

**Peter van Aubel**

## **ANLEIHERATING UND BONITÄTSRISIKO**

**Eine empirische Untersuchung der  
Renditespreads am deutschen Markt**





# **ANLEIHERATING UND BONITÄTSRISIKO**

## **Eine empirische Untersuchung der Renditespreads am deutschen Markt**

### **Dissertation**

zur Erlangung des akademischen Grades eines

Dr. rer. pol.

durch die

Fakultät Wirtschaftswissenschaften

der Technischen Universität Dresden

vorgelegt von

Dipl.-Kfm. Peter van Aubel (Peter@vanAubel.de)

geboren am 8. März 1967 in Bonn

betreut durch

Herrn Prof. Dr. Hermann Locarek-Junge

eingereicht: Dresden, 19. Januar 2000

Erstgutachter: Prof. Dr. Hermann Locarek-Junge, Dresden

Zweitgutachter: Prof. Dr. Rainer Lasch, Dresden

Drittgutachter: Prof Dr. Günter Bamberg, Augsburg

Vorsitzender der Promotionskommission Prof. Dr. Horst Mayer, Dresden

Prüfer im Nebenfach: Prof. Dr. Hans Wiesmeth, Dresden

Datum der mündlichen Prüfung: 13. Juli 2000

Titelbild: „Das Kapital macht Druck“

Künstler: Rapak ([www.rapak.de](http://www.rapak.de))

## **Inhaltsübersicht**

<b>1 Einleitung</b> .....	<b>1</b>
<b>2 Wesen des Rating</b> .....	<b>5</b>
2.1 Grundlagen des Rating .....	5
2.2 Ratingobjekte .....	7
2.3 Rating für Schuldtitel .....	19
2.4 Aussagekraft des Rating .....	25
2.5 Theoretische Relevanz und praktischer Nutzen des Rating .....	61
2.6 Zusammenfassende Würdigung des Rating und Ausblick .....	81
<b>3 Analyse festverzinslicher Wertpapiere</b> .....	<b>93</b>
3.1 Einordnung festverzinslicher Wertpapiere .....	93
3.2 Charakterisierung festverzinslicher Wertpapiere .....	94
3.3 Quantitative Analyse von Anleihen .....	100
3.4 Analyse der Risiken festverzinslicher Wertpapiere .....	138
3.5 Analyse des Bonitätsrisikos .....	154
<b>4 Empirische Untersuchung zum Zusammenhang von Renditen und Rating</b> .....	<b>217</b>
4.1 Einleitung .....	217
4.2 Hypothesen zum Zusammenhang von Rating und Rendite .....	218
4.3 Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen zum Rating .....	223
4.4 Eigene empirische Untersuchung .....	228
4.5 Weitere Berechnungen .....	276
<b>5 Schlußbetrachtung</b> .....	<b>287</b>
5.1 Zusammenfassung .....	287
5.2 Offene Fragen und Ausblick auf weiterführende Untersuchungen .....	290



## Inhaltsverzeichnis

<b>Inhaltsübersicht</b> .....	<b>III</b>
<b>Inhaltsverzeichnis</b> .....	<b>V</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis</b> .....	<b>XI</b>
<b>Abbildungsverzeichnis</b> .....	<b>XV</b>
<b>Tabellenverzeichnis</b> .....	<b>XIX</b>
<b>Symbolverzeichnis</b> .....	<b>XXIII</b>
<b>1 Einleitung</b> .....	<b>1</b>
<b>2 Wesen des Rating</b> .....	<b>5</b>
2.1 Grundlagen des Rating .....	5
2.1.1 Begriffsbestimmung .....	5
2.1.2 Ratingagenturen .....	5
2.2 Ratingobjekte .....	7
2.2.1 Schuldtitel .....	7
2.2.1.1 Langfrist-Rating .....	8
2.2.1.2 Kurzfrist-Rating .....	14
2.2.2 Sonstige Ratingobjekte .....	17
2.3 Rating für Schuldtitel .....	19
2.3.1 Ablauf des Ratingverfahrens .....	19
2.3.2 Ratingfaktoren .....	20
2.3.3 Ratingaktionen .....	23
2.4 Aussagekraft des Rating .....	25
2.4.1 Rating und Bonitätsrisiko .....	25
2.4.1.1 Aussage der Ratings hinsichtlich des Bonitätsrisikos .....	25
2.4.1.2 Schätzung des Bonitätsrisikos .....	28
2.4.2 Rating und Bonitätsänderungsrisiko .....	39
2.4.2.1 Begriff des Bonitätsänderungsrisikos .....	39
2.4.2.2 Schätzung des Bonitätsänderungsrisikos .....	40
2.4.3 Probleme und Grenzen des Rating .....	43

2.4.3.1	Ordinalität und Relativität . . . . .	43
2.4.3.2	Ratingänderungen und Zeitverzögerung . . . . .	46
2.4.3.3	Intransparenz, Subjektivität und Urteilsunabhängigkeit . . .	47
2.4.3.4	Ratings ohne Auftrag . . . . .	49
2.4.3.5	Vergleichbarkeit der Ratings . . . . .	50
2.4.3.6	Fehlende Äquidistanz . . . . .	52
2.4.3.7	Qualitätsmessung und Risiko fehlerhafter Ratings . . . . .	57
2.5	Theoretische Relevanz und praktischer Nutzen des Rating . . . . .	61
2.5.1	Rating und Finanzierungstheorie . . . . .	61
2.5.1.1	Rating und Kapitalmarkteffizienz . . . . .	61
2.5.1.2	Rating und Agency-Theorie . . . . .	65
2.5.2	Nutzen des Rating . . . . .	69
2.5.2.1	Nutzen für Investoren . . . . .	69
2.5.2.2	Nutzen für Emittenten . . . . .	71
2.5.2.3	Rating und Regulierung . . . . .	74
2.6	Zusammenfassende Würdigung des Rating und Ausblick . . . . .	81
2.6.1	Rating und die Entwicklung der Kapitalmärkte . . . . .	82
2.6.2	Rating und europäische Integration . . . . .	85
2.6.3	Gründung europäischer Ratingagenturen . . . . .	90
2.6.4	Fazit . . . . .	91
<b>3</b>	<b>Analyse festverzinslicher Wertpapiere . . . . .</b>	<b>93</b>
3.1	Einordnung festverzinslicher Wertpapiere . . . . .	93
3.2	Charakterisierung festverzinslicher Wertpapiere . . . . .	94
3.2.1	Charakterisierung hinsichtlich der Tilgung . . . . .	94
3.2.2	Charakterisierung hinsichtlich der Verzinsung . . . . .	96
3.2.2.1	Anleihen mit fest vereinbarten Zinserträgen . . . . .	96
3.2.2.2	Anleihen mit nicht fest vereinbarten Zinserträgen . . . . .	97
3.2.3	Sonstige Charakterisierungsmöglichkeiten . . . . .	99
3.2.3.1	Charakterisierung hinsichtlich des Rückzahlungskurses . . .	99
3.2.3.2	Charakterisierung hinsichtlich des Nennbetrages . . . . .	99
3.2.3.3	Charakterisierung hinsichtlich etwaiger Sonderrechte . . . .	100
3.3	Quantitative Analyse von Anleihen . . . . .	100
3.3.1	Preis-orientierte Analyse von Anleihen . . . . .	101
3.3.2	Rendite-orientierte Analyse von Anleihen . . . . .	103
3.3.2.1	Bestimmung, Existenz und Eindeutigkeit der Rendite . . . .	103

3.3.2.2	Näherungsverfahren zur Renditeberechnung	105
3.3.2.3	Verwendungsmöglichkeiten der Rendite	105
3.3.3	Berücksichtigung von Stückzinsen	109
3.3.4	Bewertung risikoloser Anleihen	111
3.3.5	Berücksichtigung der Zinsstrukturkurve	112
3.3.5.1	Wesen der Zinsstrukturkurve	112
3.3.5.2	Exkurs: Bond-Stripping	115
3.3.5.3	Barwertberechnung von Anleihen unter Berücksichtigung nicht-flacher Zinsstrukturkurven	117
3.3.5.4	REX	118
3.3.6	Berücksichtigung von Steuern	120
3.3.6.1	Besteuerung beim Privatanleger	122
3.3.6.2	Besteuerung beim Institutionellen Anleger	128
3.3.7	Kupon und Kuponeffekte	132
3.3.7.1	Finanzmathematischer Kuponeffekt	132
3.3.7.2	Steuerlicher Kuponeffekt	133
3.3.7.3	Zusammenwirken der beiden Kuponeffekte	136
3.3.8	Berechnung realer Renditen	136
3.3.9	Weitere bewertungsrelevante Aspekte	137
3.4	Analyse der Risiken festverzinslicher Wertpapiere	138
3.4.1	Definition des Risikos	139
3.4.2	Unterscheidung nach anleihe-spezifischen Risikoarten	139
3.4.2.1	Zinsänderungsrisiko	140
3.4.2.2	Nebenrisiken festverzinslicher Wertpapiere	141
3.4.3	Risiko-Maße	144
3.4.3.1	Varianz und Standardabweichung	144
3.4.3.2	Downside Risikomaße	147
3.4.3.3	Schiefe und Wölbung	149
3.4.3.4	Duration und Konvexität	150
3.5	Analyse des Bonitätsrisikos	154
3.5.1	Definition des Spread	154
3.5.2	Definition der erwarteten Rendite	156
3.5.3	Schätzung der erwarteten Rendite bei riskanten Anleihen	161
3.5.3.1	Erwartete Rendite bei Totalausfall	162
3.5.3.2	Erwartete Rendite bei positiven Rückzahlungsquoten	165
3.5.3.3	Vergleich mit anderer Modellbildung	169
3.5.3.4	Berechnung von Risikomaßen	170

3.5.3.5	Berücksichtigung von Steuern bei ausfallrisikobehafteten Anleihen . . . . .	178
3.5.4	Diversifikationseffekte bei riskanten Anleihen . . . . .	180
3.5.4.1	Unkorrelierte Ausfälle . . . . .	181
3.5.4.2	Positiv korrelierte Ausfälle . . . . .	184
3.5.5	Bewertung riskanter Anleihen . . . . .	189
3.5.5.1	Bewertung bei Risikoneutralität . . . . .	190
3.5.5.2	Bewertung bei Risikoaversion . . . . .	193
3.5.5.3	Anwendung des Erwartungswert-Varianz-Kriteriums . . . . .	195
3.5.5.4	Anwendung des CAPM . . . . .	202
3.5.5.5	Optionspreistheoretische Bewertung . . . . .	211

#### **4 Empirische Untersuchung zum Zusammenhang von Renditen und Rating . . . . . 217**

4.1	Einleitung . . . . .	217
4.2	Hypothesen zum Zusammenhang von Rating und Rendite . . . . .	218
4.3	Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen zum Rating . . . . .	223
4.3.1	Untersuchungen zu Ratingänderungen . . . . .	223
4.3.1.1	Die Untersuchung von KASERER . . . . .	223
4.3.1.2	Die Untersuchung von HEINKE . . . . .	225
4.3.2	Untersuchungen zum statischen Informationsgehalt des Rating . . . . .	226
4.3.2.1	Die Untersuchung von NÖTH . . . . .	226
4.3.2.2	Die Untersuchung von HEINKE . . . . .	228
4.4	Eigene empirische Untersuchung . . . . .	228
4.4.1	Datenbasis . . . . .	229
4.4.1.1	Stichprobenauswahl . . . . .	229
4.4.1.2	Ermittlung der Renditen und Spreads . . . . .	230
4.4.1.3	Klassifizierung . . . . .	231
4.4.1.4	Exkurs: Behandlung ZAST-freier Anleihen . . . . .	232
4.4.1.5	Ergebnis der Bereinigung . . . . .	234
4.4.2	Deskriptive Statistik zu den untersuchten Daten . . . . .	234
4.4.2.1	Beschreibung des Zinsumfeldes . . . . .	234
4.4.2.2	Beschreibung der Renditen . . . . .	235
4.4.2.3	Beschreibung des Bonitätsspreads . . . . .	236
4.4.3	Analyse der Renditen und Spreads . . . . .	240
4.4.3.1	Diskussion testbarer Hypothesen . . . . .	240
4.4.3.2	Analyse der Renditen . . . . .	241

---

4.4.3.3	Analyse der Spreads . . . . .	249
4.4.3.4	Untersuchungen zur Stationarität der Zeitreihen. . . . .	253
4.4.3.5	Analyse der Spreadänderungen . . . . .	255
4.4.3.6	Untersuchung auf GRANGER-Kausalität der Spreads und Spreadänderungen . . . . .	259
4.4.3.7	Analyse der Spreadänderungen unter Berücksichtigung der anderen Klassen. . . . .	262
4.4.3.8	WALD-Tests auf Restriktionen der Koeffizienten . . . . .	271
4.4.3.9	Spread-VAR . . . . .	273
4.5	Weitere Berechnungen. . . . .	276
4.5.1	Berechnung der impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten . . . . .	277
4.5.2	Berechnung der impliziten erwarteten Risikoprämien . . . . .	279
4.5.3	Berechnung der impliziten Risikoaversion . . . . .	282
<b>5</b>	<b>Schlußbetrachtung . . . . .</b>	<b>287</b>
5.1	Zusammenfassung . . . . .	287
5.2	Offene Fragen und Ausblick auf weiterführende Untersuchungen . . . . .	290
	<b>Anhang . . . . .</b>	<b>293</b>
	<b>Literaturverzeichnis. . . . .</b>	<b>307</b>



## Abkürzungsverzeichnis

a. M.	anderer Meinung
ABS	Asset Backed Security
ADF	AUGMENTED DICKEY-FULLER [-Test]
AG	Aktiengesellschaft
BBankG	Gesetz über die Deutsche Bundesbank
Bill.	Billionen
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CP	Commercial Paper
d. h.	das heißt
DDR	DEUTSCHE DEMOKRATISCHE REPUBLIK
DEPFA	DEUTSCHE PFANDBRIEF- UND HYPOTHEKEN [-BANK]
DM	DEUTSCHE MARK
DSL	DEUTSCHE SIEDLUNGS- UND LANDESRENTEN [-BANK]
DTA	DEUTSCHE AUSGLEICHSBANK
DW	DURBIN-WATSON [-Statistik]
ECU	EUROPEAN CURRENCY UNIT
EDV	Elektronische Datenverarbeitung
EIB	EUROPÄISCHE INVESTITIONS BANK
EL	Expected Loss
ERP	EUROPEAN RECOVERY PROGRAM
EStG	Einkommensteuergesetz
ESZB	EUROPÄISCHES SYSTEM DER ZENTRALBANKEN
etc.	et cetera
EWU	EUROPÄISCHE WIRTSCHAFTS- UND WÄHRUNGSUNION
EZB	EUROPÄISCHE ZENTRALBANK
FN	Fußnote
FSR	Financial-Strength-Rating
GSt	Gewerbeertrag-Steuer
GmbH	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
IABD	INTERAMERIKANISCHE ENTWICKLUNGSBANK

---

i. H. d.	in Höhe der (des)
IKB	INDUSTRIEKREDITBANK AG – DEUTSCHE INDUSTRIEBANK
IR	Initial Rating
IRR	Internal Rate of Return (Interner Zinssatz, Effektivzins)
IWF	INTERNATIONALER WÄHRUNGSFONDS
JEX	Jumbo-Pfandbriefindex
KAGG	Gesetz über Kapitalanlagegesellschaften
KfW	KREDITANSTALT FÜR WIEDERAUFBAU
Köst	Körperschaftsteuer
LBO	Leveraged Buy Out
LIBOR	LONDON INTERBANK OFFERED RATE
LPM	Lower Partial Moment
LTCM	LONG TERM CAPITAL MANAGEMENT
LWR	LANDWIRTSCHAFTLICHE RENTEN [-BANK]
m. a. W.	mit anderen Worten
MEZ	mitteleuropäische Zeit
m. w. N.	mit weiteren Nachweisen
MBS	Mortgage Backed Security
MMR	marginal mortality rate
MTN	Medium Term Notes
NAIC	NATIONAL ASSOCIATION OF INSURANCE COMMISSIONERS
NR	not Rated
NRSRO	NATIONALLY RECOGNIZED STATISTICAL RATING ORGANISATION
OCC	OFFICE OF THE COMPTROLLER OF THE CURRENCY
OECD	ORGANIZATION FOR ECONOMIC COOPERATION AND DEVELOPMENT (= ORGANISATION FÜR WIRTSCHAFTLICHE ZUSAMMENARBEIT UND ENTWICKLUNG)
o. ä.	oder ähnliche(s)
OLS	Ordinary Least Squares
PEX	Pfandbriefindex (Preisindex)
PEXP	Pfandbriefindex (Performanceindex)
pi	public information

---

PPR	Private Placement Rating
QEL	Quasi-Expected Loss
S&P	STANDARD & POOR'S CORPORATION
SEC	SECURITIES AND EXCHANGE COMMISSION
s. o.	siehe oben
sog.	sogenannte(r)
Sp.	Spalte
STRIPS	SEPARATE TRADING of REGISTERED INTEREST and PRINCIPAL of SECURITIES
SZR	Sonderziehungsrechte
THA	TREUHANDANSTALT
TIPS	TREASURY INDEXED INFLATION SECURITIES
u. u.	und umgekehrt
u. U.	unter Umständen
U.R.A.	UNTERNEHMENS RATING MITTELSTAND AG
VAG	Versicherungsaufsichtsgesetz
VaR	Value at Risk
VAR	Vektor Autoregression
VEB	Volkseigener Betrieb
Vgl.	Vergleiche
vs.	versus
WB	WELTBANK
Wkt.	Wahrscheinlichkeit
z. B.	zum Beispiel
ZASt	Zinsabschlagsteuer
ZAStG	Zinsabschlagsteuergesetz



## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 2-1:	Expected-Loss-Isoquanten je Rating bei MOODY'S	26
Abbildung 2-2:	Intervallschätzung des Ausfallrisikos je Rating	34
Abbildung 2-3:	Durchschnittliche Rückzahlungsquoten von ausgefallenen Schuldverschreibungen 1977 – 1998 je Ranghaftigkeit der Forderung (in Prozent des Nennwertes)	36
Abbildung 2-4:	Durchschnittliche Rückzahlungsquoten von ausgefallenen Schuldverschreibungen 1970 – 1998 (in Prozent des Nennwertes)	38
Abbildung 2-5:	Durchschnittliche Renditespreads 1990 – 1995 je Ratingklasse	53
Abbildung 2-6:	Durchschnittliches Ausfallrisiko 1970 – 1998 je Rating von MOODY'S	56
Abbildung 2-7:	Durchschnittliche Renditespreads je Ausfallrisiko (äquidistante Darstellung)	57
Abbildung 2-8:	Emittentenstruktur des Euroland- und des US-Bondmarktes Ende 1998	87
Abbildung 2-9:	Emittentenstruktur des deutschen Anleihemarktes im Juli 1999	87
Abbildung 3-10:	Zinsstrukturkurven zu ausgewählten Stichtagen	113
Abbildung 3-11:	Verlauf der einjährigen, der zehnjährigen und der Gesamt-REX-Rendite 1990 – 1995	121
Abbildung 3-12:	Expected Loss in Abhängigkeit von Ausfallwahrscheinlichkeit und Ausfallschwere	170
Abbildung 3-13:	Abhängigkeit der Risikomaße von der erwarteten Ausfallschwere	173

---

Abbildung 3-14: Abhängigkeit der Risikomaße von der Ausfallwahrscheinlichkeit	174
Abbildung 3-15: Quasi-Expected Loss in Abhängigkeit von Ausfallwahrscheinlichkeit und Ausfallschwere	176
Abbildung 3-16: Spread in Abhängigkeit vom risikolosen Zins bei Risikoneutralität	192
Abbildung 3-17: Spread in Abhängigkeit vom Expected Loss bei Risikoneutralität	193
Abbildung 3-18: Spread in Abhängigkeit von risikolosem Zins und Expected Loss bei Risikoneutralität	194
Abbildung 3-19: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien von der Ausfallwahrscheinlichkeit bei Risikoaversion	200
Abbildung 3-20: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien von der Ausfallschwere bei Risikoaversion	200
Abbildung 3-21: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien vom Grad der Risikoaversion	201
Abbildung 3-22: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Betafaktors nach CAPM von der Korrelation	208
Abbildung 3-23: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Betafaktors nach CAPM (bei positiver Korrelation) von der Ausfallwahrscheinlichkeit	209
Abbildung 3-24: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Betafaktors nach CAPM (bei negativer Korrelation) von der Ausfallwahrscheinlichkeit	210
Abbildung 3-25: Abhängigkeit des Spread von der Restlaufzeit im optionspreistheoretischen Ansatz (für unterschiedliche Verschuldungsgrade)	215

---

Abbildung 3-26: Abhängigkeit der Rendite und des Renditespread vom risikolosen Zinssatz im optionspreistheoretischen Ansatz (bei konstantem Verschuldungsgrad)	216
Abbildung 4-27: Renditespreads der ZAST-freien Anleihen gegenüber denen der Kontrollgruppe (EUROPÄISCHE INVESTITIONSBANK) 1990 – 1995	233
Abbildung 4-28: Renditen je Rating 1990 – 1995	236
Abbildung 4-29: Renditespreads je Rating 1990 – 1995	237
Abbildung 4-30: Durchschnittliche Spreads je Rating 1990 – 1995	238
Abbildung 4-31: Implizite Ausfallwahrscheinlichkeiten 1990 – 1995 je Rating bei Risikoneutralität	278
Abbildung 4-32: Erwartete Renditeprämien 1990 – 1995 je Rating	280
Abbildung 4-33: Erwartete Renditeprämien im Durchschnitt 1990 – 1995 und für zwei Stichtage je Ausfallrisiko (äquidistante Darstellung)	281
Abbildung 4-34: Implizite Risikoaversion 1990 – 1995 bei einem Rating von Aaa bzw. A	284
Abbildung 4-35: Implizite Risikoaversion 1990 – 1995 bei einem Rating von Baa bzw. Ba	284



## Tabellenverzeichnis

Tabelle 2-1:	Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur MOODY'S	10
Tabelle 2-2:	Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur S&P	11
Tabelle 2-3:	Definitionen von Ratings für kurzfristige Schuldverschreibungen der Agentur MOODY'S	15
Tabelle 2-4:	Definitionen von Ratings für kurzfristige Schuldverschreibungen der Agentur S&P	16
Tabelle 2-5:	Ausfallraten nach HICKMAN je MOODY'S Ratingklasse 1920 –1939	31
Tabelle 2-6:	Ausfallraten je MOODY'S Ratingklasse 1970 – 1998	31
Tabelle 2-7:	Durchschnittliche S&P-Rating-Übergänge 1981 – 1997 auf Ein-Jahres-Basis	41
Tabelle 2-8:	Private Placement Ratings bei S&P in Abhängigkeit vom erwarteten Verlust	45
Tabelle 2-9:	Agency-theoretische Aspekte in Abhängigkeit von Existenz und Art des Rating	68
Tabelle 2-10:	Durch den Basler Ausschuß vorgeschlagene Risikogewichte (in Prozent) je S&P Rating zur Eigenkapitalunterlegung	78
Tabelle 3-11:	Beispielrechnung zu A-Rendite und B-Rendite	160
Tabelle 3-12:	Zustandsabhängige Zahlungen im Zwei-Anleihen-Fall (bei Totalausfällen)	181

---

Tabelle 3-13: Kontingenztabelle im Zwei-Anleihen-Fall (bei unkorrelierten Ausfällen)	181
Tabelle 3-14: Zustandsabhängige Zahlungen im Zwei-Anleihen-Fall (bei Teilausfällen)	183
Tabelle 3-15: Verteilung der Ausfälle im Drei-Anleihen-Fall (bei unkorrelierten Ausfällen)	184
Tabelle 3-16: Kontingenztabelle im Zwei-Anleihen-Fall (bei positiv korrelierten Ausfällen) in Abhängigkeit von bedingten Ausfallwahrscheinlichkeiten	185
Tabelle 3-17: Kontingenztabelle im Zwei-Anleihen-Fall (bei positiv korrelierten Ausfällen) in Abhängigkeit von M	186
Tabelle 4-18: Einordnung wichtiger Hypothesen und testbarer Einflußfaktoren zum Rating	218
Tabelle 4-19: Durchschnittliche Anzahl der untersuchten Anleihen je Klasse und Jahr	234
Tabelle 4-20: Statistische Kennzahlen der Spreads je Risikoklasse (in Prozent)	237
Tabelle 4-21: Korrelationsmatrix der Spreads 1990 – 1995	239
Tabelle 4-22: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (203)	244
Tabelle 4-23: Ergebnisse der Regressionsgleichungen (205)	244
Tabelle 4-24: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (210)	247
Tabelle 4-25: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (211)	248
Tabelle 4-26: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (214)	250
Tabelle 4-27: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (215)	251

---

Tabelle 4-28: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (216)	252
Tabelle 4-29: ADF-Tests der Renditen	254
Tabelle 4-30: ADF-Tests der Spreads	254
Tabelle 4-31: Statistische Kennzahlen der Spreadänderungen je Risikoklasse (in Prozent)	255
Tabelle 4-32: Ergebnisse der Regressionsgleichungen (219)	257
Tabelle 4-33: Ergebnisse der Regressionsgleichungen (221)	257
Tabelle 4-34: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreads bei einem Lag	260
Tabelle 4-35: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreads bei zwei Lags	260
Tabelle 4-36: Zusammenfassende Ergebnisse der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreads	261
Tabelle 4-37: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreadänderungen bei einem Lag	262
Tabelle 4-38: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreadänderungen bei zwei Lags	262
Tabelle 4-39: Zusammenfassende Ergebnisse der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreadänderungen	263
Tabelle 4-40: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (222)	264
Tabelle 4-41: Statistik der Regressionsgleichungen (222) für $i = 1$ bis 5 (Aaa bis Ba)	266
Tabelle 4-42: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (223)	266

---

Tabelle 4-43: Statistik der Regressionsgleichungen (223) für $i = 1$ bis 5 (Aaa bis Ba)	268
Tabelle 4-44: WALD-Test der in Tabelle 4-42 dargestellten Regressionskoeffizienten	272
Tabelle 4-45: Ergebnisse der VAR (224)	274
Tabelle 4-46: Ergebnisse der VAR (225)	274
Tabelle 4-47: Ergebnisse der VAR (226)	275
Tabelle 4-48: Statistische Kennzahlen der impliziten Ausfall- wahrscheinlichkeiten je Rating	277
Tabelle 4-49: Statistische Kennzahlen der erwarteten Risiko- prämien je Rating	279
Tabelle 4-50: Statistische Kennzahlen der impliziten Risiko- aversion je Risikoklasse	283
Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen	293

## Symbolverzeichnis

$a$	Risikoaversionsparameter
$\alpha$	Expected Loss (Verlusterwartungswert)
$AFW_j$	Ausfallwahrscheinlichkeit
$b_i$	REX-Regressionskoeffizienten ( $b_1 - b_7$ )
$\beta_i$	Regressionskoeffizienten
$\hat{\beta}_i$	OLS-Schätzer für $\beta_i$
$\beta_j$	Beta des Wertpapiers $j$
$cov(r_j, r_m)$	Kovarianz zwischen Marktrendite und Rendite des Wertpapiers $j$
$C$	Konvexität
$Cov(A, B)$	Kovarianz der Zahlungen der Anleihen A und B in $t = 1$
$\chi^2$	Chi-Quadrat
$D$	Duration
$DW$	DURBIN-WATSON-Statistik
$\varepsilon_{it}$	Störterm (Zufallsterm)
$E(EV_1)$	Erwartungswert des Endvermögens (in $t = 1$ )
$E(r)$	Erwartungswert der Rendite [„B-Rendite“]
$E(r_j)$	erwartete Rendite des Wertpapiers $j$ (im CAPM-Gleichgewicht)
$E(r_m)$	erwartete Marktrendite
$EK_0$	Marktwert des Eigenkapitals im Betrachtungszeitpunkt
$EV_n$	Endvermögen am Ende der Laufzeit, d. h. im Zeitpunkt $n$
$\tilde{E}V$	Endwohlstand (Zahlenwert des Nutzenkriteriums)
$EVol_i$	Emissionsvolumen der Anleihe $i$
$f$	gebrochener Laufzeitanteil
$FK_0$	Marktwert des riskanten Fremdkapitals im Betrachtungszeitpunkt
$FK_t$	Marktwert des risikolosen Fremdkapitals bei Tilgung
$\eta$	Spread
$\eta_{it}(m, K)$	Spread der Anleihe $i$ mit Restlaufzeit $m$ und Kuponhöhe $K$ im Zeitpunkt $t$
$\eta_{it}$	Spread der Anleihe(klasse) $i$ im Zeitpunkt $t$
$\eta_t$	zeitabhängiger Spread

$\Delta\eta_{it}$	Erste Differenz der Spreads der Anleihe(klasse) i im Zeitpunkt t
i	laufzeitunabhängiger Kalkulationszinssatz
$i_t$	laufzeitabhängiger Kalkulationszins für die Laufzeit t
k	nominale Verzinsung
K	konstante Kuponzahlung (in DM pro DM 100 Anleihenennwert)
KK	(unkorrigierter) Kontingenzkoeffizient
KKK	(korrigierter) Kontingenzkoeffizient
$\lambda$	Verlustquote
L	Quasi-Verschuldungsgrad
$LPM_{mj}$	Lower Partial Moment der Höhe m der Rendite des Wertpapiers j
m	exakte Restlaufzeit in Jahren
M	Vielfaches („Multiple“)
MD	Modified Duration
n	(Rest-) Laufzeit der Anleihe (in vollen Jahren)
N	Anzahl der Wertpapiere
$N[.]$	Wert aus der Verteilung der Standardnormalverteilung
NPV	Kapitalwert (Net Present Value)
p	jährlich konstante Ausfallwahrscheinlichkeit
$p(R)$	Durchschnittliche einjährige Ausfallrate für Anleihen mit Rating R
$P_{B  A}$	bedingte Ausfallwahrscheinlichkeit der Anleihe B, gegeben, daß Anleihe A ausfällt
$P_{B  NA}$	bedingte Ausfallwahrscheinlichkeit der Anleihe B, gegeben, daß Anleihe A nicht ausfällt
$p_i$	Eintrittswahrscheinlichkeit für Zustand i
$p_t(R)$	Anteil der im Jahr t ausgefallenen Anleihen mit Rating R
$p_T(R)$	Kumulierte Ausfälle über T Jahre
$\pi$	konstante erwartete Risikoprämie
$P(.)$	Wahrscheinlichkeit
$P_0$	beobachtbarer (heutiger) Preis der Anleihe
$P_1$	Marktpreis der Anleihe in $t = 1$ (ex Kupon)
$P_M$	Marktpreis des Risikos

$P_{n-1}$	Marktwert im Zeitpunkt $n-1$ , d. h. ein Jahr vor Fälligkeit
$P_t$	Marktwert im Zeitpunkt $t$
$P_{t-1}$	Marktwert im Zeitpunkt $t-1$
PV	Barwert einer Anleihe im Betrachtungszeitpunkt $t = 0$
$q$	Rückzahlungsquote
QEL	Quasi-Expected Loss
$r$	risikolose, laufzeitunabhängige Rendite / einheitlicher risikoloser Zins im CAPM
$r_e$	erwartete Rendite [„A-Rendite“]
$r_e^*$	erwartete Renditeforderung
$r_{es}$	erwartete Rendite nach Steuern
$r_{\text{Inflation}}$	Inflationsrate
$r_{\text{nominal}}$	Nominale Rendite
$r_{\text{real}}$	Reale Rendite
$r_t$	laufzeitabhängiger risikoloser Zins für die Laufzeit $t$
$\text{rex}1_t$	einjährige REX-Rendite im Zeitpunkt $t$
$\text{rex}10_t$	zehnjährige REX-Rendite im Zeitpunkt $t$
$\text{rex}10_t - \text{rex}1_t$	Steigung der Zinskurve im Zeitpunkt $t$
$\text{rex}_{it}$	REX-Rendite für eine Anleihe(klasse) mit gleicher RLZ und Kuponhöhe wie Anleihe(klasse) $i$ im Zeitpunkt $t$
$\text{rex}_{it}(m, K)$	zur Anleihe $i$ gehörige REX-Rendite mit Restlaufzeit $m$ und Kuponhöhe $K$ im Zeitpunkt $t$
$\text{rex}_t$	REX-Rendite im Zeitpunkt $t$
$\Delta \text{rex}1_t$	Erste Differenz der einjährigen REX-Rendite im Zeitpunkt $t$
$\Delta \text{rex}10_t$	Erste Differenz der zehnjährigen REX-Rendite im Zeitpunkt $t$
$\Delta(\text{rex}10_t - \text{rex}1_t)$	Erste Differenz der Steigung der Zinskurve im Zeitpunkt $t$
$\bar{R}^2$	korrigiertes Bestimmtheitsmaß
$R_i$	Renditeausprägung in Zustand $i$
$R_{\text{min}}$	geforderte Mindestrendite
$\text{Rating}_{it}$	Rating der Anleihe(klasse) $i$ im Zeitpunkt $t$ (kardinalisiert)
$\text{RLZ}_{it}$	Restlaufzeit der Anleihe $i$ im Zeitpunkt $t$
$\rho_{AB}$	Korrelationskoeffizient von A und B

$\rho_i$	Autokorrelationskoeffizient (erster Ordnung)
$\hat{\rho}_i$	OLS-Schätzer für $\rho_i$
$\rho_{j m}$	Korrelation zwischen Rendite des Wertpapiers j und des Marktes
s	relevanter konstanter (Grenz-) Steuersatz
$s_t$	zukünftig relevanter (Grenz-) Steuersatz im Zeitpunkt t
$\sigma_j$	Standardabweichung der Rendite des Wertpapiers j
$\sigma_{t j \text{ ann}}$	annualisierte Standardabweichung der Rendite des Wertpapiers j
$\sigma_j^2$	Varianz der Rendite des Wertpapiers j
$\sigma_m$	Standardabweichung der Marktrendite
$\sigma_m^2$	Varianz der Marktrendite
$S_j$	(relative) Schiefe der Renditeverteilung des Wertpapiers j
$SV_j$	Semivarianz der Rendite des Wertpapiers j
t	Zeitpunkte der Zahlungen aus der Anleihe / Zeitindex
T	Anzahl der Jahre
$u_i$	wertpapierspezifische Konstante der Anleihe i (zeitunabhängig)
$u_{it}$	Störterm (allgemein) der Anleihe(klasse) i im Zeitpunkt t
$u_{it-1}$	Störterm der Anleihe(klasse) i im Zeitpunkt t-1
$U_0$	Marktwert des gesamten Unternehmens
$v_{it}$	Residuum der Anleihe i im Zeitpunkt t (Zufallsterm)
$V(EV_1)$	Varianz des (End-) Vermögens (in t = 1)
$W_j$	(relative) Wölbung der Renditeverteilung des Wertpapiers j
y	(Durchschnitts-) Rendite einer Anleihe
$y_{\text{Bund}, t}$	Umlaufrendite im Zeitpunkt t
$y_{it}$	Rendite der Anleihe(klasse) i im Zeitpunkt t
$y_{it}(m, K)$	ISMA-Rendite der Anleihe i mit Restlaufzeit m und Kuponhöhe K im Zeitpunkt t
$y_s$	Rendite nach Steuern
$y_s'$	„um den Steuersatz bereinigte Vorsteuerrendite“
$\psi$	Ausfallprämie
$Z_0$	Stückzinsen
$Z_t$	Zahlungen im Zeitpunkt t

## 1 Einleitung

Weltweit gewinnen die Credit Ratings<sup>1</sup> (kurz: Ratings) auf den Wertpapiermärkten als Einflußfaktoren bei Anlageentscheidungen stark an Bedeutung. Dafür sind verschiedene Gründe zu nennen: Einerseits nimmt die Anzahl der (privaten und öffentlichen) Wertpapieremittenten zu, die sich internationaler Finanzmärkte bedienen. Daraus entstehen ein höherer Kapitalbedarf insgesamt und Konkurrenz um knappes Kapital. Für die Emittenten stellt sich neben dem Problem, ob überhaupt Kapital aufgenommen werden kann, insbesondere die Frage, zu welchen Kosten dieses Kapital verfügbar ist. Andererseits ist bei den Investoren der Wunsch nach Transparenz und der Bedarf an Entscheidungshilfen gewachsen.<sup>2</sup> Insbesondere bei institutionellen Anlegern ist auch eine verstärkte Performance-Orientierung festzustellen. Schließlich ist auch eine verstärkte Einführung von Bonitätsderivaten zu beobachten. Insgesamt führt die Ausweitung des Angebots an Finanztiteln dazu, daß Kapitalanleger auf diesen Märkten mehr Informationen über die Kreditqualität bzw. Bonität einzelner Wertpapieremittenten wünschen, um sie bei ihren Dispositionen zu berücksichtigen.<sup>3</sup>

Die Frage nach der Bonität bzw. dem Ausfallrisiko von Anleihen wurde in Deutschland bis vor einigen Jahren nur unzureichend gestellt. So wurden z. B. deutsche Anleger im Frühjahr 1996 völlig überrascht, als die Firma FOKKER in Konkurs ging und alle Zahlungen auf ihre ausstehende Anleihen einstellte.<sup>4</sup> Einen Fall aus der jüngeren Vergangenheit stellt der Fast-Zusammenbruch des Hedgefonds LTCM (LONG TERM CAPITAL MANAGEMENT) im Jahre 1998 dar. Dieser Fonds „versuchte scheinbar anomale Preisunterschiede zwischen verschiedenen Wertpapiergattungen<sup>5</sup> auf verschiedenen Märkten auszunutzen.“<sup>6</sup> Dazu hatten die Fondsmanager ein „vermeintlich sicheres Modell entwickelt,“<sup>7</sup> welches die Preise in verschiedenen Anleihemärkten beobachten und vorhersagen sollte.

1 Eine genaue Begriffsbestimmung des Rating erfolgt im weiteren Verlauf dieser Arbeit.

2 Als Indiz hierfür kann man die Tatsache werten, daß das Handelsblatt seit dem 05.05.1997 in seinem Kursteil zu jeder Anleihe im Bereich der DM-Auslandsanleihen auch die jeweiligen Ratings veröffentlicht.

3 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): CREDIT-RATINGS (1990), S. I.

4 Vgl. O. V.: AUSFALL (1996), S. 36, O. V.: FOKKER (1996), S. 48 und O. V.: BEMÜHUNGEN (1996), S. 36.

5 Gemeint sind: Verschiedene Anleihen.

6 MÜLLER, M.: PLEITE (1998), S. 40.

7 TENBROCK: US-SPEKULATIONSFONDS (1998), S. 40.

Der Fonds war darauf spezialisiert, an Abweichungen von den prognostizierten Preisen zu verdienen, da unterstellt wurde, daß sich diese schnell korrigieren würden. Als im Frühsommer 1998 amerikanische Staatsanleihen – laut LTCM-Modell – gegenüber osteuropäischen relativ zu teuer waren, setzte der Fonds (unter Einsatz von Derivaten) darauf, daß die Preise amerikanischer Staatsanleihen sinken und die anderen steigen würden. Nicht gerechnet hatte man mit dem Zusammenbruch Rußlands und der nachfolgenden Flucht in US-Staatspapiere.<sup>8</sup>

In den geschilderten Fällen werden die zwei Aspekte angesprochen, mit denen sich diese Arbeit schwerpunktmäßig beschäftigt: Einerseits wird die Frage untersucht, wie das Bonitätsrisiko (anhand des Rating) erfaßt werden kann. Dabei interessiert z. B., ob und wie von Ratings Rückschlüsse auf die konkrete Höhe von Ausfallwahrscheinlichkeiten möglich sind. Neben dem Problem der Bonität an sich stellt sich als zweite Frage, wie die Investoren für diese Risikoübernahme entlohnt werden wollen und von welchen Faktoren die geforderten Anleiherenditen abhängen. Neben dem Rating und dem allgemeinen Zinsniveau können das z. B. (im Zeitverlauf schwankende) absolute Höhen von Ausfallwahrscheinlichkeiten oder auch sich ändernde Risikoeinstellungen sein.

