baa)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's Baa" gehört.
<i>Rating Dummy (Ba)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's Ba" gehört.
<i>Rating Dummy (B)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's B" gehört.
<i>Rating Dummy (Caa)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's Caa" gehört.
<i>Rating Dummy (Ca)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe zur Ratingklasse von "Moody's Ca" gehört.
<i>Rating Dummy (Ohne Rating)</i>	Kredit-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe keine Ratingergebnisse hat.
<i>Log(Austehendes Volumen)</i>	Logarithmieren des ausstehenden Volumens (gemessen mit dem Nennwert)
<i>Restlaufzeit (im Jahr)</i>	Laufzeit bis zur Fälligkeit (Jahr)
<i>Alter (im Jahr)</i>	Zeit seit der Emission (Jahr)
<i>Kuponrate (%)</i>	Kuponrate p.a. (%)
<i>Börse Dummy</i>	Börse-Dummy: Die Variable ist dann gleich 1, wenn die Anleihe börslich handelbar ist.

Der Einsatz der o. g. individuellen Variablen in die Untersuchung erlaubt dabei, neben den systematischen Einflussfaktoren die Effekte des Kreditrisikos, Liquiditätsrisikos bzw. der anderen Risiken auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen auf der anleihespezifischen Ebene zu kontrollieren. Beispielsweise kann man mit der *KRP_Baa* und den *Rating-Dummy-Variablen* nicht nur das Marktkreditrisiko sondern auch das anleihespezifische Kreditrisiko in die Untersuchung kontrollieren. Darüber hinaus lässt sich das Liquiditätsrisiko neben den systematischen Variablen zusätzlich durch das *ausstehende Volumen*, die *Restlaufzeit* und das *Alter* indirekt repräsentieren. Der *Börse-Dummy* wird für jede Unternehmensanleihe eingeführt und könnte aufgrund der Verbesserung der Marktliquidität einen negativen Zusammenhang mit den Risikoprämien von Unternehmensanleihen haben.

Zu betonen ist die *Kuponrate*. Laut der Studien von DUFFEE (1998) und ELTON et al. (2001) hat die *Kuponrate* aufgrund der unterschiedlichen steuerlichen Behandlung in den USA einen signifikanten Beitrag zur Risikoprämien von Unternehmensanleihen geleistet, was in der Literatur Kuponeffekt oder Steuereffekt genannt wird.

6.2 MODELLAUFBAU MIT DER POOLED-REGRESSION

Die sogenannte "Pooled-Regression" wird für die Untersuchung der funktionellen Beziehung zwischen den Risikoprämien von Unternehmensanleihen und den (un)systematischen Einflussfaktoren verwendet. Das heißt, die Zeitreihenvariablen und die Querschnittsvariablen werden gleichzeitig als erklärende Variablen in eine lineare Funktion F 6- 2 eingesetzt.²⁴⁸

$$\ln(KRP_{t,n}) = \alpha + \sum_i \beta_i \cdot (\text{Sys. Faktor})_t + \sum_j \eta_j \cdot (\text{Unsys. Faktor})_{t,n} + \varepsilon_{t,n} \quad \text{F 6- 2}$$

In F 6- 2 ist zu beachten, dass die bisher unterstellten Annahmen, dass die Störvariablen in der linearen Regression eine homoskedastische und unkorrelierte Varianz besitzen, nicht mehr eingehalten werden können. Bei der Verletzung dieser Annahmen, die mathematisch explizit durch die Formeln F 3- 40 (Homoskedastizität) und F 3- 41 (Freiheit von Autokorrelation zwischen zwei aufeinanderfolgenden Residuen) ausgedrückt werden, spricht man von Heteroskedastizität und Autokorrelation. Wie AMI-

²⁴⁸ Vgl. Amihud/Mendelson (1991), S. 1418; Athanassakos/Carayannopoulos (2001), S. 203.

HUD/MENDELSON (1991) betont, unterliegt die Pooled-Regression normalerweise sowohl der Heteroskedastizität als auch der Autokorrelation bezüglich der Störgrößen, was genau die Tatsache widerspiegelt, dass sich die Störgrößen in der Pooled-Regression prinzipiell aus den querschnittlichen Komponenten und den Komponenten bei Zeitreihen zusammensetzen. Liegen Heteroskedastizität und Autokorrelation in der Regression vor, dann werden die Standardfehler der Faktorladungen verfälscht²⁴⁹ und somit führen sie zu einem ungenauen t -Test.

Die Behandlung der Problematik von Heteroskedastizität und Autokorrelation beruht auf der Idee von KMENTA (1986). Er führt ein einheitliches Rho ein, mit dem die Autokorrelation der Störgrößen, alternativ zur DURBIN-WATSON-Formel, wie folgt geschätzt werden kann:²⁵⁰

$$\varepsilon_{t,n} = \rho \cdot \varepsilon_{t-1,n} + \mu_{t,n}, \text{ mit } \mu_{t,n} \sim N(0, \sigma_{\mu,n}^2) \text{ und } \varepsilon_{0,n} \sim N\left(0, \frac{\sigma_{\mu,n}^2}{(1-\rho^2)}\right),$$

$$\hat{\rho} = \frac{\sum_{n=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t,n} \cdot \hat{\varepsilon}_{t-1,n}}{\sum_{n=1}^N \sum_{t=2}^T \hat{\varepsilon}_{t-1,n}^2}. \quad \text{F 6- 3}$$

F 6- 4 wird im nächsten Schritt generiert, indem die ursprüngliche Formel F 6- 2 mit dem einheitlichen Rho nach PRAIS/WINSTEN (1954) in F 6- 4 transformiert wird.

$$Y_{t,n}^* = \alpha \cdot \gamma_{t,n}^* + \sum_i \beta_i \cdot (\text{Sys. Faktor})_i^* + \sum_j \eta_j \cdot (\text{Unsys. Faktor})_{t,n}^* + \mu_{t,n}, \quad \text{F 6- 4}$$

wobei:

$$\gamma_{t,n}^* = 1 - \rho,$$

$$Y_{t,n}^* = \begin{cases} \ln(KRP_{t,n}) - \rho \cdot \ln(KRP_{t-1,n}), & \text{für } t \geq 2, \\ \sqrt{1 - \rho^2} \cdot \ln(KRP_{t,n}), & \text{für } t = 1, \end{cases}$$

²⁴⁹ Vgl. Backhaus, et al. (2011), S. 90 und 92.

²⁵⁰ Diese Vorgehensweise unterscheidet sich somit von der Anwendung des Durbin-Watson-Tests auf die Autokorrelation in den Arbeiten von Amihud/Mendelson (1991) und Athanassakos/Carayannopoulos (2001). Der Durbin-Watson-Test auf die Autokorrelation wird vor allem in der Zeitreihenanalyse eingesetzt. Die Residuen in F 6- 2 sind dagegen nicht nach Reihenfolge von Zeit sortiert. Trotz der ungeeigneten Anwendung des Durbin-Watson-Testes in Pooled-Regression wird die Durbin-Watson-Statistik später angegeben, um eine Vergleichbarkeit mit Amihud/Mendelson (1991) und Athanassakos/Carayannopoulos (2001) herzustellen. Vgl. Baltagi (2002), S.323.

$$\begin{aligned} (\text{Sys. Faktor})_t^* &= \begin{cases} (\text{Sys. Faktor})_t - \rho \cdot (\text{Sys. Faktor})_{t-1}, & \text{für } t \geq 2, \\ \sqrt{1 - \rho^2} \cdot (\text{Sys. Faktor})_t, & \text{für } t = 1, \end{cases} \\ (\text{Unsys. Faktor})_t^* &= \begin{cases} (\text{Unsys. Faktor})_t - \rho \cdot (\text{Unsys. Faktor})_{t-1}, & \text{für } t \geq 2, \\ \sqrt{1 - \rho^2} \cdot (\text{Unsys. Faktor})_t, & \text{für } t = 1, \end{cases} \end{aligned}$$

Da die Störgrößen zusätzlich eine Heteroskedastizität aufweisen, ist die Varianz der Störvariablen nach AMIHUD/MENDELSON (1991) durch eine exponentielle Funktion F 6-5 zu modellieren. Somit wird eine positive Varianz $\sigma_{t,n}^2$ sichergestellt.²⁵¹

$$\begin{aligned} E(\mu_{t,n}^2) &= \hat{\sigma}_{t,n}^2 \\ &= \exp \left[\tilde{\alpha} \cdot \gamma_{t,n}^* + \sum_i \tilde{\beta}_i \cdot (\text{Sys. Faktor})_t^* + \sum_j \tilde{\eta}_j \cdot (\text{Unsys. Faktor})_{t,n}^* \right]. \end{aligned} \quad \text{F 6- 5}$$

F 6- 5 geht davon aus, dass die Störvariable $\mu_{t,n}$ in F 6- 4 unterschiedliche Varianzen für unterschiedliche Unternehmensanleihen und unterschiedliche Zeitpunkte haben kann. Ausgehend von der Modellierung der variierenden Varianz in F 6- 5 sind die Regressionskoeffizienten, α , β_i und η_j , in F 6- 4 in einem transformierten Modell (F 6- 6) nach dem Kriterium der kleinsten Quadrate geschätzt.²⁵²

$$\frac{Y_{t,n}^*}{\sigma_{t,n}} = \alpha \cdot \frac{\gamma_{t,n}^*}{\sigma_{t,n}} + \sum_i \beta_i \cdot \frac{(\text{Sys. Faktor})_t^*}{\sigma_{t,n}} + \sum_j \eta_j \cdot \frac{(\text{Unsys. Faktor})_{t,n}^*}{\sigma_{t,n}} + \frac{\mu_{t,n}}{\sigma_{t,n}} \quad \text{F 6- 6}$$

Abschließend wird die Nullhypothese bezüglich der Heteroskedastizität anhand des modifizierten BREUSCH-PAGAN-Tests nach KOENKER/BASSETT (1982) mit der sogenannten *BP-KB-Statistik* statistisch unterzogen.

6.3 EMPIRISCHE ERGEBNISSE

6.3.1 Effekte der systematischen Einflussfaktoren

Die Auswirkungen des Zinssatzrisikos, Kreditrisikos und Liquiditätsrisikos auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden mithilfe des oben genannten Modells

²⁵¹ Vgl. Amihud/Mendelson (1991), S. 1418.

²⁵² Vgl. von Auer (2011), S. 391f.

voneinander und miteinander untersucht. Die geschätzten Parameter der Pooled-Regression sind aus Tabelle 23 und Tabelle 24 zu entnehmen.

Mit den Modellen in Tabelle 23 ist die Frage zu beantworten, wie sich das Zinssatzrisiko, Kreditrisiko und Liquiditätsrisiko einzeln auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen auswirken. Dafür werden die systematischen Einflussfaktoren, die die Risikoarten jeweils empirisch repräsentieren, anhand der Modelle (1) - (4) in die Untersuchung einbezogen. Dabei kann man erkennen, dass die beiden Zinsvariablen (*SR1J* und *SR10J_6M*), wie bei DUFFEE (1998) beschrieben, negative Vorzeichen haben. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß beträgt im Modell (1) ca. 38%, welches mit dem im Modell (2) vergleichbar ist. Der Kreditspread der Unternehmensanleihen, die als Moody's Baa eingestuft sind, lässt sich als die Marktrisikoprämie bezüglich des Kreditrisikos im Modell (3) interpretieren und erklärt zusammen mit den anleihespezifischen Ausstattungen mehr als 56% der gesamten Variation der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Der Koeffizient dieser unabhängigen Variablen beträgt 37,13 mit einem Standardfehler von 0,08. Das bedeutet, eine 1%-ige Erhöhung der Risikoprämien von Baa-Unternehmensanleihen führt zu einem durchschnittlichen Anstieg der Risikoprämien i. H. v. 37,13 Basispunkten. Die Auswirkung der Liquidität ist im multiplen linearen Modell (4) zu analysieren. Dabei sind sämtliche geschätzte Parameter mit dem Signifikanzniveau von 1% statistisch von null abweichend. Die Volatilität am Aktienmarkt leistet im Modell (4), wie prognostiziert, eine positive Auswirkung auf die Risikoprämie am Anleihemarkt. Mit 1%-iger Änderung von *VIX* kann man eine Änderung der Überschussrendite i. H. v. 1,3 Basispunkten in die gleiche Richtung erwarten.

In Tabelle 23 sind alle geschätzten Parameter statistisch signifikant. Sie weisen in Modellen (1) – (4) das gleiche Vorzeichen mit der Ausnahme von *Log(Ausstehendes Volumen)* auf. Ein möglicher Grund dafür liegt darin, dass das ausstehende Volumen nicht nur die Marktfähigkeit, die die Liquidationsfähigkeit der Anleihe eines Unternehmens repräsentiert, sondern auch das absolute Fremdkapital des Unternehmens, das logischerweise mit der Ausfallwahrscheinlichkeit der Unternehmensanleihe zu tun hat, darstellen könnte. Die unabhängige Variable *Alter* in den Modellen (1) – (4) ist zwar statistisch signifikant mit dem konsistenten Vorzeichen hat aber im Gegensatz zu SARIG/WARGA (1989) und HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) ein negatives Vorzeichen. Die Faktorladung von *Alter* i. H. v. -0,01 besagt, dass die Investoren im Schnitt einen

Basispunkt weniger verlangen, wenn die risikobehaftete Unternehmensanleihe im letzten Jahr überlebt.

Tabelle 23: Effekte der einzelnen Risikoarten auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen

(Die Standardfehler sind in Klammern anzugeben. Die Symbole ***, ** und * bezeichnen eine Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils unter 1%, 5% und 10%.)

<u>Unabh. Variable</u>	<u>Abh. Variable: log(KRP)</u>							
	<u>(1)</u>		<u>(2)</u>		<u>(3)</u>		<u>(4)</u>	
Konstante	-5,07	***	-5,17	***	-6,35	***	-6,23	***
	(0,02)		(0,02)		(0,02)		(0,01)	
SR1J	-18,97	***						
	(0,07)							
SR10J_6M	-4,64	***						
	(0,08)							
SRHK1			-5,52	***				
			(0,02)					
SRHK2			4,07	***				
			(0,04)					
Kreditspread (KRP_Baa (RLZ>5J.))					37,13	***		
					(0,08)			
VIX							1,27	***
							(0,01)	
VOLHK1							-27,31	***
							(0,13)	
VOLHK2							-4,65	***
							(0,35)	
VOLHK3							-72,56	***
							(0,65)	
Rating Dummy (Aa)	0,15	***	0,17	***	0,19	***	0,23	***
	(0,02)		(0,02)		(0,01)		(0,01)	
Rating Dummy (A)	0,25	***	0,28	***	0,34	***	0,29	***
	(0,02)		(0,02)		(0,01)		(0,01)	
Rating Dummy (Baa)	0,54	***	0,58	***	0,66	***	0,61	***
	(0,02)		(0,02)		(0,01)		(0,01)	
Rating Dummy (Ba)	0,90	***	0,94	***	1,01	***	0,95	***
	(0,02)		(0,02)		(0,01)		(0,01)	
Rating Dummy (B)	1,06	***	1,12	***	1,27	***	1,18	***
	(0,02)		(0,02)		(0,01)		(0,01)	
Rating Dummy (Caa)	1,25	***	1,29	***	1,42	***	1,36	***
	(0,02)		(0,02)		(0,02)		(0,01)	
Rating Dummy (Ca)	1,44	***	1,48	***	1,61	***	1,51	***
	(0,04)		(0,04)		(0,03)		(0,04)	
Rating Dummy (Ohne Rating)	0,28	***	0,29	***	0,49	***	0,28	***
	(0,02)		(0,02)		(0,01)		(0,01)	
Log(Austehendes Volumen)	0,01	***	0,01	***	-0,01	***	0,02	***

	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
Restlaufzeit (J.)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)
Alter (J.)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)
Kuponrate	15,93 *** (0,07)	14,99 *** (0,08)	14,53 *** (0,07)	13,35 *** (0,07)
Börse Dummy	-0,11 *** (0,00)	-0,13 *** (0,00)	-0,06 *** (0,00)	-0,11 *** (0,00)
Anzahl der Beobachtungen	562.700	562.700	562.700	562.700
Rho	0,02	0,02	-0,02	0,00
DW-Statistik	1,96	1,95	2,04	2,01
BP-KB-Statistik	15,94**	15,59**	0,35**	27,23**
Adj. R ²	37,77%	37,89%	56,57%	47,70%

In Tabelle 24 werden die geschätzten Parameter der multiplen linearen Modelle

- (5) unter Berücksichtigung der systematischen Kreditrisiken und Liquiditätsrisiken,
- (6) und (7) unter Berücksichtigung der systematischen Zinssatzrisiken und Kreditrisiken,
- (8) und (9) unter Berücksichtigung der systematischen Zinssatzrisiken und Liquiditätsrisiken,
- (10) und (11) mit Einbeziehung aller untersuchter systematisch bzw. unsystematischen Einflussfaktoren

aufgeführt. Dabei sind sämtliche geschätzte Parameter mit dem Signifikanzniveau von 1% statistisch von 0 abweichend. Die *BP-KB-Statistik* schwankt zwischen 0,33 und 0,40. Man kann daher die Nullhypothese bezüglich der Heteroskedastizität für die Modelle (5) – (11) mit einem Konfidenzniveau von 95% nicht verwerfen.

Tabelle 24 veranschaulicht vor allem die maßgebliche Verbesserung des Modells im Sinne vom korrigierten Bestimmtheitsmaß, wenn mehrere Einflussfaktoren hinsichtlich der Risikoart in die Untersuchung aufgenommen werden. Beispielsweise kann das Modell (11), in dem die Effekte der Zinssatzrisiken, Kreditrisiken und Liquiditätsrisiken zusammen mit den Ausstattungen der individuellen Unternehmensanleihe untersucht werden, ca. 59% der gesamten Variation der Risikoprämien der Unternehmensanleihen erklären. Allerdings verändern sich die Effekte der jeweiligen Einflussfaktoren, wenn eine oder mehrere systematische Risikoarten gleichzeitig berücksichtigt werden. Im Vergleich zu den Ergebnissen in Tabelle 23 lässt sich die starke Reduzierung der Effekt

Tabelle 24: Effekte der Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen

(Die Standardfehler sind in Klammern anzugeben. Die Symbole ***, ** und * bezeichnen eine Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils unter 1%, 5% und 10%.)

Unabh. Variable	Abh. Variable: $\log(KRP)$						
	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
Konstante	-6,00 *** (0,02)	-6,07 *** (0,02)	-6,04 *** (0,02)	-5,85 *** (0,02)	-5,80 *** (0,02)	-5,72 *** (0,02)	-5,71 *** (0,02)
SR1J		-5,13 *** (0,08)		-8,70 *** (0,08)		-4,77 *** (0,08)	
SR10J_6M		-1,19 *** (0,07)		0,26 *** (0,08)		-1,01 *** (0,08)	
SRHK1			-1,76 *** (0,02)		-3,23 *** (0,03)		-1,62 *** (0,03)
SRHK2			0,82 *** (0,04)		2,68 *** (0,05)		0,93 *** (0,05)
Kreditspread (KRP_Baa (RLZ>5J.))	35,33 *** (0,12)	33,92 *** (0,09)	33,71 *** (0,09)			33,58 *** (0,12)	33,34 *** (0,12)
VIX	0,08 *** (0,01)			1,11 *** (0,01)	1,02 *** (0,01)	0,05 *** (0,01)	0,05 *** (0,01)
VOLHK1	-6,81 *** (0,15)			-26,75 *** (0,15)	-26,90 *** (0,15)	-5,29 *** (0,16)	-5,36 *** (0,16)
VOLHK2	-25,19 *** (0,34)			-4,36 *** (0,37)	-4,43 *** (0,38)	-28,86 *** (0,36)	-28,72 *** (0,36)
VOLHK3	-56,64 *** (0,69)			-26,94 *** (0,79)	-26,04 *** (0,81)	-42,10 *** (0,74)	-41,89 *** (0,75)
Rating Dummy (Aa)	0,16 *** (0,01)	0,18 *** (0,01)	0,18 *** (0,01)	0,18 *** (0,02)	0,18 *** (0,02)	0,15 *** (0,01)	0,14 *** (0,01)
Rating Dummy (A)	0,29 ***	0,31 ***	0,31 ***	0,34 ***	0,33 ***	0,27 ***	0,27 ***

	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)
Rating Dummy (Baa)	0,61 *** (0,01)	0,64 *** (0,01)	0,63 *** (0,01)	0,67 *** (0,01)	0,66 *** (0,01)	0,59 *** (0,01)	0,58 *** (0,01)
Rating Dummy (Ba)	0,96 *** (0,01)	0,98 *** (0,01)	0,98 *** (0,01)	1,04 *** (0,02)	1,03 *** (0,02)	0,93 *** (0,01)	0,93 *** (0,01)
Rating Dummy (B)	1,23 *** (0,01)	1,24 *** (0,01)	1,23 *** (0,01)	1,27 *** (0,02)	1,26 *** (0,02)	1,19 *** (0,01)	1,18 *** (0,01)
Rating Dummy (Caa)	1,35 *** (0,02)	1,38 *** (0,02)	1,38 *** (0,02)	1,46 *** (0,02)	1,44 *** (0,02)	1,31 *** (0,02)	1,30 *** (0,02)
Rating Dummy (Ca)	1,56 *** (0,03)	1,58 *** (0,03)	1,58 *** (0,03)	1,65 *** (0,03)	1,64 *** (0,03)	1,53 *** (0,03)	1,52 *** (0,03)
Rating Dummy (Ohne Rating)	0,44 *** (0,01)	0,47 *** (0,01)	0,46 *** (0,01)	0,34 *** (0,01)	0,34 *** (0,01)	0,43 *** (0,01)	0,43 *** (0,01)
Log(Austehendes Volumen)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)
Restlaufzeit (J.)	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)
Alter (J.)	-0,01 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)				
Kuponrate	14,81 *** (0,07)	14,73 *** (0,07)	14,82 *** (0,07)	13,17 *** (0,08)	13,37 *** (0,08)	15,18 *** (0,07)	15,23 *** (0,07)
Börse Dummy	-0,08 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)	-0,14 *** (0,00)	-0,14 *** (0,00)	-0,08 *** (0,00)	-0,08 *** (0,00)
Anzahl der Beobachtungen	562.700	562.700	562.700	562.700	562.700	562.700	562.700
Rho	0,02	-0,02	-0,02	0,02	-0,02	-0,02	-0,02
DW-Statistik	1,95	2,04	2,04	1,96	2,04	2,05	2,04
BP-KB-Statistik	0,35**	0,34**	0,34**	0,40**	0,37**	0,33**	0,33**
Adj. R ²	58,38%	57,17%	57,17%	50,63%	50,72%	58,75%	58,75%

der Variablen wie *SR1J*, *SR10J_6M*, *SRHK1*, *SRHK2*, *VIX*, *VOLHK1* und *VOLHK3* beobachten. Der Effekt von z. B. *VIX* ist um mehr als 96% erheblich geschrumpft, als sich die Faktorladung von ursprünglich 1,27 im Modell (4) auf 0,05 im Modell (11) verringert hat. Im Gegensatz dazu erhöht sich der Einfluss der langfristigen Volatilität am Rentenmarkt auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen, insofern das systematische Kreditrisiko in die Untersuchung mit einbezogen wird. Der absolute Wert vom Regressionskoeffizient der *VOLHK2* legt von 4,65 im Modell (4) um das sechsfache auf 28,72 im Modell (11) zu. Die Faktorladung von *KRP_Baa* bleibt vergleichsweise in einer stabilen Spanne von 33,34 bis 35,33 in den Modellen (5) – (11).

In der Untersuchung versuchen wir weiterhin, die Effekte der Zinssatzrisiken mit den beobachtbaren Variablen (*SR1J* und *SR10J_6M*) und mit den latenten Variablen (*SRHK1* und *SRHK2*) zu vergleichen. Dabei lassen sich die Ergebnisse der Modelle (2), (7), (9) und (11) nicht weiter von den Ergebnissen der Modelle (1), (6), (8) und (10) unterscheiden. Die Faktorladungen der latenten Variablen *SRHK1* und *SRHK2* sind statistisch signifikant und verhalten sich angesichts des Vorzeichens durchaus konsistent. Der Ersatz der beobachteten Zinsvariablen durch die latenten Variablen beeinflusst die Effekte der anderen Variablen auch wenig.

Basierend auf den bisher präsentierten Ergebnissen ist das Kreditrisiko vergleichsweise die wichtigste Determinante, die alleine über 56% der Variation der Risikoprämie der Unternehmensanleihe erklären kann. Das Modell (4) bezüglich des Liquiditätsrisikos liefert einen höheren Erklärungsgehalt mit dem korrigierten Bestimmtheitsmaß von 48% im Vergleich zu dem Modell (1) oder (2) bezüglich des Zinssatzrisikos mit einem korrigierten Bestimmtheitsmaß von 38%. Darüber hinaus ist darauf aufmerksam zu machen, dass die Auswirkungen der Zinssatzrisiken und/oder Liquiditätsrisiken schwächer werden, wenn die Kreditrisiken in die Untersuchung gebracht werden. Dagegen bleibt die Faktorladung der *KRP_Baa* stabil und verhält sich konsistent.

6.3.2 Effekte der unsystematischen Einflussfaktoren

Die unsystematischen Einflussfaktoren leisten einen unvernachlässigbaren Beitrag zur Erklärung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. In der Analyse wird zur Kenntnis genommen, dass die *Dummy-Variablen* bezüglich des Kredit-Ratings und der Börsennotierung mit einem Signifikanzniveau von 1% statistisch signifikant sind. Ebenso bestätigt die Signifikanz der *Kuponrate* den Steuereffekt der Unternehmensanleihen

im Falle der asymmetrischen Besteuerung der Kuponzahlung zwischen Bund und Länder. Die Auswirkungen der *Rating-Dummy-Variablen*, *Kuponrate* und *Börse-Dummy* stehen mit der theoretischen Vorstellung im Einklang. Dabei wirken sich die *Rating-Dummy-Variablen* und die *Kuponrate* positiv auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen aus, die *Börse-Dummy* hat dagegen ein negatives Vorzeichen. Zusätzlich lässt sich beobachten, dass die Faktorladungen der *Rating-Dummies* in allen untersuchten Modellen mit der Herabstufung des Kredit-Ratings streng monoton steigen. Beispielsweise sind die Risikoprämien der Aa-Unternehmensanleihen im letzten Modell 14 Basispunkte höher als die Risikoprämien der Aaa-Unternehmensanleihen. Beim Übergang von Investment-Grade nach Non-Investment-Grade, d. h. die Herabstufung von Baa auf Ba, verlangen die Investoren folglich 35 Basispunkte mehr zur Kompensation für die Übernahme des zusätzlichen Kreditrisikos. In den Modellen beeinflusst der *Börse-Dummy* die Risikoprämie der Unternehmensanleihe in einem Intervall von 6 bis 14 Basispunkten statistisch signifikant.

Die Variablen *Log(Ausstehendes Volumen)*, *Restlaufzeit* und *Alter* messen nach HOUWELING/MENTINK/VORST (2005) die indirekte Liquidationsfähigkeit der Unternehmensanleihen. Die Größe bzw. das Vorzeichen dieser Variablen variieren je nach Modell. Wie in Unterkapitel 3.2.2.3 diskutiert, können die Auswirkungen solcher Variablen selbst in der Literatur uneinheitlich sein und hängen von der Untersuchungsperiode und den untersuchten Daten ab. HELWEGE/TURNER (1999) zum Beispiel argumentieren, dass die Unternehmen mit dem Investment-Grade-Rating oft die langfristige Unternehmensanleihe trotzdem mit dem niedrigeren Yield emittieren können. Dagegen nehmen die Unternehmen mit dem schlechteren Kredit-Rating häufig das kurzfristige Fremdkapital auf. Dies führt zur negativen Beziehung zwischen der Überschussrendite und der Restlaufzeit der Unternehmensanleihe. Unsere Untersuchung unterstützt auch die Argumentation von HELWEGE/TURNER (1999). Die Ergebnisse befinden sich im Anhang B. Darüber hinaus können die riskanteren Unternehmen am Anfang die Unternehmensanleihen mit höherer Verzinsung emittieren, um möglicherweise das gewünschte Fremdkapital aufzunehmen. Im Laufe der Zeit verbessert sich die Kreditwürdigkeit der Unternehmen, was die negative Beziehung zwischen der Risikoprämie der Unternehmensanleihe und dem Alter erklärt.