Zur Untersuchung dieser Fragestellungen ist die vorliegende Arbeit in die folgenden drei Hauptteile gegliedert:

Kapitel 2 ist dem Wesen des Rating gewidmet. Nach einer grundlegenden Beschreibung des Rating für Schuldtitel liegt der erste Schwerpunkt darin, seine Aussagekraft hinsichtlich des Bonitätsrisikos zu analysieren. Dabei wird das Problem erörtert, aus dem Rating als ordinales Maß zukünftige Ausfallwahrscheinlichkeiten abzuleiten. Als zweiter Schwerpunkt des Kapitels werden die Problembereiche und Grenzen der Verwendung von Ratings aufgezeigt. Anschließend erfolgen eine finanzierungstheoretische Einordnung des Rating und eine Betrachtung der sich daraus für Investoren, Emittenten und die Regulierungsbehörden ergebenden Nutzenaspekte. Nach einer Aufarbeitung der Tenden-

---

8 Vgl. TENBROCK: US-SPEKULATIONSFONDS (1998), S. 40-41. Der geschilderten Fall kann – vereinfacht – folgendermaßen interpretiert werden: Die Fondsmanager hatten offensichtlich zweierlei nicht bedacht: Erstens sind Zinsabstände, insbesondere solche, die auf unterschiedliche Bonitätsrisiken zurückzuführen sind, nicht notwendigerweise zeitstabil. Zweitens können sich auch Bonitätsrisiken ändern, was ebenfalls zu einer Änderung der Zinsabstände führt oder zumindest führen kann.

zen, die zu einer Verbreitung der Ratings beigetragen haben, schließt das Kapitel mit der Einordnung des Rating hinsichtlich zukünftiger Entwicklungen, insbesondere denen, die sich aus der europäischen Integration ableiten lassen.

In Kapitel 3 wird zuerst eine (allgemeine) Einordnung und Charakterisierung festverzinslicher Wertpapiere vorgenommen. Innerhalb der quantitativen Analyse von Anleihen werden dann Preis- und Renditegrößen, auch unter Berücksichtigung von nicht-flachen Zinsstrukturkurven und Steuern, betrachtet. Bei der Risikoanalyse werden Risikoarten und Risikomaße erörtert. Der Schwerpunkt liegt dabei auf dem Bonitätsrisiko und in dem Versuch, für ausfallrisikobehaftete Anleihen die erwartete Rendite zu modellieren. Im letzten Teil des dritten Kapitels wird die Bewertung riskanter Anleihen diskutiert. Dabei werden Modelle mit unterstellter Risikoneutralität, Risikoaversion sowie präferenzfreie Modelle unterschieden.

Eine empirische Untersuchung zu dem Verhältnis von Anleiherenditen und Rating erfolgt schließlich in Kapitel 4. Aufbauend auf vorliegenden Untersuchungen zum Thema werden für den deutschen Markt die Renditen (und insbesondere die Rendite-spreads) gerateter Anleihen untersucht. Neben den üblichen Regressionsmodellen werden auch Analysen zu der Stationarität der Zeitreihen sowie Tests auf GRANGER-Kausalitäten durchgeführt. Die Zwischenergebnisse werden dann verwendet, um eine endgültige Regression der Spreadänderungen vorzunehmen. Zusätzlich werden vektorautoregressive Modelle angewendet. Als Abschluß des Kapitels werden weitere, als beispielhaft zu verstehende Berechnungen anhand des untersuchten Datenmaterials durchgeführt. Diese basieren auf den dargestellten Modellen und sollen Anhaltspunkte über die von den Investoren erwarteten Ausfallwahrscheinlichkeiten, über ihre Risikoeinstellung sowie über deren Veränderungen im Zeitablauf liefern.



## 2 Wesen des Rating

### 2.1 Grundlagen des Rating

#### 2.1.1 Begriffsbestimmung

Allgemein versteht man unter einem Rating ein Verfahren zur Einschätzung oder Beurteilung von Personen, Gegenständen oder Situationen mit Hilfe von Skalen. Meist bezeichnet aber der Begriff „Rating“ auch nur das Ergebnis des Verfahrens, nämlich das durch Symbole ausgedrückte Urteil in Form einer Note oder Zensur. Im Bereich des Finanzwesens beziehen sich Ratings auf Finanzierungstitel oder Wirtschaftssubjekte.<sup>9</sup>

Das erste Ratingsystem im Finanzbereich wurde für die Bewertung von Schuldverschreibungen eingeführt;<sup>10</sup> hier bezeichnen Ratings Meinungen über die zukünftige Fähigkeit und rechtliche Verpflichtung eines Emittenten, Zahlungen von Zins und Tilgung einer von ihm begebenen Schuldverschreibung termingerecht und vollständig zu erfüllen.<sup>11</sup> Das entsprechende Ratingverfahren mit der anschließenden Vergabe des Rating wird dabei grundsätzlich von spezialisierten Agenturen, sog. Ratingagenturen, durchgeführt;<sup>12</sup> das Rating als Urteil besteht in einem Symbol, einem Zeichen oder einer Zeichenfolge (z. B. AA oder BBB).<sup>13</sup>

#### 2.1.2 Ratingagenturen

Zwar gibt es für den Begriff Ratingagentur keine Legaldefinition, aber nach dem allgemeinen Sprachgebrauch wird unter einer Ratingagentur eine auf die Kreditwürdigkeits-

---

9 Vgl. EVERLING: RATING (1995), SP. 1601.

10 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): CREDIT-RATINGS (1990), S. 1.

11 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 31. Aufgrund der Tatsache, daß mit der dynamischen Entwicklung neuer Finanzinstrumente in den letzten zwei Jahrzehnten das Ratingspektrum durch die Ratingagenturen um neue Arten erweitert wurde (vgl. ebenda S. 33), bei denen ebenfalls der Begriff des Rating verwendet wird, gebrauchen andere Autoren i. Z. m. Schuldverschreibungen o. ä. den Begriff des „Credit-Ratings“. Dem Sprachgebrauch der Ratingagenturen folgend bezeichnet in dieser Arbeit der Begriff „Rating“ grundsätzlich das „Credit-Rating“. Sofern aber andere Finanzinstrumente oder -institutionen Gegenstand des Rating sind, wird dies durch deren Benennung abgegrenzt.

12 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 25. In dieser Arbeit werden nur durch solche Agenturen vergebene Ratings betrachtet. Zu den Agenturen vgl. Kapitel 2.1.2 (S. 5).

13 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 23.

beurteilung bestimmter Finanztitel (hinsichtlich des mit ihnen verknüpften Insolvenzrisikos) spezialisierte Institution verstanden. Marktführer auf diesem Gebiet sind dabei die Agenturen MOODY'S INVESTORS SERVICE (MOODY'S) und STANDARD & POOR'S CORPORATION (S&P),<sup>14</sup> die auch den größten Bekanntheitsgrad genießen. Als weitere internationale Agenturen (international i. S. v. nicht national begrenzt hinsichtlich der Domizilländer der beurteilten Emittenten oder des Abonnentenkreises der Publikationen) sind noch die Agenturen FITCH IBCA,<sup>15</sup> DUFF & PHELPS INTERNATIONAL, THOMPSON BANK WATCH INTERNATIONAL und DOMINION BOND RATING SERVICE zu nennen. In Deutschland sind mittlerweile drei (auf mittelständische Auftraggeber begrenzte) Ratingagenturen tätig: die EURO RATINGS AG, die R@S RATING SERVICES AG und die UNTERNEHMENS RATING MITTELSTAND U.R.A. AG.<sup>16</sup> Aufgrund der Art ihrer Tätigkeit sind alle diese Ratingagenturen zu den Finanzintermediären zu zählen.<sup>17</sup>

Die Ratings haben in den USA eine lange Tradition; die marktführenden Agenturen S&P und MOODY'S gehören zu den ältesten Institutionen, die Ratings veröffentlichen. Als „Erfinder“ des Rating gilt dabei JOHN MOODY, der 1909 erstmals ein Ratingsystem<sup>18</sup> einführte. MOODY'S wurde 1962 durch den Medienkonzern DUN & BRADSTREET übernommen. S&P gehört seit 1966 zu dem Medienkonzern MCGRAW-HILL INC. und war 1941 aus der Fusion von dem von HENRY VARNUM POOR 1860 gegründeten Wirtschaftsverlag POOR'S PUBLISHING und dem STANDARD STATISTICS BUREAU hervorgegangen. Letzteres hatte seit 1923 Ratings für Industriefinanzierungen vergeben.<sup>19</sup>

---

14 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 25-26.

15 1997 durch die Fusion von FITCH INVESTORS SERVICE und IBCA hervorgegangen, vgl. EVERLING: RATINGS (1999), S. 252.

16 Vgl. WALTER: RATING (1999), S. 27. Zu regional ausgerichteten Ratingagenturen in weiteren europäischen und außereuropäischen Ländern sowie zu deren Entstehung vgl. EVERLING: PROJEKTGESELLSCHAFT (1991), S. 308-314, EVERLING: RATING (1998), S. 480-484, EVERLING: RATINGAGENTUREN (1991), S. 151-156, EVERLING: KIS (1990), S. 13, EVERLING: NICE (1990), S. 13, EVERLING: CRISIL (1990), S. 4, EVERLING: CIS (1990), S. 12, EVERLING: CIB (1990), S. 16, EVERLING: ENF (1990), S. 15, EVERLING: CPR (1990), S. 11.

17 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 583. Finanzintermediäre sind Institutionen, die auf Kapitalmärkten zwischen Kapitalnachfrage und -angebot vermitteln und durch deren Dienste die Anlage- und Finanzierungschancen der Kapitalmarktteilnehmer steigen, vgl. BEYER/BESTMANN: FINANZLEXIKON (1989), S. 103.

18 Dieses Ratingsystem hat heute noch weitestgehend unverändert Bestand, vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 33. Zu den heute im langfristigen Bereich gültigen Ratingskalen vgl. Kapitel 2.2.1.1 (S. 8).

19 Vgl. EVERLING: RATINGAGENTUREN (1991), S. 151-152.

Beide Agenturen sind heute auch in Deutschland (Frankfurt am Main) vertreten; MOODY'S durch eine Tochtergesellschaft (MOODY'S DEUTSCHLAND GMBH), S&P durch eine Niederlassung.

## 2.2 Ratingobjekte

Im Finanzwesen werden mittlerweile die unterschiedlichsten Objekte inhaltlich und begrifflich mit einem Rating versehen; neben den nachfolgend – durch die oben abgegrenzten Ratingagenturen beurteilten – dargestellten Finanzinstitutionen und -titeln spricht man nun auch z. B. von Technology Rating,<sup>20</sup> Bilanzbonitäts-Rating<sup>21</sup> und sogar von ethisch-ökologischem Rating.<sup>22</sup>

### 2.2.1 Schuldtitel

Die – nicht nur im Rahmen dieser Arbeit – wichtigsten Ratingobjekte stellen die Schuldtitel dar. Bei der Bewertung dieser Fremdkapitaltitel stehen die Kreditwürdigkeit und das Insolvenzrisiko des Emittenten im Vordergrund.<sup>23</sup> Da aber z. B. S&P als Grundlage ihrer Ratings neben der Wahrscheinlichkeit des Verzugs auch die Art und Ausstattung der Anleihe sowie Schutz und Rangordnung der Verbindlichkeiten nennen, wird deutlich, daß Ratings nicht mit Bonitätsprüfungen nach deutschem Verständnis zu verwechseln sind: So werden z. B. Besicherungen nicht als Alternative für fehlende Bonität aufgefaßt, sondern sind integraler Bestandteil der Prüfung.<sup>24</sup> Außerdem werden die Ratings nicht von einem Kreditgeber im Eigeninteresse, sondern von den an der Kreditvergabe unbeteiligten Ratingagenturen vergeben.<sup>25</sup> Wie aus den genannten Ratingkriterien aber auch deutlich wird, bezieht sich ein Rating in der Regel auf einen Finanztitel einer bestimmten Ausstattung („Emissionsrating“) und nicht auf den Emittenten („Emittentenrating“). Dessen Fähigkeit zur Erfüllung seiner fälligen Zahlungsverpflichtungen fließt

---

20 Vgl. EVERLING/RIEDEL: RATING (1998), S. 525-529.

21 Vgl. BAETGE/SIERINGHAUS: RATING (1996), S. 221-249.

22 Vgl. HOMOLKA/NGUYEN-KHAC: RATING (1996), S. 675-699.

23 Vgl. STEINER: RATING (1992), S. 509.

24 Vgl. SERFLING/PRIES: RATING (1990), S. 381.

25 Zu einer ausführlichen vergleichenden Gegenüberstellung von Rating und Bonitätsurteil einer Bank vgl. MÜLLER, H.: RATING (1996), S. 330-332.

zwar in die Ratingvergabe ein, ist dann aber nicht alleiniges Kriterium für die Bewertung der Emission. MOODY'S und S&P erstellen *überwiegend* Emissionsratings und nur in Ausnahmefällen Emittentenratings; beim Rating für *kurzfristige* Titel wird oft jedoch nicht zwischen Emissions- und Emittentenrating differenziert.<sup>26</sup> Schließlich möchten die Agenturen ihre Ratings auch nicht als Anlagempfehlung verstanden wissen; so betont z. B. MOODY'S, daß die vergebenen Ratings keine „Empfehlungen zum Kauf, Halten oder Verkauf bestimmter Wertpapiere [sind]. Ein Rating sollte vom Anleger nur als *ein* Faktor im Rahmen einer Anlageentscheidung betrachtet werden und nicht als Ersatz für eigene Untersuchungen und Bewertungen von Wertpapieremittenten“.<sup>27</sup> Ähnlich heißt es bei S&P: „Ein Rating stellt keine Empfehlung zum An- oder Verkauf oder Besitz eines Wertpapiers dar und macht keine Aussage über Marktpreise oder Eignung für einen Investor.“<sup>28</sup>

Aufgrund der Tatsache, daß im allgemeinen zwischen einem langfristigen und einem kurzfristigen Rating unterschieden wird, wird nachfolgend eine separate Darstellung vorgenommen.

### 2.2.1.1 Langfrist-Rating

Im Bereich langfristiger Schuldverschreibungen – bei MOODY'S wird der Begriff „langfristig“ dabei an einer *Ursprungslaufzeit* von mehr als einem Jahr festgemacht<sup>29</sup> – werden (Emissions-) Ratings z. B. an Anleihen, Wandelschuldverschreibungen, Medium Term Notes und Pfandbriefe vergeben; in diesem Zusammenhang wird auch der Begriff des „Bond-Rating“ verwendet. Langfristige Ratings sollen die Eintrittswahrscheinlichkeiten von Zahlungsstörungen und die Schwere eines möglichen Ausfalls prognostizieren. Hinsichtlich der Wahrscheinlichkeit von Zahlungsstörungen wird dabei die Fähig-

---

26 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 29, EVERLING: GELDMARKTPAPIERE (1992), S. 80 und Kapitel 2.2.1.2 (S. 14).

27 MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): CREDIT-RATINGS (1990), S. 15. Hinsichtlich dieser Aussage, daß es keine Empfehlung sei, widerspricht sich MOODY'S teilweise in seinen eigenen Rating-Definitionen: „Anleihen, die als B eingestuft sind, besitzen in der Regel nicht die Merkmale einer erstrebenswerten Anlage.“ vgl. ebenda, S. 14.

28 MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 170.

29 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): CREDIT-RATINGS (1990), S. 2. Das kann zu der Situation führen, daß mit einem *langfristigen* Rating versehene Anleihen gegen Ende der Laufzeit eine kürzere Restlaufzeit als Anleihen mit einem *kurzfristigen* Rating aufweisen.

keit des Emittenten betrachtet, in Zukunft in ausreichendem Maße Cashflows zur Bedienung der Anleihen zu erwirtschaften. Die Schwere des Ausfalls hingegen hängt von anderen Faktoren ab, z. B. von dem möglichen Marktwert der zu liquidierenden Vermögenswerte des Emittenten und der Position des Gläubigers im Konkursfall; diese Position wird ihrerseits durch die Erst- bzw. Nachrangigkeit der Papiere und dem Grad der Besicherung beeinflusst.<sup>30</sup>

Durch ein Rating wird jedoch keine Aussage über die *absolute* Bonität einer Emission getroffen; entsprechend kann anhand eines Rating auch nicht auf eine konkrete (noch zu definierende) Ausfallwahrscheinlichkeit einer Position geschlossen werden. Dies liegt daran, daß die Wahrscheinlichkeit eines Zahlungsverzugs auch durch konjunkturelle Faktoren beeinflusst wird, die Ratingagenturen aber bei deutlichen Änderungen des konjunkturellen Umfelds nicht eine Anpassung aller vergebenen Ratings um z. B. eine Kategorie vornehmen.<sup>31</sup> Folglich können durch die Ratings *ex ante* auch nur *relative* Ausfallwahrscheinlichkeiten angezeigt werden;<sup>32</sup> dies wird durch *ex-post*-Betrachtungen insofern bestätigt, daß in Rezessionsjahren bestimmte Ratings deutlich höhere effektive Ausfälle aufweisen als in anderen Jahren.<sup>33</sup>

Das vergebene Rating als Gesamturteil konkretisiert sich in Ratingsymbolen; diese erhalten ihren informativen Charakter jedoch erst dadurch, daß ihnen Definitionen zugeordnet werden.<sup>34</sup> Die Symbole mit ihren jeweiligen Definitionen der Agenturen MOODY'S und S&P sind in Tabelle 2-1 bzw. Tabelle 2-2 dargestellt.

Wie man den Definitionen entnehmen kann, umfassen die Hauptbewertungskategorien neun (MOODY'S) bzw. zehn Stufen (S&P), wobei die zehnte Stufe bei S&P („D“) nur für bereits im Verzug befindliche Emissionen verwendet wird. Durch die Modifikatoren (1,2,3 bzw. +/-), die erst 1982 bzw. 1977 durch die Agenturen eingeführt wurden,<sup>35</sup>

---

30 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 35.

31 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 219-220.

32 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 35.

33 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 11. Die Tatsache, daß Ratings nur *relative* Ausfallwahrscheinlichkeiten anzeigen, schränkt ihre Aussagekraft insbesondere innerhalb einer quantitativen Risikoanalyse erheblich ein. Dieser Aspekt wird im weiteren Verlauf der Arbeit noch diskutiert, vgl. z. B. Kapitel 2.4.3.1 (S. 43).

34 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 35.

35 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 38.

Rating	Definition
Aaa	Anleihen, die als Aaa eingestuft sind, werden als von höchster Qualität bewertet. Sie bergen das geringste Anlagerisiko in sich und werden allgemein als „gilt-edged“ bezeichnet. Die Zinszahlungen sind durch eine große oder ungewöhnlich stabile Sicherheitsmarge gewährleistet und das Kapital ist ungefährdet. Obwohl sich die verschiedenen Sicherungselemente durchaus ändern können, werden ihre Änderungen – sofern vorhersehbar – höchstwahrscheinlich nicht die fundamental starke Stellung solcher Emissionen beeinträchtigen.
Aa	Anleihen, die als Aa eingestuft sind, werden in jeder Hinsicht als von hoher Qualität bewertet. Zusammen mit solchen der Aaa-Kategorie sind sie allgemein als Anleihen von hohem Qualitätsgrad („high-grade bonds“) bekannt. Sie sind niedriger als die bestbewerteten Anleihen eingestuft, da die Sicherheitsmarge geringer sein kann als bei Aaa-Wertpapieren oder die Veränderungen der Sicherheitselemente höher ausfallen können oder aufgrund von anderen Faktoren, die das langfristige Risiko etwas größer erscheinen lassen als bei Aaa-Wertpapieren.
A	Anleihen, die als A eingestuft sind, weisen viele günstige Anlagemerkmale auf und werden als Schuldverschreibungen von gehobenem mittleren Qualitätsgrad („upper-medium-grade“) angesehen. Die Zins- und Kapitalrückzahlung sichernden Faktoren werden als angemessen betrachtet, gleichwohl können Elemente vorhanden sein, die eine Anfälligkeit für Beeinträchtigungen in der Zukunft vermuten lassen.
Baa	Anleihen, die als Baa eingestuft sind, werden als Schuldverschreibungen mittlerer Qualität betrachtet (d. h. sie sind weder stark noch schwach gesichert). Die Sicherheit von Zins- und Kapitalrückzahlungen erscheint als gegenwärtig angemessen, jedoch können bestimmte Sicherungselemente fehlen oder langfristig typischerweise unsicher sein. Solche Anleihen lassen überragende Investment-Qualität vermissen und bergen bereits spekulative Elemente in sich.
Ba	Anleihen, die als Ba eingestuft sind, zeigen spekulative Elemente; ihre Aussichten können nicht als gut gesichert angesehen werden. Die Sicherung des Kapitaldienstes kann häufig sehr moderat ausfallen und deshalb weder unter guten noch unter schlechten künftigen Bedingungen gut gewährleistet sein. Solche Anleihen sind durch die Ungewißheit ihres Status gekennzeichnet.
B	Anleihen, die als B eingestuft sind, besitzen in der Regel nicht die Merkmale einer erstrebenswerten Anlage. Die Sicherheit des Kapitaldienstes oder der Einhaltung anderer Anleihebedingungen kann gering sein.
Caa	Anleihen dieser Kategorie sind von geringem Standing. Solche Emissionen können bereits in Verzug sein oder der Kapitaldienst ist gefährdet.

**Tabelle 2-1: Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur MOODY'S<sup>a</sup>**

Rating	Definition
Ca	Anleihen dieser Kategorie sind hochspekulative Titel. Sie sind häufig notleidend oder anderweitig belastet.
C	Anleihen dieser Kategorie sind von geringster Qualität und dürften kaum Anlagewürdigkeit erlangen können.
„1“, „2“ oder „3“	MOODY'S verwendet numerische Modifikatoren in den Rating-Kategorien Aa bis B. Der Modifikator „1“ bedeutet, daß das Wertpapier im oberen Drittel seiner Kategorie einzuordnen ist, während „2“ und „3“ das mittlere bzw. untere Drittel anzeigen.

**Tabelle 2-1: Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur MOODY'S<sup>a</sup>**

a Quelle: MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): CREDIT-RATINGS (1990), S. 14.

Rating	Definition
AAA	Dies ist das höchste von S&P vergebene Rating. Außergewöhnlich große Fähigkeiten zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung.
AA	Sehr große Fähigkeit zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung. Nur geringfügige Unterschiede zur höchsten Bewertungsstufe.
A	Starke Fähigkeit zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung, jedoch etwas anfälliger gegenüber nachteiligen Auswirkungen von Veränderungen äußerer Umstände und wirtschaftlicher Bedingungen als die höher eingestuftes Schuldtitel.
BBB	Ausreichende Fähigkeit zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung. Derartige Schuldtitel verfügen normalerweise über ausreichende Schutzparameter, jedoch könnten nachteilige wirtschaftliche Bedingungen zu einer verminderten Zahlungsfähigkeit führen.
	Es wird davon ausgegangen, daß die mit BB, B, CCC, CC und C bewerteten Schuldtitel in bezug auf die Fähigkeit zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung vorherrschend spekulative Merkmale aufweisen. BB gibt die niedrigste, C die höchste Spekulationsklasse an. Zwar verfügen auch derartige Schuldtitel in den meisten Fällen über gewisse Qualitäts- und Schutzmerkmale, eine größere Rolle jedoch spielen die hohen Unsicherheitsfaktoren bzw. die erheblichen Risiken gegenüber nachteiligen Bedingungen.

**Tabelle 2-2: Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur S&P<sup>b</sup>**

Rating	Definition
BB	Geringere kurzfristige Anfälligkeit gegenüber Zahlungsverzug als bei den anderen als spekulativ eingestuften Schuldtiteln. Unterliegt jedoch aktuellen Unsicherheiten oder Risiken gegenüber nachteiligen Geschäfts-, Finanz- oder Wirtschaftsbedingungen, die zu einer unzulänglichen Fähigkeit zur fristgerechten Leistung von Zins- und Kapitalzahlungen führen können.
B	Höhere Anfälligkeit gegenüber Zahlungsverzug, verfügt jedoch gegenwärtig über die Fähigkeit zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung. Es ist wahrscheinlich, daß nachteilige Geschäfts-, Finanz- oder Wirtschaftsbedingungen die Fähigkeit oder Bereitschaft zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung beeinträchtigen.
CCC	Aktuell nachweisbare Anfälligkeit gegenüber Zahlungsverzug. Zur fristgerechten Zinszahlung und Kapitalrückzahlung sind günstige Geschäfts-, Finanz- oder Wirtschaftsbedingungen zwingend erforderlich. Im Falle nachteiliger Geschäfts-, Finanz- oder Wirtschaftsbedingungen gilt es als unwahrscheinlich, daß die Fähigkeit zur Zinszahlung und Kapitalrückzahlung aufrechterhalten werden kann.
CC	Dieses Rating wird normalerweise an Schuldtitel vergeben, die vorrangigen Schuldtiteln nachgeordnet sind, für die ein tatsächliches oder angenommenes CCC-Rating erteilt wurde.
C	Dieses Rating wird normalerweise an Schuldtitel vergeben, die vorrangigen Schuldtiteln nachgeordnet sind, für die ein tatsächliches oder angenommenes CCC- -Rating <sup>a</sup> erteilt wurde. Es kann ebenfalls angewandt werden, um unverzüglich bevorstehenden Zahlungsverzug anzuzeigen.
D	Schuldtitelemission ist in Zahlungsverzug oder Schuldner hat Konkursverfahren angemeldet. Das D-Rating wird erteilt, wenn die Leistung der Zins- oder Kapitalzahlungen am Fälligkeitsdatum nicht erfolgt ist, selbst wenn die entsprechende Nachfrist noch nicht abgelaufen ist – es sei denn, S&P ist der Überzeugung, daß solche Zahlungen innerhalb dieser Nachfrist tatsächlich geleistet werden.
Plus (+) oder minus (-)	Die Ratings von AA bis CCC können durch ein Hinzufügen eines Plus- oder Minuszeichens abgeändert werden, um die relative Stellung innerhalb der Hauptbewertungskategorien zu verdeutlichen.

**Tabelle 2-2: Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur S&P<sup>b</sup>**

Rating	Definition
	<p>Wurde das tatsächliche oder angenommene Rating der erstrangigen Schuldtitel eines Emittenten mit AAA beziffert, so werden die hierzu nachgeordneten Schuldtitel mit AAA oder AA+ bewertet. Ist das tatsächliche oder angenommene Rating der erstrangigen Schuldtitel eines Emittenten niedriger als AAA, jedoch höher als BB+, so werden die hierzu nachgeordneten Schuldtitel im Normalfall um eine Stufe niedriger bewertet als die erstrangigen Schuldtitel. Wurde z. B. den erstrangigen Schuldtiteln das Rating A zugeteilt, so würden die nachgeordneten Schuldtitel normalerweise mit A- bewertet. Ist das tatsächliche oder angenommene Rating der erstrangigen Schuldtitel eines Emittenten BB+ oder niedriger, so werden die nachgeordneten Schuldtitel im Normalfall um zwei Stufen niedriger bewertet als die erstrangigen Schuldtitel.</p>

**Tabelle 2-2: Definitionen von Ratings für langfristige Schuldverschreibungen der Agentur S&P<sup>b</sup>**

- a Lautet an der zitierten Stelle „CCC-Rating“. Der Vergleich mit einer „Originalquelle“ macht aber deutlich, daß tatsächlich ein „Minus“ gemeint ist (vgl. STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): RATINGS (1995), S. 315), so daß hier vom Verfasser ein zweiter Bindestrich eingefügt wurde, um die definitorische Abgrenzung zur Kategorie CC zu verdeutlichen.
- b Quelle: MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 170-172.

ergeben sich verfeinerte Abstufungen von insgesamt 19 bzw. 21 möglichen Bonitätseinschätzungen für noch nicht im Verzug befindliche Anleihen. In den jeweils als „Triple A“ bezeichneten obersten Kategorien sowie in den untersten Kategorien Caa, Ca und C bzw. CC und C werden die Modifikatoren nicht verwendet.<sup>36</sup> Dabei ist aber zu beachten, daß die untersten S&P-Ratings CC und C ausdrücklich nur an nachrangige Anleihen erteilt werden, bei denen vorrangige Schuldtitel des gleichen Emittenten ein CCC bzw. CCC- erhalten haben. Diese Abgrenzung wird auch deshalb als fragwürdig bezeichnet, weil nachrangige Anleihen eines Emittenten genauso sicher oder riskant sein können wie vorrangige Anleihen eines anderen Emittenten.<sup>37</sup>

S&P nimmt bei langfristigen Ratings eines Emittenten zusätzlich einen „Ausblick“ („Outlook“) vor, bei dem eine Einschätzung darüber abgegeben wird, wie sich dieses Rating mittel- bis langfristig entwickeln wird. Basis für diesen Rating-Ausblick sind Veränderungen gesamt- oder einzelwirtschaftlicher Rahmenbedingungen. Bei einem Ausblick werden die Aussagen Positive (= Ratingverbesserung möglich), Negative

36 Grund ist, daß in diesen Klassen die Agenturen Nuancierungen für praktisch unmöglich halten, vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 38.

37 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 43.

(= Ratingverschlechterung möglich), Stable (= Ratingänderung unwahrscheinlich), Developing (= Ratingverbesserung oder -verschlechterung möglich) oder N. M. („Not meaningful“ = keine Aussage) getroffen.<sup>38</sup> Aufgrund der Tatsache, daß jedes Rating grundsätzlich geändert werden kann,<sup>39</sup> stellt sich hier natürlich die Frage, welchen Informationsgehalt diese Ausblicke haben. Zwar kann man die Einschätzungen Positive und Negative als eine – gegenüber der mit Modifikatoren versehenen Kategorisierung – weiter verfeinerte Abstufung auffassen, doch dann bleibt insbesondere die Aussage „Developing“ unklar.

In einer vereinfachenden Zusammenfassung werden schließlich Emissionen, die in eine der jeweils vier höchsten Kategorien (Aaa bis Baa bzw. AAA bis BBB) eingestuft sind, als Investmentklasse, die anderen als Spekulationsklasse bezeichnet.<sup>40</sup> Dies ist aber insofern interessant, da per Definition MOODY'S Baa-Anleihen „bereits spekulative Elemente“ in sich bergen, bei S&P aber erst Anleihen ab BB „spekulative Merkmale aufweisen“. Auch sonst sind die verwendeten Ratingdefinitionen der beiden Agenturen nicht nur sprachlich, sondern auch inhaltlich nicht deckungsgleich; diese Tatsache erschwert einen Vergleich.<sup>41</sup>

### 2.2.1.2 Kurzfrist-Rating

Kurzfristige Ratings werden an Schuldverschreibungen mit einer Laufzeit unter einem Jahr (z. B. Commercial Paper, kurzfristige Bankdepósitos und andere Formen von Geldmarktinstrumenten) vergeben. In der Regel beziehen sich diese Ratings – die auch nur die Eintrittswahrscheinlichkeit der Zahlungsstörung, jedoch nicht die Schwere des möglichen Ausfalls prognostizieren sollen – auf eine Klasse von Instrumenten eines Emittenten, d. h. es handelt sich um Emittentenratings.<sup>42</sup> Grund dafür ist, daß kurzfristige

---

38 Vgl. STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): RATINGS (1995), S. 316.

39 Vgl. Kapitel 2.3.3 (S. 23).

40 Ursprünglich wurden der Begriff „Investmentklasse“ („Investment Grade“) und die Unterteilung in Investment- versus Spekulationsklassen („Speculative Grade“) von gesetzgeberischen Stellen der USA verwendet, um diejenigen Anleihen zu kennzeichnen, die von Banken, Versicherungen, etc. erworben werden durften. Mit der Zeit hat sich die dargestellte Zweiteilung jedoch allgemein durchgesetzt und mittlerweile folgen auch die Ratingagenturen dieser Grobeinteilung. Für Anleihen der Spekulationsklasse wird auch der Begriff „Junk Bonds“ verwendet; vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 172.

41 Vgl. dazu ausführlich Kapitel 2.4.3.5 (S. 50).

Papiere in der Regel unbesichert<sup>43</sup> sind. Die Symbole mit ihren jeweiligen Definitionen der Agenturen MOODY'S und S&P für Ratings kurzfristiger Schuldverschreibungen sind

Rating	Definition
Prime-1	Emittenten (oder unterstützende Dritte), die Prime-1 geratet werden, verfügen in herausragender Weise über die Fähigkeit, ihre erstrangigen kurzfristigen Schuldverschreibungen zu bedienen. Eine als Prime-1 geratete Schuldverschreibung ist gewöhnlich durch folgende Merkmale gekennzeichnet: <ul style="list-style-type: none"> <li>- Führende Marktstellung in gut etablierten Wirtschaftszweigen</li> <li>- Hohe Kapitalrentabilität</li> <li>- Konservative Kapitalstruktur mit nur moderatem Fremdkapitalanteil und hoher Werthaltigkeit der Aktiva</li> <li>- Hohe Deckung finanzieller Belastungen durch laufende Erträge und hohes internes Cashflow-Aufkommen</li> <li>- Sicherer Zugang zu verschiedenen Finanzmärkten und Quellen alternativer Liquidität.</li> </ul>
Prime-2	Emittenten (oder unterstützende Dritte), die Prime-2 geratet werden, verfügen in gutem Maße über die Fähigkeit, ihre erstrangigen kurzfristigen Schuldverschreibungen zurückzuzahlen. Für gewöhnlich wird dies durch die oben genannten Merkmale dokumentiert, wobei einzelne Faktoren dieser Kategorie weniger stark ausgeprägt sein können. Ertragstrends und Deckungskennzahlen sind zwar solide, jedoch eher Schwankungen unterworfen. Die Kapitalstruktur ist angemessen, aber stärker von externen Faktoren abhängig. Alternative Liquidität ist reichlich vorhanden.
Prime-3	Emittenten (oder unterstützende Dritte), die Prime-3 geratet werden, verfügen in befriedigender Weise über die Fähigkeit, ihre erstrangigen kurzfristigen Schuldverschreibungen zurückzuzahlen. Branchen- und Marktentwicklungen haben üblicherweise einen stärkeren Einfluß auf den Emittenten. Schwankungen von Ertrag und Rentabilität können sich in der Sicherheitsmarge für die Schuldenbedienung niederschlagen und zeitweise einen relativ hohen Verschuldungsgrad erfordern. Alternative Liquidität ist in angemessenem Umfang vorhanden.
Not Prime	Emittenten, die als Not Prime eingestuft werden, fallen in keine der Prime-Ratingkategorien.

**Tabelle 2-3: Definitionen von Ratings für kurzfristige Schuldverschreibungen der Agentur MOODY'S<sup>a</sup>**

a Quelle: BERBLINGER: RATING (1996), S. 92.

42 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 36.

43 „Unbesicherte“ Anleihen sind nicht tatsächlich ohne Sicherheiten, sondern eher „ohne konkrete Stellung von Sicherheiten“ ausgestattet; als Sicherheiten treten hier grundsätzlich die gesamten (aktuellen und zukünftigen) Aktiva des Schuldners; beispielsweise bei öffentlichen Emittenten die zukünftigen Steuereinnahmen.

in den Tabelle 2-3 bzw. Tabelle 2-4 dargestellt.

Rating	Definition
A-1	Diese höchste Kategorie zeigt an, daß ein hoher Sicherheitsstandard bezüglich fristgerechter Zahlung besteht. Schuldverschreibungen mit besonders ausgeprägten Sicherheitsmerkmalen werden zusätzlich mit einem Pluszeichen (+) gekennzeichnet.
A-2	Fähigkeit zur fristgerechten Zahlung ist zufriedenstellend. Jedoch ist der relative Sicherheitsgrad niedriger als für die mit A-1 gekennzeichneten Emissionen.
A-3	Ausreichende Fähigkeit zur fristgerechten Zahlung. Derartige Schuldtitel sind jedoch anfällig gegenüber nachteiligen Auswirkungen von veränderten Umständen als die höher eingestuften Schuldtitel.
B	Nur spekulative Fähigkeit zur fristgerechten Zahlung. <sup>a</sup>
C	Kurzfristige Schuldtitel mit zweifelhaft erscheinender Zahlungsfähigkeit.
D	Die Obligation ist in Zahlungsverzug.

**Tabelle 2-4: Definitionen von Ratings für kurzfristige Schuldverschreibungen der Agentur S&P<sup>b</sup>**

a Der Phantasie des Lesers bleibt überlassen, was eine „spekulative Fähigkeit“ ist.

b Quelle: MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 172-173.

Bei Berücksichtigung der Kategorie A-1+ und Ausklammerung der nur bei Zahlungsverzug vergebenen Kategorie D ergeben sich bei S&P sechs, bei MOODY'S vier Klassen. Aufgrund dieser Anzahl und aufgrund der sprachlich anders gelagerten Definitionen gestaltet sich sowohl ein Vergleich zwischen kurz- und langfristigen Ratings einer Agentur als auch ein Vergleich zwischen den kurzfristigen Ratings der beiden Agenturen als schwierig.<sup>44</sup>

Die Notwendigkeit eines gegenüber den langfristigen Ratings separaten Ratingsystems wird mit einer Unterschiedlichkeit der Bonitätsrisiken, einer daraus abgeleiteten Andersartigkeit des Informationsbedürfnisses und einer stärkeren Risikoaversion der Anleger im kurzfristigen Bereich begründet: Da kurzfristige Titel definitionsgemäß früher (und häufiger) fällig werden, werden solche Verbindlichkeiten normalerweise nicht aus dem leistungswirtschaftlichen Cashflow bedient, sondern durch anderweitig nicht ausge-

44 Eine gegenüberstellende Zuordnung der kurz- und langfristigen Ratings beider Agenturen ist EVERLING: GELDMARKTPAPIERE (1992), S. 81 zu entnehmen.

schöpfte Finanzierungsquellen oder durch Prolongationen, d. h. hier durch Neuemissionen gleichartiger Geldmarktinstrumente. Insofern stellen Kurzfrist-Ratings vornehmlich auf Liquidität ab. Auf Investorenmenseite sollen kurzfristig angelegte Finanzmittel meist nach Ablauf einer vorgegebenen Zeitspanne für bestimmte Zwecke verwendet werden, so daß hier das Interesse noch stärker als bei langfristigen Anleihen auf ein Vermeiden jeglichen Risikos einer nicht vollständigen Rückzahlung des Anlagebetrages gerichtet ist. Dies kann man auch daran ablesen, daß auf den US-amerikanischen Geldmärkten ein Rating der Investmentklasse (bis einschließlich Prime-3 bzw. A-3) zur faktischen Markteintrittsvoraussetzung geworden ist und eine Herabsetzung in den spekulativen Bereich nahezu automatisch zum Ausscheiden des betreffenden Emittenten aus dem Markt führt.<sup>45</sup>

### 2.2.2 Sonstige Ratingobjekte

Neben den genannten Ratings für Schuldverschreibungen erteilen die Agenturen auch anderen Finanzinstrumenten und -institutionen ein Rating. Als den „normalen“ Schuldverschreibungen ähnlichstes Objekt sind hier die strukturierten Finanzierungen zu nennen. Diese bezeichnen den relativ komplexen Bereich der Mortgage- und Asset Backed Securities (MBS bzw. ABS), die sich durch eine Ausgliederung bestimmter Vermögensgegenstände (z. B. Hypothekendarlehen, Autofinanzierungen, Kreditkartenforderungen) auszeichnen. Diese Vermögensgegenstände gewährleisten in der Regel Zins- und Tilgung auch im Falle eines Konkurses, so daß das Rating meist im höheren Bereich angesiedelt ist. Für strukturierte Finanzierungen werden die gleichen Ratingkategorien wie für (langfristige) Schuldverschreibungen verwendet.<sup>46</sup>

Weitere Ratingobjekte mit eigenen Ratingkategorien und -definitionen sind:

- *Vorzugsaktien*: Die „preferred stocks“ des angelsächsischen Raums werden oft aufgrund ihrer Emissionsbedingungen den Schuldtiteln zugerechnet. Insofern beurteilt deren Rating die Wahrscheinlichkeit der vollständigen und rechtzeitigen Zahlung der vereinbarten Vorzugsdividende sowie – sofern vereinbart – die Rückzahlung des ein-

---

45 Vgl. EVERLING: GELDMARKTPAPIERE (1992), S. 79 und BERBLINGER: RATING (1996), S. 36.

46 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 37.

gesetzten Kapitals. Außerdem stellt das Rating hier auf die Vermögensstellung des Vorzugsaktionärs im Insolvenzfall ab.<sup>47</sup>

- *Counterparty-Ratings* beurteilen die finanzielle Fähigkeit eines Schuldners, seine erstrangigen Verpflichtungen aus Derivategeschäften (Swaps, Forwards, Optionen o. ä.) zu bedienen. Schuldner dieser Verpflichtungen können grundsätzlich alle Marktteilnehmer sein, z. B. Banken, Wertpapierhäuser, Versicherungs- oder auch Industrieunternehmen. Da nicht einzelne Transaktionen geratet werden, handelt es sich um Emittentenratings.<sup>48</sup>
- Im Bereich der Banken werden einerseits *Depositen-Ratings* zur Beurteilung der Sicherheit von Einlagen im Privatkunden- und Interbankengeschäft vergeben.<sup>49</sup> Als Ergänzung vergibt MOODY'S andererseits auch sog. *Financial-Strength-Ratings* („Finanzkraft-Ratings“, FSR) für Banken, durch welche die fundamentale Finanzkraft einer Bank, losgelöst von externen Einflüssen wie Rating des Domizillandes oder staatlichen Garantien, bewertet werden soll.<sup>50</sup>
- Beim *Versicherungsrating* („insurer claims paying ability rating“) wird beurteilt, inwieweit eine Versicherungsgesellschaft die nicht nachrangigen Ansprüche der Inhaber von Versicherungspolice vollständig und rechtzeitig erfüllen kann. Es werden also nicht einzelne Versicherungsverträge beurteilt. Da die Ansprüche der Inhaber von Versicherungspolice meist vor denen der Anleihegläubiger rangieren, ergibt sich in der Regel ein höheres Versicherungsrating gegenüber dem Rating der Anleihen der betreffenden Gesellschaft.<sup>51</sup>
- Beim *Fondsrating* können die Qualität der Anlagegegenstände, die Qualität des

47 Vgl. dazu ausführlich EVERLING: VORZUGSAKTIE (1992), S. 151-155.

48 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 38. Zu dem entsprechenden Rating bei S&P vgl. MEYER-PARPART: FINANZPROGRAMM-RATING (1996), S. B10.

49 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 39.

50 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 40-41. Dies hat aber die Konsequenz, daß kapitalstarke Banken in den Emerging Markets nun ein besseres Rating oder die deutschen Landesbanken ein schlechteres Rating (weil das schlechte Länderrating bzw. die Gewährträgerhaftung der Bundesländer nicht mehr berücksichtigt wird) erhalten. Hinsichtlich der Motive wurde spekuliert, daß MOODY'S sich einerseits einen Wettbewerbsvorteil in den Emerging Markets verschaffen bzw. andererseits Druck auf die deutschen Landesbanken ausüben wollte, vgl. BUCHHOLZ: RATINGS (1996), S. 27.

51 Vgl. dazu ausführlich EVERLING: RATINGS (1992), S. 202-204, SÖNNICHSEN: RATINGSYSTEME (1996), S. 423-453 und BERBLINGER: VERSICHERUNGEN (1996), S. 40.

Fondsmanagements oder das Marktrisiko beurteilt werden. Es werden (bis jetzt) hauptsächlich Renten- und Geldmarktfonds beurteilt. Zur Einstufung der Qualität der Anlagegegenstände rekurren die Agenturen auf die Ratings der enthaltenen Papiere.<sup>52</sup>

## 2.3 Rating für Schuldtitel

### 2.3.1 Ablauf des Ratingverfahrens

Um den Aussagegehalt eines Rating beurteilen zu können, ist das Verständnis des Ratingverfahrens notwendig. Bei einem Ratingverfahren handelt es sich *auch* um ein Verfahren der externen Finanzanalyse (= Untersuchungen von freiwillig oder aufgrund von gesetzlichen Vorschriften veröffentlichter Unternehmens-Informationen durch Außenstehende mit dem Ziel der Einschätzung der wirtschaftlichen Lage des Unternehmens). Sie unterscheiden sich aber von vielen anderen Verfahren der Finanzanalyse u. a. dahingehend, daß die Initiative eines solchen Verfahrens meist vom Emittenten und nicht vom Adressaten des finanzanalytischen Urteils (z. B. dem Investor) ausgeht.<sup>53</sup> Weitere Besonderheiten liegen im Ablauf des Verfahrens: Idealtypischerweise dauert ein Ratingverfahren von der Entscheidung des Emittenten, sich raten zu lassen, bis zur Bekanntgabe des Rating, ca. 90 Tage. Am Anfang dieses Verfahrens steht häufig die (ggf. durch eine Bank vermittelte) Anfrage des Emittenten bei einer Ratingagentur. Das in diesem Zusammenhang stattfindende unverbindliche informelle Vorgespräch gibt dem Emittenten die Möglichkeit, sich mit dem Ablauf der Ratinganalyse vertraut zu machen. Sobald sich ein Emittent für die Durchführung eines Ratingverfahrens entschieden hat und einen formellen Antrag gestellt hat,<sup>54</sup> erarbeitet ein auf den Wirtschaftszweig des Emittenten spezialisierter Analyst zusammen mit dem Unternehmen einen Ablaufplan. Danach stellt der Emittent die von der Agentur gewünschten Hintergrundinformationen zusammen

---

52 Vgl. dazu ausführlich EVERLING: RATINGS (1992), S. 204-205. MOODY'S vergibt an Geldmarkt- und Rentenfonds *zwei* Ratings (eins für die Bonität oder „Credit Quality“, eins für das Marktrisiko, das sog. „Volatility Rating“), vgl. NARAT: MOODY'S (1999), S. 47. S&P vergibt an Rentenfonds außerdem ein (*drittes*) Rating für die Qualität des Fonds an sich; bei Aktienfonds wird nur dieser Aspekt geratet, vgl. NARAT: S&P (1999), S. 37.

53 Vgl. GÜNDLING/EVERLING: FINANZANALYSE (1994), S. 728.

54 Hier dargestellt ist der Normalfall, daß der Emittent das Rating beantragt und bei dem Ratingverfahren mitwirkt. Zu auftragslosen Ratings vgl. Kapitel 2.4.3.4 (S. 49).

und übermittelt sie. Diese vom Unternehmen bereitzustellenden Informationen beziehen sich vielfach auf Daten, die auch für die Unternehmensleitung bei geschäftspolitischen Entscheidungen bedeutend und damit ohnehin im Unternehmen vorhanden sind. Im Rahmen des Ratinghauptgesprächs versuchen die Agenturen, den Emittenten und Vertreter seiner obersten Führungsebene kennenzulernen und einen Gesamtüberblick über die bisherige und zukünftig geplante operative und finanzielle Entwicklung zu gewinnen. In den folgenden ca. sechs Wochen nach diesem Gespräch findet die eigentliche Bonitätsanalyse durch die Mitarbeiter des sog. Ratingkomitees statt. Nach dem Abschluß dieser Analyse kommt es zur Entscheidung über das Rating durch das Ratingkomitee. Das Komitee umfaßt den jeweiligen Spezialisten des Wirtschaftszweiges, weitere Analysten sowie leitende Mitarbeiter mit langjähriger Erfahrung. Sobald eine Entscheidung getroffen wurde, wird der Emittent davon in Kenntnis gesetzt und ihm die zugrundeliegenden Überlegungen mitgeteilt. Falls der Emittent keine Einwände äußert, werden zudem die Begleitdokumente der jeweiligen Emission geprüft und das Rating veröffentlicht.<sup>55</sup> Auch nach Veröffentlichung des Rating ist der Emittent in der Regel verpflichtet, der Ratingagentur regelmäßig Informationen über die Entwicklung seiner wirtschaftlichen und finanziellen Situation zur Verfügung zu stellen. Die Beobachtung der Emission über die gesamte Laufzeit durch die Ratingagentur kann auch eine Anpassung des Rating notwendig machen, wenn sich die grundlegenden wirtschaftlichen und finanziellen Verhältnisse des Emittenten geändert haben.<sup>56</sup>

### 2.3.2 Ratingfaktoren

Die Ratingfaktoren (= Entscheidungskriterien) der Ratinganalyse sind die wichtigsten Elemente innerhalb der Bonitätsanalyse. Sie sind Bewertungsschlüssel, an denen Emittenten bzw. Emissionen gemessen werden.<sup>57</sup> Diese werden zum Teil jedoch nur unvollständig veröffentlicht und stellen aufgrund mangelnder Transparenz des Ratingsystems

55 Beantragte Ratings werden grundsätzlich veröffentlicht, es sei denn, daß der Emittent ausdrücklich einer Publikation widerspricht und (gleichzeitig) die Emission einen Markt betrifft, für den die Agentur keine vollständige Abdeckung anstrebt. Sofern die Existenz nicht veröffentlichter Ratings bekannt wird, könnte dies Anlaß zu Spekulation bieten, z. B. daß das Rating ungünstiger ausfiel als erwartet, vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 52-53.

56 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): CREDIT-RATINGS (1990), S. 11ff, BERBLINGER: RATING (1996), S. 61-63 und EVERLING: RATING (1991), S. 109ff.

57 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 137.

einen Kritikpunkt am Rating dar.<sup>58</sup>

Ausgangspunkt jeder Ratinganalyse<sup>59</sup> ist das Länderrisiko. Die Bewertung des jeweiligen Herkunftslandes in Form eines Länderrating stellt in der Regel die Obergrenze für das Rating eines individuellen Unternehmens dar. Dadurch sollen das politische Risiko (Verstaatlichungen, Instabilität) sowie das Transfer- und Konvertibilitätsrisiko berücksichtigt werden. Gegen diesen Grundsatz, daß das sog. „Sovereign Ceiling“ das Rating eines Unternehmens beschränkt, können zwar in Einzelfällen besondere Faktoren sprechen. Jedoch haben solche Unternehmen die Möglichkeit, rechtlich eigenständige Tochtergesellschaften zur Kreditaufnahme außerhalb des Herkunftslandes zu gründen oder sie können Sicherheiten stellen, die nicht mit dem Risiko ihres Herkunftslandes zusammenhängen, um ein besseres Rating zu erhalten.<sup>60</sup>

Bei den genannten Länderratings handelt es sich grundsätzlich um Ratings, die das jeweilige Land als Emittent nach Auftragserteilung an eine Agentur erhalten hat. Liegt eines solches Rating bei Bewertung einer Emission eines Unternehmens noch nicht vor, so werden zuerst sog. implizite Ratings für das jeweilige Land vergeben.<sup>61</sup>

Den zweiten Punkt der Bonitätsanalyse stellt die Betrachtung der Branchenrisiken dar. Dabei versucht z. B. MOODY'S, konjunkturelle Abhängigkeiten, wirtschaftspolitische Veränderungen, Marktzugangsbeschränkungen und technologische Veränderungen der Branche des Emittenten zu untersuchen.<sup>62</sup> Außerdem werden die Konkurrenzsituation und das Gewicht der Branche innerhalb der jeweiligen Volkswirtschaft betrachtet.<sup>63</sup> Ziel einer solchen Totalbetrachtung ist es festzustellen, ob es branchenspezifische Besonderheiten gibt, die den Einnahmestrom (und somit die Rückzahlungsfähigkeit) des Emittenten gefährden können.<sup>64</sup>

Kern der Analyse des Bonitätsrisikos stellt bei den Agenturen verständlicherweise die

58 Vgl. dazu Kapitel 2.4.3.3 (S. 47).

59 Nachfolgend wird eine Darstellung für „normale“ Emittenten vorgenommen. Zu Besonderheiten, die sich bei (deutschen) Pfandbriefemittenten bzw. öffentlichen Banken ergeben, vgl. SCHOLZ: RATINGS (1996), S. 467-479 bzw. LÜTHJE/DECKERT: RATING (1996), S. 455-466.

60 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 358.

61 Vgl. GÜNDLING/EVERLING: LÄNDERRISIKOBEURTEILUNG (1993), S. 594.

62 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 65-66.

63 Vgl. STEINER: RATING (1992), S. 511.

64 Vgl. SERFLING/PRIES: RATING (1990), S. 382.

Analyse des Unternehmensrisikos dar. Dieses wird anhand quantitativer und qualitativer Faktoren zu erfassen versucht und läßt sich analytisch in die folgenden Komponenten aufspalten:

- a) *Wettbewerbliche* und *betriebliche Risiken*: Diese werden z. B. durch den relativen Marktanteil, die Wettbewerbsstellung, den Grad der Diversifikation und Umsatz-, Kosten- und Ergebnisstrukturen beschrieben.<sup>65</sup>
- b) *Finanzwirtschaftliche Risiken*: Hinsichtlich der Fähigkeit, fällig werdende Zahlungsverpflichtungen bedienen zu können, spielen diese eine zentrale Rolle der Analyse. Wichtige Aspekte sind dabei operative Cashflow-Größen, die Verfügbarkeit alternativer Liquiditätsquellen, Struktur der bilanziellen und außerbilanziellen Verbindlichkeiten sowie die Existenz aktivischer und passivischer stiller Reserven.<sup>66</sup> Bei der Bewertung von Anleihen, die neu begeben werden, ist auch zu beachten, daß sich hierdurch das finanzwirtschaftliche Risiko – gemessen am Verschuldungsgrad – erhöht.<sup>67</sup> Da bei der Ratingvergabe auch ein nationaler und internationaler Vergleich von Emittenten der gleichen Branche vorgenommen wird,<sup>68</sup> nimmt die Analyse der deutschen Jahresabschlüsse unter Berücksichtigung der Besonderheiten der deutschen Rechnungslegungspraktiken eine besondere Stellung ein.<sup>69</sup>
- c) *Unternehmensstruktur* und *rechtliche Risiken*: Innerhalb von Konzernen können die rechtlichen Beziehungen zwischen den einzelnen Konzernunternehmen für die Allokation der Liquidität zwischen diesen von Bedeutung sein. Weiterhin sind Unterstützungsvereinbarungen (z. B. Patronatserklärungen, Ergebnisabführungsverträge, Garantien) und deren rechtliche Durchsetzbarkeit als Risikoaspekte des Konzerns zu berücksichtigen.<sup>70</sup>
- d) *Managementqualität* und *Organisationsstruktur*: Diese Elemente sind zwar nur qualitativ und subjektiv zu messen, doch betonen die Ratingagenturen, daß dies Schlüs-

---

65 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 66-67.

66 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 67-68.

67 Vgl. EVERLING: BESTIMMUNGSGRÜNDE (1991), S. 609.

68 Vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 121.

69 Eine ausführliche Beschreibung der diesbezüglichen Vorgehensweise bei S&P ist MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 129-136 zu entnehmen.

70 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 68-69.

selelemente bei der Bonitätsbeurteilung von Unternehmen sind. Dabei wird u. a. berücksichtigt, wie realitätsnah die Planungen und Strategien der Führungsgremien sind und welche Glaubwürdigkeit, Erfahrung und Leistungsfähigkeit – auch beim Eintreten unerwarteter Ereignisse – diese aufweisen und in der Vergangenheit aufgewiesen haben.<sup>71</sup>

Die Bonitätsanalyse wird insbesondere auf Ebene der finanzwirtschaftlichen Risiken durch das Bilden betriebswirtschaftlicher Kennzahlen ergänzt. Dabei werden z. B. Kennziffern zur Rentabilität, zum Cashflow und zum Verschuldungsgrad betrachtet.<sup>72</sup>

Schließlich werden bei Emissionsratings auch titelspezifische Einflußgrößen berücksichtigt. Diese Analyse schließt die Anleihebedingungen und die darin enthaltenen Schutzbestimmungen und Besicherungen ein. Diese Klauseln (z. B. Bürgschaften, Negativklauseln<sup>73</sup> etc.) begründen bei einer ceteris paribus Betrachtung zweier Anleihen die mögliche Abweichung der Ratings.<sup>74</sup>

### 2.3.3 Ratingaktionen

Neben der Vergabe eines Emissions- oder Emittentenrating im Rahmen einer Neuemission<sup>75</sup> werden die Ratings durch die Ratingagenturen auch fortlaufend überprüft. Bei diesen Überprüfungen kann sich herausstellen, daß aufgrund veränderter Bedingungen das Rating angepaßt werden muß. Grundlage für eine Änderung ist dabei grundsätzlich ein der Erstbewertung vergleichbarer Prozeß.<sup>76</sup> Die Überprüfung selbst wird in der

---

71 Vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 127-128 und BERBLINGER: RATING (1996), S. 69-70.

72 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 70 sowie für eine ausführliche Darstellung der von S&P verwendeten Kennzahlen MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 132, 134 und 138.

73 Dies ist eine Art von „Besicherung“: Mit ihr verpflichtet sich der Emittent, während der Laufzeit des Kredites sein Vermögen nicht zum Nachteil des Kreditgebers zu verändern, z. B. Grundbesitz zu verkaufen oder zu belasten oder sonstige Sicherheiten zugunsten Dritter (z. B. zugunsten Gläubigern zukünftiger Emissionen) zu bestellen. Schuldverschreibungen, die mit einer Negativklausel (auch: Negativverpflichtung oder Negativerklärung) ausgestattet sind, werden als „erstrangige Anleihen“ (des jeweiligen Emittenten), Schuldverschreibungen ohne Negativklausel als „nachrangige Anleihen“ bezeichnet. Letztere werden im Falle des Konkurses oder der Liquidation des Emittenten erst dann bedient, wenn sämtliche Forderungen der Inhaber erstrangiger Anleihen erfüllt sind. Somit sind sie tendenziell als riskanter einzustufen. Dies hängt jedoch von dem Umfang der Vermögensgegenstände des Emittenten ab, so daß im Einzelfall die Nachrangigkeit nicht unbedingt eine praktische Bedeutung haben muß.

74 Vgl. STEINER: RATING (1992), S. 513 und EVERLING: BESTIMMUNGSGRÜNDE (1991), S. 610-611.

75 Es gibt auch den Sonderfall, daß eine bereits ausstehende Anleihe ein erstmaliges Rating erhält.

Regel durch Aufnahme der untersuchten Wertpapiere/Emittenten auf eine Überwachungsliste dokumentiert. Bei S&P heißt diese Überwachungsliste „CreditWatch“, bei MOODY'S „Watchlist“. Bei CreditWatch werden Emissionen aufgrund spezieller Ereignisse (z. B. Unternehmenszusammenschlüsse) und kurzfristiger Trends besonders beobachtet. Die Aufnahme auf die CreditWatch-Liste bedeutet aber weder, daß eine Ratingänderung unvermeidlich ist, noch werden alle gerade überprüften Emissionen auf die CreditWatch-Liste gesetzt. Analog zum Ausblick können auch hier für das CreditWatch die Einschätzungen Positive, Negative und Developing vergeben werden.<sup>77</sup> MOODY'S setzt Emittenten auf die Watchlist, wenn sich „kurz- oder längerfristig die Wahrscheinlichkeit einer Bonitätsveränderung [...] erhöht“. Über den Beschluß einer Watchlist-Aufnahme werden sowohl der Emittent als auch die Öffentlichkeit durch eine Pressemitteilung, über elektronische Medien und durch MOODY'S Publikationen informiert.<sup>78</sup> Zusammenfassend können neben der Ratingvergabe folgende Aktionen der Agenturen u. U. kursrelevant sein:<sup>79</sup>

- Aufnahme eines Titels auf eine Überwachungsliste („Watchlist-Addition“);
- Löschen eines Titels von einer Überwachungsliste, ggf. mit gleichzeitiger Ratingänderung („Watchlist-Removal“);
- Herauf- oder Herabstufung des Rating, ggf. mit vorhergehender Ankündigung durch die Überwachungsliste („Upgrading“ bzw. „Downgrading“);
- Zurücknahme eines Rating<sup>80</sup> („Withdrawal“).

---

76 Vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 120.

77 Vgl. STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): RATINGS (1995), S. vii.

78 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 60-61.

79 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 34-35. Inwiefern solche Aktionen tatsächlich kursrelevant sind, kann Gegenstand empirischer Untersuchungen sein, vgl. Kapitel 4 (S. 217).

80 Der (sehr seltene) Fall einer Zurücknahme eines Rating durch eine Agentur erfolgt z. B. dann, wenn der Emittent im Zusammenhang mit einschneidenden Unternehmensereignissen nicht mehr den vereinbarten Informationspflichten nachkommt; vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 35.

## 2.4 Aussagekraft des Rating

### 2.4.1 Rating und Bonitätsrisiko

#### 2.4.1.1 Aussage der Ratings hinsichtlich des Bonitätsrisikos

Wie dargestellt wurde, beabsichtigen die Agenturen, durch das Rating eine Einschätzung über das Bonitätsrisiko auszudrücken. Dabei berücksichtigen die Agenturen grundsätzlich, daß das Vermögensrisiko des Investors nicht erschöpfend durch die Wahrscheinlichkeit einer Zahlungsstörung, sondern nur unter zusätzlicher Berücksichtigung der Schwere des Ausfalls beschrieben werden kann.<sup>81</sup>

MOODY'S verwendet dabei einen sog. „Expected-Loss-Ansatz“, der die beiden genannten Größen zu einer neuen Größe verknüpft. Illustriert wird dies mit einem Extrembeispiel: Selbst für eine Anleihe, für die zwar mit 50% Wahrscheinlichkeit eine Störung erwartet wird, deren Schwere aber nur mit 0,001% angenommen werden, kann das bestmögliche Rating Aaa noch gerechtfertigt sein. Zusätzlich werden beispielhaft (und ohne konkrete Werte zu nennen) Expected-Loss-Isoquanten graphisch dargestellt, bei der jeder Isoquante ein Rating zugeordnet wird.<sup>82</sup> Ein solche Darstellung ist Abbildung 2-1 zu entnehmen.

HEINKE kritisiert, daß MOODY'S nicht bekanntgibt, in welcher Form die Verknüpfung erfolgt; er vermutet, daß dies ein Betriebsgeheimnis darstellt.<sup>83</sup> Die Begriffswahl, das zitierte Beispiel und die Rating-Isoquanten können aber nur als Hinweis auf eine *multiplikative* Verknüpfung der beiden Größen zum Expected-Loss gewertet werden.<sup>84</sup> Außerdem multipliziert MOODY'S an anderer Stelle (im Zusammenhang mit historischen Größen) die *gemessene* Häufigkeit der Ausfälle mit *gemessenen* Stärken der Ausfälle, um die *historischen* Kreditverluste („Credit Loss“) zu quantifizieren.<sup>85</sup>

Bei S&P hingegen heißt es: „Die Ratings basieren in veränderlichem Maße auf folgen-

---

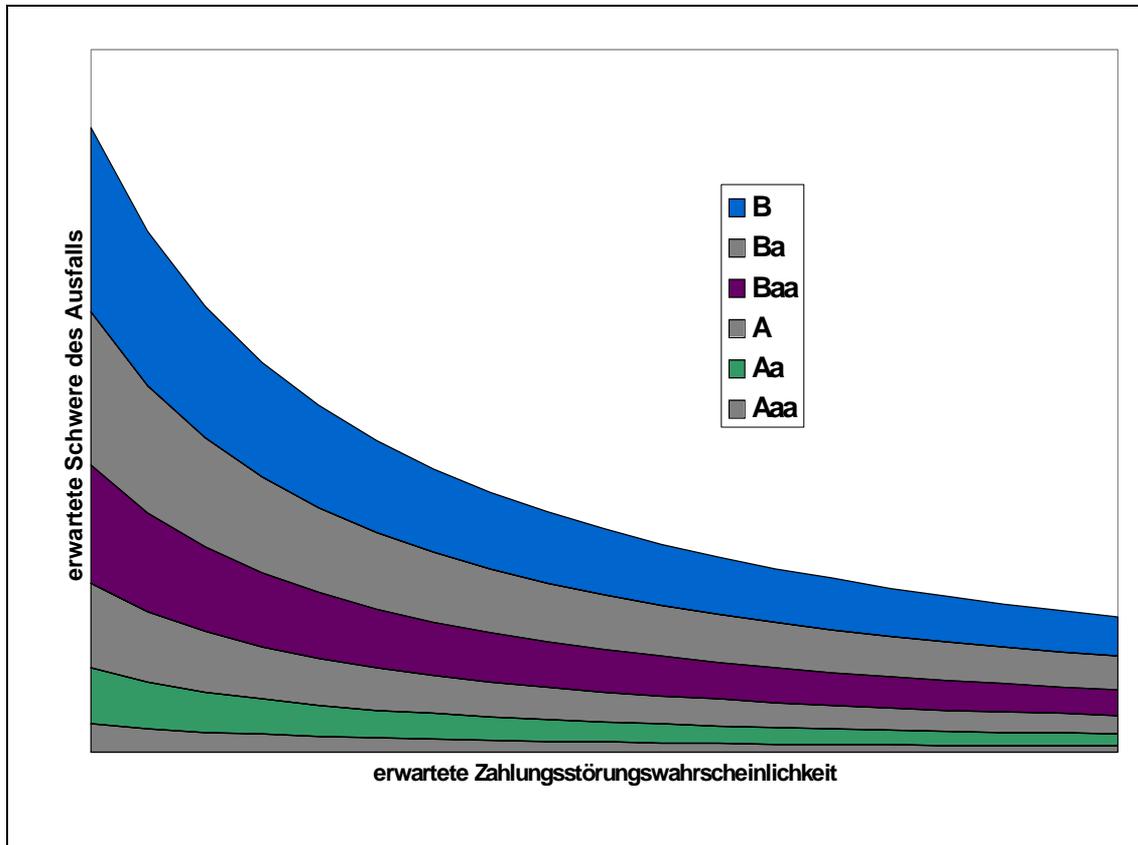
81 Vgl. Kapitel 2.2.1.1 (S. 8).

82 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 84.

83 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 41.

84 In dieser Arbeit wird unter dem Begriff „Expected Loss“ immer die multiplikative Verknüpfung von Wahrscheinlichkeit der Zahlungsstörung und erwarteter Höhe des Ausfalls verstanden.

85 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 21.



**Abbildung 2-1: Expected-Loss-Isoquanten je Rating bei MOODY'S<sup>a</sup>**

a Eigene Darstellung in Anlehnung an BERBLINGER: RATING (1996), S. 84. (BERBLINGER wählt die unglückliche Bezeichnung „Beziehung von Zahlungsstörungsquote und Schwere von Ausfällen“ mit entsprechend unpräzisen Achsenbeschriftungen.)

den Grundsätzen:

- Wahrscheinlichkeit des Zahlungsverzuges. Das Rating bewertet die Fähigkeit und Bereitschaft zur fristgerechten Zinszahlung und Kapitalrückzahlung gemäß den Bedingungen der Obligation.
- Art und Bestimmung der Obligation.
- Der der Obligation gewährte Schutz und die relative Position dieser Obligation im Falle von Konkurs, Sanierung oder anderen Vorkehrungen im Rahmen des Konkursrechts und anderer Gesetze mit Einfluß auf die Gläubigeransprüche.

Die Wahrscheinlichkeit des Zahlungsverzuges wird durch ein Rating der erstrangigen Schuldtitel angegeben. [...] Nachrangige Schuldtitel werden gewöhnlich niedriger eingestuft als vorrangige Schuldtitel, um die relative Position der Obligation im Konkursfalle widerzuspiegeln. Sind erhebliche Mengen besicherter Schuldtitel vorhanden, so werden

unbesicherte Schuldtitel ähnlich wie nachrangige Schuldtitel behandelt.“<sup>86</sup>

Die Wahl bestimmter Begriffe („in veränderlichem Maße“, „gewöhnlich“) sowie der Bezug auf das Rating im ersten Punkt deuten darauf hin, daß bei S&P das Rating im Gegensatz zu MOODY’S in erster Linie auf die Wahrscheinlichkeit des Zahlungsverzugs abstellt. Zwar werden durch die im zweiten und dritten Punkt genannten Ausstattungs- und Schutzmerkmale auch die Schwere eines Ausfalls berücksichtigt, aber wohl nicht durch eine explizite Verknüpfung mit der Ausfallwahrscheinlichkeit. Das läßt sich auch daran ablesen, daß nachrangige Anleihen gewöhnlich eine Stufe niedriger eingestuft werden. HEINKE bezeichnet dies auch als von S&P angewendete „Daumenregel“.<sup>87</sup> Ein weiteres starkes Indiz dafür, daß beim Anleiherating durch S&P *kein* dem Expected-Loss-Ansatz vergleichbares Verfahren angewendet wird, besteht darin, daß S&P bei Ratings privater Plazierungen („Private Placements“) ausdrücklich die Ratingstufen in Abhängigkeit von „erwarteten Verlusten“ (definiert als Produkt aus Häufigkeit und Ausmaß) vergibt und dies *expressis verbis* als „neuartig“ und mit „einer klaren Unterscheidung zu traditionellen Ratingprodukten“<sup>88</sup> bezeichnet.

Da anscheinend beim Anleiherating die Schwere des Ausfalls unterschiedlich konkrete Berücksichtigung findet, verbleiben dann bei den Ratings von S&P nicht nur Ungenauigkeiten bezüglich der intendierten Risikoaussage, sondern es kann bei der vermögensmäßigen Betroffenheit zu abweichenden Aussagen im Vergleich beider Ratingagenturen kommen.<sup>89</sup> So wird auch von MOODY’S hervorgehoben, daß Ratingentscheidungen auf Basis des Expected-Loss-Ansatzes oft andere Resultate hervorbringen als Modelle, die ausschließlich auf Ausfallraten basieren.<sup>90</sup> Dies kann als „Seitenhieb“ auf S&P verstanden werden. Abschließend ist auch festzuhalten, daß die Risikoaussage von MOODY’S, die sowohl konkreter als auch aufgrund der Berücksichtigung des Verlusterwartungswertes sinnvoller ist, definitiv vorzuziehen ist. Dies scheint auch S&P eingesehen zu haben, da bei den beschriebenen Ratings privater Plazierungen kein materieller Grund genannt wird, warum gegenüber Anleihen dort anders vorzugehen ist. Über die Frage, warum

86 Vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 170.

87 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 43.

88 MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 162.

89 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 43-44.

90 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 85.

S&P nicht auch bei Anleihen so vorgeht, kann nur spekuliert werden. Eine mögliche Erklärung ist, daß dort die mit der Umstellung verbundenen Widerstände, Probleme und Änderungen gescheut werden.

#### 2.4.1.2 Schätzung des Bonitätsrisikos

Da Bonität die Fähigkeit und Bereitschaft eines Schuldners bezeichnet, vertraglich fixierte Zahlungen termingerecht und in voller Höhe zu leisten,<sup>91</sup> wird unter dem Bonitätsrisiko das Risiko verstanden, daß diese Zahlungen nicht pünktlich und/oder nicht in voller Höhe geleistet werden, da der Eintritt einer dieser Konstellationen zu einer Verringerung der ex post realisierten Rendite gegenüber der ursprünglich versprochenen Verzinsung führt.<sup>92</sup> Aus Investorensicht wäre es wünschenswert, dieses Bonitätsrisiko einer Anleihe *quantifizieren* zu können, um z. B. Risikoanalysen durchführen und in einem zweiten Schritte erwartete Renditen berechnen zu können. Da die Agenturen – von S&Ps Ratings privater Plazierungen abgesehen – aber nur Aussagen über das Bonitätsrisiko in Form von Symbolen vornehmen, ohne diesen konkrete Ausfallwahrscheinlichkeiten oder gar Verlusterwartungswerte zuzuordnen, besteht letztendlich die einzige Möglichkeit darin, auf historische Daten zurückzugreifen. Zwar hat HEINKE recht, daß empirisch zu testen wäre, ob historische Ausfallraten eine sinnvolle Approximation für zukünftig erwartete Ausfallraten darstellen.<sup>93</sup> Jedoch ist es unbefriedigend, wenn er oder SCHULTE zwischen gemessenen Ausfällen als „ex-post-Operationalisierung“ und Anleiherating als „ex-ante-Operationalisierung“ eine scharfe Grenze ziehen,<sup>94</sup> ohne zumindest den Versuch zu unternehmen, historische Daten als Ausgangspunkt einer quantitativen Risiko-prognose zu verwenden.

Informationen über historische Größen lassen sich aus diversen Veröffentlichungen („Ausfallstudien“) gewinnen, die teils von den Ratingagenturen selbst, teils von Dritten<sup>95</sup> publiziert werden. Die wichtigsten Größen sind dabei Ausfallhäufigkeiten, Schwere der Ausfälle und Kreditverluste („Loss Rates“). Zum Verständnis des Datenma-

---

91 Vgl. SCHULTE: KURSÄNDERUNGSRSIKEN (1996), S. 89.

92 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 58.

93 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 14.

94 Vgl. SCHULTE: KURSÄNDERUNGSRSIKEN (1996), S. 93 und 97 sowie HEINKE: RATING (1998), S. 14-15.

terials sind die Kenntnis der jeweilig zugrunde liegenden Definitionen (im Sinne von Operationalisierung) und des Modus der Berechnung notwendig. So lautet bei S&P die Definition für einen Ausfall: „A default occurs upon the first occurrence of a payment default on any financial obligation, other than a financial obligation subject to a bona fide commercial dispute; an exception occurs when an interest payment missed on the due date is made within a grace period. [...] Distressed exchanges, on the other hand, are considered defaults whenever the debtholders are offered substitute obligations or securities with lower values, longer maturities, or any other diminished financial terms.“<sup>96</sup> Zwar wird verständlich, was S&P meint; jedoch handelt es sich hier um eine klassische (und zwar unmittelbare) Zirkeldefinition, da das Definiendum („default“) im Definiens verwendet wird („a payment default“).

Bei MOODY'S wird dieser Fehler (zumindest im ersten Satz der Definition) nicht gemacht, da dort „default“ definiert wird „as any missed or delayed disbursement of interest and/or principal. This definition includes distressed exchanges where (i) the issuer offered bondholders a new security or package of securities containing a diminished financial obligation [...] and (ii) the exchange had the apparent purpose of helping the borrower avoid default. [...] [It] also includes companies that make a delayed payment within the grace period provided in the indenture. Our rationale for including grace period defaults is straightforward, that a contractual payment was not made when due.“<sup>97</sup> Zusammenfassend ist ein Ausfalltatbestand immer dann erfüllt ist, wenn Zins und Tilgung einer Anleihe *nicht vollständig* oder *nicht fristgerecht* geleistet werden.<sup>98</sup>

Die von MOODY'S bzw. S&P veröffentlichten Ausfallstudien (MOODY'S beispielsweise berechnet und veröffentlicht erst seit 1986 Informationen im Zusammenhang mit Ausfällen<sup>99</sup>) enthalten mittlerweile sehr umfangreiches Datenmaterial. So werden z. B. sowohl

---

95 Vgl. z. B. ALTMAN/KISHORE: RECOVERIES (1996), S. 57-64, ALTMAN: DEFAULTS (1991), S. 67-77, ALTMAN: RISKS (1988), S. 48-57, ALTMAN/NAMMACHER: DEFAULT (1985), S. 25-41, ALTMAN: MORTALITY (1989), S. 909-921, ASQUITH/MULLINS/WOLFF: BONDS (1989), S. 923-953.

96 STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): PERFORMANCE (1998), S. 13.

97 MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1994), S. 9.

98 Dieser Definition wird in dieser Arbeit auch gefolgt, wobei für Default synonym die Begriffe Ausfall oder Versäumnis verwendet werden. Im Zweifel soll dabei die (strengere) Abgrenzung von MOODY'S gelten, da aus Investorensicht jegliche Zeitverzögerung als negativ empfunden werden dürfte, zumal unter Opportunitätsgesichtspunkten sich auch ein tatsächlicher Nachteil einstellt. Weiterhin soll diese Definition sowohl für die ex-post- als auch für die ex-ante-Betrachtung gelten.

Ausfallraten für einzelne Jahre als auch kumulierte Ausfallraten über längere Zeiträume präsentiert. Auffällig an diesen Daten ist, daß die Ausfallraten im langfristigen Vergleich stark schwanken. MOODY'S weist z. B. darauf hin, daß 1920-1929 moderate Ausfälle zu verzeichnen waren (und zwar in ihrer Höhe ungefähr den Werten der 1980er Jahre entsprechend), während 1930-1939 aufgrund der grossen Depression die häufigsten Ausfälle des zwanzigsten Jahrhunderts auftraten; im Jahr 1932 wurde ein Höhepunkt erreicht, als sogar über 9% (über alle Ratingklassen) der Anleihen ausfielen.<sup>100</sup> Kumulierte Ausfallraten über mehrere Jahre werden von MOODY'S nach folgender Formel berechnet:<sup>101</sup>

$$p_T(\mathbf{R}) = 1 - \prod_{t=1}^T (1 - p_t(\mathbf{R})) \quad (1)$$

mit:

$p_t(\mathbf{R})$  : Anteil der im Jahr  $t$  ausgefallenen Anleihen mit Rating  $\mathbf{R}$ <sup>102</sup>

$p_T(\mathbf{R})$  : Kumulierte Ausfälle über  $T$  Jahre

$T$  : Anzahl der Jahre

Um aus kumulierten Ausfallraten wieder „durchschnittliche jährliche Ausfallraten“ zu berechnen (z. B. zur Vergleichbarkeit oder Prognose), ist nachfolgende Formel zu verwenden:<sup>103</sup>

$$p(\mathbf{R}) = 1 - \sqrt[T]{1 - p_T(\mathbf{R})} \quad (2)$$

---

99 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 5.

100 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 11.

101 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1995), S. 18.

102 Zur Berechnung des Anteils in einem Jahr ausgefallener Anleihen wird das auf ALTMAN zurückgehende Konzept der „marginal mortality rate“ (MMR) verwendet, bei dem die Ausfälle nur ins Verhältnis zu der Anleihepopulation am Jahresanfang gesetzt werden. Ursprünglich mit einem gewissen Rating versehene Anleihen, die z. B. aufgrund von Ausfällen oder Fälligkeit nicht mehr am Markt sind, sind also nicht mehr in der Bezugsgröße enthalten. Wären sie es, würden die berechneten Ausfallraten die tatsächlichen unterschätzen, vgl. ALTMAN: MORTALITY (1989), S. 912.

103 Diese Vorgehensweise wird auch von MOODY'S vorgeschlagen, vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1995), S. 18.

mit:

$p(R)$  : Durchschnittliche einjährige Ausfallrate für Anleihen mit Rating R

Gemessene kumulierte Ausfallraten für den genannten Zeitraum bzw. für die jüngere

MOODY'S Rating	Gesamtausfälle über zehn Jahre		Abgeleitete Ausfälle pro Jahr <sup>a</sup>	
	1920-29	1930-39	1920-29	1930-39
Aaa	1,20%	4,20%	0,12%	0,43%
Aa	1,70%	4,40%	0,17%	0,45%
A	2,00%	19,40%	0,20%	2,13%
Baa	8,00%	37,80%	0,83%	4,64%

**Tabelle 2-5: Ausfallraten nach HICKMAN je MOODY'S Ratingklasse 1920 – 1939<sup>b</sup>**

a Aus den in der entsprechenden vorangehenden Spalte aufgeführten kumulierten Ausfällen nach Gleichung (2) mit  $T = 10$  berechnet.

b Quelle: HICKMAN: BOND (1960), O. S. , zitiert nach PYE: DEFAULT (1974), S. 51.