6.3.3 Effekte der Einflussfaktoren vor und während der US-Subprimekrise (2007)

Die Subprimekrise hat seit 2007 wieder ein enormes Interesse von Wissenschaftlern und Praktikern an dem Effekt der Illiquidität auf die Unternehmensanleihen geweckt. Die empirische Studie von BAO/PAN/WANG (2011) zeigt insbesondere, dass die latente Liquiditätsprämie auf dem US-amerikanischen Anleihemarkt während der Krisenzeit deutlich und kräftig zugelegt hat. Unsere umfangreichen Daten über eine relative lange Betrachtungszeit ermöglichen auch, die Änderung der Liquidität bzw. ihre Effekte auf die Risikoprämien der Unternehmensanleihen spezifisch für den Zeitraum 01.2007 - 12.2009 zu analysieren. Insbesondere wird weiterhin die relative Relevanz der Liquiditätsrisiken und Kreditrisiken vor und während der Finanzkrise untersucht und verglichen.

Das in Unterkapitel 6.2 dargestellte Modell ist jeweils für zwei Subperioden, 01.1990 - 12.2006 und 01.2007 - 12.2009, auszuführen. Die latenten unabhängigen Variablen *SRHK1*, *VOLHK1*, *VOLHK2* und *VOLHK3* werden für die Untersuchungsperiode spezifisch angepasst. Die Auswirkungen der Einflussfaktoren vor 2007 werden mit den Modellen (12) bis (17) in Tabelle 25 präsentiert. Die geschätzten Parameter für den Zeitraum zwischen 01.2007 und 12.2009 befinden sich dementsprechend in Tabelle 26. Dabei ist eine deutliche Verbesserung des Modells im Sinne von R^2 in Modellen (18) - (23) zu erkennen. Mit anderen Worten entwickeln sich die Risikoprämien von Unternehmensanleihen während der Finanzkrise viel mit den systematischen Einflussfaktoren. Insgesamt erklären die eingesetzten exogenen Variablen ca. 70% der Variation der Risikoprämien von Unternehmensanleihen in der Krise, d. h. 26% mehr als die vor der Krise.

Wird die einzelne Risikoart näher analysiert, reagieren die Risikoprämien der Unternehmensanleihen in der Krise empfindlicher auf das Zinsniveau und die Marktvolatilitäten. Die Faktorladung von *SR1J* erhöht sich von -4,17 im Modell (17) auf -9,03 im Modell (23). Das Zinsniveau hat daher eine verdoppelte Auswirkung auf die Risikoprämie. Die Investoren erwarten zusätzlich ca. 4,86 Basispunkte p. a. von der Investition in Unternehmensanleihen, wenn der risikolose Zinssatz in der Subprimekrise um einen Basispunkt zurückgeht.

Bezüglich der Marktvolatilität sind auf der einen Seite die Absolutwerte der Koeffizienten der latenten Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten größer in Modell (21) als die in

Modell (15). Auf der anderen Seite weist das Modell (21) vergleichsweise auch einen größeren Koeffizient von *VIX*. Dieser beträgt 1,08 mit einem Standardfehler von 0,01. Diese vier Variablen, die die systematische Liquidität im Modell repräsentieren, stellen insgesamt fast 67% der gesamten Variation der Risikoprämien von Unternehmensanleihen in der Periode zwischen 2007 und 2009 her, im Vergleich mit ca. 37% in der Subperiode zwischen 1990 und 2006. Unter diesem Gesichtspunkt spielt die Liquidität vergleichsweise die wichtigste Rolle für die Risikoprämien der Unternehmensanleihen in der Untersuchungsperiode zwischen 01.2007 und 12.2009. Dagegen zeigt das Modell (22) mit *KRP_Baa* das korrigierte Bestimmtheitsmaß von knapp 65%.

Tabelle 25: Effekte der Einflussfaktoren in der Subperiode, 1990 - 2006

(Die Standardfehler sind in Klammern anzugeben. Die Symbole ***, ** und * bezeichnen eine Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils unter 1%, 5% und 10%.)

Unabh. Variable	Abh. Variable: <i>log(KRP)</i>																				
	(12)		(13)		(14)		(15)		(16)		(17)										
Konstante	-5,72	***	(0,02)	-5,79	***	(0,02)	-6,89	***	(0,02)	-6,21	***	(0,02)	-6,48	***	(0,02)	-6,40	***	(0,02)			
SR1J	-11,12	***	(0,11)										-4,17	***	(0,11)						
SR10J_6M	-5,40	***	(0,13)										-2,76	***	(0,14)						
SRHK1				-3,07	***	(0,03)												-1,44	***	(0,03)	
SRHK2				1,23	***	(0,06)													-1,21	***	(0,07)
Kreditspread (<i>KRP_Baa</i> (RLZ>5J.))							58,56	***	(0,24)				51,15	***	(0,35)				51,88	***	(0,34)
VIX									0,62	***	(0,01)		-0,06	***	(0,01)				-0,05	***	(0,01)
VOLHK1									-22,07	***	(0,17)		-4,61	***	(0,21)				-4,84	***	(0,20)
VOLHK2									-13,83	***	(0,48)		-8,62	***	(0,46)				-6,33	***	(0,47)
VOLHK3									-76,04	***	(0,94)		-11,88	***	(1,13)				-16,08	***	(1,14)
Rating Dummy (Aa)	0,13	***	(0,02)	0,14	***	(0,02)	0,12	***	(0,02)	0,16	***	(0,02)	0,09	***	(0,02)				0,08	***	(0,02)
Rating Dummy (A)	0,22	***	(0,02)	0,23	***	(0,02)	0,24	***	(0,02)	0,27	***	(0,02)	0,20	***	(0,02)				0,18	***	(0,02)
Rating Dummy (Baa)	0,51	***	(0,02)	0,52	***	(0,02)	0,54	***	(0,02)	0,57	***	(0,02)	0,49	***	(0,02)				0,48	***	(0,02)
Rating Dummy (Ba)	0,86	***	(0,02)	0,87	***	(0,02)	0,91	***	(0,02)	0,93	***	(0,02)	0,86	***	(0,02)				0,84	***	(0,02)

	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
Rating Dummy (B)	1,07 *** (0,02)	1,08 *** (0,02)	1,18 *** (0,02)	1,19 *** (0,02)	1,12 *** (0,02)	1,10 *** (0,02)
Rating Dummy (Caa)	1,15 *** (0,02)	1,17 *** (0,02)	1,28 *** (0,02)	1,27 *** (0,02)	1,20 *** (0,02)	1,18 *** (0,02)
Rating Dummy (Ca)	1,07 *** (0,05)	1,08 *** (0,05)	1,16 *** (0,04)	1,15 *** (0,04)	1,10 *** (0,04)	1,08 *** (0,04)
Rating Dummy (Ohne Rating)	0,43 *** (0,02)	0,44 *** (0,02)	0,41 *** (0,02)	0,46 *** (0,02)	0,38 *** (0,02)	0,36 *** (0,02)
Log(Austehendes Volumen)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)
Restlaufzeit (J.)	0,01 *** (0,00)					
Alter (J.)	-0,02 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)	-0,01 *** (0,00)
Kuponrate	19,66 *** (0,09)	19,54 *** (0,09)	16,99 *** (0,08)	17,62 *** (0,09)	17,65 *** (0,08)	17,86 *** (0,09)
Börse Dummy	-0,04 *** (0,00)	-0,04 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)	-0,06 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)
Anzahl der Beobachtungen	399.757	399.757	399.757	399.757	399.757	399.757
Rho	-0,02	-0,02	-0,01	-0,02	0,00	0,00
DW-Statistik	2,05	2,05	2,02	2,05	2,00	2,01
BP-KB-Statistik	0,41**	0,40**	0,25**	0,24**	0,24**	0,24**
Adj. R ²	30,97%	30,57%	42,53%	37,03%	43,11%	43,29%

Tabelle 26: Effekte der Einflussfaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009

(Die Standardfehler sind in Klammern anzugeben. Die Symbole ***, ** und * bezeichnen eine Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils unter 1%, 5% und 10%.)

Unabh. Variable	Abh. Variable: $\log(KRP)$					
	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)
Konstante	-4,14 *** (0,03)	-4,25 *** (0,03)	-5,54 *** (0,02)	-5,93 *** (0,02)	-4,95 *** (0,03)	-5,00 *** (0,03)
SR1J	-23,14 *** (0,10)				-9,03 *** (0,22)	
SR10J_6M	6,87 *** (0,11)				6,03 *** (0,14)	
SRHK1		-12,51 *** (0,05)				-6,20 *** (0,09)
SRHK2		-8,25 *** (0,07)				-5,43 *** (0,08)
Kreditspread (KRP_Baa (RLZ>5J.))			29,76 *** (0,09)		20,31 *** (0,26)	20,37 *** (0,25)
VIX				1,08 *** (0,01)	0,16 *** (0,02)	0,18 *** (0,02)
VOLHK1				41,27 *** (0,20)	-0,73 * (0,50)	-2,06 *** (0,49)

VOLHK2					-28,89 *** (0,82)	46,33 *** (1,16)	46,53 *** (1,14)
VOLHK3					81,94 *** (1,72)	84,50 *** (2,45)	71,89 *** (2,38)
Rating Dummy (Aa)	0,34 *** (0,02)	0,34 *** (0,02)	0,29 *** (0,02)	0,29 *** (0,02)	0,30 *** (0,02)	0,30 *** (0,02)	0,30 *** (0,02)
Rating Dummy (A)	0,53 *** (0,02)	0,53 *** (0,02)	0,47 *** (0,02)	0,47 *** (0,02)	0,48 *** (0,02)	0,49 *** (0,02)	0,49 *** (0,02)
Rating Dummy (Baa)	0,87 *** (0,02)	0,87 *** (0,02)	0,82 *** (0,02)	0,81 *** (0,02)	0,83 *** (0,02)	0,83 *** (0,02)	0,83 *** (0,02)
Rating Dummy (Ba)	1,19 *** (0,02)	1,19 *** (0,02)	1,16 *** (0,02)	1,15 *** (0,02)	1,16 *** (0,02)	1,16 *** (0,02)	1,16 *** (0,02)
Rating Dummy (B)	1,45 *** (0,02)	1,46 *** (0,02)	1,44 *** (0,02)	1,44 *** (0,02)	1,45 *** (0,02)	1,45 *** (0,02)	1,45 *** (0,02)
Rating Dummy (Caa)	1,65 *** (0,02)	1,66 *** (0,02)	1,63 *** (0,02)	1,62 *** (0,02)	1,62 *** (0,02)	1,62 *** (0,02)	1,62 *** (0,02)
Rating Dummy (Ca)	1,91 *** (0,04)	1,92 *** (0,04)	1,96 *** (0,03)	1,93 *** (0,03)	1,95 *** (0,03)	1,94 *** (0,03)	1,94 *** (0,03)
Rating Dummy (Ohne Rating)	0,81 *** (0,02)	0,82 *** (0,02)	0,71 *** (0,02)	0,71 *** (0,02)	0,76 *** (0,02)	0,77 *** (0,02)	0,77 *** (0,02)
Log(Austehendes Volumen)	-0,04 *** (0,00)	-0,04 *** (0,00)	-0,03 *** (0,00)	-0,03 *** (0,00)	-0,04 *** (0,00)	-0,04 *** (0,00)	-0,04 *** (0,00)
Restlaufzeit (J.)	0,01 *** (0,00)	0,01 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)	0,00 *** (0,00)
Alter (J.)	-0,02 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)	-0,02 *** (0,00)				
Kuponrate	9,00 *** (0,14)	8,86 *** (0,14)	9,64 *** (0,12)	9,65 *** (0,12)	9,52 *** (0,12)	9,51 *** (0,12)	9,51 *** (0,12)
Börse Dummy	-0,05 *** (0,00)	-0,05 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)	-0,07 *** (0,00)	-0,06 *** (0,00)	-0,06 *** (0,00)	-0,06 *** (0,00)
Anzahl der Beobachtungen	162.943	162.943	162.943	162.943	162.943	162.943	162.943
Rho	-0,02	-0,02	0,02	-0,02	0,02	-0,02	-0,02
DW-Statistik	2,03	2,04	1,96	2,03	1,95	2,03	2,03
BP-KB-Statistik	0,08**	0,06**	0,06**	0,04**	0,04**	0,03**	0,03**
Adj. R ²	60,79%	61,15%	64,94%	66,86%	69,89%	69,85%	69,85%

Der Vergleich der Modelle in Tabelle 25 und Tabelle 26 veranschaulicht nicht nur die Änderung von Kreditspread unterschiedlicher Ratingklassen sondern auch die Änderung der Sensitivität der Risikoprämien der individuellen Unternehmensanleihen gegen die Marktbewegung. Die Änderung des Kreditspreads unterschiedlicher Ratingklassen basiert hauptsächlich auf der Änderung der Koeffizienten der *Rating-Dummies* und wird in Abbildung 19 dargestellt.²⁵³ Die blauen Punkte entsprechen den durchschnittlichen

²⁵³ Die Koeffizienten beziehen sich auf die Modelle (20) und (27).

Überschussrenditen der jeweiligen Ratingklasse über die Risikoprämien der Aaa-Unternehmensanleihen für den Zeitraum zwischen 2007 und 2009. Dabei ist leicht zu erkennen, dass die blaue Kurve an jeder Stelle die rote Kurve dominiert. Insbesondere verbreiten sich die Überschussrenditen der Unternehmensanleihen in derselben Ratingklasse mit der entsprechenden Herabstufung. Beispielsweise nehmen die Risikoprämien der Ca-Unternehmensanleihen relativ um 80%, absolut um 86 Basispunkte, auf 1,94% in der Finanzkrise gegenüber 1,08% vor der Subprimekrise 2007 zu. Während die Investoren mehrere Risikoprämien in der Finanzkrise verlangen, reagieren die Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen weniger sensitiv auf die Marktüberschussrendite, die durch die Variable *KRP_Baa* repräsentiert wird. Die Faktorladung von *KRP_Baa* beträgt 51,88 mit dem Standardfehler von 0,34 in der ersten Periode und verringert sich auf 20,37 mit dem Standardfehler von 0,25 in der späteren Periode, was die Tatsache widerspiegelt, dass das Kreditrisiko, das normalerweise als die wichtigste Determinante der Risikoprämien von Unternehmensanleihen angesehen wird, während der Subprimekrise keine dominierende Rolle mehr spielt.

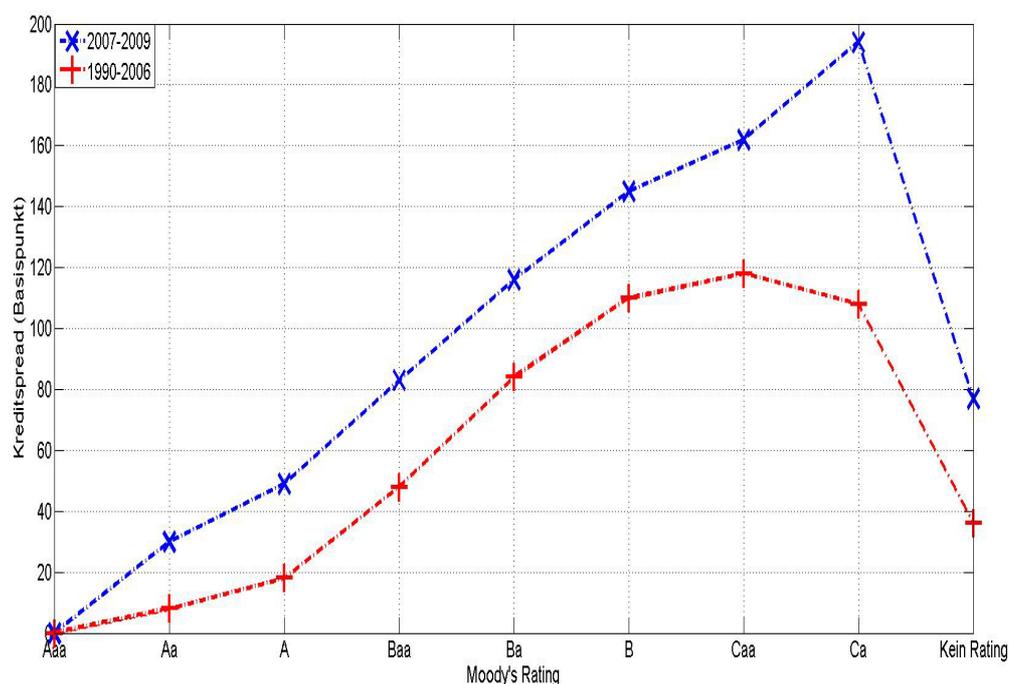


Abbildung 19: Überschussrenditen unterschiedlicher Ratingklassen vor und während der Subprimekrise

6.4 ZWISCHENFAZIT

Im Unterschied zu den vorhandenen Studien, die meistens auf den Anleiheindizes mit relativ kurzen Perioden basieren, beziehen sich die Untersuchungen in diesem Kapitel auf mehr als zehntausend individuelle Unternehmensanleihen über 20 Jahre von 01.1990 bis 12.2009. Darüber hinaus werden die latenten Variablen, die von dem Zinssatzrisiko und Liquiditätsrisiko abhängig sind, in die linearen Modelle eingesetzt. Somit kann man die zufällige Auswahl der exogenen Variablen bzw. die Gefahr des möglichen Informationsverlustes vermeiden.

Mithilfe der Pooled-Regression untersucht dieses Kapitel die allgemeinen Effekte des Zinssatzrisikos, Kreditrisikos und Liquiditätsrisikos miteinander und voneinander auf die Risikoprämien der Unternehmensanleihen, während die anleihespezifischen Ausstattungen in der Untersuchung kontrolliert werden. Dabei finden wir, dass die Risikoprämien der individuellen Unternehmensanleihen auf einem maßgeblichen Niveau von den drei o. g. systematischen Risikoarten beeinflusst werden. Insbesondere kann das Kreditrisiko alleine ca. 57% der Risikoprämien von Unternehmensanleihen für den Zeitraum zwischen 1990 und 2009 repräsentieren. Dazu bieten das Liquiditätsrisiko und das Zinssatzrisiko jeweils einen Erklärungsgehalt von 48% und 38%. Die Erklärungskraft des Modells erhöht sich erheblich auf 70% während der Subprimekrise 2007.

Darüber hinaus bestätigen wir den Ratingeffekt, den Steuereffekt sowie den Börseneffekt. Die damit verbundenen Variablen sind sämtlich mit dem höchsten Signifikanzniveau unter 1% statistisch signifikant und weisen die wie theoretisch vorgestellten Vorzeichen auf. Im Gegensatz dazu wirken sich die Variablen, z. B. *Log(ausstehendes Volumen)*, *Restlaufzeit* und *Alter*, uneinheitlich auf die Risikoprämie der Unternehmensanleihen aus, welche möglicherweise entweder von der repräsentierten Risikoart oder von der Ratingklasse verursacht werden.

Unterkapitel 6.3.3 beleuchtet eine relevante Eigenschaft des linearen Risikofaktorenmodells, d. h. die Änderung der Risikoarten sowie ihre Auswirkung auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen im Laufe der Zeit. Dabei wird empirisch gezeigt, dass das Liquiditätsrisiko für den Zeitraum 01.2007 - 12.2009 das Kreditrisiko und das Zinssatzrisiko dominiert. Zusammen mit den anleihespezifischen Ausstattungen repräsentiert das Liquiditätsrisiko in derselben Subperiode ca. 67% der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Außerdem beobachtet man eine spürbare Erhöhung des Kreditspreads

innerhalb derselben Ratingklasse in 2007 - 2009 im Vergleich mit der Untersuchungsperiode in 1990 - 2006

7 EMPIRISCHE UNTERSUCHUNG DER RISIKOPRÄMIEN VON UNTERNEHMENSANLEIHEN MIT HAUPTKOMponentENANALYSE

Nachdem die allgemeinen Auswirkungen der exogenen Einflussfaktoren im Sinne der Regressionsanalyse auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen in Kapitel 6 analysiert wurden, stellt Kapitel 7 aufgrund der hohen Korrelationen zwischen den Risikoprämien von Unternehmensanleihen zunächst die Risikofaktoren im Sinne der Hauptkomponenten der Hauptkomponentenanalyse in den Fokus. Konträr zu den beobachtbaren Einflussfaktoren in Kapitel 6 analysiert Kapitel 7 die latenten Risikofaktoren, die unmittelbar aus den ursprünglichen endogenen Risikoprämien individueller Unternehmensanleihen entnommen werden. Die ökonomischen Interpretationen dieser latenten Risikofaktoren erfolgen durch die Herstellung einer Verbindung der jeweiligen latenten Risikofaktoren mit den beobachtbaren Einflussfaktoren. Somit leistet dieses Kapitel einen wissenschaftlichen Beitrag zum klassischen Forschungsthema in der Finanzwirtschaft, welche Risikoarten bzw. wie viele Risikofaktoren wirken sich auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen inwieweit aus.

Der übrige Teil dieses Kapitels ist folgendermaßen aufgebaut. In 7.1 werden die grundlegende Idee der Untersuchung sowie die angewendeten statistischen Tests kurz vorgestellt. Unterkapitel 7.2 präsentiert als Beispiel die empirischen Ergebnisse für den Zeitraum zwischen 2007 und 2009. Die empirischen Befunde aller untersuchten Subperioden finden sich in 7.3. Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefasst.

7.1 AUFBAU DER UNTERSUCHUNG

7.1.1 Grundlegende Idee der Untersuchung

Die Untersuchung geht vom Ansatz des rollierenden Zeitfensters aus, denn aufgrund der vorgesehenen Restlaufzeit und der fehlenden Transaktionen kaum möglich ist, das kontinuierliche Stattfinden von Transaktionen für eine Unternehmensanleihe über 20 Jahre beobachten zu können. In diesem Zusammenhang werden die latenten Risikofaktoren der Risikoprämien von Unternehmensanleihen jedoch nicht über die gesamte Zeitreihe, sondern über ein bestimmtes, sich ständig verschiebendes Zeitfenster, untersucht. Jedes Zeitfenster umfasst 36 aufeinanderfolgende Monate und wird ab Januar 1990 jeweils um sechs Monate bis zum Januar 2007 verschoben. Daher sind insgesamt 35 Subperioden zu analysieren. Somit kann man nicht nur die Änderung der Risikofaktoren, sondern auch die Änderung ihrer Auswirkungen auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen rechtzeitig identifizieren.

Die Anzahl N der untersuchten Unternehmensanleihen, die über 36 monatliche Beobachtungen in der jeweiligen Subperiode p verfügen, ist wie folgt tabelliert.

Tabelle 27: Untersuchte Unternehmensanleihen in den einzelnen Subperioden

p	Zeitfenster	N	p	Zeitfenster	N
1	01. 1990 - 12. 1992	44	19	01. 1999 - 12. 2001	1009
2	07. 1990 - 06. 1993	35	20	07. 1999 - 06. 2002	1037
3	01. 1991 - 12. 1993	29	21	01. 2000 - 12. 2002	1060
4	07. 1991 - 06. 1994	33	22	07. 2000 - 06. 2003	1111
5	01. 1992 - 12. 1994	47	23	01. 2001 - 12. 2003	2077
6	07. 1992 - 06. 1995	76	24	07. 2001 - 06. 2004	2102
7	01. 1993 - 12. 1995	107	25	01. 2002 - 12. 2004	2661
8	07. 1993 - 06. 1996	157	26	07. 2002 - 06. 2005	2683
9	01. 1994 - 12. 1996	192	27	01. 2003 - 12. 2005	2763
10	07. 1994 - 06. 1997	213	28	07. 2003 - 06. 2006	2906
11	01. 1995 - 12. 1997	243	29	01. 2004 - 12. 2006	2887
12	07. 1995 - 06. 1998	323	30	07. 2004 - 06. 2007	2840

13	01. 1996 - 12. 1998	391	31	01. 2005 - 12. 2007	2745
14	07. 1996 - 06. 1999	488	32	07. 2005 - 06. 2008	2708
15	01. 1997 - 12. 1999	572	33	01. 2006 - 12. 2008	2467
16	07. 1997 - 06. 2000	684	34	07. 2006 - 06. 2009	2334
17	01. 1998 - 12. 2000	813	35	01. 2007 - 12. 2009	2319
18	07. 1998 - 06. 2001	921			

Mit den verfügbaren Unternehmensanleihen in Tabelle 27 wird dann die periodische Untersuchung nach der in Abbildung 21 dargestellte Vorgehensweise weiter konstruiert

In einem Zeitfenster p , wobei $p = 1, 2, \dots, 35$ ist, gibt es N Unternehmensanleihen, die in jedem Monat φ , für $\varphi \in (1, 2, \dots, 36)$, derselben Subperiode über eine monatliche Risikoprämie $KRP_{p,n}^{(\varphi)}$, für $n \in (1, 2, \dots, N)$, verfügen. Diese Risikoprämien von Unternehmensanleihen werden zuerst logarithmiert. Danach werden sie standardmäßig am Mittelwert zentriert und auf die Standardabweichung bezogen. In Abbildung 21 wird verdeutlicht, dass der Mittelwert der Log-Überschussrendite $\overline{\ln(KRP_{p,n})}$ subtrahiert und danach die Differenz durch die Standardabweichung $\sigma_{\ln(KRP_{p,n})}$ dividiert wird. Die dadurch resultierten Zufallsvariablen $Y_{p,n}$, die auf der linken Seite in Abbildung 21 stehen, haben einen Erwartungsvektor von null und eine Varianz von eins.²⁵⁴ Demzufolge sind die Erwartungswerte der Hauptkomponenten, die sich über die Eigenvektoren $e_{p,i}$, für $i \in (1, 2, \dots, N)$, aus der linearen Kombination der Zufallsvariablen $Y_{p,n}$ nach $HK_{p,i} = [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,i}$ errechnen, gleich null.²⁵⁵ Bei der Transformation von $\ln(KRP_{p,n})$ in $Y_{p,n}$ bleibt die Korrelationsstruktur der ursprünglichen Daten unverändert. Folglich ändern sich die Eigenwerte $\lambda_{p,i}$ und Eigenvektoren $e_{p,i}$ auch nicht.

²⁵⁴ Durch die Standardisierung wird der Fall ausgeschlossen, dass eine Zufallsvariable mit relativer größerer Varianz die erste Hauptkomponente dominiert (vgl. Watsham/Parramore (1997), S. 363).

²⁵⁵ Der ausführliche Beweis findet sich bei Basilevsky (1994), S. 108f.

Standardisierung der Log-Überschussrenditen

$$Y_{p,n} = [y_{p,n}^{(1)}, y_{p,n}^{(2)}, \dots, y_{p,n}^{(36)}]^T, \text{ für } p=1, 2, \dots, 35, n=1, 2, \dots, N,$$

$$y_{p,n}^{(\varphi)} = \frac{\left(\ln(KRP_{p,n}^{(\varphi)}) - \overline{\ln(KRP_{p,n})} \right)}{\sigma_{\ln(KRP_{p,n})}}, \text{ für } \varphi=1, 2, \dots, 36,$$

Schätzung der Korrelationsmatrix

$$S_{p,Y} = \text{corr}(Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}),$$



Ermittlung der Eigenwerte, Eigenvektoren und latenten Risikofaktoren

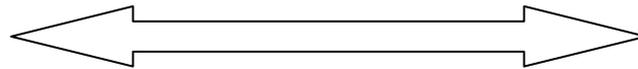
$$HK_{p,i} = [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,i}, \quad i=1, 2, \dots, N,$$

$$[e_{p,1}, e_{p,2}, \dots, e_{p,N}] \cdot [e_{p,1}, e_{p,2}, \dots, e_{p,N}] = \begin{bmatrix} \lambda_{p,1} & & & \\ & \lambda_{p,2} & & \\ & & \ddots & \\ & & & \lambda_{p,N} \end{bmatrix},$$

wobei: $\lambda_{p,1} > \lambda_{p,2} > \dots > \lambda_{p,N}$.

Herstellung der Verbindung

$$HK_{p,i} = f(W_{p,1}^{**}, W_{p,2}^{**}, \dots, W_{p,j}^{**})$$



Standardisierung der beobachtbaren Einflussfaktoren

$$X_{p,m} = [x_{p,m}^{(1)}, x_{p,m}^{(2)}, \dots, x_{p,m}^{(36)}]^T, \text{ für } p=1, 2, \dots, 35, m=1, 2, \dots, 18,$$

$$x_{p,m}^{(\varphi)} = \frac{\left((\text{Sys.Einflussfaktor})_{p,m}^{(\varphi)} - \overline{(\text{Sys.Einflussfaktor})_{p,m}} \right)}{\sigma_{(\text{Sys.Einflussfaktor})_{p,m}}},$$

für $\varphi=1, 2, \dots, 36$,



Schätzung der Korrelationsmatrix

$$S_{p,X} = \text{corr}(X_{p,1}, X_{p,2}, \dots, X_{p,18}),$$

Ermittlung der Eigenwerte, Eigenvektoren und latenten endogenen Variablen

$$W_{p,j} = [X_{p,1}, X_{p,2}, \dots, X_{p,18}] \cdot \theta_{p,j}, \text{ für } j=1, 2, \dots, 18,$$

$$[\theta_{p,1}, \theta_{p,2}, \dots, \theta_{p,18}] \cdot [\theta_{p,1}, \theta_{p,2}, \dots, \theta_{p,18}] = \begin{bmatrix} \psi_{p,1} & & & \\ & \psi_{p,2} & & \\ & & \ddots & \\ & & & \psi_{p,18} \end{bmatrix},$$

wobei: $\psi_{p,1} > \psi_{p,2} > \dots > \psi_{p,18}$.