Vergangenheit samt Annualisierung sind in Tabelle 2-5 und Tabelle 2-6 aufgeführt. Sol-

MOODY'S Rating	Durchschnittliche kumulierte Ausfälle über 20-Jahres-Zeiträume <sup>a</sup>	Abgeleitete durchschnittliche Ausfälle pro Jahr <sup>b</sup>
Aaa	2,05%	0,10%
Aa	2,32%	0,12%
A	4,45%	0,23%
Baa	10,89%	0,57%
Ba	36,99%	2,28%
B	52,90%	3,69%

**Tabelle 2-6: Ausfallraten je MOODY'S Ratingklasse 1970 – 1998<sup>c</sup>**

a Gleitende 20-Jahres-Zeiträume 1970-1998.

b Aus den in der vorangehenden Spalte aufgeführten kumulierten Ausfällen nach Gleichung (2) mit  $T = 20$  berechnet.

c Quelle: MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 26.

che wie in Tabelle 2-6 genannten Ausfallraten können nun – zumindest als Ausgangspunkt – für zukünftig erwartete Ausfallraten einer von MOODY'S entsprechend gerateten

Anleihe verwendet werden. Dabei sind jedoch die folgenden Aspekte zu berücksichtigen:

- a) Wie dargestellt wurde, ist in einer *langfristigen* Betrachtung das Ausfallrisiko je Rating nicht konstant. Hauptgrund dafür ist, daß das Ausfallrisiko auch durch die aktuelle Phase des (langfristigen) Konjunkturzyklus beeinflußt wird, eine generelle Anpassung der Ratings bei veränderten konjunkturellen Rahmenbedingungen durch die Agenturen aber nicht erfolgt.
- b) Auch im *kurzfristigen* Verlauf weisen die Ausfallraten gewisse Schwankungen auf. Dies dürfte jedoch – vorausgesetzt, daß die Agenturen konstant die gleichen Maßstäbe ansetzten – auf die „natürlichen“ Schwankungen zurückzuführen sein, die sich immer bei einem stochastischen Vorgang ergeben.
- c) Insofern sollte bei der Schätzung eines erwarteten Ausfalls auch die Länge des Prognosehorizontes eine Rolle spielen.
- d) Schließlich interessiert den Anleger neben der Ausfallwahrscheinlichkeit auch die erwartete Schwere eines Verlustes bzw. als verknüpfte Größe der Verlusterwartungswert, da sich nur die letztgenannte Größe als sinnvolle *Messung* des – bisher nur verbal erfaßten – Bonitätsrisikos eignet.

Zu Punkt d) ist folgendes anzumerken: Obwohl MOODY'S bei der Vergabe von Ratings einen Expected-Loss-Ansatz verfolgt, werden inkonsequenterweise nur spärliche Informationen über das ex-post-Äquivalent, die tatsächlichen Kreditverluste, veröffentlicht. Zwar werden auch durchschnittlich in der Vergangenheit erzielte Rückzahlungsraten („Recovery Rates“) publiziert, jedoch überläßt man es dem Leser, diese beiden Größen zu verknüpfen. (Aber selbst wenn Daten über historische Kreditverluste veröffentlicht würden, müßten die in a) bis c) genannten Aspekte auch berücksichtigt werden.)

Zur Schätzung des zukünftigen Ausfallrisikos bietet sich das folgende Vorgehen an: Soll es über einen relativ kurzen Planungshorizont (z. B. ein Jahr) geschätzt werden, sollte auch – unveränderte konjunkturelle Lage oder Erwartung unterstellt – ein entsprechender Wert der jüngsten Vergangenheit angesetzt werden. Um die genannten kurzfristigen Schwankungen zu glätten, dürfte es sich dabei anbieten, einen Durchschnittswert über

einen Zeitraum von z. B. fünf Jahren zu bilden.

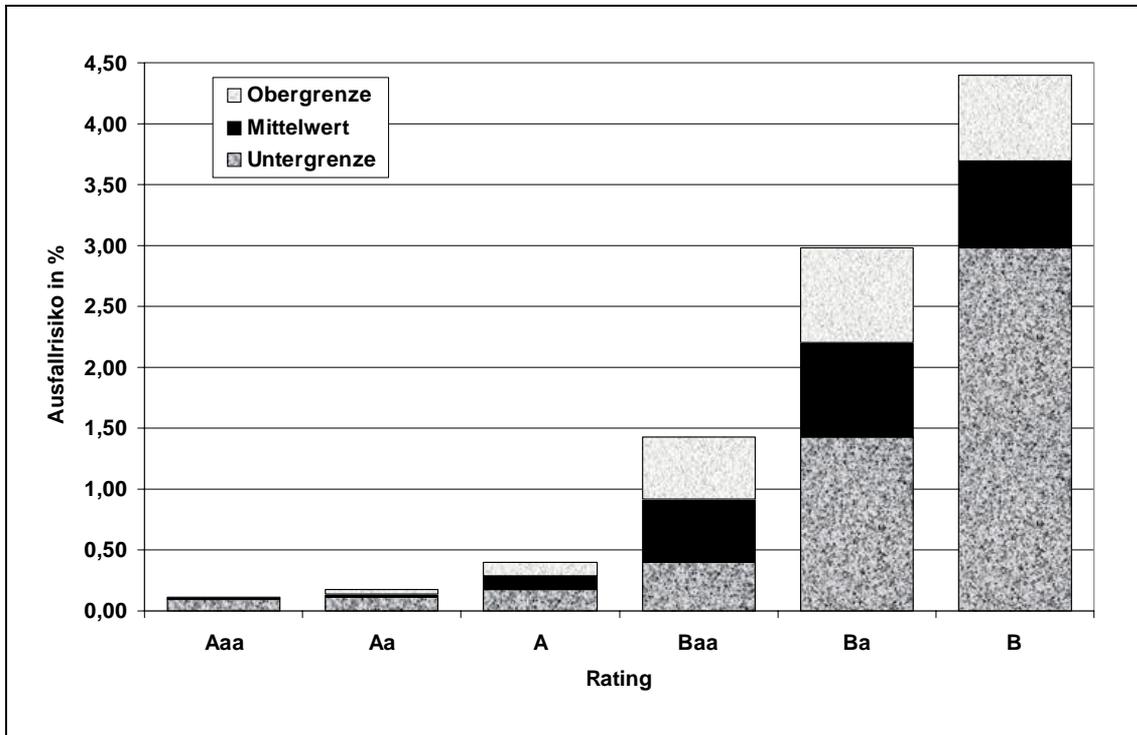
Da aber erstens Anleihen deutlich längere Laufzeiten aufweisen und in der Regel auch mit einem entsprechend längeren Planungshorizont erworben werden sowie zweitens bei langfristiger Prognose das konjunkturelle Risiko berücksichtigt werden muß, ist in diesem Fall auch ein entsprechend längerer Erhebungszeitraum zur Ermittlung der Daten zu verwenden. Soll dabei das Risiko in jährlichen Größen angegeben werden (um z. B. eine Analogie zu gegenüberzustellenden Renditen herzustellen), ist es sinnvoll, aus über einen gewissen Zeitraum kumulierten Ausfallraten entsprechend Gleichung (2) den annualisierten Wert zu berechnen. Decken die den kumulierten Ausfällen zugrunde liegenden Daten dabei einen vollständigen Konjunkturzyklus ab, kann der berechnete Wert schließlich als „Basis-Ausfallwahrscheinlichkeit“ interpretiert werden, der durch Berücksichtigung individueller Prognosen über das (in Zukunft ggf. in anderer Höhe bestehende) Konjunkturrisiko zu korrigieren ist.<sup>104</sup>

Aufgrund der mit jeder Art von Schätzung verbundenen Unsicherheit sollte zusätzlich zu den genannten Punkten berücksichtigt werden, daß eine „Punktschätzung“ des Ausfallrisikos sehr fehleranfällig sein dürfte. Besser wäre hier eine „Intervallschätzung“. Dies ist *exemplarisch* in Abbildung 2-2 dargestellt.<sup>105</sup> Geschätzte Ausfallrisiko-Intervalle können dann im Rahmen von Sensitivitätsanalysen verwendet werden, wobei sinnvollerweise für alle Ratings gleichzeitig der Mittelwert oder gleichzeitig der untere Wert oder gleichzeitig der obere Wert angesetzt werden muß. Ergänzend können solche Intervalle dazu dienen, innerhalb einer Ratingkategorie gewisse Feinabstufungen bei der Ausfallrisikoprognose vorzunehmen; diese können durch die (von den Agenturen vergebenen) Modifikatoren, durch die zu jedem Rating (oder deren Veränderung) veröffentlichten ausführlichen Kommentare, Begründungen und Analyseberichte, welche eine eigene Meinungsbildung der Investoren zulassen,<sup>106</sup> oder durch zusätzliche eigene Analysen

---

104 Eine solches Vorgehen wirft natürlich weitere Fragen auf, die an dieser Stelle nur angerissen, aber nicht beantwortet werden können: Soll ein solcher „Korrekturfaktor“ tatsächlich multiplikativ die „Basis-Ausfallwahrscheinlichkeiten“ je nach konjunktureller Lage oder Prognose nach oben oder unten korrigieren, oder eher additiv? Kann dieser „Faktor“ für alle Ratingklassen konstant angesetzt werden, oder ist er z. B. bei schlechter gerateten Anleihen aufgrund einer höheren Konjunktursensitivität größer?

105 In der Darstellung wurden die Grenzen willkürlich so gewählt, daß die obere Grenze der einen Klasse gleichzeitig die untere Grenze der nächstschlechteren Klasse bildet. Je nach Datenerhebung können auch andere Intervallgrenzen, ggf. sogar überlappend, sinnvoll sein.



**Abbildung 2-2: Intervallschätzung des Ausfallrisikos je Rating<sup>a</sup>**

a Eigene Darstellung, basierend auf den in Tabelle 2-6 genannten Daten.

begründet sein.

Sowohl bei der Erhebung als auch bei der Verwendung historischer Daten ist aber u. U. auch der „aging bias“ zu berücksichtigen.<sup>107</sup> Hiermit wird der Sachverhalt bezeichnet, daß, falls das Ausfallrisiko einer Anleihe mit ihrem Alter steigt und gleichzeitig der Gesamtmarkt durch Neuemissionen wächst, die gemessenen Ausfallraten gegenüber den tatsächlichen systematisch nach unten verzerrt werden, da die aktuellen Ausfälle „alter“ Anleihen ins Verhältnis zu gegenwärtig ausstehenden „alten“ und „jungen“ Anleihen gesetzt werden. Zur Vermeidung dieser Verzerrung müßten stattdessen die Ausfälle nur auf eine Grundgesamtheit von Anleihen gleichen Emissionsdatums bezogen werden.

ASQUITH/MULLINS/WOLFF haben für den Bereich der High-Yield Bonds (spekulativer Bereich, d. h. Rating Ba bzw. BB und schlechter) diesen Alterseffekt untersucht. Betrachtet wurden entsprechende Anleihen mit Emissionsdatum von Anfang 1977 bis Ende 1986 und deren Ausfälle bis Ende 1988. Sie kommen zu dem Ergebnis, daß „ältere“ Anleihen tatsächlich deutlich höhere Ausfallraten aufweisen als „jüngere“. Sie

106 Vgl. EVERLING: ANLEGER (1991), S. 17.

107 Vgl. ASQUITH/MULLINS/WOLFF: BONDS (1989), S. 925.

weisen aber auch darauf hin, daß ihre Ergebnisse aufgrund der besonderen makroökonomischen Rahmenbedingungen ihres Untersuchungszeitraumes nicht notwendigerweise verallgemeinerbar sind.<sup>108</sup> Sollte der von ihnen entdeckte Zusammenhang aber grundsätzlich und über den gesamten Konjunkturzyklus stabil sein (und zwar ggf. auch für die nicht untersuchte Investmentklasse), so hätte dies weitreichende Konsequenzen:

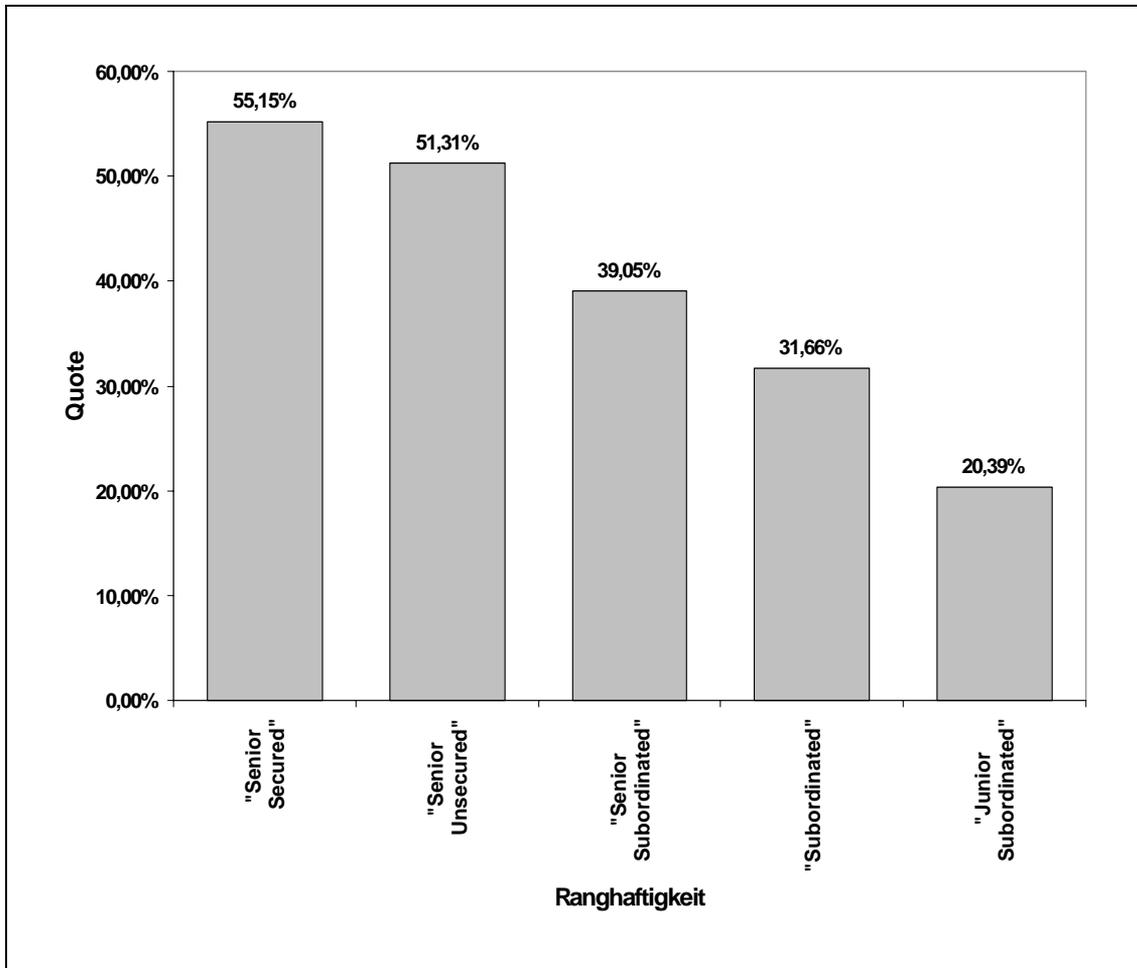
Einerseits wäre es ein Zeichen für eine unzureichende Überwachung der Ratings durch die Agenturen verbunden mit der sich daraus ergebenden Aufforderung an diese, öfter die Ratings anzupassen, damit das Rating eine altersunabhängige Aussagekraft erhält. Wird aber die Ratingvergabe nicht dahingehend verbessert, müßten einerseits die Ausfallraten dem oben dargestellten Vorschlag entsprechend altersabhängig erhoben und veröffentlicht werden, andererseits die Investoren aber bei Schätzungen von Ausfallraten auch das Alter als eine Art „Risikofaktor“ berücksichtigen. Nur in einem ausreichend großen Portfolio, das gleichermaßen „junge“ und „alte“ Anleihen enthält, kann dieser Aspekt vernachlässigt werden. Schließlich dürfte sich auch eine Preisdifferenzierung sonst gleicher Anleihen je nach Alter ergeben, oder es können Strategien zur Ausnutzung der unterschiedlichen Ausfallraten entwickelt werden.

Wie bereits herausgearbeitet wurde, ist zur Risikoquantifizierung neben der Wahrscheinlichkeit des Ausfall zusätzlich auch die Schwere zu berücksichtigen. Auch diesbezüglich werden von den Agenturen Daten veröffentlicht; MOODY'S scheint hier aber eine zweite Inkonsequenz zu offenbaren, da die durchschnittlichen historischen Rückzahlungsraten (als Komplement zu den durchschnittlichen Schwere der Ausfälle) nach Ranghaftigkeit der Anleihen erhoben und veröffentlicht werden, und nicht nach Ratingklassen (was aufgrund des Expected-Loss-Ansatzes und der Veröffentlichung von Ausfallraten je Rating aussagekräftiger und somit sinnvoller wäre). Dieser Kritik ist aber entgegenzuhalten, daß ALTMAN/KISHORE in einer Untersuchung zu dem Ergebnis kommen, daß sich die Ausfallraten nach Ratingklassen (zumindest bei Verwendung der „Grob-differenzierung“ von Investment- versus Spekulationsklasse) *nicht* mehr signifikant unterscheiden, sobald Ranghaftigkeit und Besicherung berücksichtigt werden.<sup>109</sup> Von MOODY'S veröffentlichte Rückzahlungsquoten sind in Abbildung 2-3 dargestellt.<sup>110</sup> Zur vernünftigen Inter-

---

108 Vgl. ASQUITH/MULLINS/WOLFF: BONDS (1989), S. 926, 928 und 932.

109 Vgl. ALTMAN/KISHORE: RECOVERIES (1996), S. 63.



**Abbildung 2-3: Durchschnittliche Rückzahlungsquoten von ausgefallenen Schuldverschreibungen 1977 – 1998 je Ranghaftigkeit der Forderung (in Prozent des Nennwertes)<sup>a</sup>**

a Eigene Darstellung, Datenquelle: MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 24.

pretation dieser Quoten ist auch hier die Kenntnis der zugrunde liegenden Berechnung notwendig: Erstens wird als Bezugsgröße der prozentualen Rückzahlungsquoten bei MOODY'S immer der Nennwert der Anleihen und nicht der Emissionspreis verwendet, um die Quoten nicht zu verfälschen. Dabei bleiben Zerobonds und Wandelanleihen aufgrund ihrer besonderen Struktur unberücksichtigt.<sup>111</sup>

Zweitens wird zur Messung dieser Quoten ein *indirekter* Ansatz gewählt, da zur direkten Messung (Diskontierung aller dem Investor tatsächlich noch zufließenden Mittel) der endgültige Ausgang der Zahlungsstörung abgewartet werden müßte, aber jede Studie bis

110 Entsprechende Daten von S&P sind z. B. STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): PERFORMANCE (1998), S. 7 zu entnehmen. Diese sind in der Größenordnung denen von MOODY'S ähnlich.

111 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 19.

dahin veraltet wäre. Der indirekte Ansatz besteht nun darin, den Preis der Schuldverschreibung einen Monat nach Auftreten der Zahlungsstörung als Annäherung für den Barwert der später tatsächlich realisierten Rückzahlungen anzusehen.<sup>112</sup> BERBLINGER weist zwar richtigerweise auch darauf hin, daß dies nur dann eine genaue Messung darstellt, wenn man unterstellt, daß der Investor sich zu diesem Zeitpunkt auch zum Verkauf der Anleihe entschließt; andernfalls ist es nur eine grobe Abschätzung. Aus Praktikabilitätsgründen erscheint dieses Vorgehen jedoch vertretbar, zumal der Barwert der tatsächlichen Rückzahlung höher oder niedriger sein kann und nur Anspruch auf Nennung einer *durchschnittlichen* Quote erhoben wird. Den in Abbildung 2-3 dargestellten durchschnittlichen Rückzahlungsquoten ist zu entnehmen, daß die Schwere der Ausfälle mit abnehmendem Rang und Grad der Besicherung der jeweiligen Anleihen deutlich zunimmt. Während bei besicherten Anleihen durchschnittlich eine Rückzahlung von ca. 55% erzielt wird (d. h. Schwere des Ausfalls ca. 45%), erhalten Gläubiger von Schuldverschreibungen der niedrigsten Stufe nur ca. 20% (d. h. Schwere des Ausfalls ca. 80%). Von MOODY'S wird dies auch als Bestätigung für ihr Vorgehen gewertet, an nachrangige Schuldverschreibungen grundsätzlich niedrigere Ratings zu vergeben.<sup>113</sup>

Aufschlußreich ist auch eine Analyse der durchschnittlichen Rückzahlungsquoten im langjährigen Vergleich, die (über alle ausgefallenen Anleihen, d. h. unabhängig von Rang, Besicherung oder Rating) in Abbildung 2-4 dargestellt werden. Einerseits zeigen sich dabei sehr deutliche Schwankungen, deren Ausprägungen offensichtlich mit dem makroökonomischen Umfeld und damit auch mit den Ausfallraten (negativ) korrelieren. Andererseits hat sich die Volatilität der Preise ausgefallener Anleihen ab 1992 verringert; dies wird von MOODY'S darauf zurückgeführt, daß die Märkte für ausgefallene Anleihen mittlerweile liquider und effizienter geworden sind. 1998 schließlich liegt die durchschnittliche Rückzahlungsquote mit ca. 45% nur leicht über dem von 1970 bis 1998 ermittelten Durchschnitt von ca. 41%.<sup>114</sup>

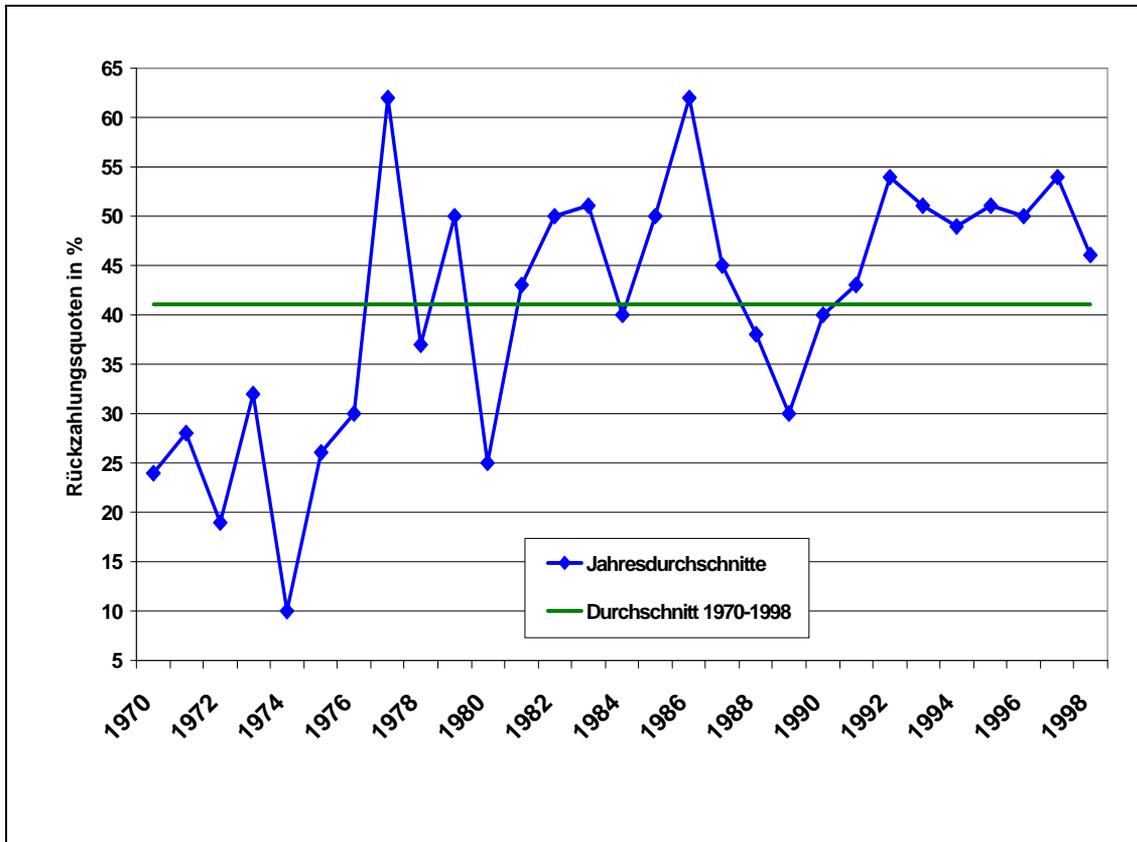
Um nun für bestimmte Anleihen Ausfallsschweren zu prognostizieren (die dann in der

---

112 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 55-56. Aufgrund des Nennwertes als Bezugsgröße kann dies für einzelne Anleihen zu dem scheinbar paradoxen Fall führen, daß definatorisch eine Rückzahlungsquote von *über* 100% erzielt wird und trotzdem der Investor einen Verlust erleidet.

113 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 20.

114 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 20.



**Abbildung 2-4: Durchschnittliche Rückzahlungsquoten von ausgefallenen Schuldverschreibungen 1970 – 1998 (in Prozent des Nennwertes)<sup>a</sup>**

<sup>a</sup> In Anlehnung an: MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 20.

Prognose von Verlustwartungswerten Eingang finden), bietet es sich an, die genannten historischen Werte zu berücksichtigen. Die im Zusammenhang mit der Verwendung historischer Ausfallraten genannten Probleme bestehen dabei weitestgehend analog. Die Verwendung eines langjährigen Durchschnittswertes dürfte aber als relativ unproblematisch angesehen werden. Fraglich bleibt jedoch, ob für alle Anleihen der gleiche Wert anzusetzen ist, oder ob Besicherung und Rangstellung zu berücksichtigen sind. Zwar ergeben sich im letztgenannten Fall deutlich unterschiedliche Werte, jedoch wäre dies ein Bruch mit dem Expected-Loss-Ansatz von MOODY'S, bei dem, wie dargestellt, anleiheindividuelle Ausstattungsmerkmale schon in die erwartete Schwere des Ausfalls und somit in das Rating einfließen.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, daß historische Ausfallraten und Ausfallschweren zur Abschätzung des (zukünftigen) Bonitätsrisikos *einzelner* Anleihen<sup>115</sup> ver-

115 Zur Betrachtung des Risikos von Anleiheportfolios vgl. Kapitel 3.5.4 (S. 180).

wendet werden können. Dies setzt lediglich eine adäquate Berücksichtigung ihrer kurz- und langfristigen Schwankungen (und ggf. die vorgeschlagene Bereinigung) voraus.

## 2.4.2 Rating und Bonitätsänderungsrisiko

### 2.4.2.1 Begriff des Bonitätsänderungsrisikos

Unter *Bonitätsänderungsrisiko* wird die Gefahr einer Änderung (Verbesserung oder Verschlechterung) der Bonität des Schuldners verstanden.<sup>116</sup> Aufgrund der in dieser Arbeit gewählten Messung des Bonitätsrisikos anhand des Verlusterwartungswertes ist das Bonitätsänderungsrisiko an Veränderungen dieses Verlusterwartungswertes zu messen. Folglich kann eine Änderung der Bonität nur dann eintreten, wenn sich die Ausfallwahrscheinlichkeit und/oder die erwartete Schwere des Ausfalls ändern.<sup>117</sup> Insofern stellt das Bonitätsänderungsrisiko auch ein eigenständiges Risiko dar, welches *zusätzlich* zum Bonitätsrisiko besteht.<sup>118</sup> Zwar ist für die Existenz eines Bonitätsänderungsrisikos das Vorliegen eines Bonitätsrisikos notwendige Bedingung, so daß beide Risiken grundsätzlich nur gleichzeitig vorliegen, jedoch erscheint es sinnvoll, aus analytischen Gründen eine Trennung vorzunehmen: Das Bonitätsrisiko beschreibt einen möglichen Zahlungsausfall, d. h. es wird erst evident bei *Fälligkeit* einer Zahlung. Das Bonitätsänderungsrisiko hingegen beschreibt eine mögliche Änderung der Bonität unabhängig von einem *tatsächlichen* Ausfall.

Da Ratings aber (aufgrund der dargestellten Nichtberücksichtigung der Konjunktur) nur *relative Bonitäten* repräsentieren, können *Ratingänderungen* auch nur *Veränderungen der relativen Bonität* anzeigen. Unterstellt man an dieser Stelle, daß die von den Agenturen vorgenommenen Ratingänderungen auch die „wahren“ Veränderungen der relativen Bonität widerspiegeln (d. h., daß Ratingänderungen erstens dann und nur dann sowie zweitens zeitnah erfolgen),<sup>119</sup> so kann dennoch folgender scheinbar paradoxe Fall auftreten: Obwohl eine Verbesserung (Verschlechterung) der relativen Bonität eingetreten

---

116 Vgl. SCHULTE: KURSÄNDERUNGSRIKISKEN (1996), S. 132.

117 Im theoretisch denkbaren Fall, daß die beiden Größen sich gegenläufig ändern und zwar der Höhe nach so, daß der Verlusterwartungswert unverändert bleibt, liegt dann keine Bonitätsänderung vor.

118 SPELLMANN/UNSER: BONITÄTSÄNDERUNGSRIKISKO (1998), S. 263.

119 Inwieweit diese Annahme gerechtfertigt ist, wird im weiteren Verlauf der Arbeit noch diskutiert.

und diese auch korrekt durch eine entsprechende Heraufstufung (Herabstufung) angezeigt worden ist, kann gleichzeitig eine konjunkturelle Verschlechterung (Verbesserung) eingetreten sein mit der Folge, daß sich die in Verlussterwartungswerten gemessene absolute Bonität – je nach Höhe dieser Effekte – trotz Upgrade verschlechtert (trotz Downgrade verbessert) oder zumindest unverändert bleibt.

Selbst wenn man, wie z. B. SCHULTE, unterstellt, daß jede Bonitätsänderung kurswirksam ist,<sup>120</sup> so ist, den bisherigen Differenzierungen entsprechend, einerseits zwischen absoluten Kursänderungen aufgrund absoluter Bonitätsveränderungen und andererseits Veränderungen der relativen Preise aufgrund relativer Bonitätsveränderungen, d. h. Änderungen des Rating, zu unterscheiden:

- Veränderungen der absoluten Bonität und Preise betreffen alle Anleger, die z. B. ihre Anleihen vor Fälligkeit verkaufen wollen (unabhängig davon, ob die „neue“ Bonitätseinschätzung nicht mehr dem gewünschten Risikoprofil entspricht oder die Mittel anderweitig benötigt werden). Weiterhin betreffen sie Anleger, bei denen die Preisänderungen sich auch ohne Verkauf handels- oder steuerbilanziell niederschlagen können (z. B. durch Wertberichtigungen oder Abschreibungen).
- Eine isoliert betrachtete Ratingänderung hingegen betrifft nur bestimmte (institutionelle) Anleger, die aufgrund von ratingakzessorischen Kapitalmarktvorschriften<sup>121</sup> zum Verkauf der Papiere gezwungen sind, sobald ein gewisses Rating unterschritten wird.<sup>122</sup>

#### 2.4.2.2 Schätzung des Bonitätsänderungsrisikos

Analog zu der Quantifizierung und Prognostizierung des Bonitätsrisikos kann versucht werden, das Risiko der Bonitätsänderung zu erfassen. Neben den speziellen – im Zusammenhang mit Bonitätsänderungen genannten – Einschränkungen sind dabei auch die – im Zusammenhang mit der Prognose erwarteter Bonitätsrisiken aufgrund von historischen Daten – allgemeinen Einschränkungen zu berücksichtigen. Dennoch soll nachfol-

---

120 Vgl. SCHULTE: KURSÄNDERUNGSRISEN (1996), S. 132.

121 Dies können statutarische oder gesetzliche Vorschriften sein, vgl. EVERLING: RATINGS (1999), S. 253-254.

122 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 475.

gend zumindest ansatzweise versucht werden, Aussagen über das Risiko einer Ratingänderung als einer Veränderung des relativen Bonitätsrisikos zu treffen.<sup>123</sup>

Informationen über Bonitätsänderungsrisiken können aus sog. Übergangs-Matrizen („transition matrices“) gewonnen werden, welche von den Ratingagenturen veröffentlicht werden. In diesen wird (zusätzlich zu den tatsächlichen Ausfällen) dargestellt, welcher Anteil der Anleihen nach Ablauf einer gewissen Zeit noch mit dem Ursprungs- oder aufgrund von einer Herab- oder Herunterstufung mit einem anderen Rating ausgestattet war. Diese Daten werden sowohl für bestimmte einzelne Jahre als auch kumuliert für längere Perioden sowie für durchschnittliche Ein-Jahres-Zeiträume erhoben und bereitgestellt. In Tabelle 2-7 ist eine solche von S&P berechnete Matrix dargestellt.<sup>124</sup>

IR <sup>a</sup>	Rating am Jahresende (%)									
	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	D <sup>b</sup>	NR <sup>c</sup>	ZS <sup>d</sup>
AAA	88,77	7,80	0,68	0,05	0,10	0,00	0,00	0,00	2,60	100,00
AA	0,69	88,25	7,32	0,56	0,05	0,14	0,02	0,00	2,99	100,02
A	0,07	2,25	87,86	4,88	0,61	0,25	0,01	0,05	4,03	100,01
BBB	0,03	0,28	5,37	82,96	4,44	1,00	0,11	0,18	5,62	99,99
BB	0,02	0,06	0,53	7,12	74,45	7,29	0,79	0,90	8,85	100,01
B	0,00	0,08	0,25	0,41	6,15	72,96	3,32	4,72	12,11	100,00
CCC	0,16	0,00	0,32	0,81	2,27	9,87	53,07	19,09	14,40	99,99

**Tabelle 2-7: Durchschnittliche S&P-Rating-Übergänge 1981 – 1997 auf Ein-Jahres-Basis<sup>e</sup>**

- a Initial Rating (Rating am Jahresanfang).
- b Default (ausgefallen).
- c Not Rated (hier: Rating zurückgezogen).
- d Die Zeilensumme (ZS) beträgt in fünf von sieben Fällen nicht exakt 100%; dies dürfte auf Rundungsdifferenzen durch S&P zurückzuführen sein.
- e Quelle: STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): PERFORMANCE (1998), S. 14.

Betrachtet man nur das Bonitätsänderungsrisiko (unter Ausschluß der in den Spalten

123 Alle bisher genannten Einschränkungen sind dabei nach wie vor zu beachten; aus sprachlichen Gründen werden sie jedoch nicht mehr bei jeder Aussage aufgeführt.

124 Entsprechende Daten von MOODY'S sind z. B. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 24 zu entnehmen. Diese sind in der Größenordnung denen von S&P ähnlich. Eine vergleichende Übersicht verschiedener Übergangs-Matrizen ist ALTMAN: MIGRATION (1998), S. 1236-1237 zu entnehmen.

„D“ und „NR“ aufgeführten Anteile tatsächlicher Ausfälle bzw. zurückgezogener Ratings<sup>125</sup>), so lassen sich folgende Aspekte beobachten: Da es keine bessere Klasse als AAA gibt, besteht hier logischerweise nur das Risiko einer Rating-Verschlechterung (ca. 8,6%); entsprechend haben CCC-geratete Anleihen nur ein positives Bonitätsänderungsrisiko (Ratingverbesserung) i. H. v. ca. 13,4%. Bei den anderen Klassen läßt sich beobachten, daß tendenziell die Wahrscheinlichkeit einer Verbesserung höher (niedriger) als die einer Verschlechterung ist, je schlechter (besser) die Anleihe geratet ist. Dies ist insofern nicht überraschend, da jeweils auch die Anzahl der potentiell neuen Klassen größer ist. Für die „mittleren“ BBB-Anleihen schließlich sind die Wahrscheinlichkeiten für eine Verbesserung und für eine Verschlechterung mit ca. 5,6% ungefähr gleich hoch. Grundsätzlich gilt für alle Klassen, daß ein Up- oder Downgrade in eine benachbarte Klasse wahrscheinlicher ist als in eine weiter entfernte Klasse; dies dürfte aber auch wenig überraschen.

Die genannten Investorengruppen, für die auch eine Ratingänderung relevant sein kann, müssen sich also bewußt sein, daß nicht nur jede von den Agenturen abgegebene Bonitätseinschätzung einer Veränderung unterliegen kann, sondern auch, daß das Risiko einer Ratingänderung (über alle Klassen) vereinfachend ca. 10% (pro Jahr) beträgt. Insofern stellt ein Rating nicht nur eine Kennzahl für das Bonitäts-, sondern auch für das Bonitätsänderungsrisiko dar. Dies wird auch von den Agenturen implizit konstatiert; Moody's z. B. veröffentlicht je Ratingklasse auch historische Häufigkeiten für „negative Kreditereignisse“ („negative credit event“), die als Summe aus Herabstufungen und Ausfällen definiert sind.<sup>126</sup> Wie die Bezeichnung andeutet, werden dabei aber nur für den Investor „nachteilige“ Veränderungen erfaßt.

---

125 Ein Rating wird zurückgezogen, wenn entweder die Verbindlichkeit (aufgrund von Tilgungen) erloschen ist oder wenn der Emittent nicht mehr die gewünschten Informationen zur Verfügung stellt. Letzteres kommt insbesondere nach Unternehmenszusammenschlüssen oder Umstrukturierungen vor, vgl. STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): PERFORMANCE (1998), S. 14. Da keine konkreten Informationen darüber vorliegen, aus welchen jeweiligen Anteilen sich „NR“ zusammensetzt (S&P erwähnt lediglich, daß die *Mehrheit* auf Tilgungen zurückzuführen ist), sind an dieser Stelle keine sinnvollen Interpretationen möglich.

126 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 13-14.

### 2.4.3 Probleme und Grenzen des Rating

Die Ratings weisen eine Reihe von Schwächen und Einschränkungen auf. Diese Kritikpunkte werden nachfolgend diskutiert. Dabei wird nur diejenige Kritik behandelt, die im Hinblick auf die Verwendung als Bonitätseinschätzung, d. h. aus Sicht der Investoren oder des Kapitalmarktes, relevant ist.<sup>127</sup>

#### 2.4.3.1 Ordinalität und Relativität

Die stärkste Einschränkung der Aussagekraft des Rating ergibt sich im Zusammenhang mit der Verwendung von Ordinalskalen. Diese Einschränkung konkretisiert sich in verschiedenen Aspekten:<sup>128</sup>

- *Erstens* umfassen die verwendeten Ordinalskalen nur relativ wenige Noten. Deshalb erhalten sehr viele Anleihen oder Emittenten die gleiche Note, obwohl auch sie untereinander noch Bonitätsunterschiede aufweisen dürften.
- *Zweitens* kann anhand einer Ordinalskala nur eine *relative*, nicht aber eine *absolute* Aussage über die Bonität verschiedener Emissionen getroffen werden. So sagt ein Aaa-Rating z. B. nur aus, daß eine so geratete Anleihe „besser“ als eine A-geratete Anleihe ist, aber nicht, daß erstgenannte „dreimal so gut“ wie letztgenannte ist.
- *Drittens* berücksichtigen die Agenturen nicht die konjunkturelle Lage. Dies kann dazu führen, daß eine Aaa-Anleihe in rezessiven Phasen riskanter ist als eine Aa-Anleihe während eines Aufschwungs.<sup>129</sup> Daraus folgt, daß – selbst wenn die Ordinalität in einer Zeitpunktbetrachtung konsistent ist (d. h. für einen gegebenen Zeitpunkt ist Aaa sicherer als Aa) – die Konsistenz im intertemporalen Vergleich nicht mehr gegeben ist.

Deutlich aussagekräftiger wären deshalb Ratings, die auf einer Kardinalskala<sup>130</sup> beru-

---

127 Weitergehende Kritik könnte z. B. die „Macht“ der Agenturen oder deren Gebührenpolitik behandeln. Auch wird teilweise kritisiert, daß aufgrund der Tatsache, daß zur Erzielung eines guten Rating die Einhaltung einer konservativen Finanzierungspolitik erforderlich ist, Unternehmen verleitet sind, ihren Leverage unnötigerweise zu verringern und dadurch ihre Wachstumsmöglichkeiten begrenzen und ihre Eigenkapitalrendite vermindern, vgl. STEINER: RATING (1992), S. 515.

128 Im Zusammenhang mit der Ordinalität ist die fehlende Äquidistanz zu sehen, dieser Bereich wird in Kapitel 2.4.3.6 (S. 52) behandelt.

129 Vgl. Tabelle 2-5 und Tabelle 2-6.

hen. Als „Ideal“ wäre dabei eine Absolutskala anzusehen, die jeder Emission eine konkrete Ausfallwahrscheinlichkeit bzw. – MOODY'S Expected-Loss-Ansatz entsprechend – einen konkreten Verlusterwartungswert zuordnen würden. (Dies wäre dann gleichzeitig ein Übergang von diskreten zu stetigen Merkmalsausprägungen.) Diesem Vorschlag steht folgende Behauptung von SERFLING/BADACK/JEITER gegenüber: „Ein kardinales Bewertungssystem und ein objektiv richtiges Urteil über eine Anleihe kann es kaum geben. Dies würde die Kenntnis bzw. Identität der Präferenzstruktur aller Investoren hinsichtlich der Risiko- und Bewertungskomponenten voraussetzen.“<sup>131</sup> Dieser Aussage ist aus verschiedenen Gründen *nicht* zuzustimmen: Die Kardinalität muß erstens nicht objektiv, sondern nur auf Basis der Informationen und Informationsverarbeitung durch die Agenturen erfolgen. Zweitens spielen auch die in der Begründung genannte Präferenzstruktur und Bewertung keine Rolle wenn es darum geht, eine Aussage über das Bonitätsrisiko vorzunehmen. Die letztendliche Bewertung der Papiere hat durch die Investoren bzw. den Markt zu erfolgen, nicht durch die Agenturen.

Für den Übergang zu einer Kardinalskala spricht weiterhin, daß die Agenturen ohnehin intern – zumindest nach eigenen Angaben – Ausfallwahrscheinlichkeiten bzw. Verlusterwartungswerte berechnen.<sup>132</sup> Anstatt, daß sie diese in Buchstabenkombinationen „übersetzen“ und es den Investoren überlassen, diese (anhand der Ausfallstudien, die als „implizite Aussagen über Ausfallwahrscheinlichkeiten“ aufgefaßt werden können) „zurückzuübersetzen“, könnten sie diese theoretisch ohne Mehraufwand direkt veröffentlichen. Dagegen sprechen natürlich folgende Argumente:

- Die Agenturen würden damit den Anspruch erheben, das Ausfallrisiko genau quantifizieren zu können und somit auch eine Prognosegenauigkeit vortäuschen, die kaum realistisch ist.<sup>133</sup>
- Jede Aussage in Form eines ordinalen (und diskreten) statt eines kardinalen (und stetigen) Merkmals ist weniger konkret und damit (ex post) schwieriger zu falsifizieren.

---

130 Zu den in diesem Abschnitt diskutierten Typen von Merkmalen, Skalierungen und Klassierung vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 6-7.

131 SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 647.

132 Vgl. Kapitel 2.4.1.1 (S. 25).

133 Vgl. SERFLING/PRIES: RATING (1990), S. 383.

Somit sind die Agenturen durch Verwendung der Buchstabenkombinationen weniger kontrollier- und angreifbar.

- Bei Verwendung von Kardinalskalen dürfte zwischen Emittenten und Agenturen erhebliches Konflikt- oder zumindest Diskussionspotential entstehen, welches im Rahmen der Ratingvergabe in ein „Feilschen“ um Prozentpunkte münden würde.
- Ein Übergang zu Kardinalskalen wäre auch ein Bruch mit der langen Tradition, welche die Ratings in ihrer aktuellen Form aufweisen und müßte den Nutzern erklärt werden.
- Schließlich bliebe das Problem, daß die Agenturen bei der geringsten Änderung von Risikofaktoren die Ratings anzupassen hätten.

Rating	Erwarteter Verlust
PPR 1	1%
PPR 2	2%
PPR 3	5%
PPR 4	10%
PPR 5	20%
PPR 6	20%

**Tabelle 2-8: Private Placement Ratings bei S&P in Abhängigkeit vom erwarteten Verlust<sup>a</sup>**

- a Quelle: MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 163. Durch Hinzufügen von Plus- oder Minuszeichen wird die Bandbreite um diese Bezugsgrößen herum berücksichtigt, vgl. ebenda S.162. Es ist anzunehmen, daß für PPR 6 „ab 20%“ und für die anderen Raings jeweils „bis“ zu dem genannten Verlusterwartungswert gilt.

Als „Kompromiß“ oder „Schritt in die richtige Richtung“ können die von S&P für Privatplatzierungen vergebenen Ratings aufgefaßt werden, bei denen jedem Rating ein konkreter Verlusterwartungswert zugeordnet wird. Diese sind in Tabelle 2-8 dargestellt. Wie der Darstellung zu entnehmen ist, werden zwar stetige Merkmale einer Kardinalskala verwendet, diese aber – wohl aus Zweckmäßigungsgründen – klassiert.<sup>134</sup> Ob ein vergleichbares Vorgehen von den bestehenden oder neugegründeten Agenturen zukünftig

134 Unklar bleibt dabei aber, inwieweit Anpassungen bei deutlichen Änderungen des konjunkturellen Umfeldes erfolgen.

auch im Bereich von Anleihen verwendet wird, bleibt jedoch abzuwarten.

### 2.4.3.2 Ratingänderungen und Zeitverzögerung

Die Tatsache, daß während der Laufzeit eines Wertpapiers Umstände eintreten können, die eine Anpassung des Rating erforderlich machen, wird als „Einschränkung für den Selbstanspruch von Ratings, das Verzugsrisiko für die gesamte Laufzeit“ bestimmen zu können,<sup>135</sup> gesehen. Dieser Vorwurf ist aber unberechtigt, da die Agenturen diesen Anspruch gar nicht erheben und sogar darauf hinweisen, daß Ratings ggf. angepaßt werden.<sup>136</sup> Jedoch werden Ratings vielfach *nicht rasch genug* an veränderte Tatsachen angepaßt.<sup>137</sup> So reagierte beispielsweise MOODY'S erst am 06.01.1995 auf die Finanzkrise, die im Dezember 1994 in Mexiko ausgebrochen war, mit der Herabstufung der Anleihen Mexikos von Baa1 auf Baa3. Ein weiteres Beispiel ist die Metallgesellschaft, deren Rating erst schrittweise nach unten korrigiert wurde, als das finanzielle Ausmaß der verlustreichen Öftermingschäfte in vollem Umfang bekannt wurde.<sup>138</sup> In solchen Fällen wird von den Ratingagenturen vielfach auf das Verschweigen und Vorenthalten wichtiger Informationen durch die Unternehmen verwiesen.<sup>139</sup> Neben diesen Beispielen scheinen zeitverzögerte Anpassungen von Ratings ein grundsätzliches Problem zu sein; da sie oft nur ein Ergebnis von Signalen anderer, auch den Anlegern zur Verfügung stehender Informationsquellen sind, werden Ankündigungen von Ratingänderungen oft schon durch den Markt in Form von Kursänderungen vorweggenommen.<sup>140</sup> Zu diesem Ergebnis gelangen auch viele empirische Untersuchungen, die diese Fragestellung untersuchen.<sup>141</sup> Auf diese Kritik mangelnder Aktualität haben die Agenturen zwar mit der Einführung ihrer Überwachungslisten<sup>142</sup> reagiert,<sup>143</sup> doch scheint das Problem nach wie vor zu bestehen.<sup>144</sup> Daraus folgt aber unmittelbar, daß der Informationsgehalt eines Rating

---

135 Vgl. SERFLING/PRIES: RATING (1990), S. 282-283.

136 Vgl. Kapitel 2.3.3 (S. 23).

137 Vgl. STEINER: RATING (1992), S. 514.

138 Vgl. ENGELN: METALLGESELLSCHAFT (1994), S. 10.

139 Vgl. HEINEMANN: AUSSAGEKRAFT (1995), S. 28.

140 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 648.

141 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 364 sowie Kapitel 4.3.1 (S. 223).

142 Vgl. Kapitel 2.3.3 (S. 23).

143 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 364.

nur recht eingeschränkt ist.

### 2.4.3.3 Intransparenz, Subjektivität und Urteilsunabhängigkeit

Obwohl die Ratingagenturen im wesentlichen ihre Vorgehensweise und die einfließenden Faktoren der Ratinganalyse veröffentlichen,<sup>145</sup> so halten sie jedoch ihre konkreten Bewertungsschlüssel und Analysedetails geheim. Erst recht schweigen sich die Agenturen zur Frage der Verknüpfung der Ratingkriterien zum Gesamturteil aus.<sup>146</sup> Eine völlige Transparenz des Ratingverfahrens würde zwar dazu führen, daß in kurzer Zeit Konkurrenten ein erfolgreiches Ratingsystem imitieren, verbessern und dadurch die Nachfrage umlenken würden,<sup>147</sup> doch besteht ein Interesse an einer Offenlegung der Bewertungsschlüssel, da dann:<sup>148</sup>

- Emittenten die Möglichkeit hätten, ihre Bilanz- oder gar Unternehmenspolitik daran auszurichten;
- Investoren diese entsprechend ihren eigenen Präferenzen modifizieren könnten;
- es nicht mehr denkbar wäre, daß einzelne Ratings manipulierbar sind.

SÖNNICHSEN hingegen verlangt von den Ratings keine vollständige Transparenz („Überprüfbarkeit“), bei der alle Einzelinformationen, deren Quellen und die angewandten Verarbeitungsschritte offengelegt werden (so daß die Ergebnisse sogar „nachgerechnet“ werden könnten), da dies u. a. die Übermittlung umfangreicher Daten und komplexer Bewertungsverfahren erfordern würde. Für ihn dürfen die Ergebnisse aber auch nicht „unerklärlich“ sein; dies wäre der Fall, wenn in keiner Weise erkennbar ist, wie die Ergebnisse zustande kommen. Er fordert den „Mittelweg“ der „Nachvollziehbarkeit“; diese zeichnet sich dadurch aus, daß die Ratings zwar nicht in allen Einzelheiten rekonstruierbar, für den Empfänger aber plausibel und verständlich sind.<sup>149</sup>

---

144 Vgl. Kapitel 4.3.1.2 (S. 225).

145 So sind z. B. „Richtlinien zur Bewertung des Verschuldungsgrades“ durch S&P MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 155-156 zu entnehmen.

146 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 293.

147 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 295.

148 Vgl. SERFLING/PRIES: RATING (1990), S. 383.

149 Vgl. SÖNNICHSEN: RATINGSYSTEME (1996), S. 440.

Neben der fehlenden Transparenz (und in diesem Zusammenhang) wird den Ratings auch Subjektivität vorgeworfen.<sup>150</sup> Jedoch scheint diese Subjektivität durch die Berücksichtigung qualitativer Aspekte gewollt;<sup>151</sup> sie wird durch die Ratingagenturen auch nicht abgestritten, z. B. hinsichtlich der Bewertung des Managements.<sup>152</sup> MOODY'S weist sogar darauf hin, daß die quantitative Analyse nur die objektive *Grundlage* des Rating bilde, die Berücksichtigung qualitativer (und somit subjektiver) Aspekte sogar eine Stärke gegenüber starren rechnergestützten Bewertungsmodellen ausmache.<sup>153</sup> Andererseits wird aber darauf hingewiesen, daß die Subjektivität durch die Erfahrung und das spezialisierte Wissen der Analysten relativiert wird.<sup>154</sup> HIRSCH schließlich weist richtigerweise darauf hin, daß zwar qualitative Analysen *eher* subjektiv, quantitative Analysen *eher* objektiv geprägt sind; da aber selbst bei Verwendung rein statistischer und EDV-gestützter Modelle entschieden werden muß, welche Parameter ausgeschlossen oder (in welcher Gewichtung) zugelassen werden, hält die Subjektivität schon im Vorfeld zwangsweise Einzug in jedes Rating.<sup>155</sup>

Wie stark die subjektiven Einflüsse aber tatsächlich sind, kann nicht genau beziffert werden: Kritiker behaupten nämlich, daß sich ein Rating mit Hilfe von fünf oder sechs (extern vorliegenden) Kennzahlen gut erklären läßt. Damit wäre aber die Bedeutung der qualitativen Faktoren weitaus geringer als von den Ratingagenturen behauptet.<sup>156</sup>

Je subjektiver und je weniger transparent die Beurteilungsmaßstäbe sind, desto eher besteht auch der Verdacht der Manipulierbarkeit. Zwar betonen die Agenturen ihre Unabhängigkeit.<sup>157</sup> Es könnte sich jedoch ggf. eine Beeinträchtigung der Urteilsunabhängigkeit ergeben, da die Emittenten bei bezahlten Auftrags-Ratings ihnen genehme

---

150 Vgl. STEINER: RATING (1992), S. 515.

151 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 359.

152 Vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 127.

153 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 57.

154 Vgl. MONRO-DAVIES: BONITÄTBEWERTUNG (1996), S. 187.

155 Vgl. HIRSCH: RATING (1996), S. 660 und 671. Bei der Aggregation verschiedener Ratingfaktoren zu einem Rating liegt insofern ein multikriterielles Entscheidungsproblem vor, welches durch Zielgewichtung „gelöst“ wird; vgl. dazu BAMBERG/COENENBERG: ENTSCHEIDUNGSLEHRE (1996), S. 49-50.

156 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 363-364. Das hieße aber auch, daß sich deutlich preisgünstigere Ratings gleichen Informationsgehaltes konstruieren ließen.

157 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 45.

Agenturen auswählen und bei sich abzeichnenden ungünstigen Ratings oft zusätzliche Analysen finanziert werden oder gar ein Wechsel der Agentur möglich scheint; insbesondere für kleinere Agenturen kann dabei der Verlust eines Großkunden verhängnisvoll sein.<sup>158</sup> Andererseits kann auch ein „Rating shopping“, d. h. die Beantragung eines Rating bei derjenigen Agentur, die das günstigste Rating erteilt,<sup>159</sup> aus Investorensicht nicht wünschenswert sein, zumal in der Folge aus Wettbewerbsgründen (Kampf um Marktanteile) ein „race to the bottom“, d. h. ein Absenken der Anforderungen für gegebene Ratingniveaus durch die Agenturen, stattfindet.<sup>160</sup>

#### 2.4.3.4 Ratings ohne Auftrag

Das vom Emittenten beantragte Rating stellt zwar den Regelfall dar, doch werden gelegentlich auch „unsolicited Ratings“ (unbestellte oder auftragslose Ratings) erstellt. Bei S&P gehören diese Ratings nur innerhalb der USA (und dort auch erst seit 1996), bei MOODY'S auch in Europa zur Praxis.<sup>161</sup> Dabei geht die Initiative entweder von der Ratingagentur oder von einem Investor aus, der die Agentur um ein Rating bittet. Kritisiert wird daran einerseits, daß die Agenturen ihre Macht ge- oder mißbrauchen, um sich so selbst Aufträge zu schaffen, da die Emittenten gegen ein unbestelltes Rating nichts unternehmen können und deshalb nolens volens mit der Agentur kooperieren werden, um ein unvorteilhaftes Rating zu vermeiden.<sup>162</sup> Diese Kritik betrifft aber nur das Verhältnis Emittent – Agentur. Aus Sicht der Investoren hingegen dürften solche Ratings grundsätzlich wünschenswert sein, da zusätzliche Informationen über weitere Emittenten generiert werden.<sup>163</sup>

---

158 Vgl. STEINER: RATING (1992), S. 515.

159 Vgl. EVERLING: RATINGS (1999), S. 253.

160 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 551.

161 Bei den von MOODY'S vergebenen Ratings dürfte der Anteil „unerwünschter Ratings“ bei ca. 10% liegen, vgl. EVERLING: RATINGS (1999), S. 253.

162 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 356. Dies wird teilweise auch als „subtile Form der Erpressung“ bezeichnet, vgl. MONRO-DAVIES: BONITÄTBEWERTUNG (1996), S. 178. In den USA wurden gegen auftragslose Ratings sogar schon Klagen angestrengt und auch die Wettbewerbsbehörden haben sich diesbezüglich schon eingeschaltet, vgl. ENGELEN: RATINGS (1996), S. 39.

163 Die Agenturen nennen unbestellte Ratings auch vornehm „Rating im Investoreninteresse“, vgl. VON KÖLLER: RATINGS (1996), S. 713. VON KÖLLER spricht sich auch nicht gegen unbestellte Ratings aus; er fordert lediglich eine verantwortungsvolle Wahl des Zeitpunktes, damit Markthinderungen ausgeschlossen werden, vgl. ebenda, S. 713.

Problematisch an unbestellten Ratings ist aus Investorensicht aber ein anderer Aspekt: Zwar findet in den meisten Fällen auch hier ein mehr oder weniger intensiver Austausch zwischen Emittent und Agentur statt, doch verbleiben Fälle, in denen die Agentur allein auf Basis veröffentlichter Informationen zu einem Bonitätsurteil gelangen muß. Dann dürfte das Rating für den Investor eine geringere Informationsqualität aufweisen als in den Fällen, in denen die Ratingagentur durch die – meist nur vertraulich weitergegebenen – Informationen des Emittenten quasi einen Insidervorsprung erlangt.<sup>164</sup> Für den Benutzer wird der Unterschied jedoch nicht erkennbar, falls ein allein auf Basis öffentlicher Informationen vergebenes Rating nicht durch ein entsprechendes zusätzliches Symbol gekennzeichnet wird. Daher besteht dann die Möglichkeit, daß eine Informationsqualität suggeriert wird, die nicht tatsächlich gegeben ist.<sup>165</sup> Dieser Fall kann jedoch nur bei Ratings von MOODY'S eintreten. S&P versieht nämlich Ratings, die nur auf öffentlichen Daten beruhen, mit dem Zusatz „pi“ (für „public information“).<sup>166</sup>

#### 2.4.3.5 Vergleichbarkeit der Ratings

Da es ein erklärtes grundsätzliches Ziel von Ratings ist, die Vergleichbarkeit von Anlagerisiken für Investoren zu vereinfachen,<sup>167</sup> ist zu überprüfen, ob und inwieweit dies gelingt. Die Vergleichbarkeit von Ratingergebnissen ist dabei nach drei Dimensionen zu unterscheiden: zeitlich (vertikal), zwischen Emissionen (horizontal) und zwischen Agenturen.<sup>168</sup> Zwar ändern sich die Beurteilungspraxis und/oder die Ratingkriterien der Agenturen im Zeitverlauf nur sehr selten, und diese Änderungen sind auch nicht gravierend,<sup>169</sup> doch ist, wie bereits herausgearbeitet wurde,<sup>170</sup> die zeitliche Vergleichbarkeit nur eingeschränkt gewährleistet: Aufgrund von Konjunkturschwankungen können gleiche Ratings einer Agentur im Zeitvergleich wenn überhaupt nur eine gleiche *relative*

---

164 Vgl. SCHMIDT: RATINGS (1996), S. 268.

165 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 55-56.

166 Vgl. EVERLING: RATINGS (1999), S. 253.

167 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 24.

168 SERFLING/BADACK/JEITER fassen die letzten beiden zur „horizontalen Vergleichbarkeit (Komparabilität)“ zusammen, vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 650; eine dreidimensionale Analyse erscheint jedoch zweckmäßiger.

169 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 650.

170 Vgl. Kapitel 2.4.3.1 (S. 43).

Bonität signalisieren.

Die horizontale Vergleichbarkeit fordert, daß für einen gegebenen Zeitpunkt das gleiche Rating (einer Agentur) für unterschiedliche Titel das gleiche Bonitätsrisiko abbildet. Ob dies erfüllt ist, ist schwer festzustellen: Gerade im Vergleich verschiedener Branchen können Unterschiede bestehen, da sich Bewertungsbesonderheiten naturgemäß aus der Analyse branchenspezifischer Risiken durch die Agenturen ergeben und viele Kennzahlen, der Wert von Managementqualität und die Wettbewerbsposition nur bei einem streng branchenbezogenen Vergleich einen Aussagewert haben. Dies hat zu verschiedenen branchenorientierten Ratingsystemen geführt, und bezeichnenderweise sind sogar die Publikationen der Agenturen nach Branchengruppen gegliedert.<sup>171</sup> Auch ist festzustellen, daß in der ex-post-Betrachtung Anleihen gleichen Ratings, aber verschiedener Branchen, teilweise deutlich unterschiedliche Ausfallraten aufweisen.<sup>172</sup> Bevor hieraus jedoch entsprechende Schlußfolgerungen gezogen werden können, müßte genauer untersucht werden, ob diese Abweichungen zeitstabil sind oder nur auf Schocks zurückzuführen sind, die im Betrachtungszeitraum eine Branche „zufällig“ stärker getroffen haben als andere.

Interessant ist schließlich die agenturübergreifende Vergleichbarkeit von Ratings. Grundsätzlich werden (nicht nur in der Presse, sondern auch in der Literatur) die Rating-symbole von MOODY'S und S&P nebeneinander aufgeführt und gemeinsam definiert.<sup>173</sup> Damit wird eine Gleichwertigkeit der Ratings jeweils gleichen Ranges suggeriert (z. B. MOODY'S A3 oder Caa entspräche S&Ps A+ bzw. CCC). Aufgrund der (insbesondere im spekulativen Bereich) unterschiedlichen Ratingdefinitionen<sup>174</sup> und der dargestellten unterschiedlichen Risikoaussagen der beiden Agenturen<sup>175</sup> würde eine tatsächliche Gleichwertigkeit der Ratings a priori jedoch überraschen. Eine Möglichkeit der Überprüfung besteht in der Untersuchung sog. Split-Ratings, d. h. „unterschiedlicher“ Einstufungen desselben Finanztitels durch verschiedene Agenturen. Es treten zwar immer wieder Split-Ratings auf,<sup>176</sup> doch wird auch darauf hingewiesen, daß sie meist die Folge von

171 Vgl. SERFLING/PRIES: RATING (1990), S. 383.

172 Vgl. MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1995), S. 16.

173 Vgl. statt vieler z. B. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 175.

174 Vgl. Kapitel 2.2.1.1 (S. 8).

175 Vgl. Kapitel 2.4.1.1 (S. 25).

Zufallsschwankungen an den Grenzen von Ratingklassen sind.<sup>177</sup> Eine weitere Möglichkeit kann darin bestehen zu untersuchen, ob die realisierten Ausfallraten für die „entsprechenden“ Ratings langfristig als gleich angenommen werden können.<sup>178</sup>

SERFLING/BADACK/JEITER vermuten, daß die Unterschiede in den Ratingkriterien der beiden Agenturen entweder von geringer praktischer Relevanz sind oder sich in ihrer Wirkung kompensieren. Auch sie belegen dies mit der Aussage, daß (bisher) Split-Ratings relativ selten sind. Sofern dennoch Unterschiede auftreten, sei dies auf eine unterschiedliche Gewichtung einzelner Kriterien zurückzuführen, da den Agenturen die gleichen Informationen zur Verfügung stehen. Sie wagen aber die Prognose, daß in Zukunft verstärkt Split-Ratings auftreten, da sich die Tendenz abzeichne, qualitative Aspekte durch die Agenturen stärker zu gewichten und da dadurch auch die Subjektivität zunehme.<sup>179</sup> Dies würde aber auch bedeuten, daß dann die Vergleichbarkeit nur noch (weiter) eingeschränkt gegeben wäre.

#### 2.4.3.6 Fehlende Äquidistanz

In der Literatur wird regelmäßig kritisiert, daß die Ratingurteile nicht äquidistant seien und der Risiko-Rendite-Zusammenhang (mit dem Rating als Risikomaßstab) einen progressiv steigenden Verlauf aufweise.<sup>180</sup> Dieser Sachverhalt ist in Abbildung 2-5 dargestellt.<sup>181</sup> Für diese Beobachtung (die zumindest tendenziell unstrittig sein dürfte) werden

---

176 Vgl. SCHNABEL: RATING (1996), S. 322, der das Beispiel anführt, daß bei der HOECHST CELANESE CORP. über viele Jahre das Bond Rating sogar zwei Stufen auseinanderlag, aber auch sagt, daß dieser Fall „selten“ ist.

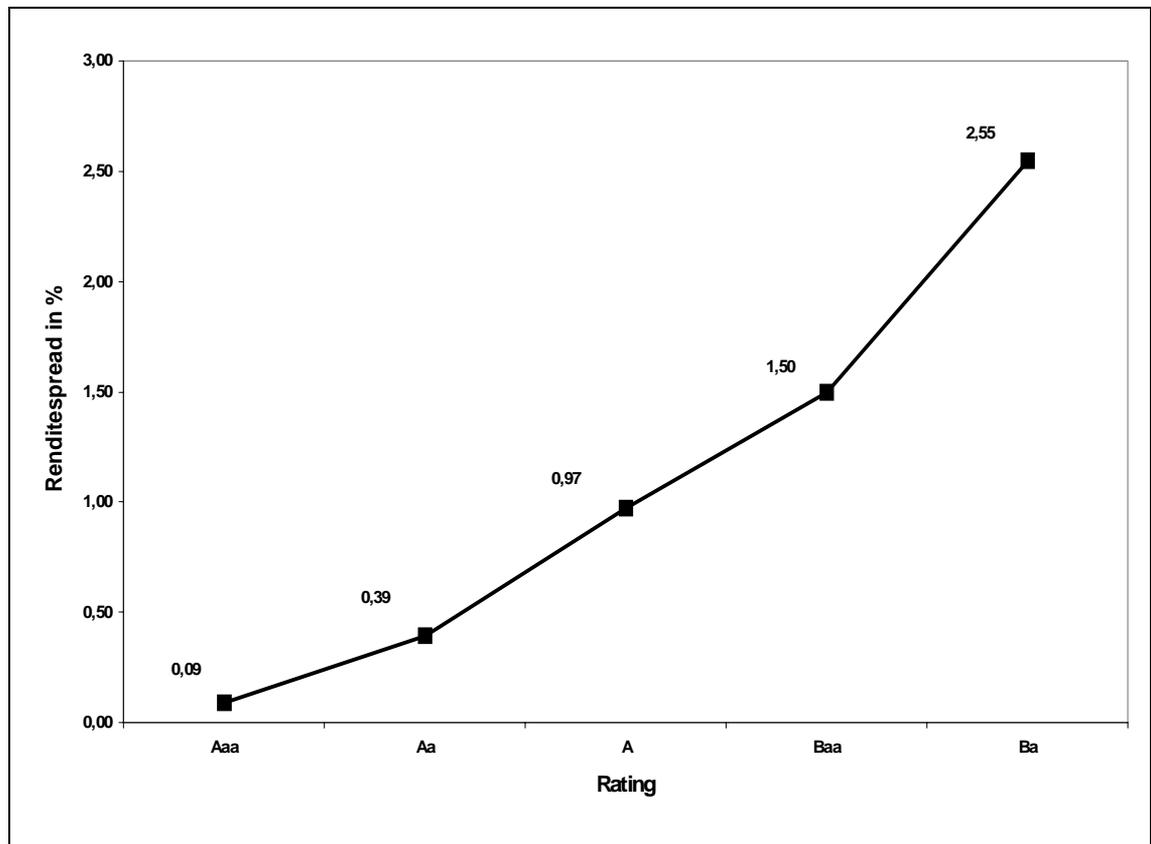
177 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 589.

178 Dem Verfasser ist die Existenz einer solchen Untersuchung nicht bekannt, doch wäre dies die einzig sinnvolle Überprüfung, da Split-Ratings naturgemäß überhaupt nur auftreten können, wenn ein Doppel-Rating vorliegt. Weiterhin ist zu beachten, daß in den seltensten Fällen die Ratings durch zwei Agenturen exakt zeitgleich erstellt werden. Das bedeutet aber, daß der „nachziehenden“ Agentur das andere Rating schon bekannt ist, so daß sich durch eine (wenn auch nicht nachweisbare!) Orientierung am ersten Rating Verzerrungen ergeben könnten.

179 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 640-641 und S. 649. Die gleichen Informationen stehen den Agenturen aber nur dann zur Verfügung, wenn beide das Rating unter Mitarbeit des Emittenten erstellen und wenn die Agenturen auch die gleichen Materialien fordern (und erhalten).

180 Vgl. z. B. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 600 oder BRISTER/KENNEDY/LIU: REGULATION (1994), S. 512.

181 Hier werden zwar auf eigenen Berechnungen basierende Daten dargestellt, doch unterscheiden diese sich hinsichtlich des kritisierten progressiven Verlaufs nicht von denjenigen der zitierten Autoren.



**Abbildung 2-5: Durchschnittliche Renditespreads 1990 – 1995 je Ratingklasse<sup>a</sup>**

a) Eigene Berechnungen, vgl. Kapitel 4 (S. 217).

die folgenden vier (alternativen) Erklärungsansätze geliefert:

- a) Nach den Ergebnissen der Kapitalmarkttheorie müßte sich ein *linearer* Risiko-Rendite-Zusammenhang ergeben, und zwar sowohl bei einer Betrachtung des Gesamtrisikos (Risikomaß: Standardabweichung; Modell: Kapitalmarktklinie) als auch bei einer Betrachtung nur des systematischen Risikos (Beta; Wertpapierlinie). Da dieser aber nicht gegeben sei, liege bei den Ratingskalen eine Maßstabsverzerrung vor und die Agenturen wären nicht in der Lage, das Bonitätsrisiko gleichmäßig zu klassifizieren.<sup>182</sup>
- b) Es liegen Divergenzen in der Risikophilosophie vor: Aus Sicht der Portfoliotheorie ist die Risikohöhe in Form einer quantifizierbaren Schwankungsbreite der Renditen,<sup>183</sup> aus Sicht des CAPM ist nur das *systematische* Risiko, welches anhand des Betafaktors operationalisiert wird, relevant. Für beide Größen eignen sich die nur re-

<sup>182</sup> Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 600-601.

<sup>183</sup> Gemeint sind: Standardabweichung und Kapitalmarktklinie.

lativ interpretierbaren Ratingurteile als qualitative Klassifizierungsmerkmale des Bonitätsrisikos nicht.<sup>184</sup>

- c) Eine ausgeprägte Risikoaversion der Investoren führt dazu, daß ab einem bestimmten Rating höhere Renditeprämien verlangt werden.<sup>185</sup>
- d) Marktunvollkommenheiten aufgrund von Anlagerestriktionen sind für den progressiven Renditeanstieg beim Übergang von Baa (BBB) nach Ba (BB) verantwortlich. So dürfen in den USA z. B. gewisse Anlegergruppen nur Investment Grade Bonds kaufen, was zu einem Nachfrageüberhang bei eben diesen Papieren und zu einer Nachfrangelücke bei Speculative Grade Bonds führt. Somit können letztere nur unter Gewährung überproportional höherer Renditen Abnehmer finden.<sup>186</sup>

In allen diesen Erklärungsansätzen treten jedoch Irrtümer zu Tage, die nachfolgend näher betrachtet werden:

- Von jeder (wie der beim Rating verwendeten<sup>187</sup>) Ordinalskala wird nur verlangt, daß sie die richtige *Rangordnung* der Merkmalsausprägungen reproduziert.<sup>188</sup> Eine Äquidistanz der Abstände darf deshalb nicht erwartet werden; sie würde sich – wenn überhaupt – nur „zufällig“ ergeben oder, sofern dies ausdrücklich erklärtes Ziel der Ratingagenturen wäre. Dies ist jedoch weder den Ratingdefinitionen noch anderen Aussagen der Ratingagenturen zu entnehmen.
- Die in den Punkten a) und b) angesprochene Linearität der Kapitalmarktlinie beschreibt *nicht* den Zusammenhang zwischen Risiken und Renditen *einzelner* Wertpapiere. Sie gilt ausschließlich für (effiziente!) Portfolios, die durch Kombination des Marktportfolios mit einer risikolosen Anlage entstehen.<sup>189</sup>

---

184 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 601-604.

185 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 80.

186 Vgl. BRISTER/KENNEDY/LIU: REGULATION (1994), S. 511-513. Dies würde aber nur die Progression an eben dieser Stelle erklären.

187 Vgl. Kapitel 2.4.3.1 (S. 43).

188 Vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 7.

189 Vgl. SPREMANN: FINANZIERUNG (1996), S. 526-528. Wenn trotz dieses gewichtigen Einwandes dennoch auf die Kapitalmarktlinie Bezug genommen wird, ist zu bedenken, daß dort die Linearität nur erreicht wird, weil nicht die Varianz, sondern deren Wurzel (die Standardabweichung) verwendet wird. Deshalb muß dann erst geprüft werden, welche dieser beiden Größen dem Rating eher entsprechen könnte.

- Bei dem CAPM handelt es sich um ein neoklassisches Modell, in dem annahmegermäÙ strenge Informationseffizienz vorliegt und insofern die Existenz von Ratings nicht erklärt werden kann.<sup>190</sup>
- In den kritisierten Berechnungen und Darstellungen werden Renditen betrachtet, die nur erzielt werden, falls kein Ausfall eintritt. Es handelt sich also um *vereinbarte* oder *versprochene* Renditen. Sowohl das CAPM als auch die Kapitalmarktlinie modellieren jedoch *erwartete* Renditen, die aber bei Existenz von Ausfallrisiken *geringer* als die versprochenen sind. Ebenso ist die in Punkt c) angesprochene Risikoaversion per Definition<sup>191</sup> auf *Erwartungswerte* zu beziehen. Sinnvollerweise sollten auch vor einem Hinweis auf die in Punkt d) dargestellten Marktunvollkommenheiten die erwarteten Renditen betrachtet werden.<sup>192</sup>

Die hier geäußerte Kritik an der Kritik und an den Erklärungsansätzen soll aber nicht bedeuten, daß die Erklärungsansätze falsch sind. Sie deutet lediglich an, daß vor einer Erklärung der zu erklärende Sachverhalt einer genaueren Betrachtung unterzogen werden muß.<sup>193</sup> Als erster Schritt bietet sich dabei eine Analyse der Ausfallrisiken je Ratingklasse an. Diese sind in Abbildung 2-6 dargestellt.<sup>194</sup> Wie der Darstellung zu entnehmen ist, wächst auch das Ausfallrisiko *progressiv* mit schlechterem Rating. Besonders deutlich wird dies (wie interessanterweise auch bei den Renditen festgestellt) beim Übergang von Baa nach Ba. Es liegt also offensichtlich auch hinsichtlich des Ausfallrisikos keine Äquidistanz vor; wie erläutert, wäre dies auch nicht unbedingt zu erwarten gewesen. Dennoch soll an dieser Stelle eine Vermutung für die Gründe dieses Sachverhaltes geäußert werden: Daß gerade an der Schnittstelle zwischen Ratings der Investment- und der Spekulationsklasse die größte Progression vorliegt, könnte darauf zurück-

---

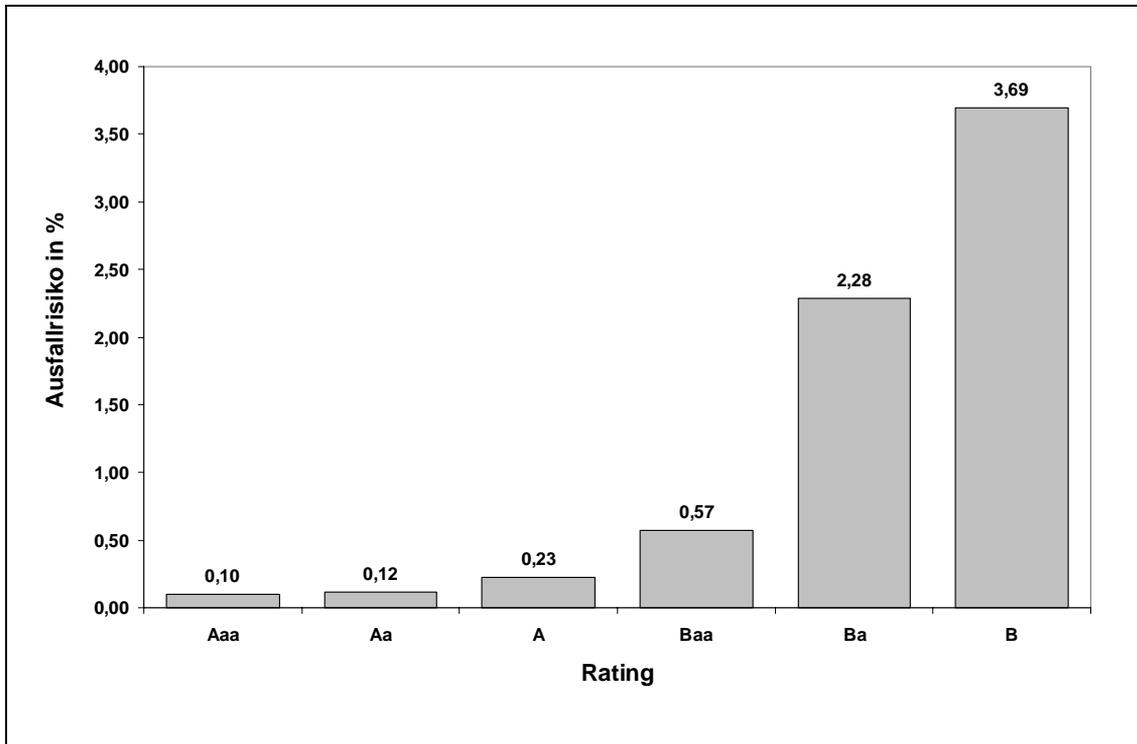
190 Vgl. dazu ausführlich Kapitel 2.5.1.1 (S. 61).

191 Vgl. BAMBERG/COENENBERG: ENTSCHEIDUNGSLEHRE (1996), S. 83.

192 Die Berechnung erwarteter Renditen (und die Ermittlung erwarteter Risikoprämien) erfolgt in Kapitel 3.5 (S. 154). Hilfsweise können ggf. auch *erzielte* Renditen verwendet werden.

193 Insbesondere die in Punkt b) angesprochenen Aspekte der Risikophilosophie werden in dieser Arbeit noch diskutiert.

194 Die hier dargestellten (historischen) Daten sind Tabelle 2-6 entnommen und stellen nach Ansicht des Verfassers aufgrund des sehr langen Erhebungszeitraumes (und unter Beachtung der üblichen und bisher genannten Einschränkungen) einen geeigneten Schätzer für das jeweilige Ausfallrisiko dar. Die nachfolgend diskutierte Progression läßt sich aber auch bei auf anderen Erhebungszeiträumen basierenden Daten feststellen, vgl. z. B. Tabelle 2-5.