Abbildung 20: Vorgehensweise der Untersuchung in Kapitel 7

In der Hauptkomponentenanalyse werden die Eigenwerte $\lambda_{p,i}$, die absteigend sortiert werden, und die dazugehörigen Eigenvektoren $e_{p,i}$ von der $N \times N$ Korrelationsmatrix der Variablen $[Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}]$ ermittelt. Im Allgemeinen ist die Korrelationsmatrix nicht bekannt und wird auf Basis der Stichprobe $Y_{p,n}$ in einem Zeitfenster p geschätzt. Da die geschätzte quadratische und symmetrische Korrelationsmatrix $S_{p,Y}$ positiv semidefinit ist, sind daher die Eigenwerte $\lambda_{p,i}$ eben nicht negativ. Algebraisch geben sie die Varianzen der entsprechenden Hauptkomponenten an.

Die Hauptkomponenten $HK_{p,i}$, die auf Basis der ursprünglichen standardisierten Variablen $Y_{p,n}$ einfach nach den in den Eigenvektoren enthaltenen Elementen linear gewichtet werden, sind algebraisch nicht nur linear unabhängig, sondern paarweise zueinander orthogonal. Diese Eigenschaft der Hauptkomponenten wird mit den Korrelationen zwischen den Hauptkomponenten illustriert:²⁵⁶

$$\begin{aligned} \text{Var}(HK_{p,i}) &= \left\langle [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,i} \right\rangle \cdot \left\langle [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,i} \right\rangle \\ &= e_{p,i}' \cdot \left([Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \right)' \cdot [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,i}, \\ &\text{für } i = 1, 2, \dots, N, \\ \text{Cov}(HK_{p,i}, HK_{p,l}) &= \left\langle [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,i} \right\rangle \cdot \left\langle [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,l} \right\rangle \quad \text{F 7- 1} \\ &= e_{p,i}' \cdot \left([Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \right)' \cdot [Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}] \cdot e_{p,l} \\ &= 0, \\ &\text{für } i \neq l. \end{aligned}$$

Werden diese Ergebnisse in die Kovarianzmatrix aller Hauptkomponenten eingesetzt, hat die Kovarianzmatrix eine diagonale Form.

Der ermittelten latenten Hauptkomponente fehlt in der Regel eine wirtschaftliche Bedeutung. Dafür werden die beobachtbaren Variablen zum Zweck der Identifizierung bzw. Interpretation der latenten Hauptkomponenten eingeführt. Die zu analysierenden beobachtbaren Einflussfaktoren sind die Zeitreihenvariablen, die teilweise unmittelbar von Kapitel 6 übernommen werden, z. B. *SR1J*, *SR10J_6M*, *KRP_Baa*, und *VIX*. Hinzugefügt werden die korrelierten Volatilitäten von risikolosen Spot-Raten statt der un-

²⁵⁶ Vgl. Basilevsky (1994), S. 101.

korrelierten latenten Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten, damit der Effekt der Volatilität auf dem Rentenmarkt genauer identifiziert und quantifiziert werden kann. Sie sind $VOLSR6M$, $VOLSR9M$, $VOLSR1J$, $VOLSR2J$, $VOLSR3J$, $VOLSR5J$, $VOLSR8J$, $VOLSR10J$, $VOLSR12J$, $VOLSR15J$, $VOLSR18J$, $VOLSR20J$ und $VOLSR25J$. Beispielsweise steht $VOLSR5J$ für die Volatilität der Spot-Rate mit einer Restlaufzeit von fünf Jahren. Darüber hinaus wird die Änderung des US-Industriellen-Produktion-Index ($USIndProdIndex$) für die weitere Kontrolle von zyklischen Konjunktursorgen in die Untersuchung aufgenommen. Die monatliche Änderung des Index ergibt sich aus

$$USIndProdIndex = \ln \left[\frac{I_t}{I_{t-1}} \right]. \quad \text{F 7- 2}$$

Die beobachtbaren Einflussfaktoren werden ebenso standardisiert. Die standardisierten Zufallsvariablen $X_{p,m}$, für $m \in (1, 2, \dots, 18)$, auf der rechten Seite in Abbildung 21 sind auf ähnliche Weise wie die Zufallsvariablen $Y_{p,n}$ zu bearbeiten, bis die dazugehörigen Hauptkomponenten $W_{p,j}$ bestimmt werden.

Ein Zusammenhang zwischen den Hauptkomponenten $HK_{p,i}$ und $W_{p,j}$ wird durch die lineare Funktion $HK_{p,i} = \sum_j \beta_{i,p,j} \cdot W_{p,j} + \varepsilon_{i,p,j}$ hergestellt. Das Bestimmtheitsmaß der einzelnen latenten exogenen Variable $W_{p,j}$ ergibt sich aus²⁵⁷

$$R^2(W_{p,j}) = \frac{(\varphi - 1) \cdot \psi_{p,j} \cdot \beta_{i,p,j}^2}{HK_{p,i} \cdot HK_{p,i}} = \left[\text{corr}(HK_{p,i}, W_{p,j}) \right]^2. \quad \text{F 7- 3}$$

Da die latenten exogenen Variablen paarweise voneinander unabhängig sind, errechnet sich das R-Quadrat $R^2(W_{p,j})$ der oben genannten multiplen linearen Funktion einfach aus der Summe des einzelnen R^2 aller aufgenommenen latenten exogenen Variablen $W_{p,j}$. Wie bereits in Abschnitt 3.2.1.2 erwähnt, sind die aus den $X_{p,m}$ entnommenen latenten Variablen nicht unbedingt relevant bzw. statistisch signifikant für die Prognose der $HK_{p,i}$. Ausgehend von dieser Überlegung werden nur die latenten exogenen Variab-

²⁵⁷ Vgl. Mardia/Kent/Bibby (2006), S. 244f.

len in die weitere Untersuchung eingeschlossen, mit denen die folgenden Nullhypothesen mit einem Signifikanzniveau von 5% verworfen werden können:

$$\text{Nullhypothese 1: } \theta_j = 0,$$

$$\text{Nullhypothese 2: } \beta_{i,p,j} = 0.$$

Die statistisch signifikanten latenten exogenen Variablen $W_{p,j}^{**}$ ermöglichen demzufolge, die latenten Risikofaktoren $HK_{p,i}$ zu identifizieren und geben ihnen daher eine ökonomische Interpretation.

7.1.2 Angewendete Statistische Tests in Hauptkomponentenanalyse

Mit dem Titel „Angewendete Statistische Tests“ wird zunächst auf keine statistische Untersuchungen bezüglich der Tests weiter eingegangen. Stattdessen fokussiert sich dieser Abschnitt auf ihre praktischen Anwendungen, spezifisch die Anwendung in der Hauptkomponentenanalyse. Dabei wird großer Wert darauf gelegt, die Idee bestimmter Tests einzuführen und die Resultate des Tests zu interpretieren, damit die Untersuchung verständlich gemacht werden kann.

Annahme über die Zufallsvariablen

In der Regel setzt die Hauptkomponentenanalyse keine spezifische Verteilung untersuchter Zufallsvariablen voraus. Allerdings bringt die Annahme der Normalverteilung einige Vorteile mit sich, selbst wenn die empirischen Verteilungen von Zufallsvariablen dieser Annahme leicht widersprechen.²⁵⁸ Insbesondere, wenn die ursprünglichen Daten als multidimensional normalverteilt angenommen werden, folgt die einzelne Hauptkomponente demzufolge einer univariaten Normalverteilung, die die statistischen Tests auf Grundlage der Chi-Quadrat-Verteilung ermöglicht.²⁵⁹ Weiterhin sind die Eigenwerte und die dazugehörigen Eigenvektoren aus der Stichprobe gleichzeitig die Maximum-Likelihood-Schätzer der Grundgesamtheit, wenn die Annahme der Normalität getroffen wird.²⁶⁰

Test auf die diagonale Korrelationsmatrix

²⁵⁸ Vgl. Basilevsky (1994), S. 183.

²⁵⁹ Vgl. Basilevsky, a.a.O., S. 115f.

²⁶⁰ Der ausführliche Beweis findet sich bei Mardia/Kent/Bibby (2006), S. 229.

Einer der Vorteile der Hauptkomponentenanalyse liegt in der Reduzierung hochdimensionaler Datenmenge durch die Bestimmung angemessener Hauptkomponenten. Allerdings ist die Durchführung der Hauptkomponentenanalyse nur sinnvoll, wenn die analysierten Daten hohe Korrelationen aufweisen. Wenn die Zufallsvariablen nicht korreliert sind, z. B. $[Y_{p,1}, Y_{p,2}, \dots, Y_{p,N}]$ eine diagonale Korrelationsmatrix vorliegt, dann ist die Hauptkomponentenanalyse sinnlos, weil die durch eine Dekomposition der Korrelationsmatrix erzeugten Hauptkomponenten einfach proportional zu $Y_{p,n}$ stehen.²⁶¹ Aus diesem Grund ist es notwendig, die Nullhypothese zu testen, dass die Korrelationsmatrix eine diagonale Form aufweist.

Die Teststatistik für diesen Test lautet dann:²⁶²

$$\chi^2 = \left(\varphi - 1 - \frac{2 \cdot N + 5}{6} \right) \cdot \ln \left(\prod_{i=1}^N \hat{\lambda}_{p,i} \right). \quad \text{F 7-4}$$

Diese Teststatistik folgt nach BOX (1949) bei ausreichenden Beobachtungen (φ) annähernd einer Chi-Quadrat-Verteilung mit $\frac{N \cdot (N-1)}{2}$ Freiheitsgraden. Die Nullhypothese wird mit einem Signifikanzniveau von α abgelehnt, wenn $\chi^2 \geq \chi^2_{\left(1-\alpha, \frac{N(N-1)}{2}\right)}$ gilt.

Test auf die Eigenwerte der Korrelationsmatrix

Beim Test auf die Eigenwerte handelt es sich hier um ein Konfidenzintervall von entweder einzelnen oder mehreren Eigenwerten.

Nach ANDERSON (1963) sind die Eigenwerte der Korrelationsmatrix voneinander unabhängig und mit dem Erwartungswert von $\lambda_{p,i}$ und der Varianz von $\frac{2 \cdot \lambda_{p,i}^2}{\varphi}$ asymptotisch normalverteilt, wenn die Anzahl der Beobachtungen gegen unendlich konvergiert.²⁶³ Basierend auf der Annahme der unabhängigen Normalverteilung des Eigenwertes kann man ein zweiseitiges Konfidenzintervall für den individuellen Eigenwert wie folgt definieren:

²⁶¹ Vgl. Johnson/Wichern (2007), S. 439.

²⁶² Vgl. Basilevsky (2006), S. 187.

²⁶³ Vgl. Anderson (2003), S. 474; Mardia/Kent/Bibby (2006), S. 230.

$$\frac{\hat{\lambda}_{p,i}}{1 + Z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{2/\phi}} \leq \lambda_{p,i} \leq \frac{\hat{\lambda}_{p,i}}{1 - Z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{2/\phi}}, \quad \text{F 7-5}$$

wobei:

$$P\left(z \leq Z_{\alpha/2}\right) = 1 - \alpha/2, \quad z \sim N(0, 1).$$

Das bedeutet, dass $(1 - \alpha) \cdot 100\%$ der Stichprobenergebnisse in einem Vertrauensbereich

$$\text{von } \left[\frac{\hat{\lambda}_{p,i}}{1 + Z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{2/\phi}}, \frac{\hat{\lambda}_{p,i}}{1 - Z_{\alpha/2} \cdot \sqrt{2/\phi}} \right] \text{ liegen sollen.}$$

In Analogie zum Konfidenzintervall des einzelnen Eigenwertes kann man auf der Grundlage der asymptotischen unabhängigen Normalverteilung ein Konfidenzintervall für die Kombination einiger Eigenwerte festlegen. Gesucht wird dann ein Vertrauensbereich für die erklärte Variation der Korrelationsmatrix, die durch das folgende Verhältnis:

$$\phi = \frac{\sum_{i=1}^{\kappa} \lambda_{p,i}}{\sum_{i=1}^N \lambda_{p,i}}, \quad \text{wobei: } \kappa < N, \quad \text{F 7-6}$$

ausgedrückt wird. Da der individuelle Eigenwert $\lambda_{p,i}$ von anderen Eigenwerten $\lambda_{p,\iota}$ für $\iota \in (1, 2, \dots, 18)$, und $i \neq \iota$, unabhängig und normalverteilt ist, ist folglich das Verhältnis jedoch auch normalverteilt mit der Varianz:

$$\widehat{\text{Var}}(\phi) = \frac{2 \cdot \sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_{p,i}^2}{(\phi - 1) \cdot \left(\sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_{p,i} \right)^2} \cdot (\phi^2 - 2 \cdot a \cdot \phi + a), \quad \text{F 7-7}$$

$$\text{wobei: } a = \frac{\sum_{i=1}^{\kappa} \hat{\lambda}_{p,i}^2}{\sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_{p,i}^2}, \quad \text{für } \kappa < N.$$

Somit liegt das 95%-Konfidenzintervall der ersten κ -ten Eigenwerte zwischen $\hat{\phi} \pm 1,96 \cdot \sqrt{\text{Var}(\hat{\phi})}$.²⁶⁴

7.1.3 Bestimmung der Hauptkomponenten

Mit der Hauptkomponentenanalyse wird eine kleine Anzahl von Hauptkomponenten, z. B. $\kappa < N$ für die Zufallsvariablen $Y_{p,n}$, nach ihrer Relevanz herausgenommen, die für einen großen Teil der Variation in den Originaldaten verantwortlich sind. Somit kann die hohe Dimension von Originaldaten effektiv reduziert werden. Mit anderen Worten wird anhand der Hauptkomponentenanalyse versucht, die relevanten Informationen bzw. Eigenschaften der Zufallsvariablen im Sinne des minimalen Informationsverlustes durch die ersten κ -ten Hauptkomponenten wieder herzustellen. Fraglich ist dann jedoch, wie viele Hauptkomponenten sind aus den N -verfügbaren Hauptkomponenten vernünftig zu entnehmen. Als Faustregel werden normalerweise die Eigenwerte bezüglich der Korrelationsmatrix, die kleiner als eins sind, als irrelevant angesehen.²⁶⁵ Alternativ werden die Eigenwerte von der Analyse üblicherweise nicht beachtet, sofern sie den Mittelwert aller Eigenwerte unterschreiten.²⁶⁶ Darüber hinaus kann man auch die relevanten Eigenwerte grafisch per "Scree Plot" identifizieren.²⁶⁷

Neben den intuitiven Faustregeln können die Hauptkomponenten jedoch auch mit Hilfe der statistischen Tests bestimmt werden. Beispielsweise führt die Annahme der Nullhypothese, dass die $(N - \kappa)$ -ten kleinsten Eigenwerte von der Korrelationsmatrix identisch sind, dazu, entweder sämtliche $(N - \kappa)$ -ten Hauptkomponenten oder keine in die Untersuchung aufgenommen zu werden.²⁶⁸ Weiterhin diskutiert BASILEVSKY (1994) über die Anwendung des Informationskriteriums zur Bestimmung der Hauptkomponenten.

²⁶⁴ Siehe Mardia/Kent/Bibby (2006), S. 233f.

²⁶⁵ Vgl. Basilevsky (1994), S. 182.

²⁶⁶ Vgl. Basilevsky, a.a.O., S. 229.

²⁶⁷ Vgl. Johnson/Wichern (2006), S. 444f.

²⁶⁸ Vgl. Mardia/Kent/Bibby, a.a.O., S. 235f. Die Prüfgröße ergibt sich aus:

$$\left(\varphi - \frac{2 \cdot N + 11}{6} \right) \cdot (N - \kappa) \cdot \ln \left(\frac{a_0}{g_0} \right) \sim \chi^2_{(N - \kappa + 2)(N - \kappa - 1) / 2},$$

wobei:

$$a_0 = \frac{\hat{\lambda}_{p, \kappa+1} + \dots + \hat{\lambda}_{p, N}}{N - \kappa}, \quad g_0 = \left(\hat{\lambda}_{p, \kappa+1} \cdot \dots \cdot \hat{\lambda}_{p, N} \right)^{\frac{1}{N - \kappa}}.$$

7.2 BEISPIEL FÜR DAS ZEITFENSTER 2007-2009

Bevor die vorgestellte Vorgehensweise für sämtliche rollierende Zeitfenster ausgeführt wird, ist es sinnvoll, sie anhand eines Beispiels während einer Subperiode zwischen dem 01.2007 und dem 12.2009 zu illustrieren.

Das 36-monatige Zeitfenster ab 01.2007 bis 12.2009 verfügt, wie bereits in Tabelle 27 gezeigt, über insgesamt 2.319 Unternehmensanleihen. Jede verfügbare Unternehmensanleihe hat weiterhin 36 monatliche Beobachtungen von Risikoprämien, die schließlich logarithmiert und standardisiert werden. Auf Basis dieser Daten $[Y_{35,1}, Y_{35,2}, \dots, Y_{35,2319}]$ lässt sich die 2.319×2.319 Korrelationsmatrix $S_{p, Y}$ berechnen.²⁶⁹ Die Hauptdiagonale der Korrelationsmatrix besteht aus Einsen. Die restlichen Elemente in der Korrelationsmatrix stellen die Korrelationskoeffizienten zwischen unterschiedlichen Variablen dar. In der Analyse wird beobachtet, dass die standardisierten Zufallsvariablen stark miteinander korrelieren. Der Mittelwert des Korrelationskoeffizienten beträgt 85,68%. Zusätzlich wird die Nullhypothese, dass die Korrelationsmatrix eine Diagonalmatrix ist, mit einem Konfidenzniveau von 95% abgelehnt.

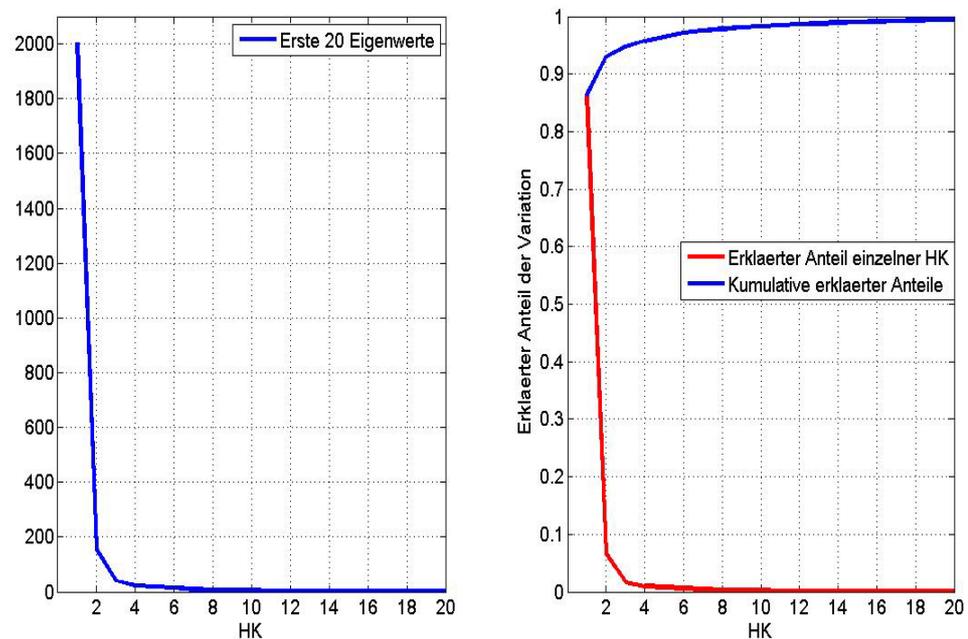


Abbildung 21: Eigenwerte und Erklärungsbeitrag der Hauptkomponenten in der Subperiode, 2007 - 2009

²⁶⁹ Die tiefgestellten Zahlen, $_{35,2319}$, verdeutlichen die 2.319-te verfügbare Unternehmensanleihe im 35-ten Zeitfenster, 2007-2009.

Eine erste Information über die Struktur der Daten $[Y_{35,1}, Y_{35,2}, \dots, Y_{35,2319}]$ findet man in Abbildung 21. Auf der linken Seite werden die 20 größten Eigenwerte, die der absteigenden Größe nach geordnet sind, grafisch dargestellt. Die Grafik auf der rechten Seite veranschaulicht dazu die individuelle Erklärungskraft jeder Hauptkomponente sowie den kumulativen Beitrag der ersten größten Hauptkomponenten. Die Erklärungskraft entspricht dem erklärten Anteil der Totalvariation von $[Y_{35,1}, Y_{35,2}, \dots, Y_{35,2319}]$.

Der größte Eigenwert in diesem Zeitfenster beträgt 2.002,66 und impliziert, dass die erste Hauptkomponente $2.002,66/2.319=86,36\%$ der Variation von standardisierten Risikoprämien widerspiegeln kann.²⁷⁰ Der zweite größte Eigenwert hat einen Wert von 153,91. Somit wird $6,64\%$ der Totalvariation von der daraus resultierenden zweiten Hauptkomponente $HK_{35,2}$ erklärt. In diesem Zusammenhang erreicht die Erklärungskraft der ersten beiden Hauptkomponenten insgesamt 93% . Aus statistischer Sicht erklären die beiden mit einem Signifikanzniveau von 5% mindestens $92,95\%$ und maximal $93,04\%$ der Totalvariation der standardisierten Risikoprämien in dieser Subperiode. Die weiteren Eigenwerte fallen sehr schnell und ab dem fünften Eigenwert fällt die rote Kurve in Abbildung 21, die die Erklärungskraft der individuellen Hauptkomponente bekannt gibt, unter 1% .

Sobald die Eigenwerte vorliegen, sollen zunächst die Hauptkomponenten für die weitere Untersuchung bestimmt werden. Verschiedene Ansätze, sowohl theoretische als auch praktische, sind anwendbar, um die geeignete Anzahl der Hauptkomponenten festzulegen. Mit den zwei in 7.1.3 eingeführten statistischen Verfahren wird festgesetzt, dass die kleinsten Hauptkomponenten einerseits unterschiedlich sind. Andererseits soll nur die erste Hauptkomponente im Sinne des minimalen Informationsverlusts in die Untersuchung aufgenommen werden. Weiterhin kann man die Hauptkomponenten darüber hinaus nach dem grafischen Verfahren "Scree Plot" bestimmen, um das "Over-fitting" zu vermeiden und eine sparsame Modellbildung zu belohnen. In Abbildung 21 ist zu erkennen, dass sich der Erklärungsbeitrag des einzelnen Eigenwerts nach dem dritten Eigenwert merklich und schnell gegen null verringert. Aus diesem Grund werden die

²⁷⁰ Die Summe aller Eigenwerte ist gleich der Summe der Elemente in der Diagonale der Korrelationsmatrix, welche gleich der Anzahl der Variablen ist. In diesem Fall beträgt die Summe aller Eigenwerte

2.319. Somit ist der Beitrag der i -te Hauptkomponente zur Erklärung der Variation der Daten mit $\frac{\lambda_{p,i}}{\sum_i \lambda_{p,i}}$ auszudrücken.

ersten drei Hauptkomponenten, nämlich $HK_{35,1}$, $HK_{35,2}$ und $HK_{35,3}$, für die Subperiode ab 01.2007 bis 01.2009 ausgewählt. Mit den drei Hauptkomponenten kann mehr als 94,75% der Totalvariation der analysierten Risikoprämien von Unternehmensanleihen erzeugt werden. Das 95%-Konfidenzintervall dafür gilt [94,73%, 94,78%].

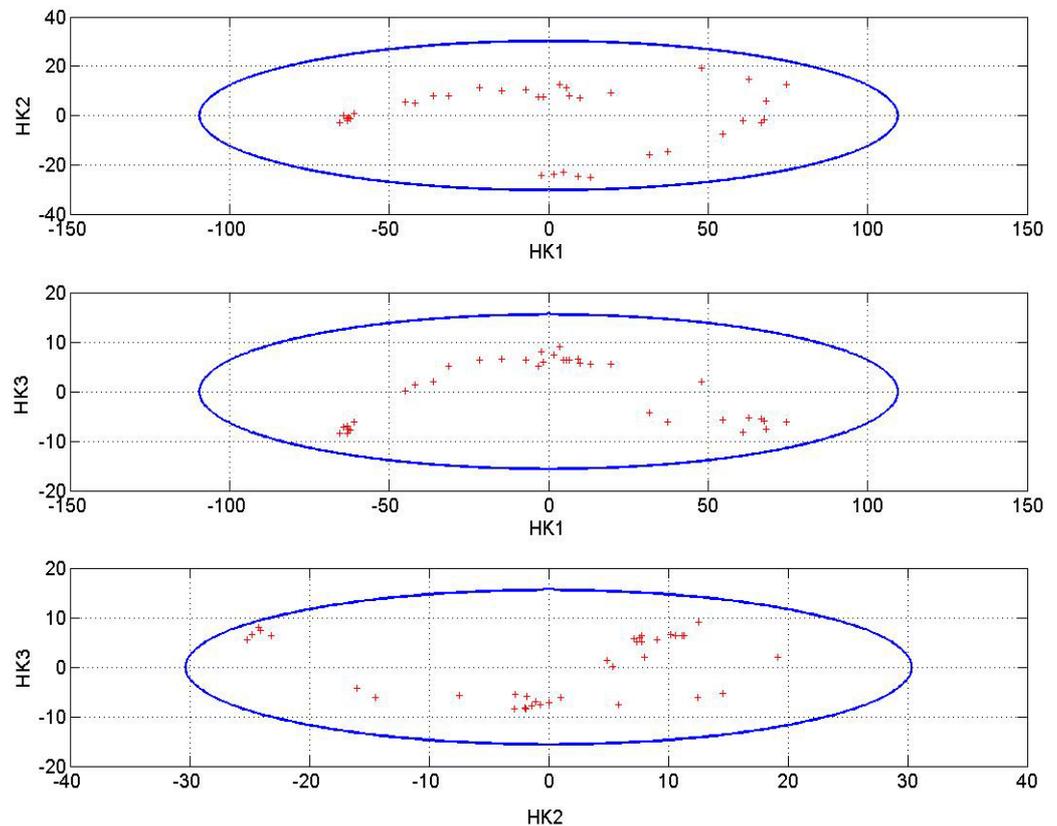


Abbildung 22: 95%-Konfidenzellipse der drei Hauptkomponenten in der Subperiode, 2007- 2009

Basierend auf den drei ausgewählten Hauptkomponenten sind folglich drei Vertrauensellipsen bezüglich der drei paarweise aufeinander stehenden Hauptkomponenten abzubilden. In Abbildung 22 wird die Stabilität der Hauptkomponenten mithilfe einer 95%-igen Vertrauensellipse getestet. Vor allem befinden sich alle roten Punkte, die die paarweisen Hauptkomponenten in einem zweidimensionalen Koordinatensystem kennzeichnen, innerhalb der geschlossenen ovalen Kurve, die die 95%-Vertrauensellipse widergibt. Da man keine roten Punkte, die sich außerhalb der Vertrauensellipse befinden, als Ausreißer in Abbildung 22 beobachtet, kann man daher eine Aussage treffen, dass sich die ersten drei Hauptkomponenten während der Betrachtungsperiode konsistent und stabil verhalten. Darüber hinaus ist z. B. in der ersten Grafik der Abbildung 22 zu iden-

tifizieren, dass die große Halbachse der blauen Ellipse $\sqrt{2.002,66 \times 5,99} = 109,53$ beträgt, die kleine Halbachse dabei $\sqrt{153,91 \times 5,99} = 30,36$. Eine logische Interpretation dafür ist, dass die neu erzeugte Achse von $HK_{35,1}$ die Richtung der größten Varianz in den Risikoprämien von Unternehmensanleihen angibt. Die zweite Hauptkomponente steht senkrecht auf der ersten Hauptkomponente und stellt daher die Koordinatenachse dar, die die Richtung der zweiten größten Varianz des originalen Datenraums aufweist.