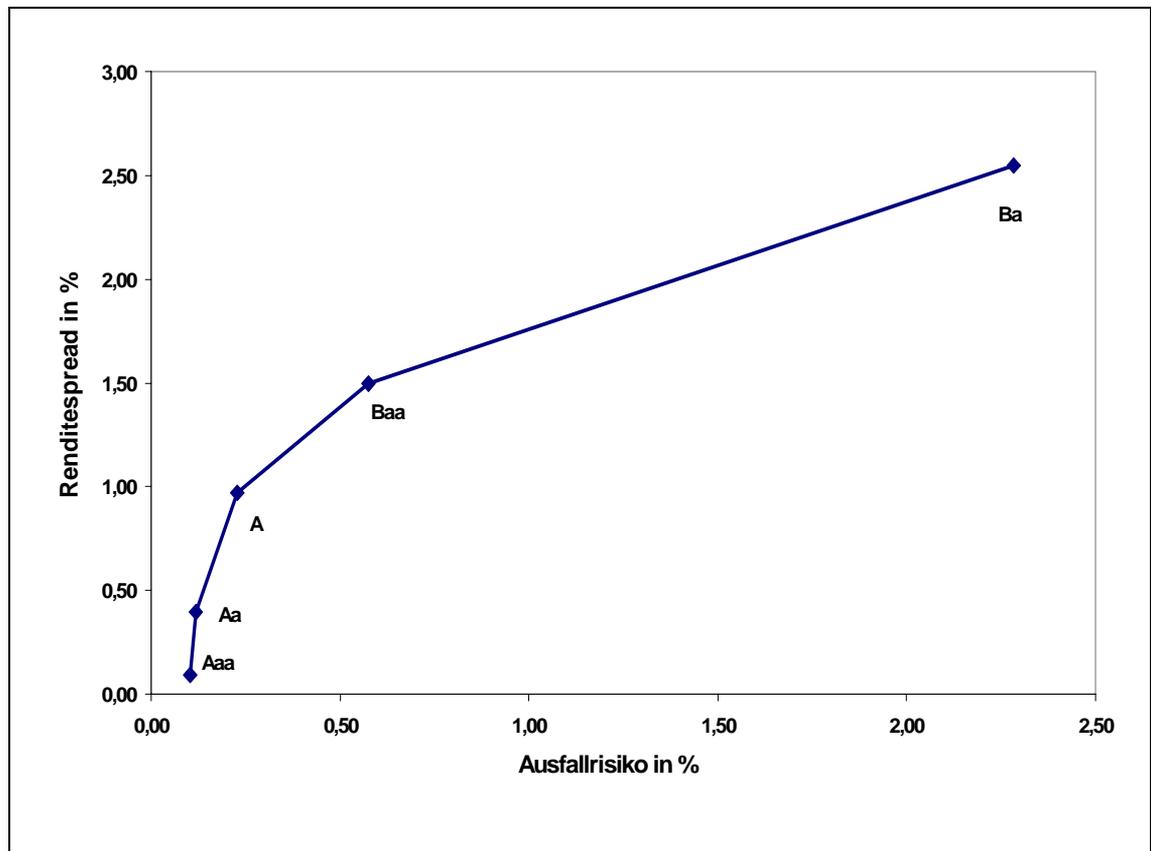
**Abbildung 2-6: Durchschnittliches Ausfallrisiko 1970 – 1998 je Rating von MOODY'S<sup>a</sup>**

a Eigene Darstellung, Datenquelle: MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): DEFAULT (1999), S. 26. Vgl. auch Kapitel 2.4.1.2 (S. 28).

zuführen sein, daß die Agenturen gar keine Äquidistanz anstreben, sondern durch eine entsprechende, zielgerichtete Zuordnung der Anleihen die genannte Grobeinteilung und somit den Beginn des spekulativen Bereichs verdeutlichen wollen. Als Indiz für diese Vermutung kann gewertet werden, daß die Streuung der Renditespreads mit schlechterem Rating ebenfalls zunimmt und auch genau bei Beginn der Spekulationsklasse die größte Progression aufweist.<sup>195</sup>

Da aber auch die Risiken progressiv wachsen, ist die (unter Verwendung des Rating als Risikomaß) getroffene Aussage hinsichtlich des Risiko-Rendite-Zusammenhanges zu relativieren. Konkretere Aufschlüsse lassen sich bei einer Betrachtung des Ausfallrisiko-Rendite-Zusammenhanges gewinnen. Dieser ist in Abbildung 2-7 dargestellt. In dieser (auf beiden Achsen äquidistanten) Darstellung (bei der die Problematik der Erwartungswerte der Renditen ausgeklammert bleibt) zeigt sich, daß die Renditen zwar mit steigendem Risiko noch zunehmen. Der „gewünschte“ lineare Zusammenhang stellt sich aber

<sup>195</sup> Vgl. Tabelle 4-20. Auch in LONGSTAFF/SCHWARTZ: DEBT (1995), S. 807 wird (in einem anderen Zusammenhang) die genannte Zunahme der Streuung der Bonitäts-spreads beobachtet.



**Abbildung 2-7: Durchschnittliche Renditespreads je Ausfallrisiko (äquidistante Darstellung)<sup>a</sup>**

a Die Daten entsprechen denen aus Abbildung 2-5 bzw. Abbildung 2-6.

nicht ein (hierfür gäbe es auch keine modellgestützte Begründung); die Kurve weist jetzt vielmehr einen *degressiven* Verlauf auf. Anders ausgedrückt: Der versprochene Renditespread je Einheit Ausfallrisiko *nimmt* bei Anleihen mit schlechter werdender Bonität *ab*. Daraus folgt aber, daß den beiden Erklärungsansätzen c) „Risikoaversion“ und d) „Marktunvollkommenheiten“ der zu erklärende Sachverhalt entzogen ist.

#### 2.4.3.7 Qualitätsmessung und Risiko fehlerhafter Ratings

Die Agenturen behaupten von sich, anhand ihrer Ausfallstudien<sup>196</sup> eine „Qualitätsmessung von Ratings“ vorzunehmen: „Aus der Analyse der historischen Daten lassen sich Rückschlüsse auf die Fähigkeit der Agentur ziehen, künftige Zahlungsprobleme zu antizipieren und im Rating entsprechend auszudrücken. Hierin spiegelt sich direkt die nachgewiesene Qualität der Ratings wider.“<sup>197</sup> Offensichtlich verwendet MOODY’S hier

196 Vgl. Kapitel 2.4.1.2 (S. 28).

implizit als Qualitätsmaßstab die Erwartungen der Adressaten des Rating (d. h. hier der Investoren), eine möglichst „wahre“ Bonitätseinschätzung zu erhalten.<sup>198</sup> Daß die Ausfallstudien aber nur eingeschränkt zur Messung dieser „Qualität“ geeignet sind, läßt sich anhand des folgenden Gedankenexperiments illustrieren:<sup>199</sup>

Es werden drei von einer Agentur unterschiedlich geratete Anleihen (Ratings: A, B und C) betrachtet.<sup>200</sup> Aufgrund des Anspruchs der Agenturen lautet die Aussage der vergebenen Ratings: „Die A-Anleihe ist besser, d. h. hat ein geringeres Ausfallrisiko, als die B-Anleihe, und diese wiederum ist besser als die C-Anleihe“. Nun falle während des Jahres nur die B-Anleihe aus. Was kann dies bedeuten? Es könnte erstens bedeuten, daß ex ante die Risiken der B- und/oder der C-Anleihe falsch eingeschätzt wurden und (mindestens) ein „falsches“ Rating vergeben wurde. Zweitens könnte es aber auch lediglich bedeuten, daß die Ratings „richtig“ waren, und bei der B-Anleihe der mit einer ex ante geringen Wahrscheinlichkeit mögliche Ausfall eingetreten ist, während bei der C-Anleihe der mit einer ex ante hohen Wahrscheinlichkeit zu erwartende Nicht-Ausfall eingetreten ist. Welche der beiden Erklärungsansätze den Sachverhalt korrekt beschreibt, ist anhand dieser Daten unmöglich festzustellen. Dies würde sogar gelten, wenn statt Ratings konkrete Ausfallwahrscheinlichkeiten benannt würden, z. B. 1%, 2% und 5%. Dann wäre – im Falle der „richtig“ benannten Ausfallwahrscheinlichkeiten – bei der B-Anleihe der mit 2%, bei der C-Anleihe der mit 95% wahrscheinliche Zustand eingetre-

---

197 BERBLINGER: RATING (1996), S. 52.

198 Dies ist ein zweckorientiertes oder teleologisches Qualitätsverständnis, bei dem die Kundenerwartungen als Bezugsgröße verwendet werden. Andere wichtige Qualitätsmaßstäbe können z. B. die Konkurrenz oder der Preis sein, vgl. HENTSCHEL: DIENSTLEISTUNGSQUALITÄT (1992), S. 36-37. Natürlich ist im Fall von Ratings neben dem Emittenten als Auftraggeber auch der Investor als „Kunde“ der Ratingagenturen aufzufassen, und zwar unabhängig davon, ob die Ratingleistung bezahlt wird (Kauf von Publikationen der Agenturen) oder ob sie „quasi kostenlos“ aus anderen Medien in Anspruch genommen wird. Die Interessenlage von Emittent und Investor dürfte dabei (nicht nur, aber insbesondere hinsichtlich des Qualitätsmerkmals „Erwartung“) unterschiedlich sein: Während der Emittent ceteris paribus an einem möglichst guten Rating Interesse hat, dürfte der Investor ein möglichst „wahres“ Rating präferieren (solange man den theoretischen Fall ausschließt, daß ein „informierter“ Investor fälschlich „zu schlechte“ Ratings wünscht, um unberechtigt zu hohe Renditen zu erhalten).

199 Ein weiterer Aspekt, der aber hier ausgeklammert wird, ist, daß MOODY'S seine Ratings nach dem Expected-Loss-Ansatz vergibt und deshalb bei einer Qualitätsmessung den Ratings durchschnittlich erlittene Kreditverluste und nicht bloß historische Ausfallraten gegenüber stellen sollte.

200 Zur Vereinfachung sei angenommen, daß alle Anleihen von Emittenten der gleichen Branche und unbesichert seien, eine einjährige Restlaufzeit aufweisen, Ratingänderungen nicht erfolgen und ein eventueller Ausfall „über Nacht“ erfolgt.

ten. Eine erneute Messung der Ausfälle mit den genannten Anleihen zur Überprüfung einer der Erklärungsansätze ist aber auch nicht möglich, da die ausgefallene Anleihe verständlicherweise nicht mehr verfügbar ist.

Der hier vorgebrachten Argumentation kann entgegnet werden, daß die Agenturen ihre Ausfallstudien aufgrund einer sehr breiten Datenbasis erstellen.<sup>201</sup> Dies ändert jedoch wenig: Nun soll es je 1.000 Anleihen mit den drei Ratings geben. Fallen nun z. B. zehn (A), 30 (B) und 20 (C) Anleihen aus, so könnte für jede einzelne Anleihe wieder alternativ einer der oben genannten Erklärungsansätze richtig sein. Erst wenn ein solches Szenario über einen Zeitraum von mehreren Jahren wiederholt aufträte, würde dies auf fehlerhafte Ratings deuten.

Selbst im anscheinend „konsistenten“ Fall, daß z. B. zehn (A), 20 (B) und 50 (C) Anleihen ausfallen, könnten aber immer noch fehlerhafte Ratings vergeben worden sein: Vielleicht wäre ja für einen Teil der 20 ex post ausgefallenen B-Anleihen ein C-Rating, und für einen Teil der 950 nicht ausgefallenen Anleihen ein B- (oder gar A-) Rating „richtig“ gewesen. Aber auch dies entzieht sich bei Betrachtung der Ausfallstudien jeglicher Überprüfung.

Wenn also eine große Datenbasis verwendet wird, gilt die Aussage der Qualität folglich auch nur im Durchschnitt über die zugrunde liegenden Anleihen und deren Ratings, nicht jedoch für den Einzelfall. (Hier kann man sich schließlich noch einen – rein hypothetischen – Extremfall ausmalen, daß je Klasse 999 Ratings nach bestem Wissen und Gewissen, die anderen drei aber vorsätzlich „falsch“ vergeben werden: Bei einer Betrachtung der Ausfallraten je Klasse wird dies unentdeckt bleiben, und zwar unabhängig von tatsächlichen Ausfällen dieser drei Anleihen.)

Insofern kann die in der oben zitierten Aussage behauptete „Qualität“ nur aufgrund der Ausfallstudien nicht bestätigt werden; sie kann allerhöchstens – sofern bei einer langjährigen Betrachtung um so mehr Anleihen ausfallen, je schlechter das Rating ist – nicht widerlegt werden. Zur wissenschaftlichen Überprüfung dieser „Qualität“ müßten die Agenturen folglich Signifikanztests durchführen, bei denen z. B. die Hypothesen „Die

---

201 MOODY'S Datenbank enthält über 4.800 geratete Emittenten mit ihren Schuldverschreibungen, vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 52.

Ausfallwahrscheinlichkeit von A ist größer als die von B“ und „Die Ausfallwahrscheinlichkeit von B ist größer als die von C“ überprüft werden.<sup>202</sup>

GIERL weist (allgemein für Dienstleistungen) darauf hin, daß die Nachfrager die Qualität zum Teil nicht selbst beurteilen wollen, zum Teil es auch nicht können, so daß die Vertrauenswürdigkeit ein wichtiges Werbeargument wird. Vertrauen kann nämlich sehr angenehme Konsequenzen haben, da es ein bestimmtes Verhalten erst ermöglicht oder weil Kontrollkosten vermieden werden, weil Vertrauen „kostenlos“ ist. Andererseits kann Vertrauen aber auch unangenehme Folgen haben.<sup>203</sup> Daß diese Beschreibung auch genauso bei Ratings im Verhältnis zwischen Agentur und Investor zutrifft, ist offensichtlich.<sup>204</sup> Um dieses „Vertrauen“ zu gewinnen, versuchen die Ratingagenturen deshalb wohl auch, die Qualität der hinter ihren Ratings stehenden Faktoren (also den „Input“) hervorzuheben, um die Qualität der Ratings (als „Output“) zu suggerieren.<sup>205</sup> So betont z. B. MOODY'S, daß die Mitarbeiter streng branchenspezialisiert und nur innerhalb der Bonitätsanalyse arbeiten, fachspezifische und internationale Analyseerfahrung mitbringen, unabhängig sind und ein hohes Maß an persönlicher Integrität und professioneller Ethik mitbringen.<sup>206</sup> Um außerdem Analysten von Bestechlichkeit und Insidergeschäften abzuhalten, werden auch recht hohe Gehälter gezahlt.<sup>207</sup>

Solange aber nicht der Nachweis erbracht wird, daß *jedes einzelne* Rating tatsächlich eine hohe Qualität aufweist, ist (aus Investorensicht) die mögliche Existenz eines weiteren Risikoaspektes zu diskutieren: Das Risiko fehlerhafter Ratings. Darunter soll das

---

202 Nach einer sorgfältigen Überprüfung der verwendeten Annahmen (Unabhängigkeit?) könnte hier z. B. aufgrund der dichotomen Verteilung und der verbundenen Stichproben der *Differenztest* als Anwendung des *approximativen Gaußtests* durchgeführt werden; zu diesem Test vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 187-189. Fraglich dürfte aber sein, ob es aufgrund der großen Streuung überhaupt zu einer Verwerfung kommen *kann*.

203 Vgl. GIERL: VERTRAUEN (1999), S. 195-197.

204 Auch VON RANDOW argumentiert, daß der Qualitätseinschätzung durch Anleger nicht unbeträchtliche Hindernisse entgegen stehen und daß ein Rating dadurch zum „Vertrauensgut“ wird, vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 554.

205 In der Sozialpsychologie und in der Kundenzufriedenheitsforschung wird eine solche Ursachenzuschreibung (und ggf. Beeinflussung) innerhalb der Attributionstheorie behandelt, vgl. GROSS-ENGELMANN/WISWEDE: KUNDENVERHALTEN (1999), S. 168-170. Die Frage nach der Messung von Kundenzufriedenheit und Qualität der Ratings (aus Sicht von Emittenten und Investoren) kann an dieser Stelle nicht vertieft werden; dies kann ggf. in Zukunft Gegenstand einer eigenen wissenschaftlichen Untersuchung sein.

206 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 87-88.

207 Vgl. KNEISSLER: GNADENLOS (1997), S. 20, der Monatsgehälter von DM 20.000 bis 30.000 nennt.

Risiko verstanden werden, daß das „wahre“ Bonitätsrisiko höher (oder niedriger) ist, als es durch das Rating angezeigt wird. Daß dieses Risiko nicht nur hypothetisch, sondern tatsächlich existiert, belegen die genannten Zeitverzögerungen bei Ratingänderungen.<sup>208</sup>

Dieses Risiko kann ein Investor bei Vorliegen einer anhand eines bestimmten Rating konkretisierten Risikoeinstellung jedoch durch Diversifikation über verschiedene Anleihen gleichen Ratings vermindern. Für Investoren, die aufgrund der in der modernen Portfoliotheorie gewonnenen Erkenntnisse riskante Anlageformen grundsätzlich nur innerhalb diversifizierter Portfolios erwerben, ist verständlicherweise das Risiko fehlerhafter Ratings weniger immanent.

## **2.5 Theoretische Relevanz und praktischer Nutzen des Rating**

Ratings *sollen*, wie dargestellt, den Investoren Informationen über Bonitäten liefern. Vor einer weiteren Betrachtung dieser und anderer Funktionen erscheint es angebracht, eine Einordnung des Rating in den finanzierungstheoretischen Rahmen vorzunehmen.

### **2.5.1 Rating und Finanzierungstheorie**

#### **2.5.1.1 Rating und Kapitalmarkteffizienz**

Die Modelle der neoklassischen Finanzierungstheorie (dazu gehören insbesondere das CAPM und die Irrelevanzthesen von MODIGLIANI/MILLER zu Kapitalstruktur und Ausschüttungspolitik) beruhen u. a. auf der (sehr rigiden) Annahme eines perfekten Kapitalmarktes. Dieser zeichnet sich durch die folgenden Eigenschaften aus:<sup>209</sup>

- Alle Anlagemöglichkeiten sind beliebig teilbar.
- Steuern oder Transaktionskosten fallen nicht an.
- Alle Investoren haben homogene Erwartungen.
- Informationen sind für alle Investoren kostenlos und unendlich schnell verfügbar.

Wenn die in dem letztgenannten Punkt angesprochenen Informationen sich auch sofort

---

208 Vgl. Kapitel 2.4.3.2 (S. 46).

209 Vgl. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 262-263.

und vollständig in den Wertpapierpreisen niederschlagen, spricht man von einem *informationseffizienten* Kapitalmarkt.<sup>210</sup> In Abhängigkeit von dem Umfang der „Informationen“ wird die folgende definitorische Unterteilung in verschiedene Formen oder Grade der Informationsverarbeitungseffizienz (kurz: Informationseffizienz) vorgenommen:<sup>211</sup>

a) Schwache Informationseffizienz:

Sie liegt vor, wenn alle Informationen über die Kursbewegungen der Vergangenheit in den aktuellen Kursen enthalten sind. Durch Einsatz der technischen Analyse lassen sich dann keine Überrenditen erzielen.

b) Halbstrenge Informationseffizienz:

Sie liegt vor, wenn alle öffentlich verfügbaren Informationen in den aktuellen Kursen enthalten sind. Dann lassen sich durch die Fundamentalanalyse keine Überrenditen erzielen.

c) Strenge Informationseffizienz:

Sie liegt vor, wenn alle existenten Informationen (einschließlich der nichtöffentlichen) in den aktuellen Kursen enthalten sind. In diesem Fall können auch Insider durch Ausnutzung ihrer Informationen keine Überrenditen erzielen.

Das Hauptproblem bei der Überprüfung, welchen Grad von Effizienz ein Markt aufweist, besteht darin, daß die „Überrenditen“ genau quantifiziert werden müssen. Dazu ist im Rahmen empirischer Untersuchungen zunächst ein Modell zur Ermittlung von Gleichgewichtsrenditen zu bestimmen. Dies führt aber dazu, daß immer nur verbundene Hypothesen (Joint-Hypothesis) zur gleichzeitigen Gültigkeit von Renditemodell und Effizienz getestet werden können.<sup>212</sup> Sowohl fehlende Effizienz als auch die Verwendung des falschen Renditemodells bei tatsächlicher Effizienz würden zu einer Verwer-

---

210 Dies wird auch als Kapitalmarkteffizienz im engeren Sinne bezeichnet. Nach LOISTL unterscheidet die Kapitalmarkteffizienz im weiteren Sinne außerdem die technische Effizienz und die Institutionen-Effizienz, vgl. LOISTL: FINANZIERUNGSTHEORIE (1990), S. 63. In dieser Arbeit werden „Kapitalmarkteffizienz“, „Informationseffizienz“ und „Effizienz“ synonym verwendet.

211 Vgl. FAMA: MARKETS (1970), S. 383. Dabei schließt die jeweils höhere Form von Informationseffizienz die niedrigere(n) Form(en) ein. Aus verschiedenen Gründen hat FAMA 1976 und 1991 neue Definitionen und Abgrenzungen der Kategorien von Informationseffizienz eingeführt, die Dreiteilung dabei aber beibehalten, vgl. FAMA: REPLY (1976), S. 143-145 und FAMA: MARKETS II (1991), S. 1575-1617. Die Unterschiede sind aber insbesondere für die Untersuchung von Effizienz auf Aktienmärkten relevant, so daß sie im Rahmen dieser Arbeit ausgeklammert werden können.

212 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 63-64.

fung der Effizienzthese führen, ohne daß die korrekte Ursache ermittelbar wäre. FAMA selbst beschreibt dieses Dilemma folgendermaßen: „Thus, market efficiency per se is not testable. [...] It is a disappointing fact that, because of the joint-hypothesis problem, precise inferences about the degree of market efficiency are likely to remain impossible.“<sup>213</sup>

Dennoch erscheint eine Diskussion der theoretischen Relevanz des Rating vor dem Hintergrund der Effizienzthese angebracht. Dabei ist auf einer ersten Ebene nach dem Grad der Effizienz zu unterscheiden:

Auf streng effizienten Märkten ist offensichtlich kein Platz für Intermediäre wie Ratingagenturen, da alle Marktteilnehmer bereits über sämtliche Informationen verfügen und somit auch ein Rating keine neuen Informationen verbreiten kann. Vor diesem Hintergrund ist auch eine Wohlfahrtssteigerung durch Ratings nicht möglich; vielmehr ist eine Wohlfahrtssenkung zu erwarten, da die Erstellung von Ratings Kosten verursacht. Insofern kann auch von einer „kategorialen Unvereinbarkeit“ von Ratings und strenger Effizienz gesprochen werden.<sup>214</sup>

Liegt keine strenge Effizienz vor, sind auf einer zweiten Ebene – aufgrund eines unterschiedlichen verarbeiteten Informationsumfanges – zwei Arten des Ratingverfahrens zu unterscheiden:<sup>215</sup>

- Allein auf Basis öffentlich publizierter Fundamentaldaten erstellte Ratings, also insbesondere nicht beantragte Ratings ohne Mitwirkung des Emittenten, werden in der Regel computergestützt durch mathematisch-statistische Modelle ermittelt.<sup>216</sup>
- Ratings, in welche die im Rahmen von Managementgesprächen oder aufgrund von Informationsanforderung durch die Agenturen gewonnenen vertraulichen, nicht öffentlich verfügbaren Informationen einfließen.

Die erstgenannten Verfahren können nach STEINER/HEINKE als *formalisierte*, die letztgenannten als *individuelle* Verfahren bezeichnet werden. Auf Basis formalisierter Verfahren erstellte Ratings bringen lediglich bei Vorliegen schwacher Effizienz zusätzliche,

---

213 FAMA: MARKETS II (1991), S. 1575-1576.

214 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 583-584.

215 Vgl. dazu auch Kapitel 2.4.3.4 (S. 49).

216 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 122-123.

noch nicht verfügbare Informationen. In jedem anderen Fall werden bereits bekannte Informationen nochmals „verkauft“. Dennoch ist es möglich, daß auch bei einem höheren Effizienzgrad Ratings breiten privaten Anlegerschichten einen Nutzen bringen: Selbst wenn die Agenturen keine neuen Informationen bereitstellen, kann ihnen ggf. die Funktion der Aggregation und Aufbereitung existierender Informationen (und damit eine sinnvolle Komplexitätsreduzierung) zu niedrigeren Kosten, als es dem Durchschnitt der Marktteilnehmer möglich ist, zugeschrieben werden. Ratings hingegen, die auf individuellen Verfahren basieren, bringen entsprechend nicht nur bei schwacher, sondern auch bei halbstrenger Effizienz neue Informationen auf den Markt.<sup>217</sup>

Zur Überprüfung, inwieweit Ratings neue Informationen bringen, wird auf empirische Untersuchungen zum Informationsgehalt von Ratingänderungen zurückgegriffen. Dabei kann festgestellt werden, daß Ratingänderungen oft zu keinen signifikanten Kursreaktionen (mehr) führen, d. h. daß *kein* Informationsgehalt vorliegt.<sup>218</sup> Es scheint zwar einerseits plausibel anzunehmen, daß die Relevanz des Rating für die Kursbildung auch vom betrachteten Markt oder Marktsegment abhängt (z. B. höhere Relevanz des Rating bei Nebenwerten). Andererseits kann aufgrund dieser Ergebnisse direkt nur auf die Relevanz von Ratingänderungen, nicht unbedingt aber auch auf die Relevanz und den Informationsgehalt des *Rating an sich* geschlossen werden: Folgt man z. B. HEINKE, der – aufbauend auf einer Unterteilung der Informationsfunktion des Rating in eine *statische* (zeitpunktbezogene) und eine *dynamische* (kausale) Informationsfunktion – den Ratings am Primärmarkt (d. h. bei Emission) einen höheren Informationswert zuschreibt,<sup>219</sup> so kann folgende These aufgestellt werden: Das (auf Basis individueller Verfahren erstellte) Rating bei Emission bringt neue Informationen und erhöht somit auch die Effizienz, Ratingänderungen stellen jedoch (von Ausnahmen abgesehen) keine neuen Informationen dar. Zwar entzieht sich die erste Teilaussage dieser These weitestgehend einer empirischen Überprüfung,<sup>220</sup> dennoch soll sie kurz diskutiert werden:<sup>221</sup> Dieser scheinbare

217 Vgl. m. w. N. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 584-585.

218 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 586-589 mit einer Übersicht zu entsprechenden Untersuchungen. Vgl. auch Kapitel 2.4.3.2 (S. 46) und eine ausführlichere Betrachtung in Kapitel 4.3.1 (S. 223). Diese Untersuchung können aber naturgemäß keine Auskünfte darüber geben, in welchen Fällen Ratingänderungen ganz unterblieben sind, obwohl sie hätten erfolgen müssen.

219 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 44-46 und 310.

Widerspruch der zwei Teilaussagen kann gelöst werden, indem das erstmalige Rating als „Basis-Information“ durch den Anleger aufgefaßt wird, die es ermöglicht, das Risiko der betrachteten Anleihe überhaupt einzuschätzen. Kommt es dann nach Emission zu positiven oder negativen Veränderungen, wird dies von den Anlegern berücksichtigt, indem die bisherige (als korrekt eingeschätzte) Bewertung entsprechend – *relativ* zur Basis – nach oben oder unten korrigiert wird.<sup>222</sup> In diesem Fall ergibt sich die Diskrepanz dadurch, daß die Agenturen bei der laufenden Überwachung von Ratings nicht mehr so sorgfältig arbeiten wie bei deren erstmaliger Vergabe und/oder in die Überwachungsergebnisse nur noch öffentlich verfügbare Informationen einfließen. Konsequenz dieses Szenarios, sofern es die Realität korrekt beschreibt, ist dann aber (zumindest unter Aspekten der Informationseffizienz!), daß die Agenturen auf die laufende Überwachung ganz verzichten können.

Nicht zuzustimmen ist jedoch folgender Aussage von HEINKE: „Wird nur die statische Informationsfunktion durch Ratings erfüllt, ist die Anwendung von Ratings im Portfolio-Management nur bei solchen Titeln sinnvoll, die keine Änderung des Bonitätsrisikos erfahren. Bei *bonitätsvolatilen* Werten kommt es auf die Erfüllung der dynamischen Informationsfunktion an.“<sup>223</sup> Die hier empfohlene Vorgehensweise würde vom Portfolio-Manager hellseherische Fähigkeiten verlangen, bei welchen Anleihen in Zukunft keine Bonitätsänderung stattfindet. Wie aber bereits ausgeführt wurde,<sup>224</sup> ist das Bonitätsänderungsrisiko untrennbar mit dem Bonitätsrisiko verknüpft.

### 2.5.1.2 Rating und Agency-Theorie

Aufgrund ihrer rigiden Prämissen bleiben innerhalb der neoklassischen Finanzierungs-

---

220 Da ein Vergleich der gerateten Anleihen mit den identischen Anleihen unter der „Was wäre wenn sie nicht geratet wären“-Annahme vorgenommen werden müßte.

221 Zumal, wie bereits ausgeführt, Effizienz per se auch nicht testbar ist und insofern diese These auch nicht von geringerer Qualität ist.

222 Ähnlich argumentieren BREALEY/MYERS hinsichtlich der Effizienz von Aktienmärkten: Zwar sei es unmöglich, den inneren Wert einer Aktie genau einzuschätzen, doch würde die Informationsverarbeitung dahingehend erfolgen, daß die aktuelle Bewertung sich durch eine relative Anpassung des als korrekt angenommenen Vortageskurses aufgrund neuer Informationen ergibt, vgl. BREALEY/MYERS: FINANCE (1996), S. 333.

223 HEINKE: RATING (1998), S. 46.

224 Vgl. Kapitel 2.4.2 (S. 39).

theorie verschiedene Fragen ungelöst. So bleibt z. B. die Frage unbeantwortet, warum in der Realität Finanzintermediäre wie Banken und Versicherungen (oder eben Ratingagenturen) existieren, wenn aufgrund der (angenommenen) vollständigen und kostenlosen Informationen aller Marktteilnehmer die Verträge direkt über den Markt abgeschlossen werden können. Diese Lücke zu schließen, ist das Ziel der verschiedenen Ansätze der neoinstitutionalistischen Finanzierungstheorie. Grundlage sind dabei Austauschbeziehungen zwischen zwei oder mehreren Parteien. Die Agency-Theorie als ein Zweig neoinstitutionalistischer Ansätze basiert darauf, daß eine asymmetrische Informationsverteilung zwischen einem Auftraggeber („Prinzipal“) und einem Auftragnehmer („Agent“) vorliegt und daß die Beschaffung von Informationen Kosten verursacht. Diese Informationsasymmetrie kann sowohl vor als auch nach Vertragsabschluß bestehen. Erstgenannte bezieht sich auf Informationen des Agenten über Qualitätsmerkmale, während der Prinzipal diese Informationen nicht besitzt („Hidden Information“); letztgenannte bezieht sich auf Informationen über Aktionen des Agenten, die der Prinzipal nicht oder nicht kostenlos beobachten kann („Hidden Action“).<sup>225</sup>

Aufgrund einer Informationsasymmetrie in Kreditbeziehungen – der Agent (= die Unternehmensleitung des kreditsuchenden Unternehmens) dürfte die zukünftige Ertragslage und damit das Bonitätsrisiko besser einschätzen können als der Principal (= der externe Kapitalgeber) – wird ein Kreditgeber als Ausgleich für diese allgemeine Unsicherheit einen Risikozuschlag verlangen.<sup>226</sup> Da aber auch Kapitalnehmer mit geringen Risiken diesen Zuschlag bezahlen müßten, werden diese u. U. ihre Kreditnachfrage zurückziehen. Daraufhin verbleiben nur Kreditnehmer mit hohen Risiken am Markt; es kommt zu einer Negativauslese („Adverse Selection“).<sup>227</sup> Wird dies von den Kreditgebern antizipiert, kommt es zu einer Kreditrationierung und/oder einer weiteren Erhöhung der Risikozuschläge, in deren Folge weitere Nachfrager ausscheren, so daß sich sogar ein Marktversagen einstellen kann. In Grenzen können hier die Stellung von Sicherheiten oder die Vereinbarung von Kündigungs- oder Zusatzrechten diesen Ausleseprozeß aufhalten,<sup>228</sup>

---

225 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 518-523. In diesem Abschnitt wird zur Erklärung des Rating aufgrund seiner Eigenschaften nur die Asymmetrie vor Vertragsabschluß und das entsprechend auch nur für Kreditbeziehungen betrachtet.

226 Vgl. PAUL: FINANZMARKETING (1996), S. 384-385.

227 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 609.

doch kann die extreme Folge der Informationsasymmetrie – die Kooperationsbeziehungen und eine effiziente Allokation der Ressourcen kommen nicht mehr zustande, obwohl es für beide Seiten vorteilhaft wäre – vor Vertragsabschluß nur durch eine Beseitigung oder zumindest Reduzierung dieser Asymmetrie verhindert werden.<sup>229</sup>

Dies kann durch das Rating erreicht werden, wenn man unterstellt, daß die Ratingagenturen bessere Informationen als die Kapitalgeber (ggf. sogar die gleichen wie die Kapitalnehmer) erhalten. Dann können die Agenturen über die Veröffentlichung der Ratings zu einer Verringerung der nicht öffentlich zugänglichen Informationen beitragen und so den Informationsvorsprung der Kapitalnehmer (und somit die Asymmetrie) reduzieren. Das Rating eignet sich dabei als „Signal“ und/oder als „Screening-Indikator“. Beim „Signalling“ wird der Informationsstand des Prinzipals durch eine („freiwillige“) Informationsübermittlung (durch den Agenten) über unbeeinflussbare Merkmale angehoben. Das Screening hingegen bezeichnet die Überprüfung (eines Signals) durch den Prinzipal.<sup>230</sup>

Bei einem Rating handelt es sich insofern grundsätzlich um ein geeignetes Signal, da das Rating erstens die Unternehmen wesentlich umfassender beurteilen kann als andere Informationen, die sich immer nur auf einen begrenzten Ausschnitt des komplexen Gesamtsystems eines Unternehmens beziehen, und zweitens auch glaubwürdig ist. Außerdem kann das Rating als Screening-Indikator aufgefaßt werden, durch den der Prinzipal (= Kreditgeber) die Möglichkeit hat, von sich aus Informationen über den Kreditnehmer zu erlangen. Auf Basis dieser (wiederum als glaubwürdig unterstellten) Informationen kann der Prinzipal dann die Kreditwürdigkeit des Kreditnehmers identifizieren und klassifizieren.<sup>231</sup>

Inwiefern ein Rating die Signalling- und Screening-Eigenschaften erfüllt, hängt jedoch von der verarbeiteten Informationsbasis und deren Kennzeichnung ab.<sup>232</sup> Wie der zusammenfassenden Übersicht in Tabelle 2-9 zu entnehmen ist, sind dabei vier Fälle

---

228 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 525.

229 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 611.

230 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 610.

231 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 612-614.

232 Vgl. Kapitel 2.4.3.4 (S. 49).

Nr.	Rating	Informationsbasis	Kennzeichnung <sup>a</sup>	Signal		Screening	Anreiz <sup>b</sup>
				positiv	negativ		
1	ja	nicht öffentlich	./.	ja		ja	./.
2	ja	nur öffentlich	nein	ja <sup>c</sup>		ja	X
3	ja	nur öffentlich	ja		ja	ja	XX
4	nein	./.	./.		ja		XXX

**Tabelle 2-9: Agency-theoretische Aspekte in Abhängigkeit von Existenz und Art des Rating**

a Kennzeichnung der Informationsbasis.

b Stärke des Anreiz (sich einem Ratingverfahren zu unterziehen) wächst (ordinal) mit Anzahl der X.

c Mangels Kennzeichnung.

unterschiedlicher Hierarchie und Anreizwirkung zu unterscheiden. Das beantragte und (auch) auf Basis nicht öffentlicher Informationen erstellte Rating (1) stellt ein positives Signal dar und eignet sich als Screening-Indikator. Das gleiche gilt für das auftragslose, nur auf Basis öffentlicher Informationen erstellte Rating (2), bei dem keine Kennzeichnung dieser Einschränkung erfolgt. Die (positive) Signalwirkung ergibt sich hier daraus, daß der Anleger mangels Kennzeichnung nicht erkennen kann, daß nur öffentliche Informationen verarbeitet wurden. Ein Anreiz, sich einem Ratingverfahren zu unterziehen, folgt aber aus der Annahme, daß nicht beantragte Ratings schlechter ausfallen als beantragte. Die gleiche Anreizwirkung liegt auch bei nicht beantragten Ratings mit entsprechender Kennzeichnung (3) vor; verstärkt wird sie durch die Tatsache, daß aufgrund der Kennzeichnung nun aber ein *negatives* Signal (der Verweigerung) vorliegt. Liegt hingegen überhaupt kein Rating vor (4), ist der Anreiz am größten, da ebenfalls ein negatives Signal vorliegt, aber im Gegensatz zu den anderen drei Fällen noch nicht einmal ein Screening möglich ist.

Ob der Anreiz in den genannten Fällen jedoch groß genug ist und zu der Initiierung eines Ratingverfahrens führt, hängt von den Kosteneffekten ab: Die Agenten (= Unternehmen) werden das Rating nur dann als Signal verwenden, wenn sie einen positiven Nettoeffekt aus den für das Rating zu entrichtenden Kosten einerseits und einer Senkung der Kapitalkosten gegenüber der Situation ohne beantragtes Rating andererseits (in der ein Miß-

trauenszuschlag zu entrichten wäre) erzielen können.<sup>233</sup>

Wie dargestellt, können durch die Existenz von Ratingagenturen agency-theoretische Probleme verringert werden. Dabei ist aber zu berücksichtigen, daß durch Einschaltung der Ratingagenturen *zusätzliche* Agency-Probleme auftreten können: Die Ratingagentur fungiert einerseits als Agent des Kapitalgebers, da die Agentur diesen mit zuverlässigen Informationen zu versorgen hat. Dadurch wird sie aber auch andererseits zum Prinzipal des Kapitalnehmers, von dem sie die entsprechenden Informationen erhalten will.<sup>234</sup>

## 2.5.2 Nutzen des Rating

### 2.5.2.1 Nutzen für Investoren

Aus Investorensicht stellt die *Informationsfunktion* die zentrale Funktion des Rating dar.<sup>235</sup> Dadurch, daß die Investoren Informationen über Bonitätsrisiken von Emissionen oder Emittenten erhalten, dürften Informationsasymmetrien abgebaut und somit die Informationseffizienz erhöht werden. Zusätzlich ergeben sich Nebenfunktionen, die das Rating quasi als Kuppelprodukt produziert: Wird durch das Rating ein Marktversagen verhindert, kann ihm auch eine *Allokationsfunktion* zugesprochen werden. Hätte jeder Investor die – aufgrund des umfangreichen Informationsangebotes zumindest theoretisch mögliche – Informationsauswertung (z. B. das Übersetzen von Emissionsprospekten und Jahresabschlüssen, die Berücksichtigung verschiedener Rechnungslegungsvorschriften) selbst vorzunehmen, so wäre dies mit einem erheblichen Aufwand und entsprechenden Kosten verbunden.<sup>236</sup> Daraus ergibt sich eine *Kostenreduktionsfunktion*. Wenn die insti-

---

233 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 612-613.

234 Vgl. dazu ausführlich und m. w. N. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 618-622. Die wichtigsten Aspekte betreffen dabei die Urteilsunabhängigkeit, mangelnde Aktualität und Transparenz, die in dieser Arbeit schon behandelt wurden. Mittlerweile beraten auch „Rating-Consultants“ oder „Rating Advisors“ in spezialisierten bankeigenen Abteilungen oder als externe Dritte den Emittenten im Vorfeld des eigentlichen Ratingverfahrens bei dessen Vorbereitung und der Auswahl der Agentur, vgl. SCHMIDT: RATINGS (1996), S. 260-263. Deren Existenz kann ebenfalls nur vor dem Hintergrund von Agency-Problemen zwischen Agentur und Emittent (die als „Agency-Probleme zweiten Grades“ bezeichnet werden können) erklärt werden. Ob auf dieser Ebene auch Agency-Probleme („dritten Grades“) entstehen und wie diese gelöst werden können (durch „Rating-Consultants-Consultants“?), soll aus naheliegenden Gründen jedoch nicht weiter vertieft werden.

235 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 645. Bei dieser und allen weiteren Funktionen sind jeweils alle bisher, insbesondere die in Kapitel 2.4.3 (S. 43) genannten Einschränkungen zu berücksichtigen.

tutionellen Investoren sogar gänzlich auf zusätzliche Analysen (und somit auf eigene Credit Research-Abteilungen) verzichten und stattdessen nur auf die relativ günstigen Publikationen der Ratingagenturen rekurren,<sup>237</sup> fällt die Kostenreduzierung dabei besonders ins Gewicht.

Die Informationsfunktion kommt dabei nicht nur (tatsächlichen oder potentiellen) Gläubigern zu Gute, sondern auch Aktionären und Finanzintermediären:

- Ein Rating kann auch die Aktionäre eines Unternehmens über die allgemeine Finanzlage informieren, selbst wenn es nur bedingt etwas über die Profitabilität aussagt.<sup>238</sup>
- Banken können Ratings im Rahmen ihrer Anlageberatung einsetzen und so auch eine Begrenzung ihrer Beratungshaftung erreichen.<sup>239</sup> Letzteres ergibt sich aber mittlerweile allein schon aus der Pflicht, dem Anleger Ratings mitzuteilen.<sup>240</sup>

Da schließlich alle Aspekte des Bonitätsrisikos in einem Symbol verdichtet werden und somit die verwendeten Ratingkategorien gut verständlich und einfach zu nutzen sind,<sup>241</sup> kann man dem Rating auch eine *Komplexitätsreduktionsfunktion* zuschreiben.

Ein weiterer Effekt des Rating ist darin zu sehen, daß sich aufgrund der laufenden Überwachung durch die Agenturen für die Emittenten ein Zwang ergibt, regelmäßig Daten und Informationen zu präsentieren und daß dadurch die Informationspolitik insgesamt transparenter wird.<sup>242</sup> Dies kann als *Disziplinierungsfunktion* für den Emittenten (die aber den Investoren nutzt) bezeichnet werden.

Aus der Informationsfunktion ergeben sich wichtige abgeleitete Funktionen: Aufgrund einer Identifikation des Risikos kann das Rating eine *Strukturierungsfunktion* ausüben, durch die eine Selektion zu erwerbender Anleihen unter Bonitätsaspekten, z. B. im Sinne von Minimalbonitäten, erfolgt. Dies kann insbesondere im Eigenhandel von Banken von Vorteil sein, wenn sich aufgrund von kurzfristig zu treffenden Entscheidungen eine aus-

---

236 Vgl. EVERLING: ANLEGER (1991), S. 14-15.

237 Vgl. EVERLING: EMITTENTEN (1991), S. 274.

238 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 363.

239 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 361-362.

240 Vgl. ausführlich Kapitel 2.5.2.3 (S. 74).

241 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 45.

242 Vgl. VON KÖLLER: RATINGS (1996), S. 712.

fürliche Bonitätsprüfung verbietet.<sup>243</sup>

Daneben können sich unter Verwendung eines Rating Strategien zur Verbesserung der Risiko-Rendite-Position (analog zu der Portfolio-Theorie von MARKOWITZ<sup>244</sup>) ergeben: Bei zwei (sonst identischen) Anleihen gleichen Ratings (und unter der Annahme, daß das Ausfallrisiko exakt gleich hoch ist) soll diejenige mit dem niedrigeren Preis gekauft (und die andere ggf. verkauft) werden; bei gleichem Preis soll die mit dem besseren Rating gekauft werden. (Erst recht gilt dies, wenn sowohl das Rating besser als auch der Preis niedriger ist.)<sup>245</sup>

Eine weitere Verwendungsmöglichkeit besteht darin, nach „Umrechnung“ des Rating in ein Ausfallrisiko,<sup>246</sup> zukünftig erwartete Portfoliovermögen zu berechnen. Insbesondere bei institutionellen Anlegern, die fixierte Zahlungsverbindlichkeiten haben (z. B. bei Versicherungen und Pensionsfonds) kann dies angebracht sein und entsprechend als Steuerungsinstrument der Portfoliozusammensetzung genutzt werden.

Das Rating bietet sich schließlich auch an, bei der zweidimensionalen Performanceanalyse (d. h. ex post) von Rentenportfolios als „Operationalisierung“ des eingegangenen (Bonitäts-) Risikos herangezogen zu werden. EVERLING nennt beispielhaft, daß ceteris paribus (bei gleicher erzielter Rendite) ein Portfoliomanager nur mit erstklassigen Papieren günstiger zu beurteilen wäre als ein anderer, der auch in niedriger geratete Papiere investiert hatte.<sup>247</sup>

### 2.5.2.2 Nutzen für Emittenten

Die wichtigste Funktion des Rating für Emittenten stellt sich in der durch den Abbau der Informationsasymmetrie ermöglichten Kapitalaufnahme dar. Dabei kann man einen

---

243 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 49.

244 Vgl. MARKOWITZ: PORTFOLIO SELECTION (1952), S. 77-91. Eine lesenswerte Beschreibung seiner „Vorgänger“ und dessen, was MARKOWITZ (1999) über MARKOWITZ (1952) denkt, ist MARKOWITZ: HISTORY (1999), S. 5-16 zu entnehmen.

245 EVERLING (vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 224-225) nennt dies „Arbitrage“; da Arbitrage jedoch streng zustandsorientiert definiert ist (vgl. z. B. KRUSCHWITZ: FINANZIERUNG (1999), S. 137-153), darf dieser Begriff nur verwendet werden, wenn die beiden Anleihen vollständig positiv korreliert wären, d. h. nur gleichzeitig ausfallen können. Deshalb kann die „bessere“ Anleihe (bei paarweisen Vergleich) nur als „effizient“, die andere als „dominiert“ bezeichnet werden.

246 Vgl. Kapitel 2.4.1.2 (S. 28).

247 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 251.

*Mengen-* und einen *Preiseffekt* unterscheiden:

Aufgrund ihres hohen Bekanntheitsgrades erleichtern Ratings den kapitalsuchenden Emittenten oft den Zugang zu einem erweiterten Kreis von Investoren oder zu bisher nicht zugänglichen Märkten,<sup>248</sup> d. h. tendenziell wird der Kreis potentieller Kreditgeber größer (= Mengeneffekt). Verstärkt wird dieser Effekt dann, wenn bestimmten institutionellen Anlegern gesetzlich oder statutarisch vorgeschrieben ist, bei ihren Anlageentscheidungen (Mindest-) Ratings zu beachten.<sup>249</sup>

In der Regel stellt das Rating auch ein Mittel zur Reduktion der Fremdkapitalkosten dar (= Preiseffekt), weil die Schuldverschreibungen auf eine höhere Aufnahmefähigkeit des Marktes stoßen<sup>250</sup> – nicht zuletzt wohl aufgrund des Wegfalls der in Kapitel 2.5.1.2 (S. 65) genannten Mißtrauenszuschläge und insbesondere im Fall eines „günstigen“ Rating. Bei großen Emissionen können schon geringe Konditionenvorteile in Höhe einiger weniger Basispunkte deutliche Beträge ausmachen, so daß die Kosten des Ratingverfahrens – die amerikanischen Agenturen berechnen „Gebühren“ von bis zu US-\$ 125.000<sup>251</sup> zuzüglich jährlicher Folgekosten von ca. US-\$ 25.000<sup>252</sup> – dann vernachlässigbar sind. Dieser Aspekt in Verbindung mit der hohen Marktakzeptanz des Rating können teilweise auch erklären, daß die Agenturen den Emittenten gegenüber eine hohe Entgeltpolitik verfolgen und ihre Publikationen zu einem Niedrigpreis den Anlegern anbieten können; Schätzungen<sup>253</sup> beziffern den Anteil der Erträge der Agenturen aus Emittentengebühren auf rund 80% bis 90%, so daß die Abonnementgebühren nur einen relativ geringen Teil des Gesamtertrages ausmachen.<sup>254</sup>

---

248 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 48 und ausführlich SCHNABEL: RATING (1996), S. 308-311.

249 Vgl. Kapitel 2.5.2.3 (S. 74).

250 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 644 und SCHNABEL: RATING (1996), S. 311-314.

251 Vgl. EVERLING: ANSPRUCH (1990), S. 13.

252 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 636.

253 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 553 bzw. MONRO-DAVIES: BONITÄTSEBWEURUNG (1996), S. 178.

254 Diese Tatsache, daß den Anlegern eine Dienstleistung erbracht wird, die aber weitestgehend von den Emittenten bezahlt wird, ist aber nur auf den ersten Blick (wie bei MONRO-DAVIES: BONITÄTSEBWEURUNG (1996), S. 178) als „ungewöhnlich“ zu bezeichnen. VON RANDOW weist richtigerweise draufhin, daß Ratings, wenn sie erst einmal veröffentlicht sind, zu einem „öffentlichen Gut“ werden, also auch von Investoren genutzt werden können, die für ihre Bereitstellung selbst nicht bezahlen, vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 553.

Ein Emittent kann auch dann ein Ratingverfahren durchführen lassen, wenn die Ausstattungsmerkmale der zu beurteilenden Emission bereits definiert sind, der Emissionskurs jedoch noch nicht festgelegt ist. Das Rating kann somit, durch Vergleich mit ähnlichen Papieren, als Orientierungshilfe für die Festlegung des Emissionskurses und damit der Rendite der zu begebenden Emission dienen.<sup>255</sup>

Weiterhin wird darauf hingewiesen, daß durch die Gespräche mit Analysten der Agentur während des Ratingverfahrens und der Laufzeit der Emissionen die Unternehmen immer wieder mit Fragen und Hinweisen konfrontiert werden, von denen sie auch bei ihren finanzpolitischen Entscheidungen profitieren können.<sup>256</sup> Da die Agenturen aber keine Strategieberatung durchführen, darf diese Funktion nicht überbewertet werden.<sup>257</sup>

Ein weiterer Nutzen für Unternehmen kann darin bestehen, daß – da Ratings glaubwürdiger als eigene Darstellungen der finanziellen Lage sind – unter Umständen die Verhandlungsposition mit z. B. Banken gestärkt wird,<sup>258</sup> selbst wenn das Rating gar nicht für Emissionen an den öffentlichen Kreditmärkten genutzt wird. Dabei kann ein gutes Rating sich auch auf die Zinskosten eines (ausländischen) Tochterunternehmens auswirken.<sup>259</sup>

Schließlich wird dem Rating die Funktion zugeschrieben, „Instrument“<sup>260</sup> oder „Supplement“<sup>261</sup> des Finanzmarketings zu sein. Solange damit die schon genannten Hauptziele – Zugang zu neuen Märkten und Konditionenvoreile – verfolgt werden, stellt dies jedoch keine eigenständige Funktion dar. Ein eigenständiger Nutzen kann sich jedoch durch positive Wirkungen in Bezug auf allgemeine Standing- oder Imageziele ergeben, wenn ein Rating der obersten Kategorie das Unternehmen als eine sog. „erste Adresse“ aus-

---

255 Vgl. EVERLING: EMITTENTEN (1991), S. 275. Andererseits kann es auch vorkommen, daß ein Rating vor Emission dazu führt, daß eine Anleihe nicht zu den vom Emittenten gewünschten Konditionen plaziert werden kann, wie z. B. 1999 bei der KIRCH-Gruppe geschehen, vgl. O. V.: ANLEIHE (1999), S. 13.

256 Vgl. EVERLING: EMITTENTEN (1991), S. 275.

257 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 53.

258 Vgl. EVERLING: EMITTENTEN (1991), S. 272.

259 Vgl. SCHNABEL: RATING (1996), S. 311-312 und 314.

260 Vgl. ausführlich PAUL: FINANZMARKETING (1996), S. 373-419. Mittlerweile wird auch von Fremdkapitalmarketing, Creditor Relations (= Beziehungspflege zu Kreditgläubigern) oder Bondholder Relations (= Obligationspflege) als jeweilige Teilgebiete von Investor Relations gesprochen, vgl. ebenda, S. 405.

261 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 55-58.

weist.<sup>262</sup> Dann kann sich auch ein Ausstrahlungseffekt auf das gesamte Absatz- und Beschaffungsmarketing einstellen.<sup>263</sup> Wie Umfragen unter Emittenten ergeben haben, halten auch die Unternehmen selber die Ratings für den nicht-finanziellen Unternehmensbereich für bedeutend.<sup>264</sup> Beispielsweise hat sich die SIEMENS AG seinerzeit für langfristige Verbindlichkeiten mit Aaa raten lassen, obwohl überhaupt keine Emissionsabsichten bestanden. Der Elektrokonzern versprach sich von dem Rating eine bessere Reputation und einen höheren Bekanntheitsgrad auf seinen Märkten.<sup>265</sup>

### 2.5.2.3 Rating und Regulierung

Auf Ratings wird in verschiedenen Rechtsordnungen durch den Gesetzgeber oder durch Aufsichtsbehörden Bezug genommen.<sup>266</sup> In Deutschland gibt es jedoch bisher kaum gesetzgeberische Anknüpfungspunkte an das Rating. Dies kann teilweise vor dem Hintergrund einer Regulierung der Finanzmärkte erklärt werden: In den USA konnten sich z. B. die Finanzmärkte frei entwickeln, während sie in Deutschland lange Zeit umfassend reguliert wurden. Parallel dazu wurde in den USA das Rating durch das dortige Aufsichtsrecht begünstigt.<sup>267</sup> Anders ausgedrückt: In Deutschland reguliert der Gesetzgeber selber und direkt, während in den USA der Gesetzgeber keine eigenen Vorschriften erläßt, sondern sich „nur“ in seinen Vorschriften auf Ratings bezieht.

Ein Beispiel dafür ist die gesetzliche Bestimmung von Anlagegrenzen für Geldmarktfonds: In Rule 2a-7 des Investment Company Act of 1940 der USA wird bestimmt, daß Geldmarktfonds nur in solche Papiere investieren dürfen, die von mindestens einer „national anerkannten Ratingorganisation“ („Nationally Recognized Statistical Rating Organization“ = NRSRO) mit einem Investment Grade Rating versehen worden sind („ratingakzessorische Regulierung“). Das deutsche Gesetz über Kapitalanlagegesellschaften (KAGG) hingegen limitiert den Erwerb von Kapitalmarktverbindlichkeiten auf bestimmte Emittenten bestimmter Herkunftsländer („katalogabhängige Regulie-

---

262 Vgl. EVERLING: RATING (1991), S. 270-271.

263 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 57.

264 Vgl. EVERLING: BONITÄTSEINSTUFUNGEN (1999), S. 25.

265 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 363.

266 Vgl. ausführlich EVERLING: FINANZMÄRKTE (1991), S. 349-354.

267 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 354.

zung“).<sup>268</sup> Da sich in Deutschland der Gesetzgeber im KAGG nicht auf Ratings bezieht, bleibt es den Kapitalanlagegesellschaften überlassen, (freiwillig) Raterfordernisse zu einem Bestandteil ihrer Investment-Richtlinien zu machen, so daß es zu einem für den Anleger formulierten Anlageziel wird.<sup>269</sup>

Weitere Beispiele für in Deutschland geltende katalogabhängige Vorschriften im Anlage- und Finanzierungsbereich, bei denen *nicht* Ratings die Grundlage sind – obwohl dies theoretisch möglich wäre<sup>270</sup> –, sind die *Mündelsicherheit*, die *Deckungsstockfähigkeit* und die *Lombard-/Pensionsfähigkeit* (bzw. in der „Nachfolge“: *refinanzierungsfähige Sicherheit*):

- Mündelfähig (d. h. zur Anlage von Vermögen eines Mündels durch den Vormund) sind nur die in § 1807 BGB *abschließend aufgezählten* Wertpapiere und Anlageformen.
- Auch die Versicherungsunternehmen sind in ihrer Anlagepolitik nicht frei; vielmehr existieren für sie im Versicherungsaufsichtsgesetz (VAG) und in einer Vielzahl aufsichtsbehördlicher Anordnungen detaillierte Vorschriften mit fest vorgegebenen Anlagegrundsätzen. Die in § 54 Abs. 1 VAG kodifizierten Anlagegrundsätze sind Sicherheit, Rentabilität, Liquidität und Streuung, wobei der Grundsatz der Sicherheit der wichtigste ist. Um das verfolgte Ziel (dauerhafte Leistungsbereitschaft der Unternehmen und damit die Güte des Versicherungsschutzes) zu erreichen, gibt es einen enumerativen Anlagekatalog, in dem die deckungsstockfähigen<sup>271</sup> Wertpapiere aufgeführt sind.<sup>272</sup>
- Auch für die Refinanzierungsgeschäfte der Banken mit der Bundesbank, die sog. „Wertpapierpensionsgeschäfte“ (rechtlich korrekt: „Offenmarktgeschäfte mit Wertpapieren unter Rückkaufsvereinbarung“) und die Lombardkredite, wurden auf Basis

---

268 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 561

269 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 646.

270 Praktisch dagegen spricht, daß diese Vorschriften zum Teil lange vor Verwendung des Rating in Deutschland erlassen wurden.

271 Der „Deckungsstock“ bildet die finanzielle Grundlage und Garantiemasse für die Leistungsversprechen von Versicherungsunternehmen, in den momentan nicht für Schäden und Kosten benötigte Mittel investiert werden.

272 Vgl. SCHWEBLER: ASSEKURANZ (1993), S. 480-483.

des § 19 BBankG („Gesetz über die DEUTSCHE BUNDESBANK“) nur ganz bestimmte (nämlich pensions- bzw. lombardfähige) Wertpapiere zugelassen, eben die im „Lombardverzeichnis“ der Bundesbank aufgeführten Wertpapiere und Schuldbuchforderungen.<sup>273</sup>

- Die Refinanzierungsgeschäfte werden mittlerweile auf Ebene der EWWU (EUROPÄISCHE WIRTSCHAFTS- UND WÄHRUNGSUNION) durch die ESZB (EUROPÄISCHES SYSTEM DER ZENTRALBANKEN) wahrgenommen. Damit ein Wertpapier als „refinanzierungsfähige Sicherheit“ gilt (d. h. zur Besicherung von Kreditgeschäften des ESZB verwendet werden kann), müssen die von der EZB (EUROPÄISCHE ZENTRALBANK) einheitlich für den gesamten Euro-Währungsraum festgelegten Kriterien erfüllt sein. So muß der Emittent der zugelassenen Schuldtitel unter anderem *von der EZB* eine einwandfreie Bonität zugesprochen bekommen.<sup>274</sup>

In den USA hingegen gibt es außer dem oben genannten Beispiel eine Vielzahl weiterer ratinggebundener Vorschriften, die sich teilweise auf ähnliche Sachverhalte beziehen, bei denen – wie oben dargestellt – in Deutschland katalogabhängig reguliert wird: So werden z. B. durch die NAIC (NATIONAL ASSOCIATION OF INSURANCE COMMISSIONERS) für niedrig eingestufte Anleihen im Anlagebestand von Versicherungsgesellschaften höhere Eigenkapitalanforderungen gestellt oder nur Anleihen mit einem bestimmten Mindestrating durch die Federal Reserve zur Besicherung von Marginforderungen zugelassen. Auch weitere Behörden oder Institutionen, z. B. die SEC (SECURITIES AND EXCHANGE COMMISSION), OCC (OFFICE OF THE COMPTROLLER OF THE CURRENCY), oder sogar der Kongreß verwenden ratinggebundene Vorschriften.<sup>275</sup>

Ein Ansatz, bei dem Ratings durch den deutschen Gesetzgeber aufgenommen wurden, besteht innerhalb der Anlageberatung: Seit der Grundsatzentscheidung des Bundesgerichtshofs im sog. „Bond-Urteil“<sup>276</sup> sind die Kreditinstitute im Rahmen ihrer Aufklä-

---

273 Vgl. MAINERT: GELDMARKT (1993), S. 1196-1197.

274 Vgl. im Internet <http://www.ecb.int>. Dort ist auch ein Verzeichnis der refinanzierungsfähigen Sicherheiten veröffentlicht, das durch die EZB jeden Freitag um 8 Uhr „EZB-Zeit“ (= MEZ) aktualisiert wird.

275 Zu einer ausführlichen Übersicht vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 62.

276 Bei den DM-Auslandsanleihen der BOND FINANCE LTD. handelte es sich um die ersten DM-Anleihen überhaupt, die notleidend geworden waren, vgl. MELLA: JUNK-BOND (1990), S. 97.

rungs- und Beratungspflichten angehalten, bei Empfehlung von Anleihen die Kunden über die durch eine Ratingagentur erteilte Bonitätsbewertung zu informieren. Dabei ist der Kunde „objektbezogen“ sowohl über die Entwicklung des Rating des fraglichen Wertpapiers in der Vergangenheit, über die aktuelle Bewertung und bei Änderungen zu unterrichten. Außerdem ist der Kunde „anlegerbezogen“ auch entsprechend seinem Wissenstand allgemein über die Bedeutung des Rating als Bonitätsprognose und der Rating-symbole aufzuklären.<sup>277</sup> In diesem Zusammenhang ist weiterhin zu nennen, daß Banken auch als Mitglieder in einem emissionsbegleitenden Konsortium dafür Sorge zu tragen haben, daß Ratings im Emissionsprospekt aus Gründen der Vollständigkeit erwähnt werden.<sup>278</sup>

Ein aktuelles<sup>279</sup> Beispiel dafür, daß das Rating zukünftig auch in Deutschland stärker eine aufsichtsrechtliche Berücksichtigung finden wird, ergibt sich aus dem vom Basler Ausschuß für Bankenaufsicht im Juni 1999 veröffentlichten Vorschlag zur „Neuregelung der angemessenen Eigenkapitalausstattung“, welche die Eigenkapitalvereinbarung aus dem Jahr 1998 ersetzen soll: Danach soll die Eigenkapitalunterlegung von Krediten nicht mehr pauschal, sondern besser auf die zu Grunde liegenden Bonitätsrisiken abgestimmt werden. Die bisherige Regelung unterschied auf Ebene der Länderrisiken lediglich OECD-<sup>280</sup> und Nicht-OECD-Länder, für welche die Risikogewichte 0% bzw. 100% betragen, sowie auf Ebene der Aktiva definitorisch abgegrenzte Kategorien mit Gewichten zwischen 0% und 100%. (Eine Risikogewichtung von 100% entspricht dabei einer erforderlichen Eigenkapitalunterlegung von 8%.) Die Neuregelung sieht vor, die Risikogewichte in Abhängigkeit vom Rating (und bei niedriger Bonität dann Gewichte bis zu 150%) anzusetzen.<sup>281</sup> Die in den Vorschlägen (beispielhaft anhand der Ratings von S&P) verwendete Methodik ist in Tabelle 2-10 dargestellt.<sup>282</sup> Nach Einführung dieser neuen Regeln würden sich u. a. auf Ebene der Länderrisiken die Risikogewichte

---

277 Vgl. ausführlich VAN LOOK: RATING (1996), S. 521-541 und EBENROTH/KOOS: RATING (1996), S. 502-505.

278 Vgl. MÜLLER, H.: RATING (1996), S. 342-343 und EBENROTH/KOOS: RATING (1996), S. 506-507.

279 Stand: Oktober 1999.

280 Einschließlich Länder, die mit dem IWF in Zusammenhang mit dessen Allgemeinen Kreditvereinbarungen besondere Kreditvereinbarungen abgeschlossen haben und die ihre staatlichen Auslandsverbindlichkeiten in den vorangegangenen fünf Jahren nicht umgeschuldet haben.

281 Vgl. O. V.: NEUREGELUNG (1999), S. 30.

Forderung	AAA/ AA	A	BBB	BB	B	unter B	Kein Rating
Staatliche Schuldner	0	20	50	100	100	150	100
Banken Option 1 <sup>a</sup>	20	50	100	100	100	150	100
Banken Option 2 <sup>b</sup>	20	50	50	100	100	150	50
Unternehmen	20	100	100	100	100	150	100
Verbriefungs- tranchen <sup>c</sup>	20	50	100	150	V. d. E. a.	V. d. E. a.	V. d. E. a.

**Tabelle 2-10: Durch den Basler Ausschuss vorgeschlagene Risikogewichte (in Prozent) je S&P Rating zur Eigenkapitalunterlegung<sup>d</sup>**

- a Anhand der Bewertung des Staates, in dem die Bank ihren Sitz hat.  
b Anhand der Bewertung der einzelnen Bank; bestimmte Forderungen mit kurzer Ursprungslaufzeit werden dabei um eine Kategorie günstiger eingestuft.  
c V. d. E. a. = Von den Eigenmitteln abgezogen.  
d Eigene, modifizierte Darstellung nach: O. V.: NEUREGELUNG (1999), S. 30.

„schlechter“ OECD-Schuldner erhöhen (z. B. Türkei mit Rating B von 0% auf 100%) und „guter“ Nicht-OECD-Schuldner verringern (z. B. Singapur mit Rating AAA von 100% auf 0%).<sup>283</sup> Da Eigenkapital der Banken knapp und teuer ist, ist damit zu rechnen, daß die Banken die bei schlechter Bonität gestiegenen „Kosten“ an die Schuldner weitergeben bzw. bei guter Bonität noch günstigere Finanzierungen anbieten können.<sup>284</sup>

An dem Entwurf ist jedoch aus Sicht deutscher und europäischer Banken starke Kritik hinsichtlich der Verwendung des Rating geäußert worden.<sup>285</sup>

282 Interessant an dem Entwurf ist, daß der Sachverhalt „Kein Rating“ durch die Wahl der Gewichte quasi zwischen BBB und BB eingeordnet und somit günstiger als ein Rating der Klassen BB, B oder schlechter behandelt wird.

283 Vgl. O. V.: BIZ-EIGENKAPITALVORSCHLÄGE (1999), S. 33. Da aber der Basler Ausschuss selbst Bedenken hat, sich bei der Einschätzung von Länderrisiken ganz auf das Urteil der Ratingagenturen zu verlassen (vgl. ebenda, S. 34), wird als eine Alternative diskutiert, sich an den von der OECD entwickelten Risikoklassen zu orientieren, die den Prämienberechnungen bei den staatlichen Exportversicherungen zu Grunde gelegt werden, vgl. O. V.: KREDITAUSFALLRISIKEN (1999), S. 29.

284 Vgl. ENGELEN: WIDERSTAND (1999), S. 34. Dabei werden Kreditverteuerungen um „rund 70 Basispunkte oder mehr“ genannt. Bei einem von 0% auf 100% gestiegenen Gewicht ergibt sich bei 8% Eigenkapitalunterlegung und einer (angenommenen) geforderten Eigenkapitalrendite der Bank von 10% bis 15% eine rechnerische Verteuerung um 0,8% bis 1,2%.

285 Vgl. ENGELEN: WIDERSTAND (1999), S. 34, O. V.: BIZ-EIGENKAPITALVORSCHLÄGE (1999), S. 33-34 und O. V.: EIGENKAPITALVORSCHLÄGE (1999), S. 39.

- Sollten nur die Ratings der Ratingagenturen („externe Ratings“) zugelassen werden, würde sich für die US-amerikanischen Banken ein starker Wettbewerbsvorteil ergeben, da in den USA fast alle Unternehmen geratet sind, in der stark mittelständisch geprägten deutschen Wirtschaft jedoch kaum welche, so daß für diese mangels Rating mehr Eigenkapital vorgehalten werden müsse. Deshalb (und da grundsätzlich bezweifelt wird, daß die Ratingagenturen für Buchforderungen überhaupt bessere Einschätzungen abgeben können als die marktnah agierenden Kreditinstitute) wird gefordert, auch die bankeigenen Methoden der Bonitätsbeurteilung ihrer Schuldner („interne Ratings“) zuzulassen.<sup>286</sup>
- Aber auch die Zulassung der internen Ratings kann für die deutschen Banken ein Problem darstellen, nämlich dann, wenn daran bestimmte Standards und Voraussetzungen geknüpft sind: Zum einen kann der dafür im Gespräch befindliche Erfahrungszeitraum von mindestens fünf Jahren nicht aufgewiesen werden, zum anderen ist es möglich, daß den deutschen Behörden die Kapazitäten fehlen, die internen Ratingmethoden zügig zu prüfen. In diesem Zusammenhang wird deshalb auch kritisiert, daß die bankeigenen Verfahren zwar streng geprüft werden sollen, von den Ratingagenturen aber nicht gefordert wird, daß auch sie ihre Methoden offenlegen.

Wie aus diesem Beispiel deutlich wird, weist die Verwendung ratingakzessorischer Vorschriften durch den Gesetzgeber und die Aufsichtsbehörden sowohl Vor- als auch Nachteile auf. Als Vorteil einer Verwendung von Ratings (als Ergänzung oder Ersatz bisheriger katalogabhängiger Vorschriften) ist einerseits zu nennen, daß die Verwendung von Ratings Wettbewerbsverzerrungen (auf Ebene der Emittenten) verhindert, die mit jeder abschließenden Katalogisierung privilegierter Schuldtitel verbunden wäre. Andererseits kommt es – etwa im Falle der Verschlechterung der Qualität einer Katalogverbindlichkeit – auch nicht mehr auf die unmittelbare Intervention des Gesetzgebers an, den Katalog anzupassen.<sup>287</sup> Weiterhin erlauben Ratings eine differenziertere Unterscheidung der Bonität als kategorisierende Vorschriften und können angesichts ihrer weltweiten Ver-

---

286 Ein weiterer Kritikpunkt betrifft die Tatsache, daß auch bei den im Handelsbuch geführten Marktrisiken interne Risikomodelle erlaubt sind und es aufgrund subjektiver Entscheidungen der Bank „Zufall“ sein kann, ob die Forderung im Handelsbuch oder im Anlagebuch (für Kreditrisiken) geführt wird, vgl. QUANDT: KREDITRISIKEN (1998), S. 27.

287 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 563.

einheitlichung über die Einbindung in verschiedene nationale Rechtsordnungen eine weitere Integration der Finanzmärkte fördern.<sup>288</sup>

Nachteile einer Verwendung des Rating durch die Aufsichtsbehörden ergeben sich zum einen durch alle bisher genannten Grenzen des Rating,<sup>289</sup> insbesondere hinsichtlich der relativen statt absoluten Risikoaussage- und prognose.<sup>290</sup> Auch kann es zu Verwerfungen auf der Ebene der Fremdkapitalallokation kommen, wenn ungünstige Ratings nur von Rechts wegen – und zwar selbst dann, wenn der Markt der Einschätzung der Agentur nicht beipflichtet – einer Anleihe einen größeren Absatzmarkt versperren und günstige Ratings die Absatzmöglichkeiten entsprechend verbreitern. Aufgrund dieses Einflußpotentials der Agenturen steigt außerdem die Tendenz zum Rating-Shopping.<sup>291</sup> Auch müssen Regelungen gefunden werden, wie regulatorisch bei ratingbezogenen Bestimmungen verfahren werden soll, wenn ein Split Rating vorliegt.<sup>292</sup> Dies gilt z. B. sowohl für ratingbezogene Erwerbsbeschränkungen als auch für den genannten Fall der ratingbezogenen Eigenkapitalunterlegung.

Schließlich kann es auf Ebene der Ratingagenturen zu Wettbewerbsverzerrungen kommen, da die Aufsichtsbehörden entscheiden müssen, von welchen Agenturen Ratings eingesetzt werden sollen. Da sich in den USA die offizielle Anerkennung als NRSRO danach richtet, ob die Agentur eine breite Marktakzeptanz vorweisen kann, neue Agenturen aber keinen signifikanten Marktanteil erreichen können, solange sie nicht offiziell anerkannt sind,<sup>293</sup> werden so Marktzugangsbeschränkungen aufgebaut. Mit dieser Diskriminierung werden aber auch Anreize zu mehr Wettbewerb und Innovation vermindert,<sup>294</sup> so daß die Qualität des Rating Einschränkungen erfahren kann. Deshalb wird auch kontrovers diskutiert, ob und inwieweit Ratingagenturen (die staatlich anerkannten im speziellen oder alle Agenturen im allgemeinen) selber reguliert werden sollen.<sup>295</sup>

---

288 Vgl. m. w. N. HEINKE: RATING (1998), S. 65-66.

289 Vgl. Kapitel 2.4.3 (S. 43).

290 Vgl. Kapitel 2.4.3.1 (S. 43).

291 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 564-566.

292 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 67.

293 Vgl. MONRO-DAVIES: BONITÄTBEWERTUNG (1996), S. 181.

294 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 565.

295 Vgl. m. w. N. HEINKE: RATING (1998), S. 67.

Aber auch hier besteht die Hauptgefahr darin, daß dadurch neue Wettbewerbsverzerrungen manifestiert werden.<sup>296</sup>

Interessant ist in diesem Zusammenhang, daß S&P betont, daß sie *keine* Wirtschaftsprüfertätigkeit vornehmen und daß für die Richtigkeit der Angaben, die als Grundlage für ein Rating dienen, ausschließlich der Emittent verantwortlich ist.<sup>297</sup> Da es sich bei einer Verwendung von Ratings durch Aufsichtsbehörden de facto um eine Übertragung aufsichtsbehördlicher Aufgaben auf die (privatrechtlich organisierten) Ratingagenturen handelt, besteht dann aber tatsächlich eine gewisse Parallelität zu der Tätigkeit von Wirtschaftsprüfern, die auch privatrechtlich arbeitend aufsichtsrechtliche Aufgaben wahrnehmen. Es bestehen aber entscheidende Unterschiede: Erstens stellt diese Aufgabenwahrnehmung bei Wirtschaftsprüfern den überwiegenden Teil ihrer Tätigkeit dar, bei Ratingagenturen würde eine Mischform entstehen. Zweitens wird (in Deutschland) der Wirtschaftsprüfer durch ein staatliches Examen, Vereidigung und Zulassung durch ein Justizministerium belehnt und unterliegt (zumindest theoretisch) durch die Wirtschaftsprüferordnung einer standesrechtlichen Überwachung. Drittens können gegen Wirtschaftsprüfer Haftungsansprüche geltend gemacht werden. Insofern kann MOODY'S Kritik an der Verwendung von Ratings durch Aufsichtsbehörden („Während dies vermeintlich das Geschäft der Ratingagenturen kurzfristig positiv beeinflusst, steht MOODY'S einer solchen Aufgabenverteilung äußerst kritisch gegenüber.“<sup>298</sup>) auch dahingehend interpretiert werden kann, daß die Ratingagenturen nicht selbst Gegenstand von Regulierung werden und entsprechenden Einschränkungen und Auflagen unterliegen möchten.

## 2.6 Zusammenfassende Würdigung des Rating und Ausblick

Ratings gewinnen auch in Europa, insbesondere in Deutschland, vermehrt an Bedeutung. Es ist aber davon auszugehen, daß diese Entwicklung erst am Anfang steht. Beispielhaft ist zu nennen, daß Ratings an den internationalen Kapitalmärkten zum Standard gehören, während bis Januar 1999 in Deutschland kaum 100 Adressen von den Ratingagenturen

---

296 Vgl. VON RANDOW: RATING (1996), S. 567.

297 Vgl. MEYER-PARPART: RATINGKRITERIEN (1996), S. 114.

298 BERBLINGER: RATING (1996), S. 50. Offiziell begründet wird die Kritik mit „dem langfristigen Schaden, den die Funktionstüchtigkeit internationaler Kapitalmärkte hierdurch erleiden kann“, vgl. ebenda.

eingestuft wurden.<sup>299</sup>

### 2.6.1 Rating und die Entwicklung der Kapitalmärkte

Die (ineinandergreifenden) Tendenzen, die zu einer Verbreitung des Ratings in Deutschland beigetragen haben (und noch weiter beitragen werden), lassen sich an den – die Entwicklung internationaler (Kapital-) Märkte allgemein beschreibenden – nachfolgenden „Schlagworten“ aufzeigen:

- *Deregulierung und Liberalisierung*: Seit dem Beginn der 1980er Jahre ist dies quasi eine Gegenbewegung zu den Kapitalverkehrskontrollen und Regulierungsmaßnahmen, durch welche die Finanzmärkte nach dem Zweiten Weltkrieg nach außen abgeschottet wurden.<sup>300</sup> So wurden 1990 in der Bundesrepublik Deutschland die §§ 795 und 808a BGB abgeschafft, welche die Genehmigungspflicht für die Emissionen von DM-Inhaber- bzw. -Order-Schuldverschreibungen inländischer Emittenten vorgegeschrieben hatten.<sup>301</sup> Dies hat die Emission bonitätsrisikobehafteter Anleihen erst ermöglicht, andererseits aber von Seiten der Investoren ein gestiegenes Informationsbedürfnis geschaffen. EVERLING drückt diesen Zusammenhang sehr treffend aus: „Insoweit substituieren die Ratingagenturen auf privatwirtschaftlicher Basis und nach dem Prinzip der Freiwilligkeit staatlichen Paternalismus.“<sup>302</sup> Eine weitere Folge dieser Abschaffung der Emissionsgenehmigung, verbunden mit der Aufhebung der Börsenumsatzsteuer zum 01.01.1991 und der Aufgabe der Bundesbank, für Emissionen eine Mindestlaufzeit von zwei Jahren zu fordern, war auch die Etablierung eines funktionierenden DM-Marktes für Commercial Paper (CP), da erst so der CP-Handel institutionell möglich und wirtschaftlich interessant wurde.<sup>303</sup>
- *Privatisierung*: Da die staatlichen Stellen vermehrt erkennen, daß sie nicht nur ihre Finanzmärkte, sondern auch die Volkswirtschaften insgesamt nicht selbst effizient managen können, werden verstärkt öffentlich geführte Unternehmen privatisiert.<sup>304</sup>

299 Vgl. EVERLING: BONITÄTSEINSTUFUNGEN (1999), S. 25.

300 Vgl. PAUL: FINANZMARKETING (1996), S. 386.

301 Zu der Diskussion im Vorfeld der damaligen Abschaffung vgl. BEYER: ABSCHAFFUNG (1989), S. 456-458 und EVERLING: EMISSIONSGENEHMIGUNG (1990), S. 93-97.

302 EVERLING: RATINGAGENTUREN (1996), S. 12.

Als Folge ergibt sich eine Verlagerung des Finanzierungsaufkommens hin zu privaten Investoren; diese Vergrößerung unternehmerischer Chancen geht dabei mit einer Erhöhung von Bonitätsrisiken aufgrund des Wegfalls staatlicher Unterstützung oder eines regulierenden Eingriffs einher.<sup>305</sup>

- *Securitization* (Verbriefung) und *Disintermediation*: Der Bankkredit wird zugunsten eines breit plazierten Wertpapiers verdrängt, statt einer Bindung an eine Bank wird der Kapitalmarkt direkt genutzt, so daß die Bank ihre Funktion als Kreditvermittler verliert – wenn auch zugunsten einer emissionsbegleitenden Funktion.<sup>306</sup> Durch diese Verbriefung von Schuldverhältnissen, bei der Schuldner und Gläubiger direkt miteinander kontrahieren, werden diese Forderungen auch auf einem Sekundärmarkt handelbar. Es bildet sich u. U. auch eher ein „objektiver“ Marktpreis heraus als bei klassischen Kreditverhandlungen zwischen Schuldner und Bank, bei denen auch die Verhandlungsmacht entscheiden kann.<sup>307</sup> Bei den oben genannten CP zeigte sich übrigens zuerst (bereits in den 1970er Jahren) der Trend zu Verbriefung, dann erst gab es eine ähnliche Entwicklung auf den Bondmärkten bei denjenigen Schuldnern, die eine akzeptable Bonität besaßen. Das führte aber auch dazu, daß zumindest tendenziell die Banken eher Kredite von Firmen mit niedriger Bonität in ihren Portefeuilles behielten.<sup>308</sup> Als nächster Schritt dieser Entwicklung ist abzusehen, daß auch

303 Vgl. KUDISS: COMMERCIAL PAPER (1991), S. 728. CP gehören zu den Geldmarktpapieren und sind, vereinfacht gesagt, Teilschuldverschreibungen, die im Rahmen eines Daueremissionsprogrammes in mehreren Tranchen mit Laufzeiten von sieben Tagen bis zu zwei Jahren begeben werden. In den USA werden sie von Großunternehmen schon seit 150 Jahren als Finanzierungsinstrument genutzt. In anderen europäischen Ländern – Großbritannien, Frankreich, Holland – hatten sich schon lange vorher leistungsfähige Märkte für Commercial Paper etabliert; vgl. ebenda, S. 728-731. Den CP sehr ähnlich sind die Medium Term Notes (MTN); diese weisen jedoch Laufzeiten von zwei bis vier Jahren auf und gehören damit zu den mittelfristigen Papieren.