Da die Eigenwerte und die Hauptkomponente berechnet sind, kann man die Faktorladungen der jeweiligen logarithmierten Risikoprämien der untersuchten Unternehmensanleihen in Bezug auf die neuen erzeugten Achsen (Hauptkomponenten) per Regression nach F 7- 8 schätzen:

$$\ln(KRP_{p,n}) = \alpha_{p,n} + \beta_{p,n,1} \cdot HK_1 + \beta_{p,n,2} \cdot HK_2 + \beta_{p,n,3} \cdot HK_3 + \varepsilon_{p,n},$$

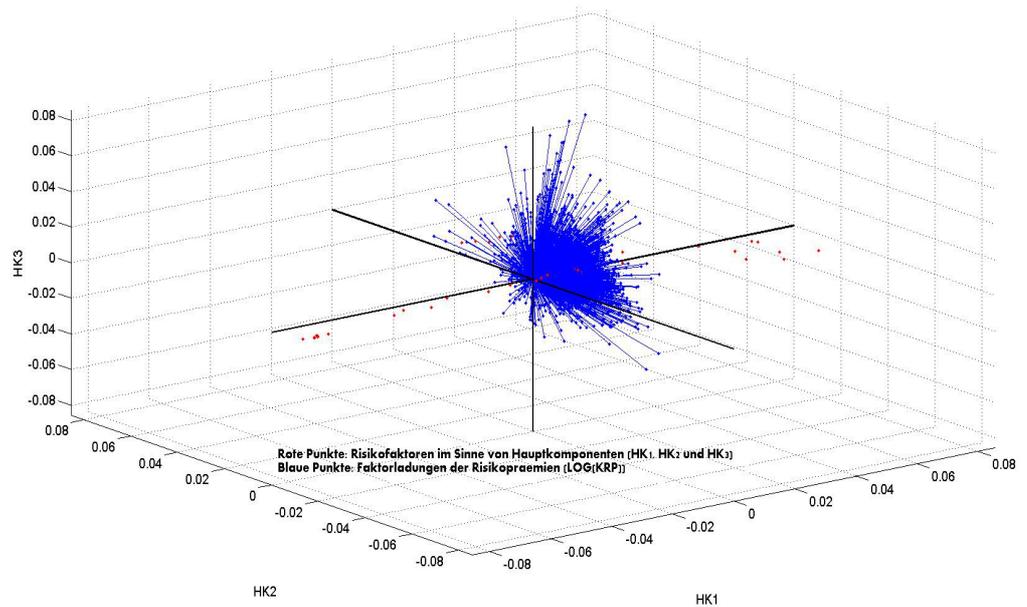
wobei: F 7- 8

$$p = 35, n = 1, 2, \dots, 2.319.$$

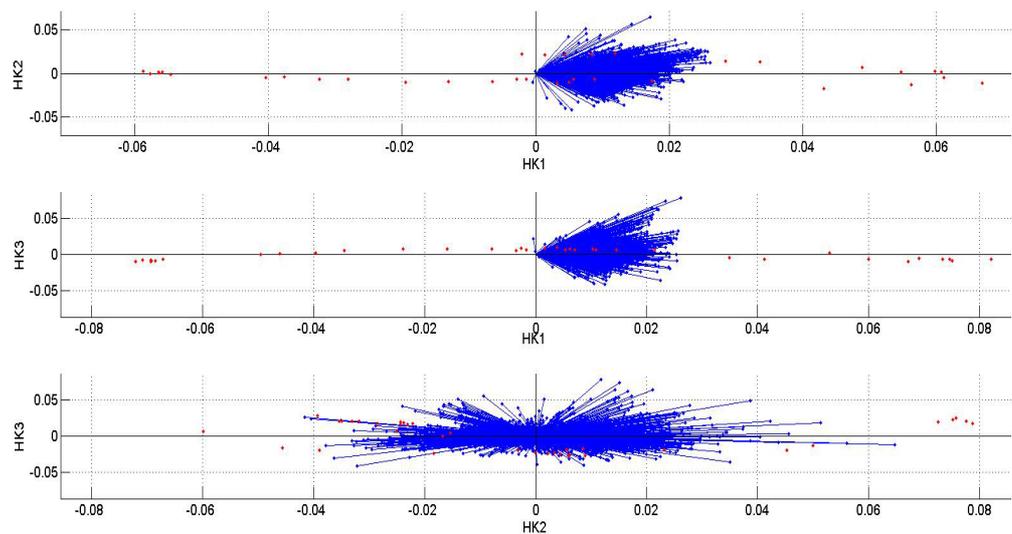
Das konstante Alpha in Gleichung F 7- 8 soll nach der APT gleich null sein, da es auf dem informationseffizienten Markt keine Investition geben soll, mit der die risikolose Überschussrendite erwirtschaftet werden kann. Diese Aussage wird auch von den Ergebnissen der Regressionen unterstützt. In allen durchgeführten 2.319 multivariaten Regressionen muss die Nullhypothese $\alpha_{p,n} = 0$ mit einem Signifikanzniveau von 1% nicht verworfen werden. In diesem Fall können die Hauptkomponenten $HK_{35,1}$, $HK_{35,2}$ und $HK_{35,3}$ im Modell als Risikofaktoren nach APT interpretiert werden.

Die Faktorladungen, $\beta_{p,n,1}$, $\beta_{p,n,2}$ und $\beta_{p,n,3}$, geben dazu die Sensitivitäten der Risikoprämien von Unternehmensanleihen gegenüber jeder Hauptkomponente an. Werden die Faktorladungen auf das durch die drei Hauptkomponenten hergestellte neue Koordinatensystem übertragen, kann man einen klaren Überblick über die Datenstruktur gewinnen. Dabei werden die Faktorladungen mit den blauen Punkten und die drei ausgewählten Hauptkomponenten mit den roten Punkten in einem dreidimensionalen Raum in Abbildung 23(a) gekennzeichnet. Die Korrelationsstruktur zwischen den blauen Punkten in Abbildung 23(a) spiegelt 94,75% der Information über die Korrelationen zwischen den Risikoprämien von Unternehmensanleihen wider. Auf Grundlage der dreidimensionalen Darstellung werden weiterhin die aufeinander orthogonalen Achsen aus unterschiedlichen Blickwinkeln in einem zweidimensionalen Koordinatensystem in

Abbildung 23(b) abgebildet. Da die erste Hauptkomponente mehr als 86% der Information in den analysierten Daten trägt, ist es nicht verwunderlich, dass die roten Punkte vergleichsweise eine massenhafte Verbreitung entlang der Achse von $HK_{35,1}$ besitzen. In Abbildung 23(b) ist zusätzlich zu beobachten, dass die meisten Faktorladungen bezüglich der ersten Hauptkomponente positiv sind. Im Gegensatz dazu sind die Vorzeichen der Faktorladungen von $HK_{35,2}$ und $HK_{35,3}$ uneinheitlich.



(a)



(b)

Abbildung 23: Hauptkomponenten und Faktorladungen in der Subperiode, 2007 - 2009

Tabelle 28: Auswirkungen der latenten erklärenden Variablen auf die latenten Risikofaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009

	<i>HK_{35,1}</i>			<i>HK_{35,2}</i>			<i>HK_{35,3}</i>		
	Koeffizient	p-Wert (t-Statistik)	Einzelnes R ²	Koeffizient	p-Wert (t-Statistik)	Einzelnes R ²	Koeffizient	p-Wert (t-Statistik)	Einzelnes R ²
<i>W_{35,1}</i>	11,33	0,00	0,87	-0,90	0,00	0,07	-0,18	0,06	0,01
<i>W_{35,2}</i>	6,33	0,00	0,05	6,50	0,00	0,68	0,73	0,00	0,03
<i>W_{35,3}</i>	4,44	0,00	0,01	-1,31	0,00	0,01	3,97	0,00	0,29
<i>W_{35,4}</i>	-11,87	0,00	0,05	-3,69	0,00	0,06	1,82	0,00	0,05
<i>W_{35,5}</i>	4,42	0,00	0,00	-3,95	0,00	0,04	7,06	0,00	0,45
<i>W_{35,6}</i>	20,19	0,00	0,01	15,44	0,00	0,09	5,80	0,00	0,05
<i>W_{35,7}</i>	1,18	0,61	0,00	12,41	0,00	0,02	0,79	0,71	0,00
<i>W_{35,8}</i>	-18,13	0,00	0,00	-2,75	0,09	0,00	4,10	0,09	0,01
<i>W_{35,9}</i>	0,98	0,82	0,00	6,67	0,02	0,00	6,44	0,12	0,01
<i>W_{35,10}</i>	39,58	0,00	0,00	-18,57	0,01	0,00	31,72	0,00	0,03
<i>W_{35,11}</i>	-47,77	0,00	0,00	-0,99	0,89	0,00	2,21	0,84	0,00
<i>W_{35,12}</i>	-29,22	0,15	0,00	59,00	0,00	0,01	-14,33	0,44	0,00
<i>W_{35,13}</i>	34,46	0,20	0,00	30,02	0,08	0,00	-21,40	0,39	0,00
<i>W_{35,14}</i>	17,80	0,59	0,00	-59,45	0,01	0,00	-53,28	0,09	0,01
<i>W_{35,15}</i>	-34,88	0,52	0,00	46,16	0,18	0,00	15,13	0,76	0,00
<i>W_{35,16}</i>	-68,51	0,34	0,00	-89,78	0,05	0,00	-37,57	0,57	0,00
<i>W_{35,17}</i>	26,32	0,79	0,00	-91,98	0,15	0,00	-70,04	0,46	0,00
<i>W_{35,18}</i>	-295,87	0,01	0,00	-190,41	0,01	0,00	85,14	0,40	0,00
<i>R²</i>	99,89%		99,89%	99,44%		99,44%	95,17%		95,17%
<i>DW-Statistik</i>	2,06			2,28			1,65		
<i>F-Statistik</i>	950,66			186,93			20,85		
<i>p-Wert (F-Statistik)</i>	0,00			0,00			0,00		

Mit der Hauptkomponentenanalyse kann bisher festgehalten werden, dass die ersten drei Hauptkomponenten für ca. 95% der Variation in den originalen Risikoprämien verantwortlich sind. Die nächste Aufgabe ist nun, die drei latenten Risikofaktoren im Sinne der Hauptkomponenten zu interpretieren. Wie bereits in 7.1.1 erwähnt, wird ein linearer Zusammenhang zwischen den latenten Risikofaktoren und den beobachtbaren systematischen Einflussfaktoren hergestellt, damit die latenten Risikofaktoren ökonomische Bedeutung gewinnen können. Es wird versucht, den einzelnen Risikofaktor ($HK_{35,1}$, $HK_{35,2}$ und $HK_{35,3}$) der Risikoprämien von Unternehmensanleihen durch die latenten erklärenden Variablen im Sinne der Hauptkomponenten $W_{p,j}$, für $p = 35$, und $j \in [1, 2, \dots, 18]$, von systematischen Einflussfaktoren in einer linearen Form zu erklären. Da die Variablen $W_{p,j}$ voneinander unabhängig und orthogonal sind, wird die Unsicherheit bzw. die Instabilität der Koeffizienten, die aus der Multikollinearität resultiert, ausgeschlossen.

In Tabelle 28 werden die Regressionsergebnisse der einzelnen latenten Risikofaktoren nach den latenten erklärenden Variablen präsentiert. Neben den Regressionskoeffizienten und dem p -Wert der jeweiligen erklärenden Variablen werden auch die individuellen Erklärungsbeiträge der jeweiligen erklärenden Variablen im Sinne des einzelnen R^2 angegeben. So erklärt $W_{35,1}$ mit einem Signifikanzniveau, das niedriger als 1% ist, 87% der Information in dem ersten latenten Risikofaktor $HK_{35,1}$. Weiterhin wird in Tabelle 29 beobachtet, dass $W_{35,1}$ stark mit einem Korrelationskoeffizienten i. H. v. 99% mit den beobachtbaren Variablen, $VOLSR8J$ und $VOLSR10J$ korreliert. Zudem zeigt $W_{35,1}$ auch die hohen Korrelationen mit den Variablen, z. B. $VOLSR5J$, $VOLSR3J$, $VOLSR2J$, $VOLSR1J$, $VOLSR9M$, $VOLSR6M$ und KRP_Baa . Im Zusammenhang mit der dominierenden Rolle von $HK_{35,1}$ für die Subperiode zwischen 2007 und 2009 stimmt der Befund hier mit den Ergebnissen in Unterkapitel 6.3.3 überein, sodass die Marktvolatilität, insbesondere die Volatilität auf dem Rentenmarkt, und die Marktüberschussrendite der festverzinslichen Wertpapiere während der Subprimekrise die individuelle Risikoprämien von Unternehmensanleihen determinieren.

Allerdings sind nicht alle latenten exogenen Variablen, die als Hauptkomponenten aus den beobachtbaren Einflussfaktoren entnommen sind, statistisch signifikant für die latenten Risikofaktoren im Sinne der Hauptkomponenten, die unmittelbar aus den Risikoprämien von Unternehmensanleihen entnommen werden. Beispielsweise sind die p -

Werte bezüglich des t -Tests bei den latenten erklärenden Variablen, z. B. $W_{35,7}$, $W_{35,9}$, $W_{35,12}$, $W_{35,13}$, $W_{35,14}$, $W_{35,15}$, $W_{35,16}$ und $W_{35,17}$, größer als 5%. Somit sind sie statistisch insignifikant für $HK_{35,1}$, da die Nullhypothese, dass der Regressionskoeffizient dieser Variablen gleich null ist, mit einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden kann. Demgegenüber können die restlichen Variablen, nämlich $W_{35,1}$, $W_{35,2}$, $W_{35,3}$, $W_{35,4}$, $W_{35,5}$, $W_{35,6}$, $W_{35,8}$, $W_{35,10}$, $W_{35,11}$ und $W_{35,18}$, mit einem Signifikanzniveau von 5% einen signifikanten Beitrag zum latenten Risikofaktor $HK_{35,1}$ leisten. Sie werden daher weiterhin in die Untersuchung aufgenommen und analysiert.

Zusätzlich kann in Tabelle 28 abgelesen werden, dass $W_{35,2}$ einen relativen hohen R-Quadratwert für den Risikofaktor $HK_{35,2}$ aufweist und bei $W_{35,3}$ auf ähnliche Weise auch für den Risikofaktor $HK_{35,3}$ gilt. Die beiden latenten erklärenden Variablen $W_{35,2}$ und $W_{35,3}$ können mit der makroökonomischen Variablen $USIndProdIndex$ zu tun haben, denn die beiden vergleichsweise mit $USIndProdIndex$ einerseits stark korreliert sind. Andererseits geht die Variable $USIndProdIndex$ mit einer dominierenden Gewichtung in die beiden latenten Hauptkomponenten ein.²⁷¹

Werden die latenten erklärenden Variablen, die eine statistisch signifikante Rolle für den jeweiligen Risikofaktor in Tabelle 28 spielen, in die lineare Regression, in der die beobachtbaren Einflussfaktoren einzeln als erklärte Variable auftauchen, eingesetzt, bekommt man das Bestimmtheitsmaß für jede multiple lineare Regression, das in Tabelle 30 dargestellt wird. Die R-Quadratwerte in Tabelle 30 ermöglichen auf unterschiedliche Weise eine Interpretation der latenten Risikofaktoren von $HK_{35,1}$, $HK_{35,2}$ und $HK_{35,3}$. Zum Beispiel kann 99,85% der Variation von $HK_{35,1}$ durch die lineare Kombination von den signifikanten latenten erklärenden Variablen, die aus $W_{35,1}^{**}$, $W_{35,2}^{**}$, $W_{35,3}^{**}$, $W_{35,4}^{**}$, $W_{35,5}^{**}$, $W_{35,6}^{**}$, $W_{35,8}^{**}$, $W_{35,10}^{**}$, $W_{35,11}^{**}$ und $W_{35,18}^{**}$ bestehen, wieder hergestellt werden. Die identischen latenten erklärenden Variablen können wiederum sämtliche beobachtbaren Einflussfaktoren fast perfekt erklären, da alle R^2 annäherungsweise 100% betragen. Unter diesem Gesichtspunkt kann die erste Hauptkomponente $HK_{35,1}$ als Risikofaktor angesehen werden, der das systematische Zinsrisiko, Kreditrisiko und Liquiditätsrisiko repräsentiert. Ebenso trägt der zweite wichtigste Risikofaktor $HK_{35,2}$ die Informationen über die systematischen Risiken. Die ersten beiden Risikofaktoren, nämlich $HK_{35,1}$ und $HK_{35,2}$, unterscheiden sich dadurch, dass sich die Risikoprämien von Unternehmensan-

²⁷¹ Der Überblick über die Eigenwerte und Eigenvektoren wird im Anhang C gegeben.

leihen in identische Richtung des ersten Risikofaktors $HK_{35,1}$ entwickeln. Das heißt, die analysierten Überschussrenditen von Unternehmensanleihen reagieren, wie in Abbildung 23(b) veranschaulicht, positiv auf die Änderung des ersten latenten Risikofaktors. Dagegen sind die Auswirkungen des zweiten Risikofaktors $HK_{35,2}$ auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen uneinheitlich. Zuletzt wird in der letzten Spalte der Tabelle 30 festgehalten, dass der dritte latente Risikofaktor $HK_{35,3}$ und der beobachtbare Einflussfaktor $USIndProdIndex$ von identischen latenten exogenen Variablen dominiert werden. Dabei erreicht das Bestimmtheitsmaß ca. 91% für den Risikofaktor $HK_{35,3}$ und 84% für den Einflussfaktor $USIndProdIndex$. Dieser Befund steht auch mit dem vorherigen Ergebnis im Einklang.

Tabelle 30: Auswirkungen der signifikanten latenten erklärenden Variablen auf die beobachtbaren Einflussfaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009

	$W^{**}(HK_{35,1})$	$W^{**}(HK_{35,2})$	$W^{**}(HK_{35,3})$
HK	99,85%	98,96%	90,76%
<i>SR1J</i>	99,70%	99,48%	18,48%
<i>SR10J_6M</i>	99,82%	99,59%	29,01%
<i>USIndProdIndex</i>	99,99%	100,00%	84,42%
<i>KRP_Baa</i>	99,79%	99,22%	12,84%
<i>VIX</i>	99,92%	99,83%	63,46%
<i>VOLSR6M</i>	99,60%	100,00%	12,35%
<i>VOLSR9M</i>	99,83%	99,99%	13,35%
<i>VOLSR1J</i>	99,91%	99,98%	12,46%
<i>VOLSR2J</i>	99,98%	99,99%	12,40%
<i>VOLSR3J</i>	99,92%	100,00%	14,95%
<i>VOLSR5J</i>	99,86%	99,99%	6,43%
<i>VOLSR8J</i>	99,85%	99,99%	1,71%
<i>VOLSR10J</i>	99,80%	99,98%	2,55%
<i>VOLSR12J</i>	99,34%	99,80%	16,62%
<i>VOLSR15J</i>	99,96%	99,94%	31,11%
<i>VOLSR18J</i>	99,86%	99,99%	33,34%
<i>VOLSR20J</i>	99,91%	100,00%	35,23%

<i>VOLSR25J</i>	99,81%	99,99%	30,72%
-----------------	--------	--------	--------

Da zwei latente Risikofaktoren $HK_{35,1}$ und $HK_{35,2}$ auf unterschiedliche Weise die Risikoprämien von Unternehmensanleihen beeinflussen, stellt sich zunächst die Frage, ob diese unterschiedlichen Auswirkungen der latenten Risikofaktoren von den anleihespezifischen Ausstattungen abhängen. Dafür wird eine Querschnittsanalyse durchgeführt. Die Ergebnisse werden in Tabelle 31 präsentiert.²⁷² In der zweiten Spalte ist zu sehen, dass die *Rating-Dummies* positive Vorzeichen besitzen. Weiterhin erhöht sich ihr Koeffizient monoton, sobald sich das Rating-Ergebnis verschlechtert. Demgegenüber haben die erklärenden Variablen, z. B. *Restlaufzeit* und *Kuponrate* negative Koeffizienten. Werden diese Ergebnisse mit der vorherigen Tatsache, dass fast alle Risikoprämien von Unternehmensanleihen während der Subperiode zwischen dem 01.2007 und dem 12.2009 positiv auf den ersten Risikofaktor $HK_{35,1}$ reagieren, in Zusammenhang gebracht, dann soll in die Junk-Bonds mit kürzerer Restlaufzeit und niedrigerer Kuponrate investiert werden, damit eine höhere Risikoprämie gegenüber dem ersten Risikofaktor $HK_{35,1}$ erwirtschaftet werden kann.

Tabelle 31: Effekte der anleihespezifischen Ausstattungen auf die Faktorladungen der latenten Risikofaktoren in der Subperiode, 2007 - 2009

(Die Symbole ***, ** und * bezeichnen eine Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils unter 1%, 5% und 10%.)

	Faktorladung von $HK_{35,1}$		Faktorladung von $HK_{35,2}$		Faktorladung von $HK_{35,3}$	
	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler	Koeffizient	Standardfehler
<i>Rating Dummy (Aaa)</i>	0,0154***	0,0011	-0,0069*	0,0037	-0,0054	0,0042
<i>Rating Dummy (Aa)</i>	0,0162***	0,0007	-0,0064**	0,0025	-0,0005	0,0028
<i>Rating Dummy (A)</i>	0,0166***	0,0007	-0,0038**	0,0023	0,0032	0,0026
<i>Rating Dummy (Baa)</i>	0,0181***	0,0007	-0,0106***	0,0023	0,0021	0,0026
<i>Rating Dummy (Ba)</i>	0,0181***	0,0007	-0,0153***	0,0025	0,0037	0,0028
<i>Rating Dummy (B)</i>	0,0184***	0,0008	-0,0145***	0,0027	0,0067**	0,0030
<i>Rating Dummy (Caa)</i>	0,0185***	0,0010	-0,0142***	0,0033	0,0072*	0,0037
<i>Rating Dummy (Ca)</i>	0,0194***	0,0024	-0,0188**	0,0081	0,0047	0,0092
<i>Rating Dummy (Ohne Rating)</i>	0,0169***	0,0007	-0,0090***	0,0023	0,0030	0,0026
<i>Restlaufzeit (im Jahr)</i>	-0,0003***	0,0000	0,0000	0,0000	-0,0001**	0,0000

²⁷² Da alle Dummy-Variablen in die Regression aufgenommen werden, existiert daher in der Regressionsgleichung keine Konstante.

<i>Alter (im Jahr)</i>	0,0000**	0,0000	-0,0003***	0,0001	-0,0004***	0,0001
<i>Kuponrate (%)</i>	-0,0319***	0,0070	-0,0212	0,0236	-0,0834***	0,0267
<i>Börse Dummy</i>	-0,0001	0,0002	0,0055***	0,0005	-0,0010	0,0006
<i>Log(Austehendes Volumen)</i>	0,0000	0,0000	0,0007***	0,0002	0,0007***	0,0002
R^2	0,2980		0,1942		0,0972	
$Adj. R^2$	0,2940		0,1896		0,0921	
<i>p-Wert (F-Statistik)</i>	0,0000		0,0000		0,0000	

7.3 RELEVANTE LATENTE RISIKOFAKTOREN VON RISIKOPRÄMIEN DER UNTERNEHMENSANLEIHEN

Nachdem das in 7.1.1 dargestellte Verfahren für die Subperiode zwischen 2007 und 2009 empirisch umgesetzt wird, ist zunächst das Vorgehen für alle Subperioden, die jeweils 36 Monate umfassen, auszuführen.

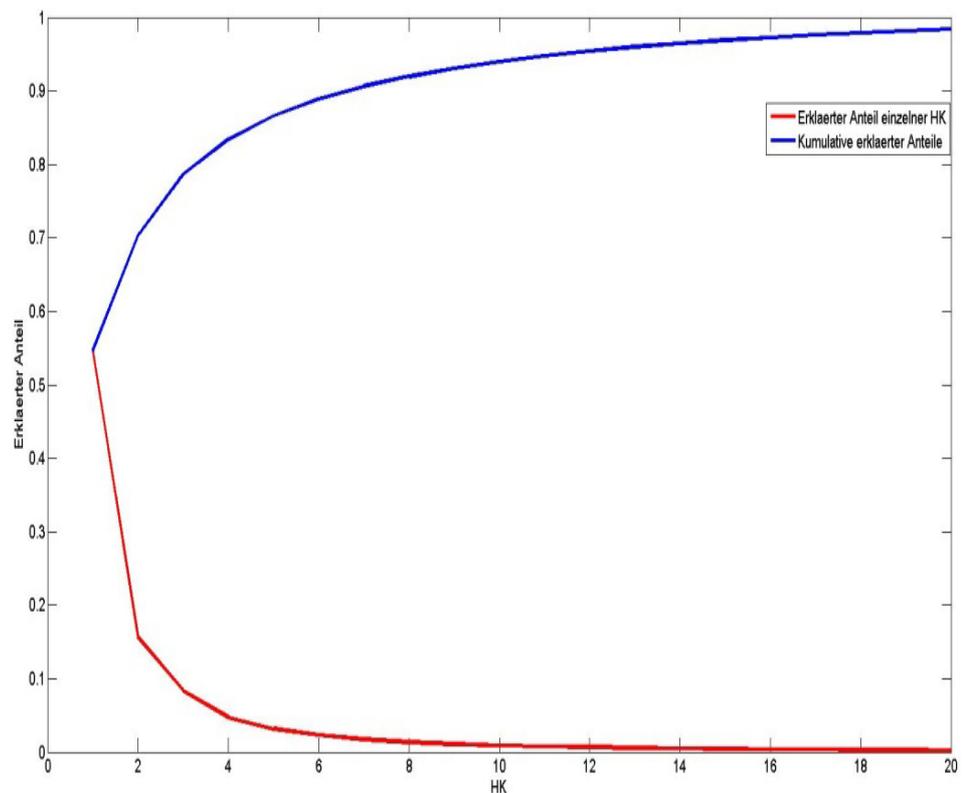
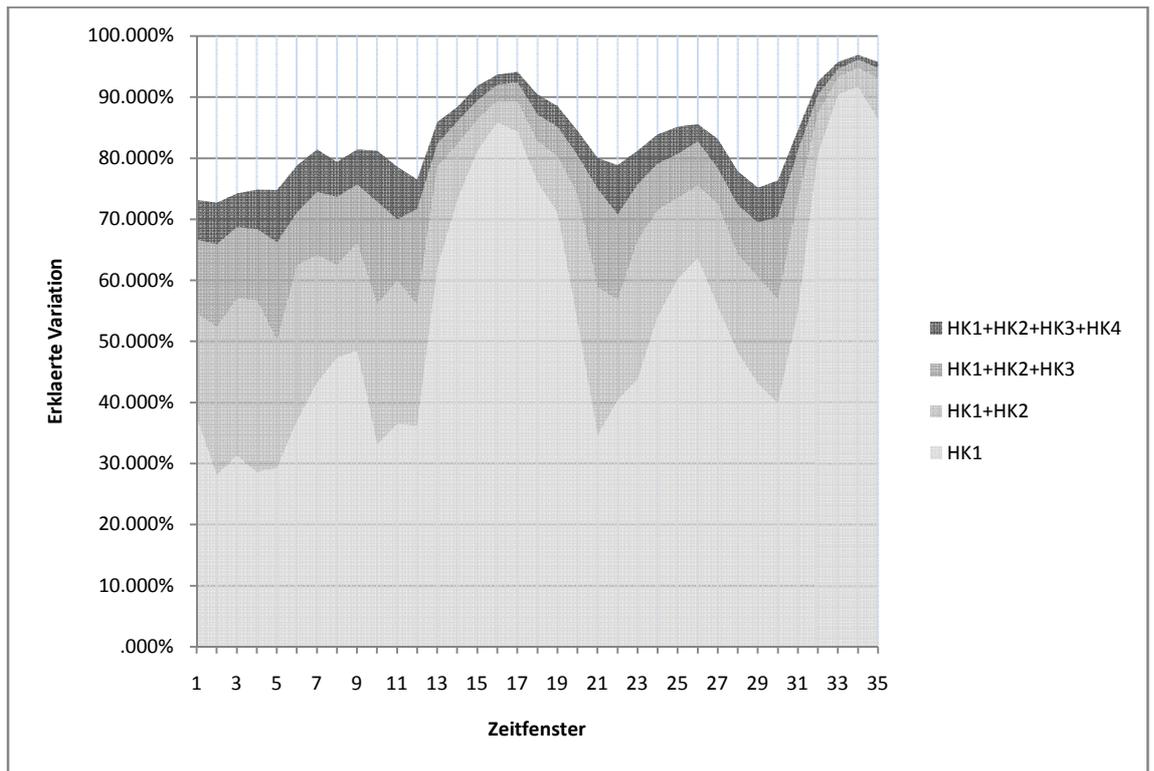


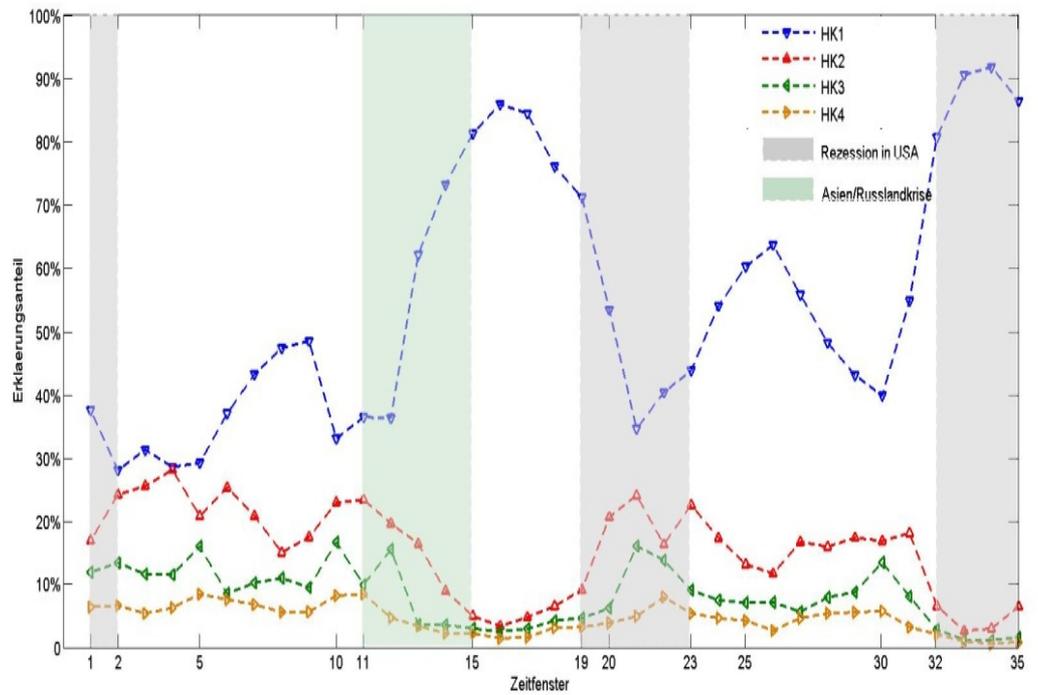
Abbildung 24: Durchschnittliche Erklärungsbeitrag der ersten vier Hauptkomponenten zwischen 1990 und 2009

Auf Basis der Korrelationsstruktur der standardisierten, logarithmierten Risikoprämien der verfügbaren Unternehmensanleihen lassen sich die dementsprechenden Eigenwerte bzw. die dazugehörigen Eigenvektoren im ersten Schritt berechnen. Im zweiten Schritt sind die Eigenwerte der absteigenden Größe nach geordnet und die Mittelwerte über die 35 Subperioden werden gebildet. Daraus ergeben sich der durchschnittliche individuelle Erklärungsbeitrag bzw. der durchschnittliche kumulative Erklärungsbeitrag von den Hauptkomponenten. In Abbildung 24 wird deutlich, dass über 90% der Gesamtvariation der Risikoprämien von Unternehmensanleihen erklärt werden kann, wenn die ersten sieben Hauptkomponenten aufgenommen werden. Demgegenüber sollen entweder zwei oder vier Hauptkomponenten nach dem Verfahren von “Scree Plot” in die Untersuchung einbezogen werden. Der Erklärungsgehalt der ersten vier Hauptkomponenten beträgt durchschnittlich 83,37% der Variation der untersuchten Variablen. Dabei erreicht er, wie in Abbildung 25(a) veranschaulicht, maximal 96,90% für die Subperiode ab 07.2006 bis 06.2009 und minimal 72,71% für die Subperiode ab 07.1990 bis 06.1993. Wenn die zeitlichen Entwicklungen der Risikofaktoren zusammen mit der Konjunkturschwankung in einem Diagramm dargestellt werden, wird beobachtet, dass es normalerweise keinen Risikofaktor gibt, der während der wirtschaftlichen Rezession eine dominierende Rolle für die Risikoprämien von Unternehmensanleihen spielt. Während der Rezession in den USA²⁷³ bzw. der Finanzkrise in Asien und Russland konnte der wichtigste Risikofaktor lediglich zu ungefähr 40% der Gesamtvariation auf dem Markt der risikobehafteten festverzinslichen Wertpapiere beitragen. Konträr zu der Performanz der Risikofaktoren in den ersten drei abgedunkelten Teilperioden in Abbildung 25(b) lässt sich ein dominierender Risikofaktor während der Subprimekrise 2007 beobachten. Darüber hinaus ist zu erkennen, dass sich die ersten beiden Risikofaktoren über die Zeit gegeneinander bewegen. Je höher der Erklärungsbeitrag des ersten Risikofaktors $HK_{p,1}$, für $p \in [1, 2, \dots, 35]$, desto niedriger ist der Beitrag von $HK_{p,2}$. Gleichzeitig wird die schlechte Performance von $HK_{p,1}$ durch die Leistungsverstärkung von $HK_{p,2}$ kompensiert. Die beiden leisten einen Beitrag zu insgesamt 70% der Variation in Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Im Gegensatz dazu verhalten sich der dritte und vierte Risikofaktor ($HK_{p,3}$ und $HK_{p,4}$) im Laufe der Zeit ähnlich.

²⁷³Quelle: The National Bureau of Economic Research.



(a)



(b)

Abbildung 25: Erklärungsbeitrag der latenten Risikofaktoren zwischen 1990 und 2009

Nach der Bestimmung der vier relevanten latenten Risikofaktoren werden weiterhin die aus den beobachtbaren Einflussfaktoren entnommenen latenten erklärenden Variablen $W_{p,j}$, für $p \in [1, 2, \dots, 35]$ und $j \in [1, 2, \dots, 18]$, verwendet, um die latenten Risikofaktoren zu identifizieren. Dabei bringen sich jedoch nur die signifikanten erklärenden Variablen, d. h. $W_{p,j}^{**}$ mit einem Signifikanzniveau von 5%, in die weitere Untersuchung ein. In Abbildung 26 werden die Beiträge der $W_{p,j}^{**}$ für den einzelnen latenten Risikofaktor grafisch gekennzeichnet. Die betrachteten vier Risikofaktoren können über die Zeit gut durch den latenten erklärenden Variablen erklärt werden, während die durchschnittlichen erklärten Anteile im Sinne des Bestimmtheitsmaßes jeweils 97,85%, 95,08%, 93,06% und 86,07% betragen. Zusätzlich ist zu betonen, dass die Variationen der ersten beiden Risikofaktoren nach 2000 fast völlig durch die signifikanten latenten erklärenden Variablen wieder hergestellt werden können.²⁷⁴

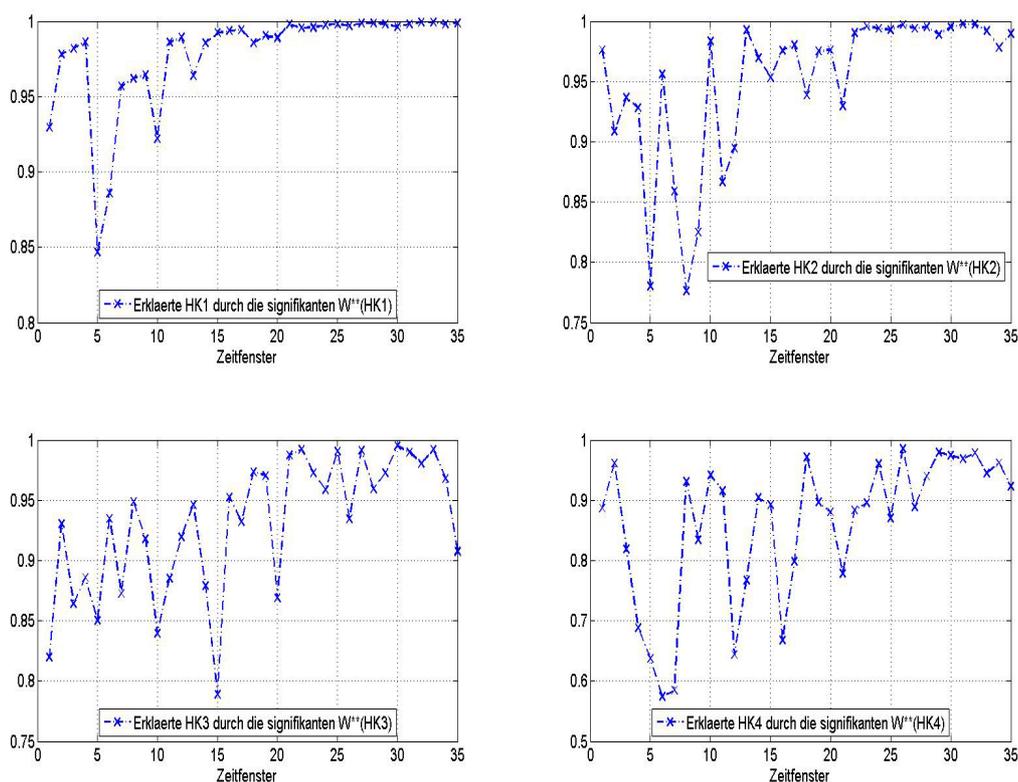
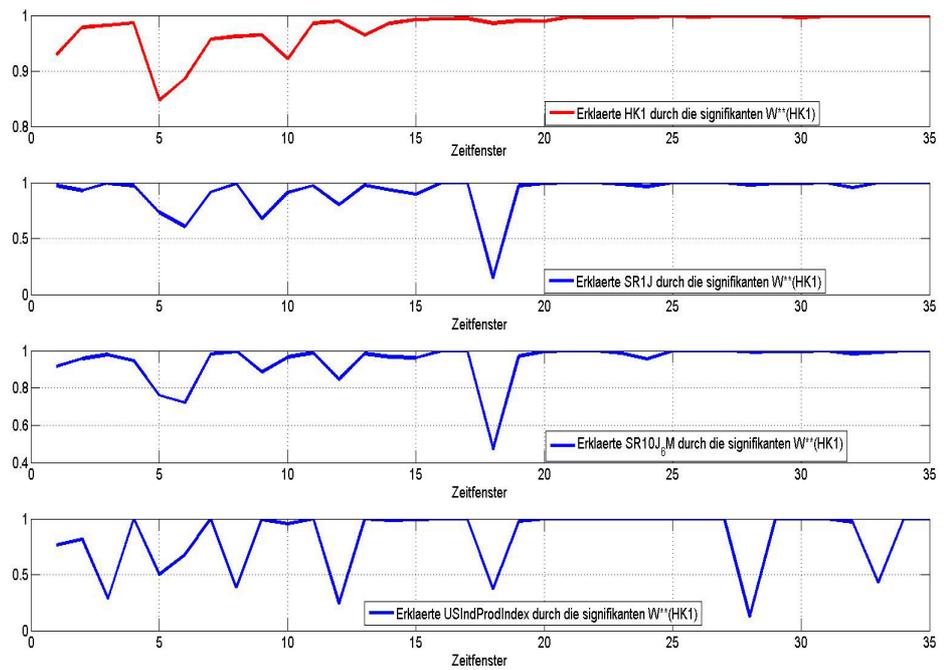
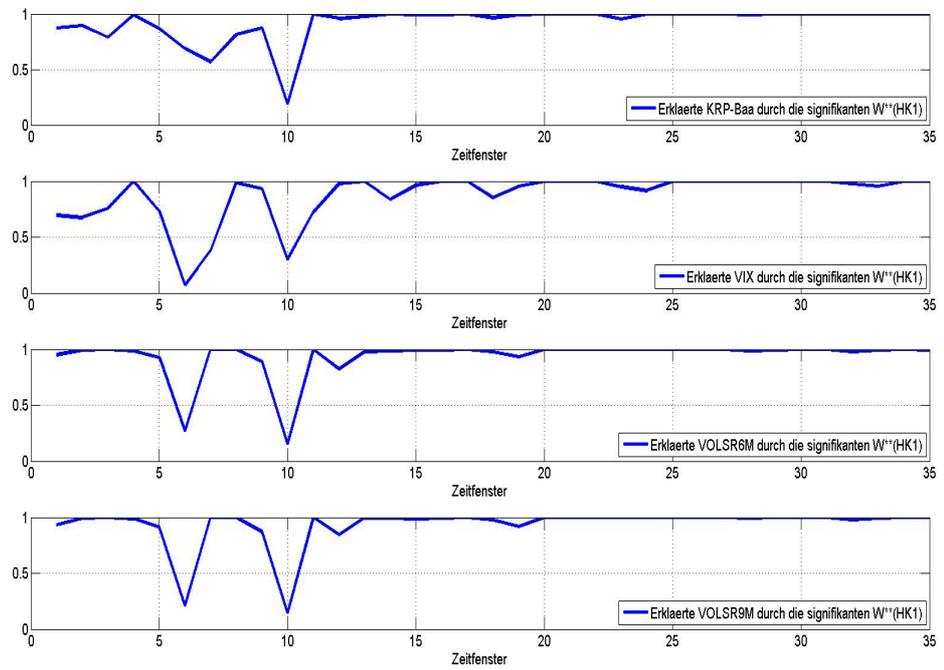


Abbildung 26: Erklärungsbeitrag der signifikanten, latenten erklärenden Variablen zwischen 1990 und 2009

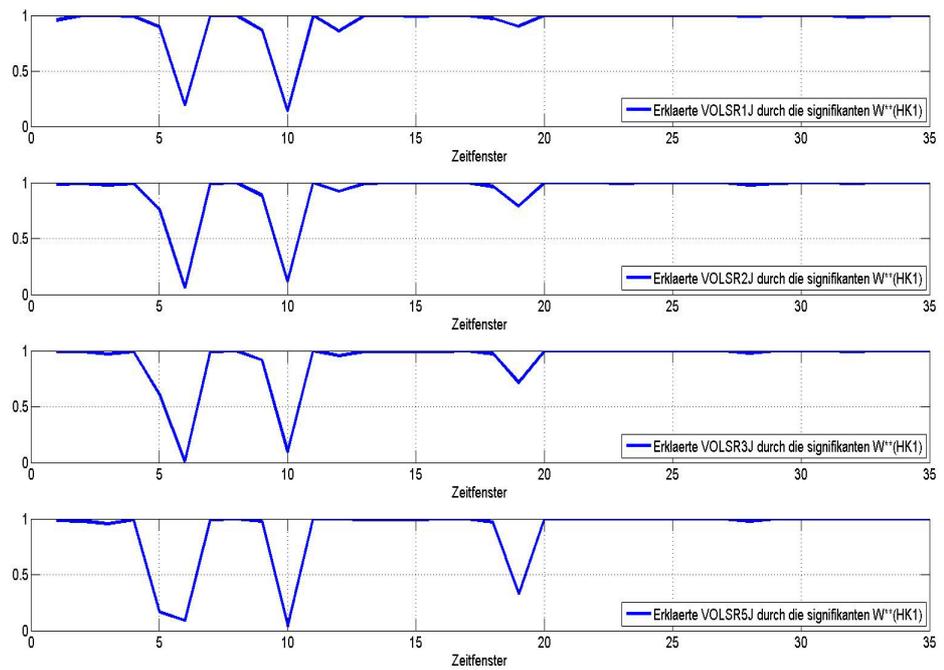
²⁷⁴ Das durchschnittliche Bestimmtheitsmaß für $HK_{p,1}$ nach 2000 beträgt 99,77%, und für $HK_{p,2}$ 98,85%.



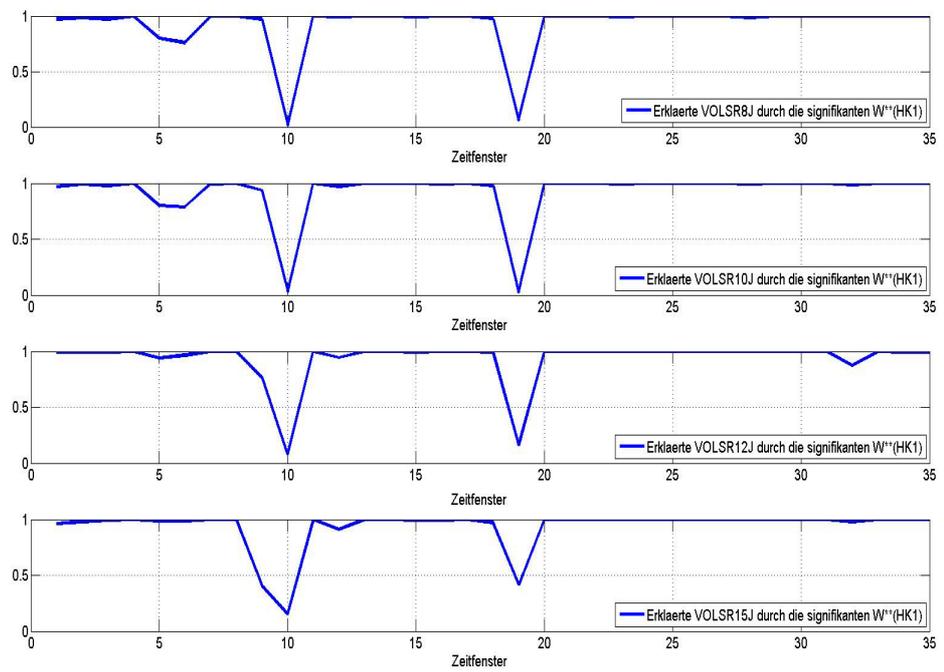
(a)



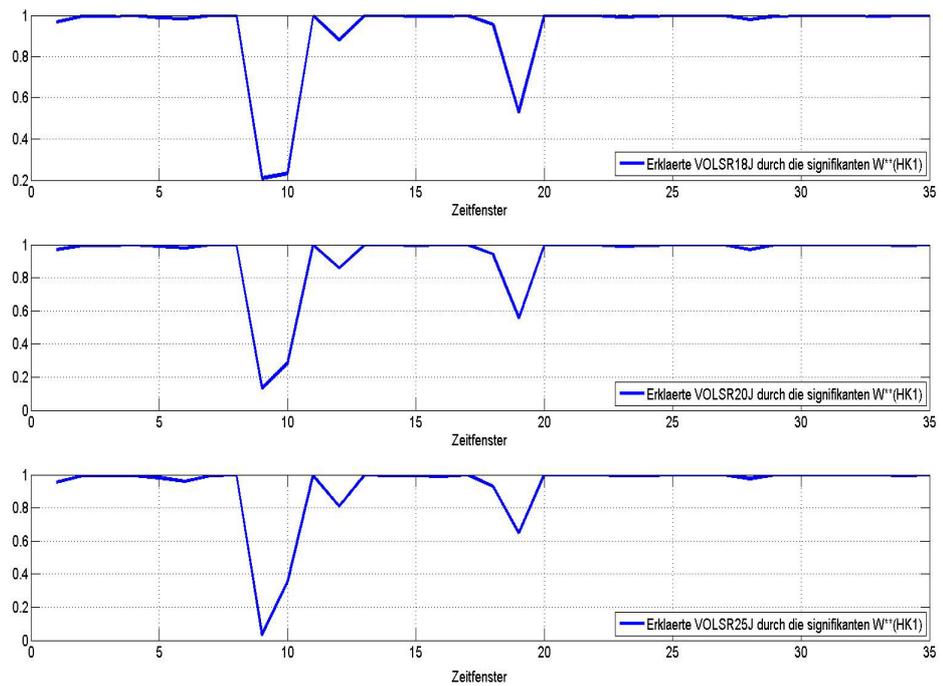
(b)



(c)



(d)



(e)

Abbildung 27: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{}(HK_{p,i})$**

Die Herausforderung ist nun, die latenten Risikofaktoren mit der wirtschaftlichen Bedeutung zu identifizieren. Dafür wird, wie bereits am Anfang dieses Kapitels vorgestellt, zuerst die Verbindung zwischen den einzelnen latenten Risikofaktoren $HK_{p,i}$ und den statistisch signifikanten latenten erklärenden Variablen $W_{p,j}^{**}$ hergestellt. Die signifikanten, latenten erklärenden Variablen werden wiederum in die lineare Regression zur Erklärung der beobachtbaren Einflussfaktoren eingesetzt. Sofern die gemeinsamen latenten erklärenden Variablen sowohl den einzelnen latenten Risikofaktor als auch die beobachtbaren Einflussfaktoren gut erklären können, darf man diesen latenten Risikofaktor direkt mit den beobachteten Einflussfaktoren verbinden. Daher kann man diesen latenten Risikofaktor als den Risikofaktor interpretieren, der die Informationen in den beobachtbaren Einflussfaktoren widerspiegelt. Die Scheinkorrelation kann in diesem Fall ausgeschlossen werden, weil die latenten erklärenden Variablen ursprünglich als Hauptkomponenten über Eigenvektoren aus den beobachtbaren Einflussfaktoren entnommen werden.

Als Beispiel wird zunächst der erste latente Risikofaktor ausführlich analysiert. Der Risikofaktor $HK_{p,1}$ und die beobachtbaren Einflussfaktoren werden als erklärte Variable

in die multivariaten linearen Regressionen gebracht, während die $W_{p,j}^{**}$ eine Rolle als erklärende Variablen übernehmen.²⁷⁵ Der Erklärungsgehalt der gemeinsamen signifikanten latenten erklärenden Variablen wird in Abbildung 27 einzeln veranschaulicht. Die rote Kurve in der ersten Abbildung gibt den erklärten Anteil des ersten latenten Risikofaktors $HK_{p,1}$ bekannt. Wie gerade erwähnt, kann 97,85% der Variation dieses Risikofaktors durchschnittlich durch die signifikanten latenten erklärenden Variablen in Form des linearen Zusammenhangs wieder erzeugt werden. Der Erklärungsgehalt $W_{p,j}^{**}$ schwankt über die Zeit zwischen 84,64% und 99,91%. Dazu lassen sich zwei Subperioden, 01.1992 - 12.1994 und 07.1992 - 06.1995, erkennen, in denen der $HK_{p,1}$ vergleichsweise wenig durch die erklärenden Variablen erklärt werden kann. Werden die zwei Beobachtungen von dem Diagramm ausgenommen, verbessert sich der durchschnittliche Erklärungsgehalt der latenten erklärenden Variablen auf 98,53%.

Die blauen Kurven in Abbildung 27 veranschaulichen die erklärten Anteile der jeweiligen beobachtbaren Einflussfaktoren, die von den gemeinsamen latenten erklärenden Variablen beeinflusst werden. Dabei lässt sich deutlich identifizieren, dass die endogenen Variablen KRP_Baa , $VOLSR6M$, $VOLSR9M$ und $VOLSR1J$ in der Regel über die Zeit durch die gemeinsamen latenten erklärenden Variablen gut repräsentiert werden können. Das R^2 für diese vier beobachtbaren Variablen hat einen Durchschnittswert von ca. 93%. Wenn weiterhin die Beobachtung bezüglich des Marktkreditspreads im zehnten Zeitfenster und die Beobachtungen bezüglich der Volatilität der kurzfristigen Spot-Raten im sechsten und zehnten Zeitfenster als Ausreißer behandelt und ignoriert werden, legt der durchschnittliche R^2 jeweils auf 94,62%, 98,09%, 98,09% und 98,16% zu. Schließlich lohnt es sich, darauf aufmerksam zu machen, dass die Variablen in Bezug auf die Marktkreditprämie und die Volatilität der kurzfristigen risikolosen Spot-Raten seit 1995 den ersten Risikofaktor der Risikoprämien von Unternehmensanleihe interpretieren können. Insbesondere spielt die Volatilität der kurzfristigen Spot-Raten, die das Liquiditätsrisiko im Modell repräsentiert, vergleichsweise eine relevantere Rolle als die Variable KRP_Baa , die das Marktkreditrisiko im Modell repräsentiert.

Im zehnten Zeitfenster, das der Subperiode ab 07.1994 bis 06.1997 entspricht, ist der Zusammenhang zwischen den gemeinsamen latenten erklärenden Variablen und dem

²⁷⁵ Die signifikanten latenten erklärenden Variablen unterscheiden sich zwischen den Zeitfenstern. In einem Zeitfenster sind sie identisch für den latenten Risikofaktor und die 18 beobachtbaren Einflussfaktoren.

Marktkreditspread bzw. den Marktvolatilitäten weniger deutlich. Im Gegensatz dazu haben die gemeinsamen latenten erklärenden Variablen gelegentlich einen engen Zusammenhang mit der Variable *USIndProdIndex*. Das Bestimmtheitsmaß ist über 95%, was impliziert, dass die Änderung des US-Industriellen-Produktion-Index dem wichtigsten Risikofaktor für diese Subperiode entspricht.

Wenn die Volatilitäten auf dem Aktienmarkt und dem Rentenmarkt in Betracht gezogen werden, sieht man, dass die Volatilitäten verschiedene Bedeutungen für den ersten Risikofaktor während der Betrachtungsperiode haben. Auf der einen Seite können die Variable *VIX* und die Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten mit einer Restlaufzeit bis zu fünf Jahre auf ähnliche Weise gemeinsam von den latenten erklärenden Variablen determiniert werden. Auf der anderen Seite funktionieren die Volatilitäten der kurzfristigen bzw. langfristigen Spot-Raten über die Zeit unterschiedlich für die Risikoprämien von Unternehmensanleihe. Es ist beispielsweise deutlich zu erkennen, dass die Volatilität der langfristigen Spot-Raten eine dominierende Rolle im Vergleich mit der Volatilität der kurzfristigen Spot-Raten für das Zeitfenster, 07.1992 - 06.1995, spielt.

Analog zum ersten Risikofaktor $HK_{p,1}$ lässt sich der zweite relevante Risikofaktor $HK_{p,2}$ als Volatilität der Spot-Raten an den beiden Enden der risikolosen Zinsstrukturkurve interpretieren. In den grafischen Darstellungen, die sich im Anhang C befinden, ist leicht zu erkennen, dass die Zinsschwankung der kurzfristigen Spot-Raten mit der Restlaufzeit bis zu neun Monate und die Zinsschwankung der langfristigen Spot-Raten mit der Restlaufzeit ab 15 Jahre durch die gemeinsamen latenten erklärenden Variablen in einer linearen Form gut wieder hergestellt werden können. Die einzige Ausnahme ist die Subperiode ab 01.1992 bis 12.1994, in dem der zweite latente Risikofaktor durch die gemeinsamen latenten erklärenden Variablen von der Volatilität der fünfjährigen Spot-Rate beeinflusst wird.

Im Vergleich mit den ersten beiden Risikofaktoren $HK_{p,1}$ und $HK_{p,2}$ sind die letzten beiden analysierten latenten Risikofaktoren $HK_{p,3}$ und $HK_{p,4}$ kompliziert zu interpretieren. Man findet in dieser Untersuchung keine allgemein über die Zeit gültigen beobachtbaren Einflussfaktoren, mit denen die latenten Risikofaktoren $HK_{p,3}$ und $HK_{p,4}$ ihre wirtschaftlichen Bedeutungen gewinnen können. Gelegentlich tauchen entweder ein eindeutiger beobachtbarer Einflussfaktor oder eine Gruppe der beobachtbaren Einflussfaktoren auf, mit denen die Risikofaktoren $HK_{p,3}$ und $HK_{p,4}$ interpretiert werden können. Sehr häufig

fig muss man ein bestimmtes Zeitfenster detailliert analysieren. Beispielsweise wird der dritte latente Risikofaktor für die Subperiode zwischen 07.1991 und 06.1994 als einzigartiger Risikofaktor, der die Information über die Änderung des US-Industriellen-Produktion-Index darstellt, angesehen. In einigen Zeitfenstern lassen sich sogar keine dominierenden beobachtbaren Einflussfaktoren für die letzten beiden Risikofaktoren identifizieren. Trotzdem soll zur Kenntnis genommen werden, dass die beiden latenten Risikofaktoren $HK_{p,3}$ und $HK_{p,4}$ während der Betrachtungsperiode gut durch $W_{p,j}^{**}$ mit einem durchschnittlichen R^2 von jeweils 93,06% und 86,07% erklärt werden können.

7.4 ZWISCHENFAZIT

Die ursprüngliche Untersuchung von LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) wird auf risikobehaftete Unternehmensanleihen übertragen und dadurch erweitert, dass die beobachtbaren systematischen Einflussfaktoren zum Zweck der Identifizierung bzw. Interpretation der latenten Risikofaktoren angeführt werden. Die vorgestellte Vorgehensweise ermöglicht darüber hinaus die rechtzeitige Erkennung der strukturellen Änderung der Risikofaktoren, die die Risikoprämien von Unternehmensanleihen determinieren. Somit bietet die Untersuchung in diesem Kapitel eine Hilfestellung zur Gestaltung der Anleihenanalyse bzw. zur Portfolioverwaltung.

Basierend auf dem Ansatz des rollierenden Zeitfensters sind zwischen Januar 1990 und Dezember 2009 insgesamt 35 Subperioden, die jeweils 36 aufeinanderfolgende Monate umfassen, in die Untersuchung einbezogen. Dabei zeigt sich, dass die ersten vier relevanten latenten Risikofaktoren durchschnittlich 83,37% der Variation der untersuchten Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen erklären können. Im besten Szenario spiegeln die vier Risikofaktoren über 96% der Marktschwankung bezüglich der Überschussrendite von festverzinslichen Wertpapieren wider. Die Performance der einzelnen Risikofaktoren unterscheidet sich über die Zeit hinweg und hängt von der Konjunkturschwankung ab. Weiterhin lässt sich beobachten, dass sich die ersten beiden latenten Risikofaktoren im Laufe der Zeit gegeneinander entwickeln. Dagegen verhalten sich die letzten zwei latenten Risikofaktoren ähnlich während der Betrachtungsperiode.

Nachdem die latenten exogenen Variablen als Hauptkomponenten aus den beobachtbaren Einflussfaktoren entnommen werden, wird die Verbindung zwischen den einzelnen latenten Risikofaktoren und den statistisch signifikanten latenten exogenen Variablen

hergestellt. Mit der durchgeführten Analyse wird zur Kenntnis genommen, dass die erheblichen Anteile der Variation der vier betrachteten latenten Risikofaktoren durch die gemeinsamen latenten exogenen Variablen wieder hergestellt werden können. Dieses Ergebnis unterstützt bzw. ergänzt die bisherigen empirischen Studien, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen von den systematischen Risiken auf dem Markt dominierend beeinflusst werden.

Die enge Verknüpfung der einzelnen latenten Risikofaktoren mit den beobachtbaren Einflussfaktoren ermöglicht auf der einen Seite die logische Interpretation der latenten Risikofaktoren. Auf der anderen Seite kann mit dieser Vorgehensweise die strukturelle Änderung der Risikofaktoren auf dem Markt schnell erkannt werden und die neuen Risikofaktoren nach ihrer Relevanz identifiziert werden. Beispielsweise spielen die Variablen, die das systematische Kreditrisiko und das systematische Liquiditätsrisiko messen, über die Zeit eine bedeutende Rolle für die Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Dazu verhalten sich die Volatilität der kurzfristigen Spot-Raten und die Volatilität der langfristigen Spot-Raten unterschiedlich. Vergleichsweise ist die Volatilität der kurzfristigen Spot-Raten relevanter als die Volatilität der langfristigen Spot-Raten, weil die erste durch den ersten Risikofaktor und die letzte durch den letzten Risikofaktor umfasst werden. Es ist der erste empirische Befund, dass sich die Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten unterschiedlicher Restlaufzeit gleichzeitig, aber mit unterschiedlicher Relevanz, auf die Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen auswirken.

8 SCHLUSSFOLGERUNGEN UND AUSBLICK

Mit der vorliegenden Arbeit wurde erklärt, wie die Risikoprämien von Unternehmensanleihen angemessen ermittelt werden können, in welchem Maß diese Risikoprämien von welchen wesentlichen Faktoren abhängig sind. Durch eine auf dem Faktor-Modell beruhende lineare Wirkungsstruktur wurden die Auswirkungen der in der Praxis relevanten beobachtbaren Einflussfaktoren und der latenten Risikofaktoren auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen untersucht. Bislang hat sich eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen mit Risikoprämien von Unternehmensanleihen beschäftigt. Diese beziehen sich jedoch auf unterschiedliche praktische Maßstäbe der Risikoprämien je nach Benchmark und darauf aufbauende Determinanten. Diese Dissertationsschrift verbessert die vorhandenen Studien, die meistens auf Anleiheindizes mit relativen kurzen Perioden basieren, durch die Analyse von mehr als zehntausend individuellen Unternehmensanleihen über 20 Jahre, nämlich von 01.1990 bis 12.2009. Weiterhin wird die Idee von LITTERMAN/SCHEINKMAN (1991) auf die risikobehafteten Unternehmensanleihen übertragen und dadurch erweitert, dass die beobachtbaren systematischen Einflussfaktoren zum Zweck der Identifizierung bzw. Interpretation der latenten Risikofaktoren eingeführt werden.

Als Ausgangspunkt dieser Untersuchung kommt der präzisen Messung der Risikoprämien von Unternehmensanleihen eine große Bedeutung zu. In der Theorie werden die Risikoprämien von Unternehmensanleihen als Risikovergütung für die Übernahme zusätzlicher Risiken gegenüber einer Benchmark definiert. Dennoch werden in der Empirie mehrere unterschiedliche Maßstäbe zur Ermittlung dieser Risikoprämien genutzt. Diese können jedoch ohne weitere Annahmen nicht fehlerfrei und problemlos angewendet werden. Aus diesem Grund wurden in dieser Arbeit die Risikoprämien von Unternehmensanleihen gegenüber vergleichbaren Staatsanleihen in Form der Überschussren-

dite von YD und KRP und des Preisabschlagsfaktors PAF in Kapitel 2 vorgestellt und weiter im Längs- und Querschnitt in Kapitel 5 verglichen. Die empirische Analyse verdeutlicht, dass die Risikoprämien von Unternehmensanleihen je nach Definition bzw. Maßstab miteinander nicht verglichen werden können. Während sich die beiden Überschussrenditen (YD und KRP) sehr ähnlich verhalten, liefert PAF demgegenüber keine übereinstimmende Information. Die Inkonsistenz des PAF kann durch die unterschiedlichen Reaktionen auf die Zinsänderung und die Änderung der Laufzeit erklärt werden.

Mit Hilfe eines linearen Faktor-Modells wurde die grundlegende Beziehung zwischen den Risikoprämien individueller Unternehmensanleihen und den beobachtbaren und latenten systematischen Risikofaktoren weiter in dieser Arbeit untersucht. Nach dem Faktor-Modell werden die Risikoprämien von Unternehmensanleihen durch einige systematische Risikofaktoren generiert. Diese können entweder beobachtbar oder latent sein. Beim linearen Faktor-Modell mit latenten erklärenden Variablen überträgt die vorliegende Arbeit die Idee von LITTERMANN/SCHINKMAN (1991) auf die risikobehafteten Unternehmensanleihen. Da die latenten Variablen normalerweise der ökonomischen Auslegung ausgesetzt ist, stellen Identifikation und Interpretation der latenten Risikofaktoren daher eine wissenschaftliche Herausforderung dar und bilden gleichzeitig den Schwerpunkt dieser Arbeit.

Um die Auswirkungen der Determinanten auf die Risikoprämien von Unternehmensanleihen empirisch zu untersuchen, wurden in dieser Arbeit zwei Vorgehensweisen vorgestellt. Unter Zuhilfenahme eines Pooled-Regressionsmodells untersucht Kapitel 6 die allgemeinen Effekte des Zinssatzrisikos, Kreditrisikos und Liquiditätsrisikos miteinander und voneinander auf die Risikoprämien der Unternehmensanleihen, während die anleihespezifischen Ausstattungen, z. B. das Kredit-Rating, in der Untersuchung kontrolliert werden. Konträr zu Kapitel 6 basiert die Untersuchung in Kapitel 7 auf dem Ansatz des rollierenden Zeitfensters. Darauf aufbauend wurden die latenten Risikofaktoren im Sinne der Hauptkomponenten der Hauptkomponentenanalyse ermittelt. So wurde ein sparsames lineares Faktor-Modell aufgebaut.

Die empirische Untersuchung in dieser Arbeit umfasst 11.859 individuelle Unternehmensanleihen und insgesamt 562.700 monatliche Beobachtungen der zugehörigen Risikoprämien über eine lange Periode von 20 Jahren. Als Ergebnis wurde in Kapitel 6 gezeigt, dass die Risikoprämien der individuellen Unternehmensanleihen maßgeblich von

den systematischen Risikoarten beeinflusst werden. Insbesondere kann das Kreditrisiko alleine ca. 57% der Risikoprämien von Unternehmensanleihen für den Zeitraum zwischen 1990 und 2009 repräsentieren. Dazu bieten das Liquiditätsrisiko und das Zinssatzrisiko jeweils einen Erklärungsgehalt i. H. v. 48% und 38%. Die Erklärungskraft des Pooled-Regressionsmodells erhöht sich erheblich auf 70% während der Subprimekrise 2007. Beim Vergleich der Einflussfaktoren vor und während der Krisenzeiten wurde verdeutlicht, dass das Liquiditätsrisiko für den Zeitraum 01.2007 - 12.2009 das Kreditrisiko und das Zinssatzrisiko dominiert. Zusammen mit den anleihe-spezifischen Ausstattungen repräsentiert das Liquiditätsrisiko in derselben Subperiode ca. 67% der Risikoprämien von Unternehmensanleihen. Eine spürbare Erhöhung des Kreditspreads innerhalb derselben Ratingklasse in 2007 - 2009 verglichen mit der Untersuchungsperiode in 1990 - 2006 wurde auch identifiziert.

Mit dem rollierenden Zeitfenster sind zwischen Januar 1990 und Dezember 2009 insgesamt 35 Subperioden in die Untersuchung einbezogen. Als zentrales Ergebnis dieser Arbeit wird in Kapitel 7 festgehalten, dass die ersten vier relevanten latenten Risikofaktoren durchschnittlich 83,37% der Variation der untersuchten Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen erklären können. Dabei stellt sich heraus, dass die Variablen, die das systematische Kreditrisiko und die Volatilitäten auf dem Rentenmarkt messen, über die Zeit eine bedeutende Rolle für die Risikoprämien der analysierten Unternehmensanleihen spielen. Bei den Volatilitäten auf dem Rentenmarkt müssen die Volatilität der kurzfristigen Spot-Raten und die Volatilität der langfristigen Spot-Raten gleichzeitig berücksichtigt werden. Diese ist der erste empirische Befund, dass sich die Volatilitäten der risikolosen Spot-Raten unterschiedlicher Restlaufzeiten gleichzeitig auf die Risikoprämien von individuellen Unternehmensanleihen auswirken, aber mit unterschiedlicher Relevanz.

Die vorliegende Arbeit demonstriert eine Vorgehensweise, mit der die strukturelle Änderung der Risikofaktoren auf dem Markt schnell erkannt und die neuen Risikofaktoren nach der Relevanz identifiziert werden können. Allerdings kann man mit den in der Analyse aufgenommenen 18 beobachtbaren Einflussfaktoren, die jeweils Zinssatzrisiko, Kreditrisiko und Liquiditätsrisiko repräsentieren, nur die ersten beiden Risikofaktoren über die Zeit stabil interpretieren. Daher könnte das vorgestellte Verfahren dadurch verbessert werden, dass weitere systematische Einflussfaktoren ins Modell eingebracht werden.

Das Modell findet in verschiedenen Bereichen Anwendung, wobei Portfoliobildung und Risikomanagement der festverzinslichen Wertpapiere die wichtigsten Anwendungsbereiche darstellen. Aufbauend auf den identifizierten Risikofaktoren kann ein sogenanntes Mimicking-Portfolio der festverzinslichen Wertpapiere nach Faktor-Modell so konstruiert werden, dass die Performance dieses gebildeten Portfolios aufgrund des Diversifikationseffekts nur von den gewünschten systematischen Risiken beeinflusst wird. In diesem Zusammenhang könnte weiterhin die Risikoprämie dieses Mimicking-Portfolios, auf ähnliche Weise wie in Fama/French (1992), nach dem linearen Faktor-Modell bestimmt werden. Für das Risikomanagement können die Faktorladungen der Risikofaktoren als Durationen eingesehen werden. Diese stellen die prozentuelle Renditenänderung der untersuchten Unternehmensanleihen mit den entsprechenden Änderungen von Risikofaktoren dar.

Anhang A

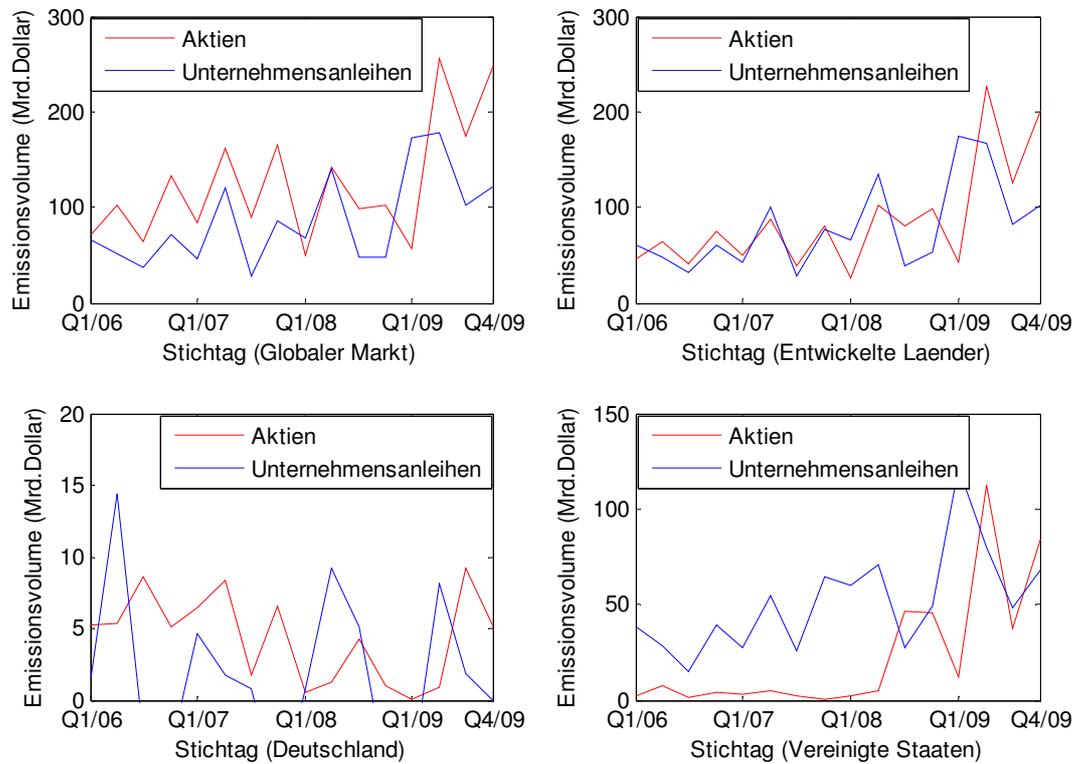


Abbildung: Vierteljährliche Emissionsvolumina von Aktien und Unternehmensanleihen²⁷⁶

²⁷⁶ Quelle: Eigene Darstellung nach Bank für Internationalen Zahlungsausgleich.

Anhang B

Tabelle: Effekte der Einflussfaktoren auf die Risikoprämien von "non-investment-grade" Unternehmensanleihen

(Die Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die Symbole ***, ** und * bezeichnen eine Irrtumswahrscheinlichkeit jeweils unter 1%, 5% und 10%.)

<u>Unabh. Variable</u>	<u>Abh. Variable: log(KRP)</u>									
	-									
Konstante	-4,13 ***	-4,26 ***	-5,36 ***	-5,89 ***	-4,53 ***	-4,42 ***				
	(0,02)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)	(0,03)				
SR1J	-25,83 ***				-13,03 ***					
	(0,18)				(0,23)					
SR10J_6M	-12,96 ***				-6,89 ***					
	(0,22)				(0,19)					
SRHK1		-5,58 ***							-4,18 ***	
		(0,05)							(0,08)	
SRHK2		-0,47 ***							-0,88 ***	
		(0,09)							(0,13)	
Kreditspread (KRP_Baa (RLZ>5J.))			29,41 ***		22,49 ***	21,98 ***				
			(0,19)		(0,34)	(0,34)				
VOLHK1					-28,12 ***	-8,20 ***	-7,85 ***			
					(0,45)	(0,49)	(0,49)			
VOLHK2					30,45 ***	-31,01 ***	-27,49 ***			
					(1,10)	(1,23)	(1,23)			
VOLHK3					-21,73 ***	-17,20 ***	-20,43 ***			
					(2,03)	(1,87)	(1,88)			
VIX					1,36 ***	0,15 ***	0,12 ***			
					(0,02)	(0,03)	(0,03)			
Rating Dummy (B)	0,16 ***	0,15 ***	0,26 ***	0,24 ***	0,25 ***	0,24 ***				
	(0,00)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)				
Rating Dummy (Caa)	0,23 ***	0,36 ***	0,44 ***	0,46 ***	0,39 ***	0,39 ***				
	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)	(0,01)				
Rating Dummy (Ca)	0,53 ***	0,66 ***	0,62 ***	0,64 ***	0,59 ***	0,58 ***				
	(0,04)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,02)				
Log(Austehendes Volumen)	0,00 *	0,04 ***	0,02 ***	0,04 ***	0,01 ***	0,01 ***				
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)				
Restlaufzeit	-0,01 ***	-0,03 ***	-0,02 ***	-0,03 ***	-0,02 ***	-0,02 ***				
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)				
Alter	0,01 ***	0,03 ***	0,02 **	0,03 ***	0,01 ***	0,01 ***				
	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)				
Kuponrate	21,89 ***	17,42 ***	14,29 ***	13,97 ***	15,45 ***	15,68 ***				
	(0,11)	(0,17)	(0,18)	(0,20)	(0,18)	(0,18)				

Börse Dummy	-0,02 *** (0,00)	-0,11 *** (0,01)	-0,06 *** (0,01)	-0,14 *** (0,01)	-0,04 *** (0,01)	-0,03 *** (0,01)
Anzahl der Beobachtungen	48.756	48.756	48.756	48.756	48.756	48.756
Rho	-0,01	0,02	-0,02	0,02	0,02	0,02
DW-Statistik	2,03	1,95	2,04	1,96	1,96	1,95
BP-KB-Statistik	17,82**	0,08**	0,40**	0,41**	0,38**	0,39**
Adj. R ²	0,46	0,47	0,64	0,57	0,66	0,66

Anhang C

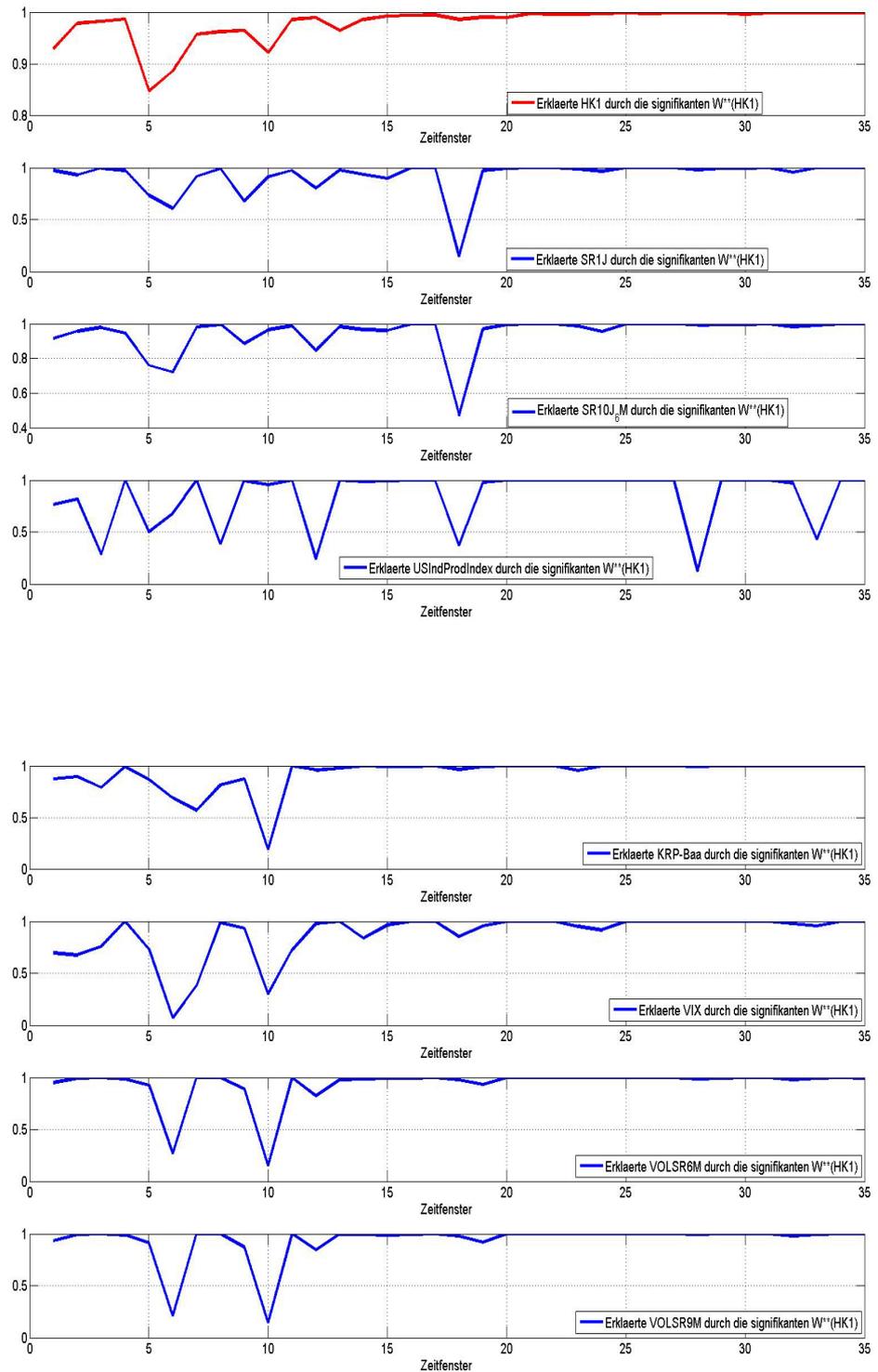


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,1})$

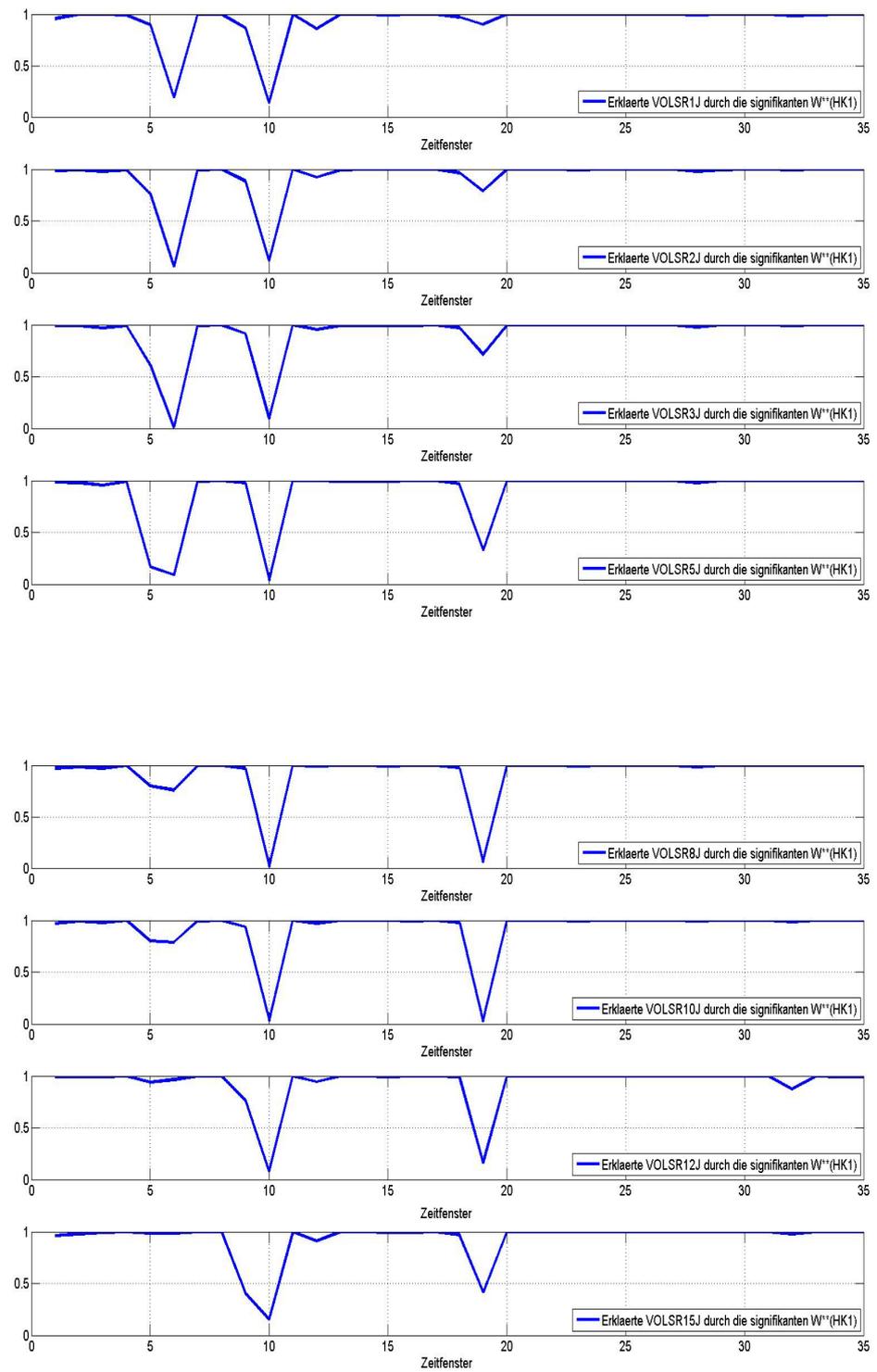


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,1})$

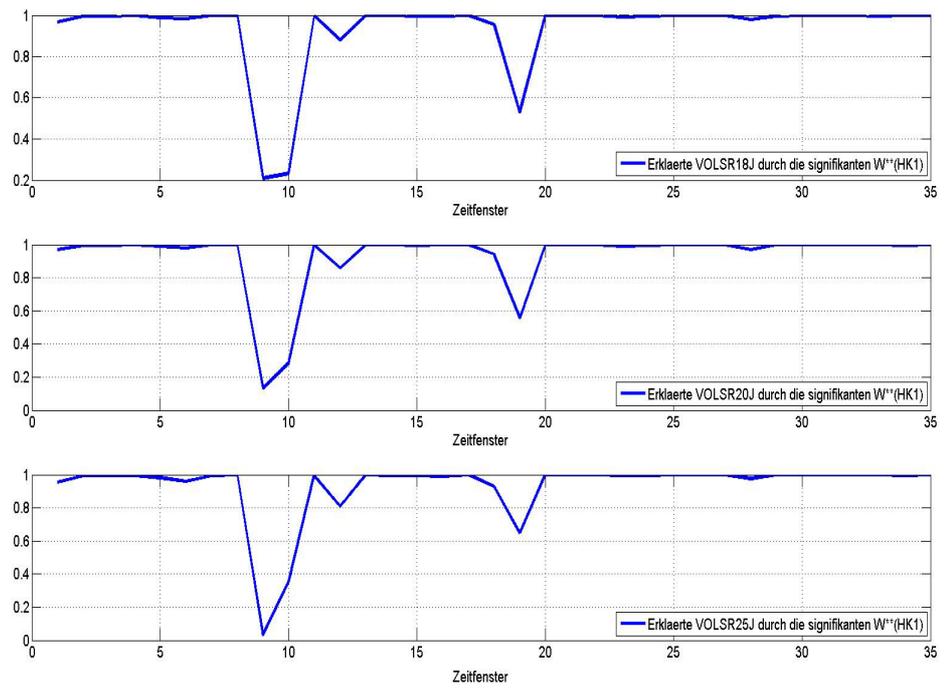


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,1})$

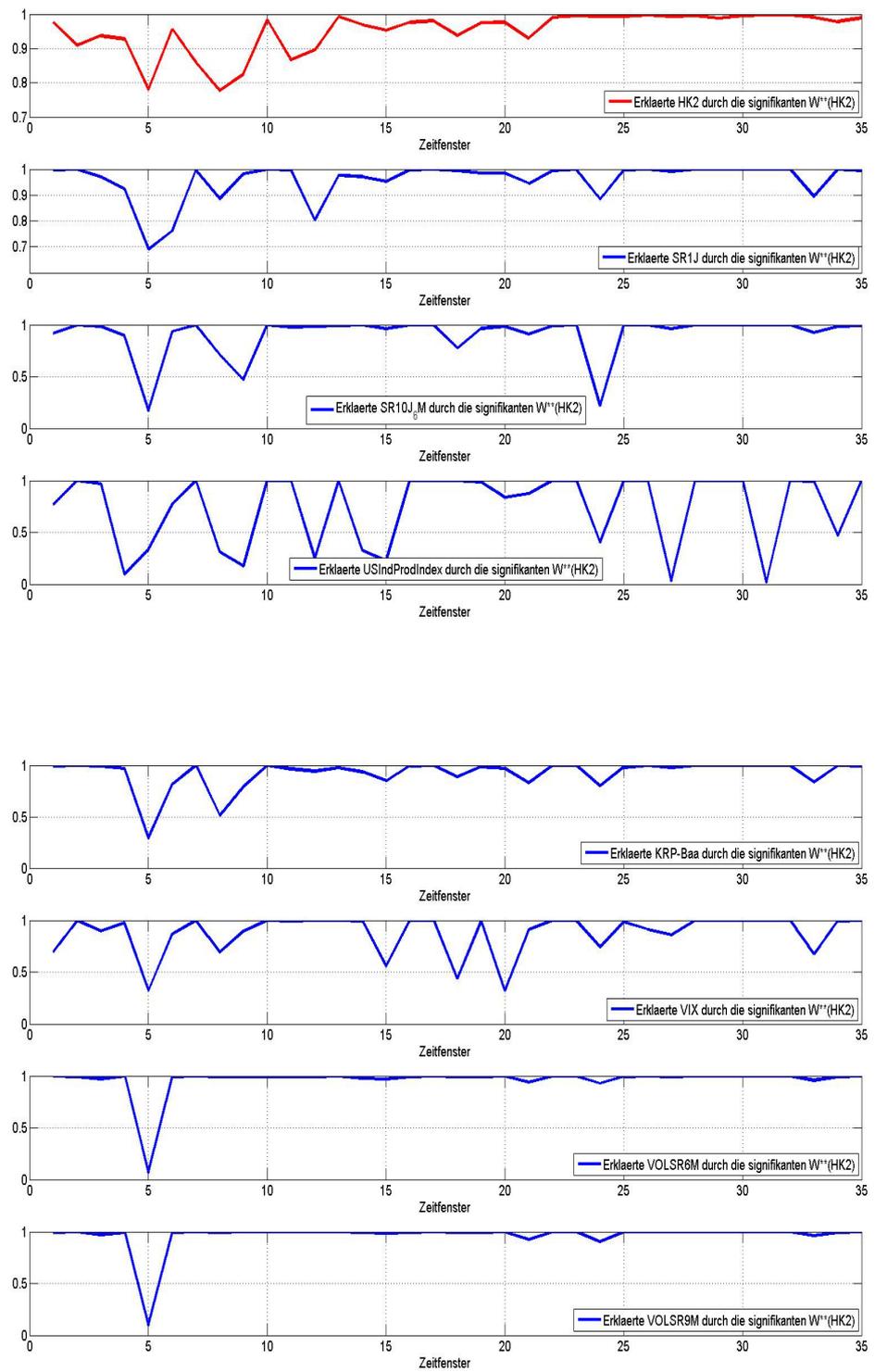


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,2})$

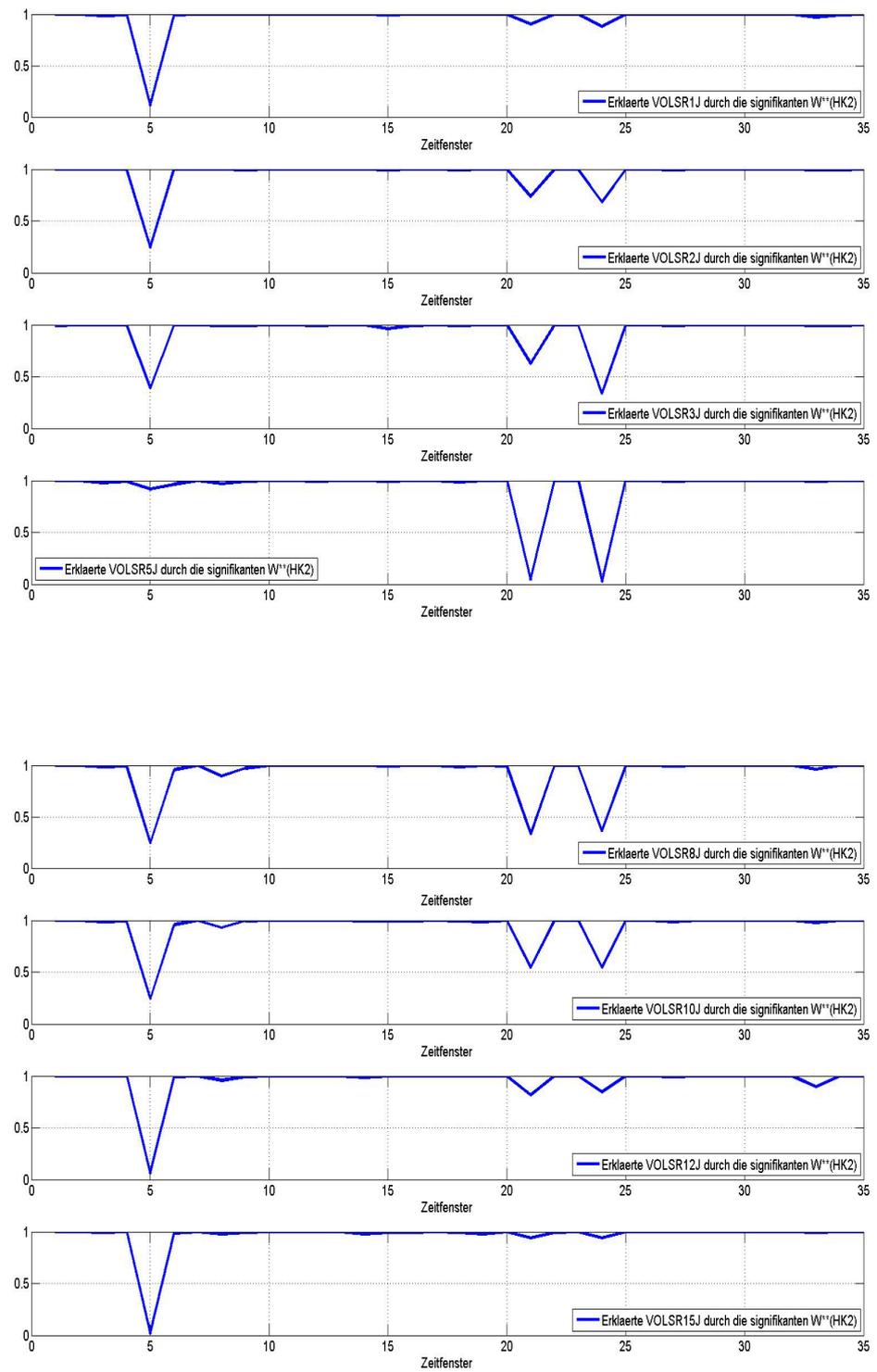


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,2})$

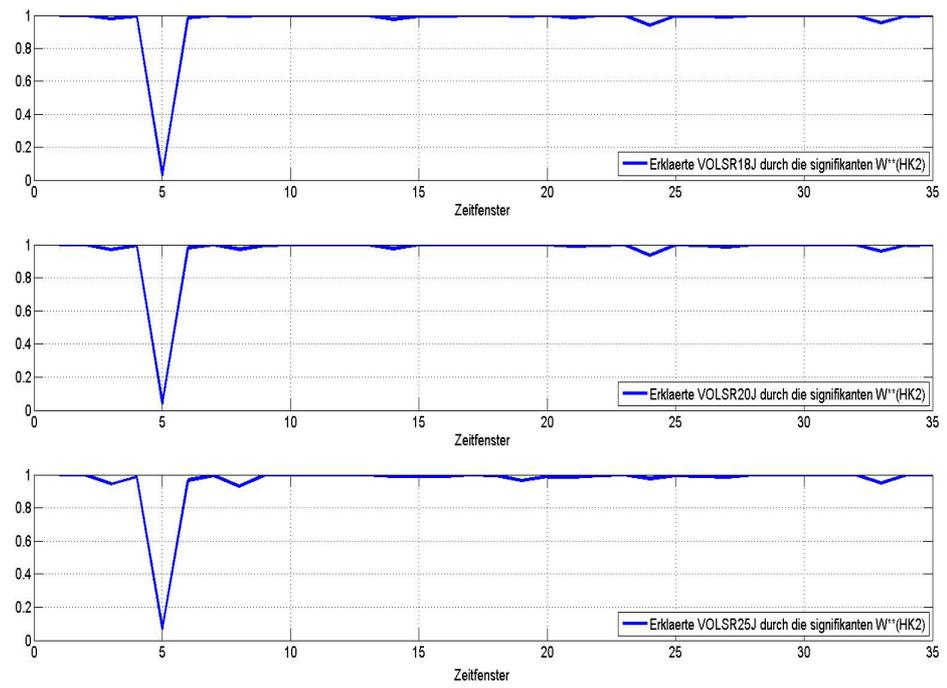


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(\text{HK}_{p,2})$

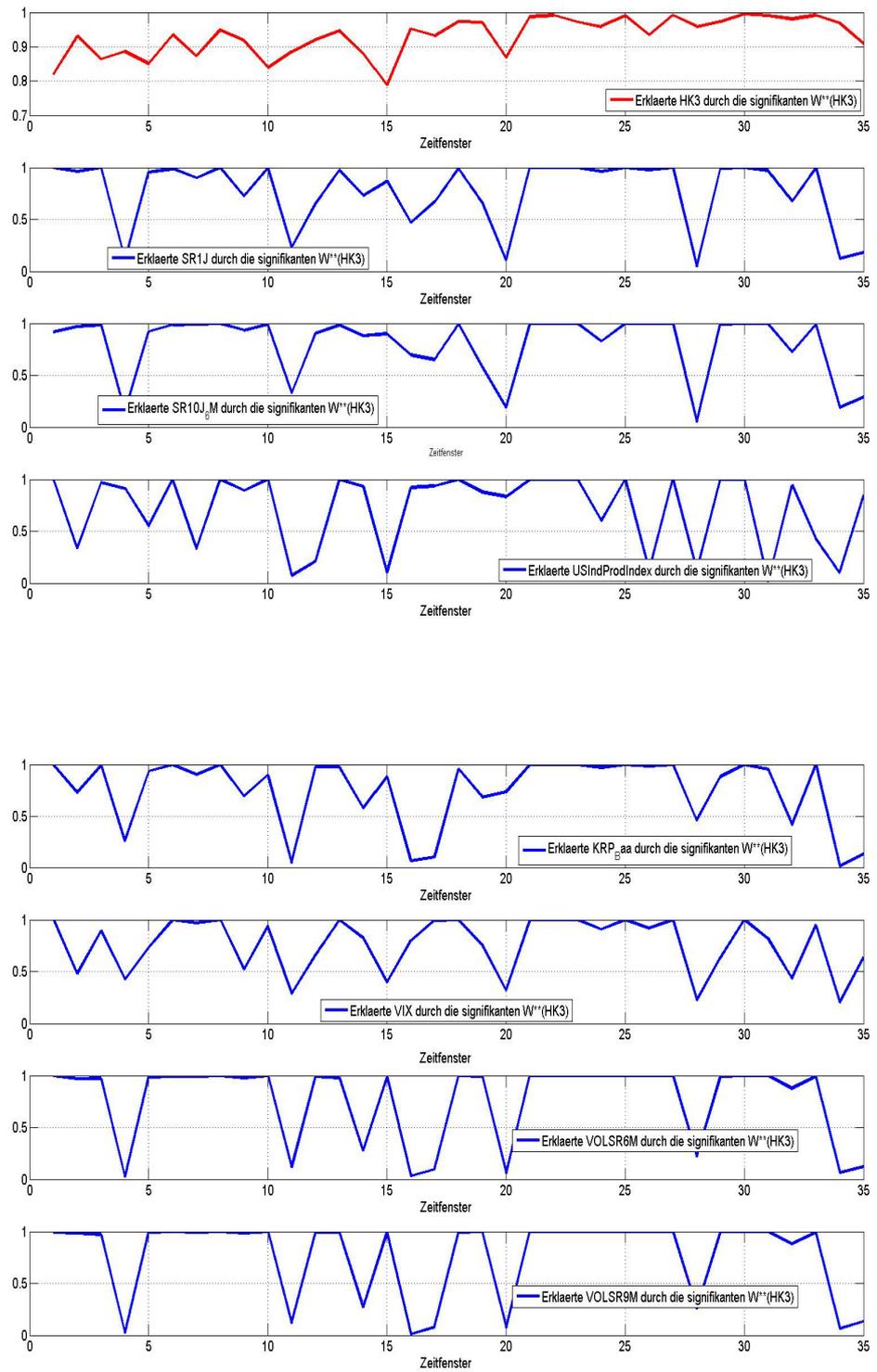


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,3})$

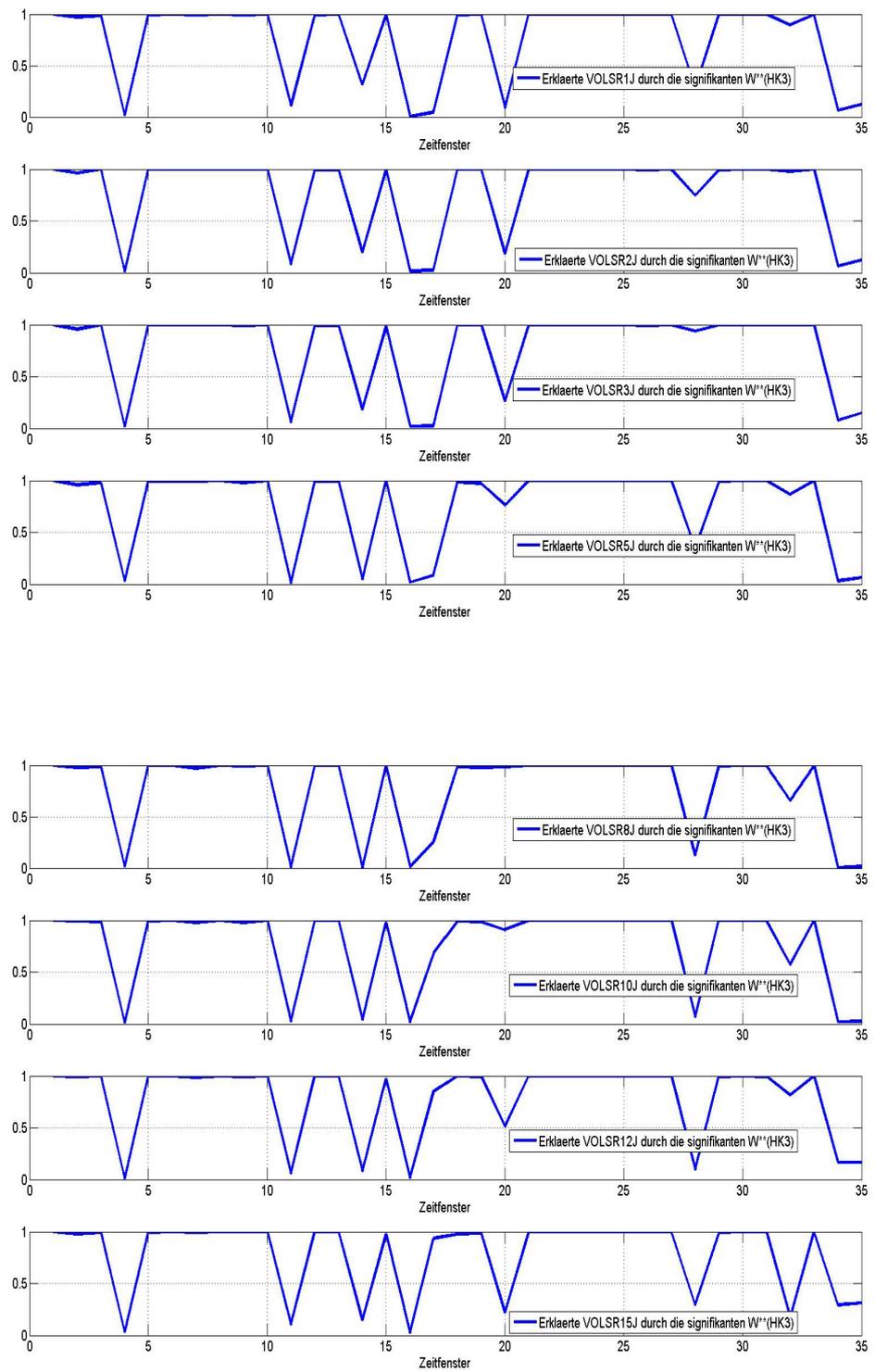


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(\text{HK}_{p,3})$

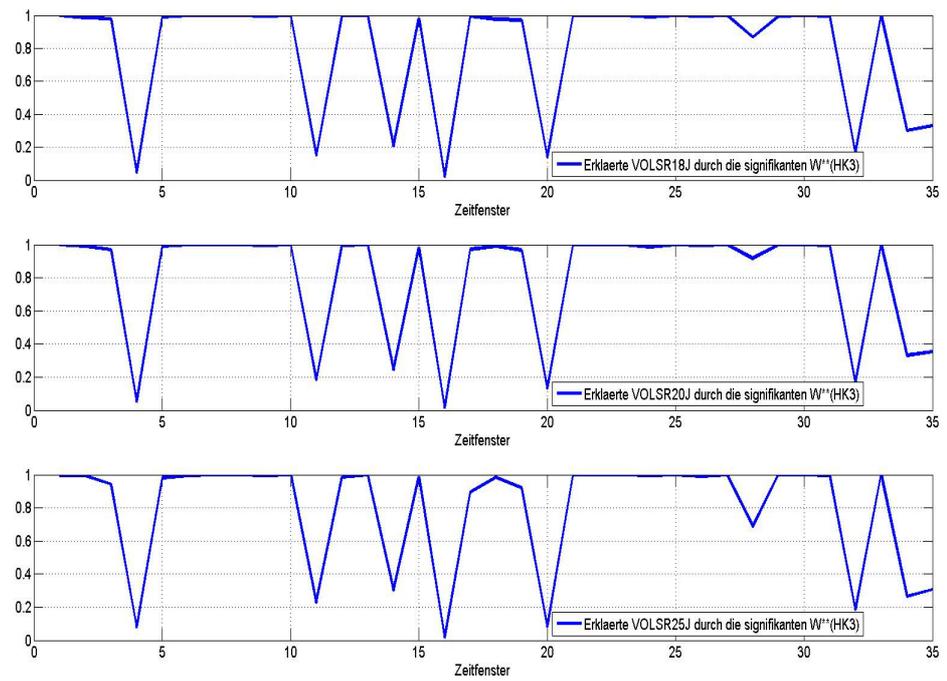


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,3})$

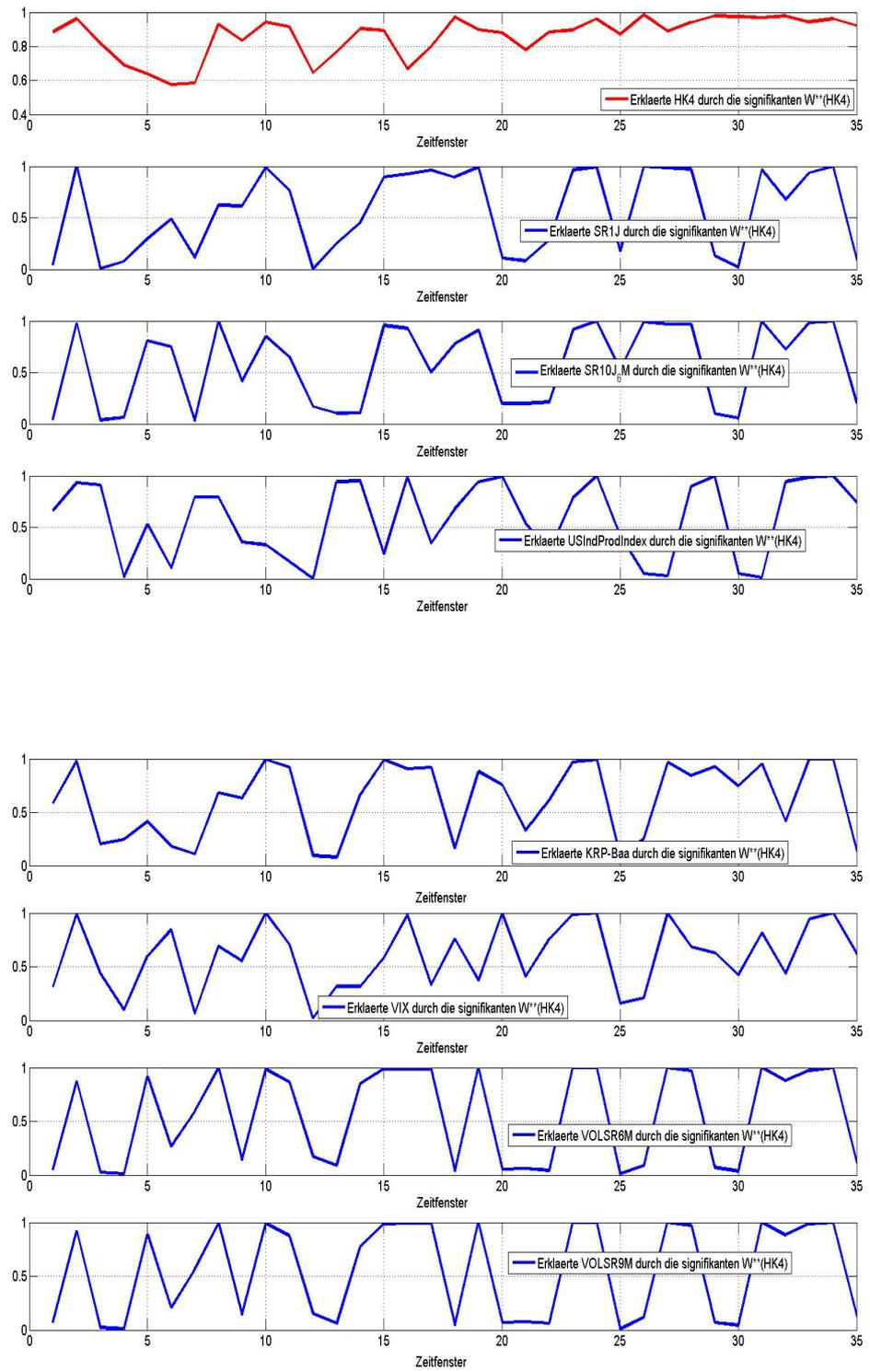


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,4})$

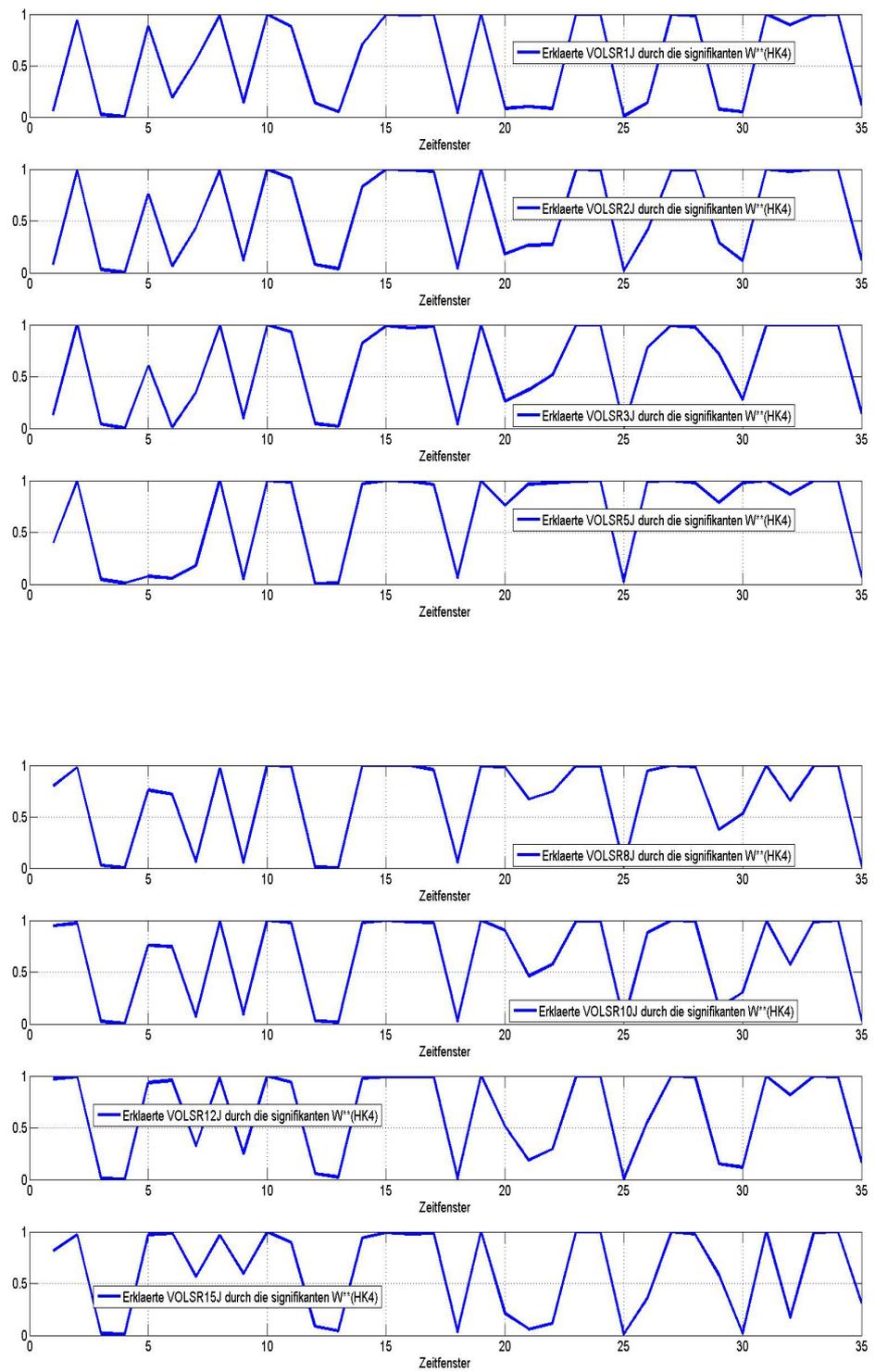


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(\text{HK}_{p,4})$

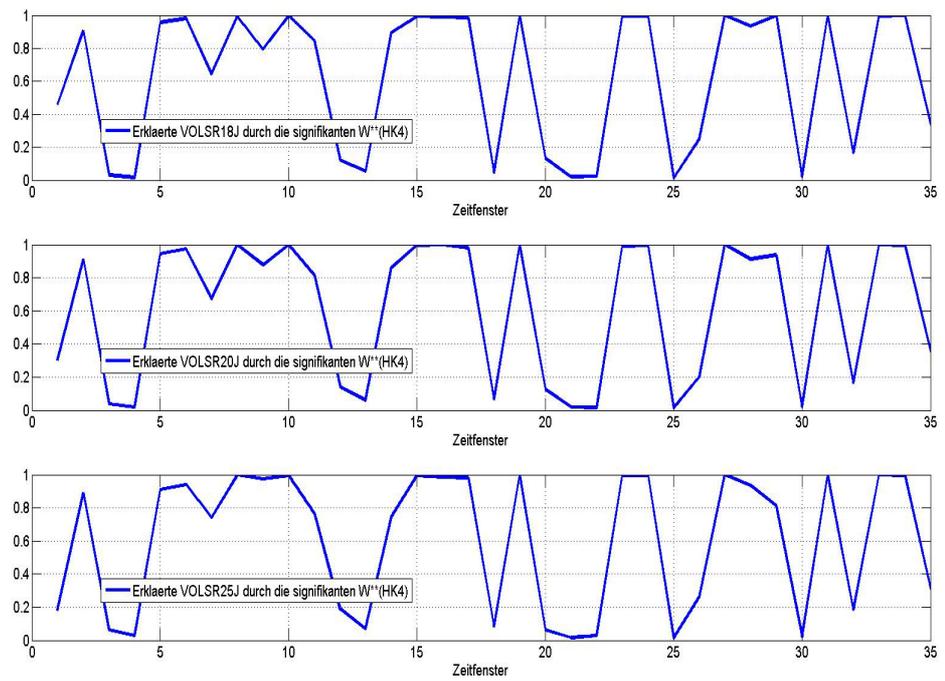


Abbildung: Erklärungsbeitrag der signifikanten latenten exogenen Variablen $W^{**}(HK_{p,4})$

Literaturverzeichnis

- [1] ALEXANDER, C. (1996): *The Handbook of Risk Management and Analysis*, Chichester [u. a.].
- [2] AMIHUD, Y./MENDELSON, H. (1986): *Asset Pricing and the Bid-Ask Spread*, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 2, pp. 223-249.
- [3] AMIHUD, Y./MENDELSON, H. (1991): *Liquidity, Maturity, and the Yields on U.S. Treasury Securities*, in: *Journal of Finance*, Vol. 91, No. 4, pp. 1411-1425.
- [4] ANDERSON, T. W. (2003): *An Introduction to Multivariate Statistical Analysis*, 3. Aufl., Hoboken, NJ.
- [5] ATHANASSAKOS, G./CARAYANNOPOULOS, P. (2001): *An Empirical Analysis of the Relationship of Bond Yield Spreads and Macro-Economic Factors*, in: *Applied Financial Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 197-207.
- [6] AZIZPOUR, S./GIESECKE, K./KIM, B. (2011): *Premia for Correlated Default Risk*, in: *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 35, No. 8, pp. 1340-1357.
- [7] BACKHAUS, K./ERICHSON, B./PLINKE, W./WEIBER, R. (2011): *Multivariate Analysemethoden: eine anwendungsorientierte Einführung*, 13. Aufl., Berlin [u. a.].
- [8] BAGHESTANI, H. (2005): *On the Rationality of Professional Forecasts of Corporate Bond Yield Spread*, In: *Applied Economics Letter*, Vol. 12, No. 4, pp. 213-216.
- [9] BALTAGI, B. H. (2011): *Econometrics*, 5. Aufl., Berlin [u. a.].
- [10] BALTAGI, B. H. (2002): *Econometrics*, 3. Aufl., Berlin [u. a.].
- [11] BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS (2005): *Zero-Coupon Yield Curves: Technical Documentation*, Basel, Internet: <http://www.bis.org/publ/bppdf/bispap25.pdf>, Stand: 10.02.2012.
- [12] BANK FOR INTERNATIONAL SETTLEMENTS: Internet: <http://www.bis.org/statistics/>, Stand: 05.01.2011.
- [13] BAO, J./PAN, J./WANG, J. (2011): *The Illiquidity of Corporate Bonds*, in: *Journal of Finance*, Vol. 66, No. 3, pp. 911-946.
- [14] BARRETT, W. B./HEUSON, A. J./KOLB, R. W. (1986): *The Differential Effects of Sinking Funds on Bond Risk Premia*, in: *Journal of Financial Research*, Vol. 9, No. 4, pp. 303-312.
- [15] BARTH, M. E./LANDSMAN, W. R./RENDLEMAN, R. J. (1998): *Option Pricing-Based Bond Value Estimates and a Fundamental Components Approach to Ac-*

- count for Corporate Debt, in: *The Accounting Review*, Vol. 73, No. 1, pp. 73-102.
- [16] BASILEVSKY, A. (1994): *Statistical Factor Analysis and Related Methods: Theory and Applications*, New York, [u. a.].
- [17] BASLER AUSSCHUSS FÜR BANKENAUF SICHT (2009): *Revision to the Basel II: Market Risk Framework*, Internet: <http://www.bis.org/publ/bcbs158.pdf>, Stand: 29.01.2012.
- [18] BENDER, J./BRIAND, R./NIELSEN, F./STEFEK, D. (2010): *Portfolio of Risk Premia: A New Approach to Diversification*, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 36, No. 2, pp. 17-25.
- [19] BICKEL, A. (2000): *Moderne Performance-Analyse und Performance Presentation Standards*, Bern [u. a.].
- [20] BIELECKI, T. R./RUTKOWSKI, M. (2009): *Credit Risk: Modelling, Valuation and Hedging*, 2. Nachdr., Berlin [u. a.].
- [21] BINGHAM, N. H./KIESEL, R. (2004): *Risk-Neutral Valuation: Pricing and Hedging of Financial Derivatives*, 2. Aufl., London [u. a.].
- [22] BLACK, F./COX, J. C. (1976): *Valuing Corporate Securities: Some Effects of Bond Indenture Provisions*, in: *Journal of Finance*, Vol. 31, No. 2, pp. 351-367.
- [23] BLISS, R. R. (1996): *Testing Term Structure Estimation Methods*, Working Paper Series (Federal Reserve Bank of Atlanta), Vol. 1996, No. 12, Internet: <http://web.ebscohost.com/ehost/pdfviewer/pdfviewer?vid=6&hid=112&sid=62427665-d9c1-4f04-b69b-439e0d07ee7b%40sessionmgr14>, Stand: 10.02.2012.
- [24] BLISS, R. R. (1997): *Movements in the Term Structure of Interest Rates*, in *Economic Review*, Vol. 82, No. 4, pp. 16-33.
- [25] BÖKER, F. (2005): *Multivariate Verfahren*, Skript der Universität Göttingen, Internet: <http://www.statoek.wiso.uni-goettingen.de/veranstaltungen/Multivariate/Daten/mvsec4.pdf>, Stand: 09.09.2010.
- [26] BONDT, D. G. (2002): *Euro Area Corporate Debt Securities Market: First Empirical Evidence*, Working Paper von EZB, Nr. 164, Internet: <http://www.ecb.int/pub/pdf/scpwps/ecbwp164.pdf>, Stand: 09.02.2012.
- [27] BRANGER, N./SCHLAG, C. (2004): *Zinsderivate*, Berlin [u. a.].
- [28] BREALEY, R. A./MYERS, S. C./ALLEN, F. (2008): *Principles of Corporate Finance*, 9. Aufl. Boston [u. a.].
- [29] BREALEY, R. A./MYERS, S. C./ALLEN, F. (2011): *Principles of Corporate Finance*, 10. Aufl. New York.

- [30] BRENNER, A. J. (2009): World Stock and Bond Markets and Portfolio Diversity, in: Asset Allocation Advisor, Internet: http://www.ohio.edu/people/prevost/FIN%20443/Chapter%201%20ancillary%20material/world_stock_and_bond_markets_nov2009.pdf, Stand: 09.02.2012.
- [31] BRIGO, D./MERCURIO, F. (2006): Interest Rate - Models Theory and Practice with Smile, Inflation and Credit, 2 Aufl., Berlin [u. a.].
- [32] BRZEZNIAK, Z./ZASTAWNIAK, T. (2007): Basic Stochastic Processes : A Course through Exercises, 9. Nachdr., London [u. a.].
- [33] BUCKLEY, A./PAPE, U. [HRSG.](2000): Finanzmanagement europäischer Unternehmen, Maidenhead, Berkshire [u. a.].
- [34] CAMPBELL, J. Y./LO, A. W./MACKINLAY, A. C. (1997): The Econometrics of Financial Markets, Princeton, NJ.
- [35] CARLETON, W. T./COOPER, I. A. (1976): Estimation and Uses of the Term Structure of Interest Rates, in: Journal of Finance, Vol. 31, No. 4, pp. 1067-1083.
- [36] CHAMBERS, D. R./CARTELON, W. T./WALDMAN, D. W. (1984): A New Approach to Estimation of the Term Structure of Interest Rates, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 19, No. 3, pp. 233-252.
- [37] CHEN, N. F./ROLL, R./ROSS, S. A. (1986): Economic Forces and the Stock Market, in: Journal of Business, Vol. 59, No. 3, pp. 383-403.
- [38] CHEN, L./LESMOND, D./WEI, J. (2007): Corporate Yield Spreads and Bond Liquidity, in: Journal of Finance, Vol. 62, No. 1, pp. 119-149.
- [39] CHORDIA, T./ROLL, R./SUBRAHMANYAM, A. (2001): Market Liquidity and Trading Activity, in: Journal of Finance, Vol. 56, No. 2, pp.501-530.
- [40] CHORDIA, T./SARKAR, A./SUBRAHMANYAM, A. (2005): An Empirical Analysis of Stock and Bond Market Liquidity, in: Review of Financial Studies, Vol. 18, No. 1, pp. 85-129.
- [41] COCHRANE, J. H./PIAZZESI, M. (2005): Bond Risk Premia, in: American Economic Review, Vol. 95, No. 1, pp. 138-160.
- [42] COENENBERG, A. G./HALLER, A./SCHULTZE, W. (2009): Jahresabschluss und Jahresabschlussanalyse: betriebswirtschaftliche, handelsrechtliche, steuerrechtliche und internationale Grundsätze - HGB, IFRS, US-GAAP, 21. überarb. Aufl., Landsberg am Lech.
- [43] COLLIN-DUFRESNE, P./GOLDSTEIN, R. S./MARTIN, J. S. (2001): The Determinants of Credit Spread Changes, in: Journal of Finance, Vol. 56, No. 6, pp. 2177-2207.
- [44] CRABBE, L. E./TURNER, C. M. (1995): Does the Liquidity of a Debt Issue Increase with its Size? Evidence from the Corporate Bond and Medium-Term Note Markets, in: Journal of Finance, Vol. 50, No. 5, pp. 1719-1734.

- [45] DAVES, P. R./EHRHARDT, M. C. (1993): Liquidity, Reconstitution, and the Value of U.S. Treasury Strips, in: *Journal of Finance*, Vol. 48, No. 1, pp. 315-329.
- [46] DE POOTER, M. (2007): Examining the Nelson-Siegel Class of Term Structure Models, Tinbergen Institute Discussion Paper (No. 2007-043/4), Internet: <http://www.tinbergen.nl/discussionpapers/07043.pdf>, Stand: 30.11.2010.
- [47] DEUTSCHE BUNDESBANK (1997): Schätzung von Zinsstrukturkurven, in: *Deutsche Bundesbank Monatsbericht* 10/1997, Internet: http://www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/mba/1997/199710mba_zstrukt.pdf, Stand: 15.11.2010.
- [48] DIEBOLD, F. X./LI, C. (2006): Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields, in: *Journal of Econometrics*, Vol. 130, No. 2, pp. 337-364.
- [49] DIONNE, G./GAUTHIER, G./HAMMAMI, K./MAURICE, M./SIMONATO, J. (2010): Default Risk in Corporate Yield Spreads, in: *Financial Management*, Vol. 39, No. 2, pp. 707-731.
- [50] DOMBRET, A. R./VOGT, J. (2008): Bank Valuation, in: Dombret, A.R./Schiereck, D./Voigt, C. (Hrsg.): *M&A in the European Banking Industry*, Oestrich Winkel, S. 125-142.
- [51] DUFFEE, G. R. (1998): The Relationship between Treasury Yields and Corporate Bond Yield Spreads, in: *Journal of Finance*, Vol. 53, No. 6, pp. 2225-2241.
- [52] DUNGEY, M./MARTIN, V. L./PAGAN, A. (2000): A Multivariate Latent Factor Decomposition of International Bond Yield Spreads, in: *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 15, No. 6, pp. 697-715.
- [53] ELTON, E. J./GRUBER, M. J./AGRAWAL, D./MANN, C. (2001): Explaining the Rate Spread on Corporate Bonds, in: *Journal of Finance*, Vol. 56, No. 1, pp. 247-277.
- [54] EOM, H. O./HELWEGE, J./HUANG, J. Z.(2004): Structural Models of Corporate Bond Pricing: An Empirical Analysis, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 17, No. 2, pp. 499-544.
- [55] ESTRELLA, A./HARDOUVELIS, G. A. (1991): The Term Structure as a Predictor of Real Economic Activity, in: *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 2, pp. 555-576.
- [56] ESTRELLA, A./MISHKIN, F. S. (1997): The Predictive Power of the Term Structure of Interest Rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank, in: *European Economic Review*, Vol. 41, No. 7, pp. 1375-1401.
- [57] ESTRELLA, A./RODRIGUES, A. P./SCHICH, S. (2003): How Stable is the Predictive Power of the Yield Curve? Evidence from Germany and the United States, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 85, No. 3, pp. 629-644.
- [58] FABOZZI, F. J. (2005): Fixed Income Analysis for the Chartered Financial Analyst Program, in: *Equity and Fixed Income*, 2008, USA.

- [59] FABOZZI, F. J. (2007): *Fixed Income Analysis Workbook*, 2. Aufl., Hoboken, N.J.
- [60] FABOZZI, F. J./KOLM, P. N./PACHAMANOVA, D./FOCARDI, S. M. (2007): *Robust Portfolio Optimization and Management*, Hoboken, New Jersey.
- [61] FABOZZI, F. J./MARTELLINI, L./PRIAULET, P. (2005): Predictability in the Shape of the Term Structure of Interest Rates, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 15, No. 1, pp. 40-53.
- [62] FAHRMEIR, L./KNEIB, T./LANG, S. (2009): *Regression: Modell, Methoden und Anwendungen*, 2. Aufl., Berlin [u. a.].
- [63] FAMA, E. F. (1986): Term Premiums and Default Premiums in Money Markets, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 17, No. 1, pp. 175-198.
- [64] FAMA, E. F./FRENCH, K. R. (1989): Business Conditions and Expected Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, No. 1, pp. 23-49.
- [65] FAMA, E. F./FRENCH, K. R. (1992): The Cross-section of Expected Stock Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 47, No.2, pp. 427-465.
- [66] FAMA, E. F./FRENCH, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.
- [67] FAMA, E. F./BLISS, R. R.(1987): The Information in Long-Maturity Forward Rates, in: *American Economic Review*, Vol. 77, No. 4, pp. 680-692.
- [68] FERREIRA, E./MARTINEZ-SERNA, M. I./NAVARRO, E./RUBIO ,G. (2008): Economic Sentiment and Yield Spreads in Europe, in: *European Financial Management*, Vol. 14, No. 2, pp. 206-221.
- [69] FERSTL, R./HAYDEN, J. (2010): Zero-Coupon-Yield Curve Estimation with the Package termstrc, in: *Journal of Statistical Software*, Vol. 36, No. 1, Internet: <http://www.jstatsoft.org/v36/i01>, Stand: 29.03.2012.
- [70] FIGLEWSKI, S. (1989): Option Arbitrage in Imperfect Markets, in: *Journal of Finance*, Vol. 44, No. 5, pp. 1289-1311.
- [71] FISHER, L. (1959): Determinants of Risk Premiums on Corporate Bonds, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 67, No. 3, pp. 217-237.
- [72] FOX, J. (2007): *Applied Regression Analysis, Linear Models, and Related Methods*, 9. Nachdr., Thousand Oaks [u. a.].
- [73] FRANCIS, J. C. (1976): Abstract: Bond Risk Premia, in: *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 11, No. 4, pp. 643-644.
- [74] GARLAPPI, L./YAN, H. (2011): Financial Distress and the Cross-Section of Equity Returns, in: *Journal of Finance*, Vol. 6, No. 3, pp. 789-822.

- [75] GEANAKOPOLOS, J. (2009): The Leverage Cycle, in: NBER/Macroeconomics Annual (University of Chicago Press), Vol. 24, pp. 1-87.
- [76] GHENO, A. (2007): Corporate Valuations and the Merton Model, in: Applied Financial Economics Letters, Vol. 3, No. 1, pp. 47-50.
- [77] GIESECKE, K. (2004): Correlated Default with Incomplete Information, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 28, No. 7, pp. 1521-1545.
- [78] GOYENKO, R./SUBRAHMANYAM, A./UKHOV, A. (2011): The Term Structure of Bond Market Liquidity and its Implications for Expected Bond Returns, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 46, No. 1, pp. 111-139.
- [79] GREENE, W. H. (2012): Econometric Analysis, 7. Aufl., Boston, Mass. [u. a.].
- [80] HAHN, J./LEE, H. (2006): Yield Spread as Alternative Risk Factors for Size and Book-to-Market, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 41, No. 2, pp. 245-269.
- [81] HARTMANN-WENDELS, T./PFINGSTEN, A./WEBER, M. (2010): Bankbetriebslehre, 5. überarb. Aufl., Berlin [u. a.].
- [82] HARVEY, C. R. (1988): The Real Term Structure and Consumption Growth, in: Journal of Financial Economics, Vol. 22, No. 2, pp. 305-333.
- [83] HEATH, D./JARROW, R./MORTON, A. (1990): Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A Discrete Time Approximation, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 25, No. 4, pp. 419-440.
- [84] HEATH, D./JARROW, R./MORTON, A. (1992): Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology for Contingent Claims Valuation, in: Econometrica, Vol. 60, No. 1, pp. 77-105.
- [85] HELWEGE, J./TURNER, C. M. (1999): Slope of the Credit Yield Curve for Speculative-Grade Issuers, in: Journal of Finance, Vol. 54, No. 5, pp. 1869-1884.
- [86] HILLIER, D./ROSS, S./WESTERFIELD, R./JAFFE, J./JORDAN, B. (2010): Corporate Finance, London [u. a.].
- [87] HO, T./SINGER, R. F. (1984): The Value of Corporate Debt with a Sinking-Fund Provision, in: Journal of Business, Vol. 57, No. 3, pp. 315-336.
- [88] HOCKING, R. R. (2003): Methods and Applications of Linear Models: Regression and the Analysis of Variance, 2. Aufl., New York [u. a.].
- [89] HOUWELING, P./MENTINK, A./VORST, T. (2005): Comparing Possible Proxies of Corporate Bond Liquidity, in: Journal of Banking & Finance, Vol. 29, No. 6, pp. 1331-1358.
- [90] HUANG, J. Z./HUANG, M. (2002): How Much of the Corporate-Treasury Yield Spread is Due to Credit Risk?, Working Paper (No. FIN-02-040) der New York

Universität, Internet: <http://archive.nyu.edu/bitstream/2451/26484/2/02-40.pdf>,
Stand: 24.01.2012.

- [91] HULL, J. C. (2009): Optionen, Futures und andere Derivate, 7. Aufl., München [u. a.].
- [92] HULL, J. C. (2011): Risikomanagement: Banken, Versicherungen und andere Finanzinstitutionen, München [u. a.].
- [93] HUSCHENS, S. (2006): Faktorstruktur und Marktmodell, in: Kürsten, W./Nietert, B. (Hrsg.): Kapitalmarkt, Unternehmensfinanzierung und Rationale Entscheidungen, Berlin [u. a.], S. 15-35.
- [94] JANKOWITSCH, R./PICHLER, S. (2004): Parsimonious Estimation of Credit Spreads, in: Journal of Fixed Income, Vol. 14, No. 3, pp. 49-63.
- [95] JANKOWITSCH, R./PICHLER, S. (2005): Estimating Credit Spread Curves for EMU Government Bonds, in: Wirtschaft und Management, 2. Ausgabe, S. 33-49.
- [96] JARROW, R. A. (1996): Modelling Fixed Income Securities and Interest Rate Options, New York [u. a.].
- [97] JARROW, R. A./TURNBULL, S. M. (1998): A Unified Approach for Pricing Contingent Claims on Multiple Term Structures, in: Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol. 10, No. 1, pp. 5-19.
- [98] JEANBLANC, M./YOR, M./CHESNEY, M. (2009): Mathematical Methods for Financial Markets, Dordrecht [u. a.]
- [99] JEN, F. C./WERT, J. E. (1967): The Effect of Sinking Fund Provisions on Corporate Bond Yields, in: Financial Analyst Journal, Vol. 23, No. 2, pp. 125-131.
- [100] JOHNSON, R. A./WICHERN, D. W. (2007): Applied Multivariate Statistical Analysis, 6. Aufl., Upper Saddle River, NJ.
- [101] JONES, E. P./MASON, S. P./ROSENFELD, E. (1984): Contingent Claims Analysis of Corporate Capital Structures: An Empirical Investigation, in: Journal of Finance, Vol. 39, No. 3, pp. 611-625.
- [102] KAGRAOKA, Y. (2010): A Time-Varying Common Risk Factor Affecting Corporate Yield Spreads, in: European Journal of Finance, Vol. 16, No. 6, pp. 527-539.
- [103] KEMPF, A./UHRIG-HOMBURG, M. (2000): Liquidity and its Impact on Bond Prices, in: Schmalenbach Business Review (SBR), Vol. 52, No. 1, pp. 26-44.
- [104] KERBL, S./SIGMUND, M. (2011): What Drives Aggregate Credit Risk?, in: Financial Stability Report (Oesterreichische Nationalbank), No. 22, pp. 72-87.
- [105] KING, T. D./KHANG, K. (2005): On the Importance of Systematic Risk Factors in Explaining the Cross-Section of Corporate Bond Yield Spreads, in: Journal of Banking and Finance, Vol. 29, No. 12, pp. 3141-3158.

- [106] KMENTA, J. (1986): *Elements of Econometrics*, New York.
- [107] KOENKER, R./BASSETT JR., G. (1982): Robust Tests for Heteroscedasticity Based on Regression Quantiles, in: *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, pp. 43-61.
- [108] KOZIOL, C. (2006): Optimal Debt Service: Straight vs. Convertible Debt, in: *Schmalenbach Business Review (SBR)*, Vol. 58, No. 2, pp. 124-151.
- [109] KOZIOL, C./SAUERBIER, P. (2007): Valuation of Bond Illiquidity: An Option-Theoretical Approach, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 16, No. 4, pp. 81-107.
- [110] KÜTING K./EIDEL, U. (1999): Marktwertansatz contra Ertragswert- und Discounted Cash Flow-Verfahren, in: *Corporate Finance Biz (Formerly Finanz-Betrieb)*, 1. Jg., Nr. 9, S. 225-231.
- [111] LANGE, D. (2010): *Liquidity Premium in the German Bond Market*, Wirtschaftswiss. Diss., Wrocław.
- [112] LINTNER, J. (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 47, No. 1, pp. 13-37.
- [113] LITTERMAN, R./SCHEINKMAN, J.(1991): Common Factors Affecting Bond Returns, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, No. 1, pp. 54-61.
- [114] LITTERMAN, R./SCHEINKMAN, J./WEISS, L. (1991): Volatility and the Yield Curve, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 1, No. 1, pp. 49-53.
- [115] LONGSTAFF, F. A. (2004): The Flight-to-Liquidity Premium in U.S. Treasury Bond Prices, in: *Journal of Business*, Vol. 77, No. 3. pp. 511-526.
- [116] LONGSTAFF, F. A./MITHAL, S./NEIS, E. (2005): Corporate Yield Spreads: Default Risk of Liquidity? New Evidence from the Credit Default Swap Market, in: *Journal of Finance*, Vol. 60, No. 5, pp. 2213-2253.
- [117] LONGSTAFF, F. A./SCHWARTZ, E. S. (1995): A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate Debt, in: *Journal of Finance*, Vol. 50, No. 3, pp. 789-819.
- [118] LUDVIGSON, S. C./NG, S. (2009): Macro Factors in Bond Risk Premia, in: *Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 2, pp. 5027-5067.
- [119] MADDALA, G. S./LAHIRI, K. (2009): *Introduction to Econometrics*, 4. Aufl., West Sussex.
- [120] MAGINN, J. L./TUTTLE, D. L./MCLEAVEY, D. W./PINTO, J. E. (2010): Execution of Portfolio Decisions, in: *Portfolio Management, Study Sessions 16-18, CFA® Program Curriculum*, Vol. 6, New York [u. a.].
- [121] MALVEY, J. (2010): Relative-Value Methodologies for Global Credit Bond Portfolio Management, in: *Portfolio Management, Study Sessions 9-12, CFA® Program Curriculum*, Vol. 4, New York [u. a.].

- [122] MANDL, G./RABEL, K. (1997): Unternehmensbewertung: Eine Praxisorientierte Einführung. Wien [u. a.].
- [123] MARDIA, K. V./KENT, J. T./BIBBY, J. M. (2006): Multivariate Analysis, Amsterdam [u. a.].
- [124] MARTELLINI, L./PRIAULET, P. (2001): Fixed-Income Securities: Dynamic Methods for Interest Rate Risk Pricing and Hedging, Chichester [u. a.].
- [125] MARTELLINI, L./PRIAULET, P./PRIAULET, S. (2003): Fixed Income Securities: Valuation, Risk Management and Portfolio Strategies, Chichester.
- [126] MCCULLOCH, J. H. (1971): Measuring the Term Structure of Interest Rates, in: Journal of Business, Vol. 44, No. 1, pp. 19-31.
- [127] MCCULLOCH, J. H. (1975): The Tax-Adjusted Yield Curve, in: Journal of Finance, Vol. 30, No. 3, pp. 811-830.
- [128] MERTON, R. C. (1974): On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates, in: Journal of Finance, Vol. 99, No. 2, pp. 449-470.
- [129] MOSSIN, J. (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market, in: Econometrica, Vol. 34, No. 4, pp. 768-783.
- [130] MUSIELA, M./RUTKOWSKI, M. (1997): Martingale Methods in Financial Modeling. Berlin [u. a.].
- [131] NASHIKKAR, A./SUBRAHMANYAM, M. G./MAHANTI, S. (2011): Liquidity and Arbitrage in the Market for Credit Risk, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 46, No. 3, pp. 627-656.
- [132] NEFTCI, S. N. (2000): An Introduction to the Mathematics of Financial Derivatives, 2. Aufl., San Diego [u. a.].
- [133] NELSON, C. R./SIEGEL, A. F. (1984): Parsimonious Modeling of Yield Curves, in: Journal of Business, Vol. 60, No. 4, pp. 473-489.
- [134] OEHLER, A./UNSER, M. (2001): Finanzwirtschaftliches Risikomanagement, Berlin [u. a.].
- [135] PEEMÖLLER, V. H. (2005): Wert und Werttheorien, in: Peemöller, V. H. (Hrsg.): Praxishandbuch der Unternehmensbewertung, Herne [u. a.], S. 1-14.
- [136] PEEMÖLLER, V. H./KUNOWSKI, S. (2005): Ertragswertverfahren nach IDW, in: Peemöller, V. H. (Hrsg.): Praxishandbuch der Unternehmensbewertung, Herne [u. a.], S. 201-264.
- [137] PODDIG, T./BRINKMANN, U./SEILER, K. (2009): Portfoliomanagement: Konzepte und Strategien: Theorie und praxisorientierte Anwendungen mit Excel TM, 2. Aufl., Bad Soden/Ts..

- [138] RATHGEBER, A. (2008): Die Ermittlung von Diskontfaktoren – Ein theoretischer und empirischer Beitrag zur Verbesserung der Schätzqualität von Zinsterminstrukturkurven, Habilitationsschrift der Universität Augsburg.
- [139] REILLY, F. K./WRIGHT, D. J./GENTRY, J. A. (2010): An Analysis of Credit Risk Spreads for High Yield Bonds, in: Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol. 35, No. 2, pp. 179-205.
- [140] ROLL, R. (1984): A Simple Implicit Measure of the Effective Bid-Ask Spread in an Efficient Market, in: Journal of Finance, Vol. 39, No. 4, pp. 1127-1139.
- [141] ROSS, S. A. (1976): The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, in: Journal of Economic Theory, Vol. 13, No. 3, pp. 341-360.
- [142] ROSS, S. A./WESTERFIELD, R. W./JAFFE, J. F. (2001): Corporate Finance, 6. Aufl., Boston [u. a.].
- [143] RUPPERT, D. (2004): Statistics and Finance: An Introduction, New York [u. a.].
- [144] SANDMANN, K. (2010): Einführung in die Stochastik der Finanzmärkte, 3. Aufl., Heidelberg [u. a.].
- [145] SARIG, O./WARGA, A. (1989): Bond Price Data and Bond Market Liquidity, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 24, No. 3, pp. 367-378.
- [146] SAWYER, K. R./GYGAX, A. F./HAZLEDINE, M. (2008): Pricing Errors and Estimates of Risk Premia in Factor Models, in: Annals of Finance, Vol. 6, No. 3, pp. 391-403.
- [147] SHARPE, W. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, in: Journal of Finance, Vol. 19, No. 3, pp. 425-442.
- [148] SHEA, G. S. (1985): Interest Rate Term Structure Estimation with Exponential Splines: A Note, in: Journal of Finance, Vol. 40, No. 1, pp. 319-325.
- [149] STEELEY, J. M. (2008): Testing Term Structure Estimation Methods: Evidence from the UK STRIPS Market, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 40, No. 7, pp. 1489-1512.
- [150] SVENSSON, L. E. O. (1994): Estimating and Interpreting Forward Interest Rates: Sweden 1992-1994, IMF Working Paper No. 94/114, Internet: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=883856, Stand: 10.02.2012.
- [151] THE WALL STREET JOURNAL (1998): Illiquidity is Crippling the Bond World, 19.10.1998, pp. C1.
- [152] THE NATIONAL BUREAU OF ECONOMIC RESEARCH (2012): US Business Cycle Expansions and Contractions, Internet: http://www.nber.org/cycles/US_Business_Cycle_Expansions_and_Contractions_20120423.pdf, Stand: 03.11.2012.

- [153] THONABAUER, G./NÖSSLINGER, B. (2008): Leitfaden zum Management des Zinsrisikos im Bankbuch, Österreichische Nationalbank & Finanzmarktaufsicht. Internet: http://www.oenb.at/de/img/leitfaden_zrs_screen_tcm14-83154.pdf, Stand: 27.10.2010.
- [154] VASICEK, O. A. (1977): An Equilibrium Characterization of the Term Structure, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, No. 2, pp. 177-188.
- [155] VASICEK, O. A./FONG, H. G. (1982): Term Structure Modeling Using Exponential Splines, in: *Journal of Finance*, Vol. 37, No. 2, pp. 339-348.
- [156] WATSHAM, T. J./PARRAMORE, K. (1997): *Quantitative Methods in Finance*, London [u. a.].
- [157] WEI, D. G./GUO, D. (1997): Pricing Risky Debt: An Empirical Comparison of Longstaff and Schwartz and Merton Models, in: *Journal of Fixed Income*, Vol. 2, No. 2, pp. 8-28.
- [158] VAN AUBEL, P. (2000): *Anleiherating und Bonitätsrisiko*, Wirtschaftswiss. Diss., Dresden.
- [159] VON AUER, L. (2011): *Ökonometrie: eine Einführung*, 5. Aufl., Berlin [u. a.].