304 Vgl. PAUL: FINANZMARKETING (1996), S. 386.

305 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 65-66.

306 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 631. Zu den Auswirkungen der Securitization auf das Emissionsgeschäft der Banken vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 352-353. Von manchen Seiten wird aber auch kritisiert, daß eine Vielzahl von neuen Anleihen – außer für die Konsortialbanken – kaum Sinn machen, vgl. KNIPP: EUROBONDS (1997), S. 40.

307 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 347. Natürlich sind bei einer Hausbankbeziehung („Relationship Banking“) auch die aufgrund des „Long-term-Commitment“ bestehenden Vorteile zu nennen: Änderungen sind bei zweiseitigen Kreditverträgen eher möglich, auch bei Finanzierungsengpässen kann durch Zusammenarbeit mit einer Hausbank eher eine Lösung gefunden werden, da der „Markt“ Finanzprobleme sehr schnell bestraft und so ggf. die Probleme noch verschärft, vgl. ebenda, S. 348. Zu weiteren Aspekten vgl. PAUL: FINANZMARKETING (1996), S. 381-382. Schließlich sind bei Hausbankbeziehungen die agency-theoretischen Informationsasymmetrien (vgl. Kapitel 2.5.1.2 (S. 65)) deutlich geringer, vgl. ebenda, S. 398-399.

Schuldner niedrigerer Bonität verstärkt die Kapitalmärkte in Anspruch nehmen. Sowohl bei CP als auch bei (langlaufenden) Anleihen gewinnen zwar beide Marktseiten durch die Verbriefung an Flexibilität, andererseits hat dies gleichermaßen einen Bedarf an standardisierten Bonitätsbeurteilungen mit sich gebracht.<sup>309</sup> Insgesamt kann prognostiziert werden, daß der Trend zur Verbriefung anhält und sich damit der Kreis der Emittenten und auch die Bandbreite der Bonitäten erweitert, so daß ebenfalls von dieser Seite ein zusätzliches Wachstum des Geschäftes der Ratingagenturen erwartet werden kann.<sup>310</sup>

- Auch bei einer Vielzahl neuer Wertpapierformen (*Finanzinnovationen*) sind die mit ihnen verbundenen titelspezifischen Risiken und Sicherungselemente kaum noch überschaubar.<sup>311</sup> Viele Finanzinnovationen wären ohne Ratings kaum denkbar; bei bestimmten Titeln ist sogar ihre Entstehung *juristisch* an die Erteilung eines Rating gebunden. So hat der US-amerikanische Markt für Asset Backed Securities erst durch Ratings seine Existenzgrundlage erhalten.<sup>312</sup> Die als Besicherung zu Grunde liegenden Vermögensgegenstände werden teilweise nach Art und Höhe auch genau so „strukturiert“, daß ein bestimmtes Ratingniveau erreicht wird.<sup>313</sup> Als Besonderheit auf dem Feld der Finanzinnovationen sind auch die *Kredit-* oder *Bonitätsderivate* zu nennen, bei denen das Bonitätsrisiko von allen anderen Risiken eines Instruments isoliert und damit separat handelbar wird. Diesen Derivaten wird ein enormes Wachstum vorausgesagt,<sup>314</sup> so daß sich auch hier eine verstärkte Nutzung von Ratings zur Bonitätseinschätzung anbietet.<sup>315</sup>
- *Globalisierung* oder *Internationalisierung*: Hiermit wird eine Integrationstendenz an

---

308 Vgl. PAUL: FINANZMARKETING (1996), S. 386-387.

309 Vgl. SCHMIDT: RATINGS (1996), S. 255-256.

310 Vgl. LEFFERS: RATING (1996), S. 371-372.

311 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 631.

312 Vgl. EVERLING: RATINGAGENTUREN (1996), S. 13.

313 Vgl. BERBLINGER: RATING (1996), S. 37.

314 Vgl. BRÄUER/ARLT: BONITÄTSDERIVATE (1997), S. B6.

315 Die am stärksten verbreiteten Kreditderivate, für die auch das größte Potential gesehen wird, sind die „Credit Default Swaps“ (CDS), bei denen der Risikonehmer eine Prämie erhält und dafür bei Eintritt des (vorher genau zu definierenden) „Bonitätsereignisses“ („Credit Event“) eine Prämie an den Risikoggeber zu zahlen hat, vgl. BRÄUER/ZWERENZ: BONITÄTSRISIKEN (1998), S. 49. Es ist u. a. möglich, als Bonitätsereignis auch eine Ratingherabstufung als zu definieren.

den Märkten bezeichnet; durch diese zunehmende Verzahnung werden Marktusancen anderer Finanzplätze auch verstärkt für Deutschland relevant. Als eine solche Usance kann die Verwendung des Ratings durch ausländische Investoren gesehen werden,<sup>316</sup> die z. B. aus Gründen einer (internationalen) Diversifikation<sup>317</sup> oder als Asset Manager, die in Deutschland ihre Dienstleistungen anbieten, verstärkt auch auf dem deutschen Markt agieren.

- Schließlich ist auch in Deutschland und Europa die verstärkte Tendenz zu *Fusionen*, (freundlichen oder feindlichen) Übernahmen und sog. Leveraged Buy Outs (LBOs) oder Management Buy Outs (MBOs) zu beobachten. Da bei diesen Transaktionen oft der größte Teil durch Fremdkapital finanziert wird und diese Finanzierungen über die Kapitalmärkte abgewickelt werden,<sup>318</sup> ergibt sich auch hierdurch ein gesteigener Bedarf an Ratings.<sup>319</sup>

## 2.6.2 Rating und europäische Integration

Neben diesen allgemeinen Tendenzen sind auch die Besonderheiten der europäischen Integration und ihre Auswirkungen auf die Verwendung von Ratings wichtig. Durch die Einführung des Euro und somit die Schaffung eines einheitlichen Währungsraums sind einerseits die (innereuropäischen) Währungsrisiken weggefallen. Dadurch können Renditedifferenzen verschiedener Emissionen nur noch ausstattungs- oder bonitätsbedingt sein.<sup>320</sup> Der Kreditwürdigkeit einzelner Schuldner kommt daher eine signifikante Unterscheidungswirkung zu, so daß auch von dieser Seite mit einer verstärkten Nutzung von Ratings gerechnet werden kann.<sup>321</sup> Andererseits ist gleichzeitig der zweitgrößte Renten-

---

316 Vgl. EVERLING: RATINGAGENTUREN (1996), S. 11.

317 Vgl. SERFLING/BADACK/JEITER: RATING (1996), S. 631. So wird z. B. gesagt, daß Unternehmensanleihen sowohl mit Aktien als auch mit Staatsanleihen gering korreliert sind, so daß sie sich besonders gut zur Diversifikation eignen und daß deshalb auch eine entsprechende Nachfrage nach ihnen besteht, vgl. REZMER: FIRMENANLEIHEN (1999), S. 27.

318 Vgl. KAISER: UNTERNEHMENSANLEIHE (1999), S. 61.

319 Zu LBOs und MBOs vgl. MILDE: BUYOUT (1990), S. 7-12, MILDE: ÜBERNAHMEFINANZIERUNG (1990), S. 647-664, MARTIN: BUYOUT (1988), S. 247-249 und LERBINGER: UNTERNEHMENSACQUISITION (1986), S. 133-142. Zu juristischen Aspekten von Buy Outs vgl. LUTTER/WAHLERS: BUYOUT (1989), S. 1-17, zu deren Finanzierung WOLBERT: FREMDFINANZIERUNG (1989), S. 670-676. Beispielhaft beschrieben ist ein Buy Out in CHRIST/LÖFFLER: VERLAUF (1989), S. 764-766.

320 Vgl. FRANK: RENTENGELDER (1997), S. 43.

321 Vgl. KNIPP: EURO-RATINGS (1997), S. 48.

markt der Welt (nach den USA und vor Japan) entstanden, der durch die gestiegene Liquidität und Tiefe international attraktiver geworden ist. Ein Indiz für die gestiegene Attraktivität dieses neuen Marktes ist, daß im ersten Quartal 1999 insgesamt Euro-Anleihen im Wert von US-\$ 120 Mrd. und damit 35 Mrd. mehr als im entsprechenden Vorjahreszeitraum neu emittiert wurden.<sup>322</sup>

Um aber ausländische Investoren gewinnen zu können, ist auch ein Rating erforderlich. Daß dies noch nicht sehr verbreitet ist, läßt sich daran ablesen, daß MOODY'S in Europa erst 450 (S&P: 500) Unternehmen geratet hat, während es in den USA bereits 3.300 (6.000) sind.<sup>323</sup> Dabei sind jeweils die Ratings AAA bis A in Europa, die Ratings BBB bis CCC in den USA relativ stärker vertreten.<sup>324</sup> Diese beiden Relationen ändern sich jedoch bereits: So hat MOODY'S 1998 in Europa 95 neue Unternehmensratings, d. h. doppelt so viele wie im Vorjahr (1997: 47) und somit auch mehr als je zuvor vergeben (bei S&P wurden immerhin 45% mehr Ratings als im Vorjahr erteilt); gleichzeitig wurden mit einem Anteil von 57% erstmalig mehr Ratings im spekulativen als im Investment-Bereich vergeben.<sup>325</sup> Die steigende Anzahl von Neuemissionen ist dabei hauptsächlich auf Unternehmensanleihen zurückzuführen, denen auch ein weiteres Wachstum prognostiziert wird. Ein Grund, der dafür genannt wird, ist, daß in den USA Bankkredite nur die Hälfte der Fremdfinanzierung der Unternehmen ausmachen, während in Europa der Anteil (noch) bei ca. 75% liegt.<sup>326</sup>

Daß Unternehmensanleihen in Europa gegenüber den USA noch ein Nachholpotential haben, kann auch Abbildung 2-8 entnommen werden. Bezogen auf den gesamten Rentenmarkt beträgt das Volumen von Unternehmensanleihen in Europa erst 3%, während es in den USA fast 16% sind. Das prognostizierte Wachstum der Unternehmensanleihen in Europa kann dabei einerseits durch einen insgesamt wachsenden Anleihemarkt<sup>327</sup> (z. B. aufgrund der Disintermediation, so daß die Anleger – anstatt mit ihren Einlagen

---

322 Vgl. o. V.: EUROBONDMARKT (1999), S. 27.

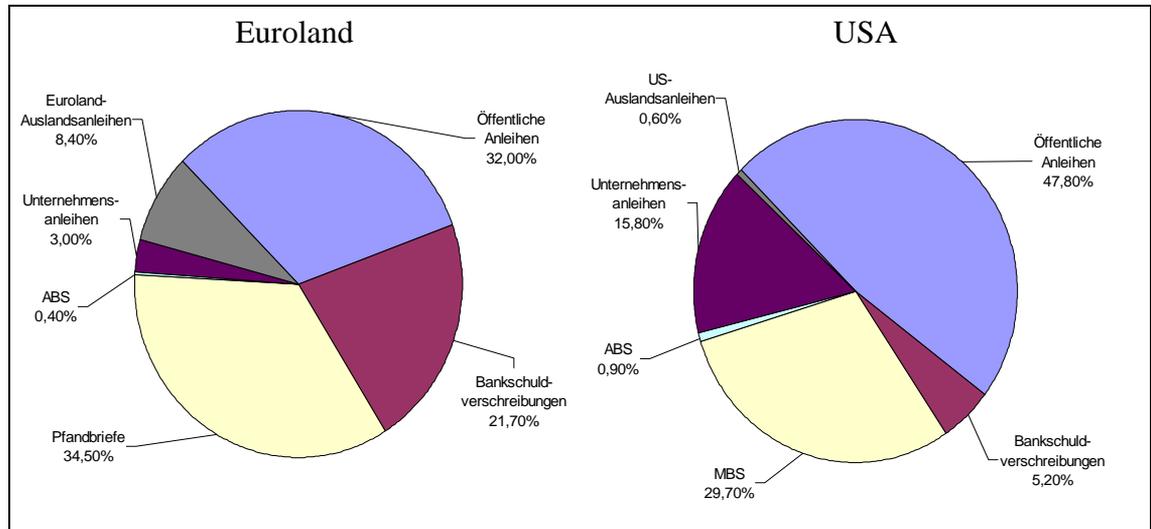
323 Stand: Ende 1998, vgl. LANDGRAF: UNTERNEHMENSANLEIHEN (1998), S. 55.

324 Vgl. RUWISCH: ANLEIHEN (1998), S. 52.

325 Vgl. o. V.: UNTERNEHMENSEINSTUFUNGEN (1999), S. 33.

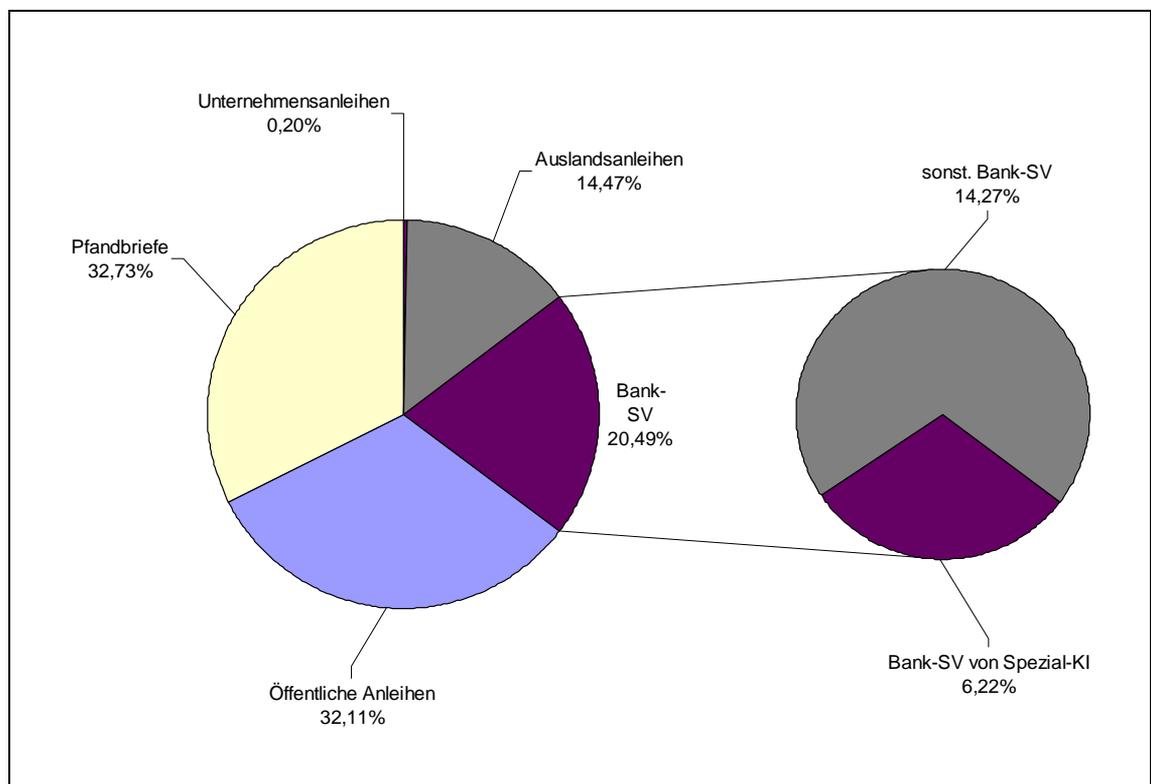
326 Vgl. o. V.: UNTERNEHMENSANLEIHEN (1999), S. 29.

327 Nach verschiedenen Schätzungen hat der gesamte Anleihemarkt des 11er-Euroraums ein Volumen von US-\$ 6,5 bis 7 Bill. (EU-15: ca. 8), der US-Markt von US-\$ 10 bis 11,3 Bill., vgl. REZMER: FIRMENANLEIHEN (1999), S. 27 und RUWISCH: ANLEIHEN (1998), S. 52.



**Abbildung 2-8: Emittentenstruktur des Euroland- und des US-Bondmarktes Ende 1998<sup>a</sup>**

a Quelle: REZMER: FIRMENANLEIHEN (1999), S. 27.



**Abbildung 2-9: Emittentenstruktur des deutschen Anleihemarktes im Juli 1999<sup>a</sup>**

a Eigene Darstellung, Datenquelle: DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): MONATSBERICHT SEPTEMBER 1999, S. 50.

die Banken zu finanzieren – Anleihen erwerben), andererseits auch durch sich ver-  
 schiedende Anteile (z. B. aufgrund von Privatisierungen mit einem Rückgang von Staatsan-  
 leihen oder ebenfalls der Disintermediation mit einem entsprechenden Rückgang der

Bankschuldverschreibungen) begründet werden.

Eine Bestandsaufnahme des deutschen Anleihemarktes<sup>328</sup> (siehe Abbildung 2-9) zeigt hinsichtlich der Unternehmens- oder Industriefinanzen gegenüber dem europäischen Markt ein etwas anderes Bild: Zwar machen die Anleihen der Öffentlichen Hand (Bundesanleihen,<sup>329</sup> -obligationen, -schatzanweisungen, Anleihen der Treuhand,<sup>330</sup> des ERP-Sondervermögens,<sup>331</sup> des „Fonds Deutsche Einheit“, des „Ausgleichsfonds Währungs-umstellung“, des „Entschädigungsfonds“, die „alten“ Bundesbahn- und Bundespostanleihen sowie die „Länder-Jumbos“<sup>332</sup>, die Emissionen einzelner Länder und einzelner Städte<sup>333</sup>) und die Pfandbriefe<sup>334</sup> ebenfalls ca. ein Drittel und die Bankschuldverschreibungen ein Fünftel des Gesamtmarktes aus. Doch ist erstens der Anteil der Bankschuldverschreibungen zu ca. einem Drittel auf Emissionen von den sog. „Kreditinstituten mit Sonderaufgaben“ („Spezial-KI“: DSL-Bank,<sup>335</sup> KfW,<sup>336</sup> DTA,<sup>337</sup> LWR-Bank<sup>338</sup> und

---

328 Volumen: ca. Euro 2,3 Bill. (ohne: Auslandsanleihen: ca. Euro 2 Bill.), d. h. ca. 30% des gesamten europäischen Marktes.

329 Der Kreditbedarf der Bundesrepublik Deutschland wird zum überwiegenden Teil über die Emission von Schuldverschreibungen gedeckt. Die Bundesanleihen weisen aus verschiedenen Gründen eine zentrale Stellung auf dem deutschen Kapitalmarkt und im Kapitalverkehr mit dem Ausland auf. Zum einen dienen ihre jeweiligen Konditionen als wichtige Orientierungsgrößen für den gesamten deutschen Markt, zum anderen stellen sie volumenmäßig den größten Teil. Weiterhin weisen sie eine hohe Liquidität und Homogenität sowie eine erstklassige Bonität auf, vgl. RÜPPEL: DM-BONDS (1996), S. 18.

330 Die TREUHANDANSTALT (THA) wurde am 01.03.1990 durch einen Beschluß des Ministerrats der DDR gegründet, um die Treuhandenschaft über das volkseigene Vermögen zu übernehmen. Zum 01.07.1990 wurde die THA alleinige Eigentümerin von rund 8.500 in Aktiengesellschaften umgewandelten Kombinat- bzw. in GmbHs umgewandelten VEBs. Ihre Aufgabe war es, diese Unternehmen zu privatisieren, zu entflechten, zu sanieren oder ggf. zu liquidieren. Mit der Wiedervereinigung wurde die THA (aufgrund Artikel 25 des Einigungsvertrages) rechtsfähige bundesunmittelbare Anstalt des öffentlichen Rechts unter der Fach- und Rechtsaufsicht des Bundesministers der Finanzen unter Beibehaltung ihrer im Treuhandgesetz fixierten Aufgaben; vgl. KAYSER/KOKALJ: FINANZIERUNG (1995), Sp. 639f.

331 Das EUROPEAN-RECOVERY-PROGRAMM-Sondervermögen geht historisch auf den MARSHALL-Plan zurück, über den nach dem 2. Weltkrieg Kredite zum Wiederaufbau der westeuropäischen Wirtschaft zur Verfügung gestellt wurden. Heute dient dieses Sondervermögen ausschließlich dem Wiederaufbau und der Förderung der deutschen Wirtschaft, und seit 1990 schwerpunktmäßig der ostdeutschen Wirtschaft. Das Bundesministerium für Wirtschaft ist (mit Zustimmung des Bundesministeriums für Finanzen) ermächtigt, Kredite für das ERP-Sondervermögen am Markt aufzunehmen. Für diese Verbindlichkeiten haftet der Bund.

332 Dieses neue Segment am deutschen Kapitalmarkt, bei dem Emissionen der einzelnen Bundesländer zu einer großvolumigen gemeinsamen Länderschatzanweisung gebündelt werden, wurde im August 1996 (mit zuerst nur sieben teilnehmenden Bundesländern) eröffnet, vgl. SCHWARZ: LÄNDERJUMBO (1997), S. 21. Momentan (Stand: Oktober 1999) befinden sich sechs Emissionen mit 10- bis 15jähriger Ursprungslaufzeit im Markt.

333 Chemnitz, Dresden, Hannover, Leipzig, München und Weimar.

IKB<sup>339</sup>) zurückzuführen. Zweitens ist der Anteil von Unternehmensanleihen bisher verschwindend gering.<sup>340</sup> Dafür ist der relative Markt für Auslandsanleihen fast doppelt so stark wie im europäischen Vergleich ausgeprägt. Emittenten von Auslandsanleihen sind ausländischer Schuldner (d. h. ihr Sitz befindet sich *nicht* in Deutschland), die auf dem deutschen Markt in Euro (früher: DM) und nach deutschem Recht Anleihen begeben. Dazu gehören ausländische Unternehmen, ausländische Gebietskörperschaften (z. B. souveräne Staaten und ausländische Provinzen) sowie überstaatliche Organisationen (sog. „Supranationals“). Einen großen Teil der ausländischen Unternehmen stellen dabei aber eigens zu Finanzierungszwecken gegründete „ausländische“ Tochter-Gesellschaften inländischer Unternehmen dar, die damit die genannten, lange in Deutschland bestehenden Kapitalmarktbeschränkungen umgehen konnten.<sup>341</sup> Insofern sind die Anteile

- 
- 334 Emittiert von öffentlichen oder privaten „Realkreditinstituten“; die öffentlichen Pfandbriefe (früher: „Kommunalobligationen“), die durch Kommunaldarlehen besichert sind, stellen ca. 82%, die (grundpfandrechtl. besicherten) privaten Hypotheken-Pfandbriefe die restlichen 18% dar. Der wichtigste Unterschied zwischen (deutschen) Pfandbriefen und den MBS ist, daß bei den MBS durch Gründung eigener Gesellschaften die Sphären von Darlehensgeber und Emittent strikt getrennt werden, wodurch sich *ceteris paribus* für den Gläubiger eine bessere Stellung ergibt, da Pfandbriefe in der Bilanz des Emissionshauses passiviert werden, vgl. MUNSBURG: PFANDBRIEF (1997), S. 207.
- 335 DEUTSCHE SIEDLUNGS- UND LANDESRENTENBANK, deren Aufgaben hauptsächlich die Finanzierung öffentlicher und privater Vorhaben sind, die der Erhaltung oder Verbesserung der wirtschaftlichen Verhältnisse des ländlichen Raumes dienen.
- 336 KREDITANSTALT FÜR WIEDERAUFBAU (Körperschaft des öffentlichen Rechts; Eigentümer: Bund 80% und Länder 20%). Die KfW verfolgt das Ziel, die deutsche Wirtschaft durch Vergabe von Investitions- und Exportkrediten sowie durch die Übernahme von Bürgschaften zu fördern. Außerdem wickelt sie die Entwicklungshilfezahlungen der Bundesrepublik Deutschland ab.
- 337 DEUTSCHE AUSGLEICHSBANK, befindet sich vollständig in Bundesbesitz. Ihre Förderungsschwerpunkte umfassen kleine und mittlere Betriebe, Umweltschutzinvestitionen, Maßnahmen zur Linderung der Kriegsfolgen sowie die Finanzierung sozialer Einrichtungen. Neben der Finanzierung über den Kapitalmarkt erhält sie auch Mittelzuweisungen aus den öffentlichen Haushalten.
- 338 LANDWIRTSCHAFTLICHE RENTENBANK; die 1949 gegründete Anstalt des öffentlichen Rechts gewährt Kredite für die Land-, Forst- und Ernährungswirtschaft.
- 339 INDUSTRIEKREDITBANK AG – DEUTSCHE INDUSTRIEBANK, 1949 von der gewerblichen Wirtschaft gegründet zur Kreditvergabe an diejenigen Unternehmen, die sich nicht direkt am Kapitalmarkt finanzieren können.
- 340 Am 06.10.1999 wurden in Frankfurt lediglich 15 Industriefinanzen (von 13 verschiedenen Emittenten notiert), vgl. Handelsblatt vom 08./09.10.1999, S. 52.
- 341 Eine alternative Finanzierung neben Bankkrediten ist die Ausgabe von Schuldscheindarlehen. Dies sind langfristige, *anleiheähnliche* Großdarlehen im Volumen von DM 25 Mio. bis 2 Mrd. und Laufzeiten von zwei bis 15 Jahren. Schuldscheine sind zwar nur Beweisurkunden (und keine Wertpapiere), in denen das Darlehen dokumentiert wird. Mangels Verbriefung ist eine Börseneinführung in Deutschland nicht möglich. Sie werden jedoch regelmäßig gehandelt (durch schriftliche Abtretung) und deshalb auch als Teil des deutschen Rentenmarktes angesehen. Aufgrund der Beträge sind sie auf institutionelle Großanleger zugeschnitten. Vgl. dazu REINBOTH: SCHULDSCHEINDARLEHEN (1976), SP. 1595 und EICHWALD: KREDITARTEN (1993), S. 456.

von Unternehmens- und Auslandsanleihen im Zusammenhang zu sehen. Bei den in Deutschland notierten Auslandsanleihen<sup>342</sup> ist aber zu beobachten, daß der Großteil von ihnen (mittlerweile) geratet ist, und zwar unabhängig davon, ob es sich um diese ausländischen Finanzierungstöchter oder um die anderen Emittenten handelt.

### 2.6.3 Gründung europäischer Ratingagenturen

Anfang der 1990er Jahre wurde unter der Führung der DEUTSCHEN BANK AG der Versuch unternommen, in Frankfurt eine europäische Ratingagentur zu gründen, die mit den US-amerikanischen Agenturen in Wettbewerb treten sollte.<sup>343</sup> Obwohl der Kapitalbedarf für ein solches Unternehmen relativ gering war, scheiterte der Plan damals aus mehreren Gründen: Die größte Barriere war, daß es für eine neue Agentur sehr lange gedauert hätte, sich eine breite Marktakzeptanz zu schaffen. Zweitens hätte die neue Agentur – wenn überhaupt – nur mit der (damaligen) europäischen IBCA konkurrieren können. Schließlich war insbesondere der deutsche Markt zu jener Zeit aufgrund der bestehenden Regulierungen noch nicht besonders erfolgversprechend für Ratingagenturen.<sup>344</sup> Im Jahre 1998 wurden aber erneut Forderungen nach Gründung einer europäischen Ratingagentur laut. Die dafür vorgebrachten Argumente waren u. a. Kritik an der Unabhängigkeit und Seriosität der beiden großen US-amerikanisch geprägten Agenturen sowie Zweifel, ob diese überhaupt europäische und insbesondere deutsche Unternehmen korrekt beurteilen können. Dabei wurde auch von „Ratingmacht“ und „Willkür“ aufgrund der Oligopolstellung gesprochen sowie der Vorwurf des „Versagens“ im Zusammenhang mit der sogenannten „Asienkrise“ Ende 1997 erhoben.<sup>345</sup> Dies führte schließlich dazu, daß erneut ein Ratingprojekt – diesmal vom hessischen Wirtschaftsministerium – angestoßen wurde, welches unter Führung der DTA<sup>346</sup> in der Gründung der Agentur EURO-RATINGS AG mündete.<sup>347</sup> Zielgruppe dieser Agentur, die neben der DTA auch andere

---

342 Bei den Auslandsanleihen ist zu berücksichtigen, daß der Anteil der ausländischen Nachfrager stark ausgeprägt ist; er hat sich oberhalb der Zweidrittel-Marke etabliert, vgl. KAISER/KRÄMER: AUSLANDSABHÄNGIGKEIT (1997), S. 172.

343 Vgl. dazu ausführlich EVERLING: PROJEKTGESELLSCHAFT (1991), S. 308-314.

344 Vgl. MONRO-DAVIES: BONITÄTBEWERTUNG (1996), S. 180.

345 Vgl. ENGELN: RATINGAGENTUR (1998), S. 23.

346 Vgl. FN 337, S. 89.

347 Vgl. O. V.: RATING-AGENTUR (1999), S. 21.

europäische Aktionäre hat,<sup>348</sup> sind mittelständische Unternehmen, und zwar zuerst im deutschsprachigen Raum, später in ganz Europa. Die Rating-Gebühren liegen dabei mit bis zu DM 48.000 deutlich unter den Sätzen der internationalen Agenturen. Später sollen neben den Fremdkapital- auch Eigenkapitalratings vorgenommen werden. Die Zuversicht, am Markt bestehen zu können, wird mit der Einführung des Euros und einer generell wachsenden Nachfrage nach Rating-Dienstleistungen begründet.<sup>349</sup> Ebenfalls 1999 wurde durch die Bayerischen Arbeitgeberverbände und eine Wirtschaftsprüfungsgesellschaft die U.R.A. AG (in München) gegründet, die auf den Zielmärkten Deutschland, Österreich, Schweiz und den Beneluxländern Unternehmensratings erstellt.<sup>350</sup> Schließlich plant mittlerweile auch der Medienkonzern BERTELSMANN (zusammen mit der DEUTSCHEN BÖRSE AG), über einen Einstieg bei der Londoner Agentur FITCH IBCA zu MOODY'S und S&P in Konkurrenz zu treten.<sup>351</sup> Diese ist zwar im Vergleich zu den beiden US-amerikanischen Agenturen (noch) als „klein“ zu bezeichnen, jedoch als bislang einzige „europäische“ Agentur schon europaweit aktiv. Es kann angenommen werden, daß das europäische Ratinggeschäft ausgebaut werden soll und daß sich die Akteure auch hier gute Ertragschancen ausrechnen.

#### 2.6.4 Fazit

Ratings, insbesondere die der beiden großen Agenturen, spielen eine sehr wichtige Rolle an den internationalen Kapitalmärkten. Aufgrund der genannten Tendenzen wird die Nachfrage nach ihnen durch Investoren und Emittenten und somit ihre Bedeutung noch weiter zunehmen. Als Indiz für diese Entwicklung ist auch die Gründung der neuen europäischen Ratingagenturen zu werten. Vereinfachend können die Gründe folgendermaßen zusammengefaßt werden: Ein liquider und möglichst unregulierter Kapitalmarkt (so wie er in Europa mittlerweile existiert) ist die *notwendige* Bedingung zur Plazierung von Emissionen; als *hinreichende* Bedingung (zur Erzielung akzeptabler Konditionen) kommt das Rating aufgrund seiner Vorteile hinzu. Daß diese Erkenntnis sich auch in Deutschland verstärkt durchsetzt, kann beispielhaft an den deutschen Pfandbrief-Emit-

---

348 Vgl. O. V.: EURORATINGS (1999), S. 27.

349 Vgl. O. V.: MITTELSTANDSFIRMEN (1999), S. 23.

350 Vgl. QUANDT: RATINGS (1999), S. 27.

351 Vgl. O. V.: BONITÄTEN (1999), S. 37.

tenten illustriert werden. Lange Zeit wurden jegliche Refinanzierungsvorteile durch ein Pfandbrief-Rating bestritten.<sup>352</sup> Statt dessen wurden diverse Aktionen unternommen, um den Pfandbrief für internationale Investoren interessant zu machen: Neben Präsentationen und der Erstellung von Broschüren (!) zur Information über die Besonderheiten des Pfandbriefes<sup>353</sup> wurden u. a. die Pfandbriefindizes PEX und PEXP, die sogenannten „Jumbo-Pfandbriefe“ (d. h. Emissionen über mindestens DM 1 Mrd. zur Schaffung von Liquidität)<sup>354</sup> und ein Pfandbrief-Future<sup>355</sup> sowie ein Jumbo-Pfandbriefindex (JEX)<sup>356</sup> geschaffen. Außerdem wurde damit geworben, daß Pfandbriefe zu den in den deutschen katalogabhängigen Vorschriften<sup>357</sup> genannten Wertpapieren gehören und mündelsicher, deckungsstock- und lombardfähig sind.<sup>358</sup> Erst Anfang 1996 hat sich die Erkenntnis durchgesetzt, daß durch ein Rating auch Pfandbriefe einen größeren Investorenkreis ansprechen können; zu dieser Zeit beantragte und erhielt mit der DEPFA-Bank<sup>359</sup> erstmalig ein deutscher Pfandbrief-Emittent ein Rating.<sup>360</sup>

Bei der gestiegenen Verwendung von Ratings ist es aber wichtig, daß die Schwächen und Grenzen der Ratings<sup>361</sup> berücksichtigt werden. Während nicht bei allen Anlegern unterstellt werden kann, daß diese ihnen bekannt sind, muß bei den Aufsichtsbehörden davon ausgegangen werden. Die Tatsache, daß sie dennoch regulatorisch genutzt werden, kann deshalb nur als Mangel an Alternativen interpretiert werden. Als (vermeintliche) Inkonsistenz bleibt jedoch der Sachverhalt, daß die Aufsichtsbehörden einerseits hinsichtlich des Rating und der -Agenturen auf die Kräfte des Wettbewerbs vertrauen, andererseits aber in Bezug auf die Investoren dies gerade nicht tun und deshalb ratingakzessorische Vorschriften erlassen.

---

352 Vgl. HOLLENDER: PFANDBRIEF-RATING (1996), S. 718.

353 Vgl. ARNDT: PFANDBRIEF (1996), S. 694.

354 Vgl. DEUTSCH/KIRSCHNER/PETIT: PERSPEKTIVEN (1996), S. 20-21.

355 Vgl. MUNSBURG: PFANDBRIEF-FUTURE (1996), S. 516-522.

356 Vgl. STÜBBE: JEX (1997), S. 536-541.

357 Vgl. Kapitel 2.5.2.3 (S. 74).

358 Vgl. SCHOLZ: RATINGS (1996), S. 473.

359 DEUTSCHE PFANDBRIEF UND HYPOTHEKENBANK AG, 1991 privatisiert.

360 Vgl. O. V.: PFANDBRIEF-RATING (1996), S. 40.

361 Vgl. Kapitel 2.4.3 (S. 43).

### 3 Analyse festverzinslicher Wertpapiere

#### 3.1 Einordnung festverzinslicher Wertpapiere

Der Oberbegriff „Festverzinsliche Wertpapiere“ wird für eine Kategorie von Papieren verwendet, deren gemeinsamer Nenner die versprochene Verzinsung und Rückzahlung sowie die Gläubigerposition der Investoren ist.<sup>362</sup> Dabei gibt es eine Reihe unterschiedlicher Begriffe, die – je nach Anwender – entweder synonym verwendet werden oder ein besonderes Segment festverzinslicher Wertpapiere bezeichnen. Die wichtigsten Begriffe sind „Anleihe“, „Obligation“, „Schuldverschreibung“, „Rente“ (bzw. Rentenpapier oder -wert) sowie der aus dem Englischen übernommene Begriff „Bond“. Problematisch bei einem Versuch der Erfassung und Systematisierung aller festverzinslicher Wertpapiere ist einerseits die Tatsache, daß es mittlerweile auch Anlageformen gibt, die zwar im Namen den Begriff „Anleihe“ oder „Schuldverschreibung“ tragen, ökonomisch betrachtet jedoch ganz oder teilweise anderen Anlageformen zuzuordnen sind. Andererseits wird der Terminus „festverzinsliches Wertpapier“ je nach Autor unterschiedlich definiert, insbesondere was das Präfix „fest“ betrifft. Der oben genannten Definition folgend sollen mit „festverzinslich“ alle verzinslichen Wertpapiere gemeint sein, also auch z. B. die vermehrt begebenen variabel verzinslichen Anleihen; da an dieser Stelle der Sprachgebrauch ungenau ist, wäre der Überbegriff „*verzinsliche* Wertpapiere“ sicherlich besser geeignet. Für den verwendeten Sprachgebrauch gibt es jedoch zwei Gründe: Erstens handelt es sich bei den variabel verzinslichen Anleihen um relativ junge Instrumente, d. h. lange Zeit waren verzinsliche Anleihen immer mit einer *festen* Verzinsung ausgestattet. Zweitens wird durch diesen Begriff ein Gegenstück zu den verbrieften Beteiligungsrechten, insbesondere Aktien, geschaffen. Letztere zeichnen sich (aus Investorensicht) hauptsächlich, aber nicht nur, durch die dort nicht vorher festgelegten und stark schwankenden Zahlungen aus, während bei Anleihen eben fest vereinbarte, jährliche Zahlungen stattfinden.<sup>363</sup> Ebenfalls unter diese Definition fallen die Wertrechte, da sie im Verkehr genau wie Wertpapiere behandelt werden (obwohl es sich de jure nicht um Wertpapiere handelt).<sup>364</sup>

---

362 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 5.

363 Vgl. WEBERSINKE: RENTENMARKT (1995), SP. 1634.

## 3.2 Charakterisierung festverzinslicher Wertpapiere

### 3.2.1 Charakterisierung hinsichtlich der Tilgung

Die am weitesten verbreitete Form der Tilgung ist diejenige, bei der die gesamte Anleihe am Ende der Laufzeit in einer Summe getilgt<sup>365</sup> wird. Diese Art wird auch als „gesamtfällig“ oder „endfällig“ bezeichnet. Daneben gibt es die sogenannten „Tilgungsanleihen“: Darunter versteht man Schuldverschreibungen, die nicht auf einmal, sondern in Tranchen zurückgezahlt werden,<sup>366</sup> obwohl der Begriff mißverständlich ist (gesamtfällige Anleihen werden ja auch getilgt):

- Bei der *Annuitätentilgung* wird das Anlagekapital zusammen mit den Zinsen in gleich hohen Jahresraten zurückgezahlt. Der Tilgungsanteil nimmt von Jahr zu Jahr zu, der Zinsanteil sinkt. Üblich, jedoch nicht zwingend, ist die Vereinbarung von tilgungsfreien Jahren.<sup>367</sup>
- Bei einer *Ratentilgung* erfolgt die Tilgung in mehreren, gleich hohen, Jahresraten. Die Gesamtzahlung sinkt jedes Jahr, da die auf die Restschuld zu zahlenden Zinsen abnehmen.<sup>368</sup>
- *Anleihen mit ewiger Laufzeit* (englisch: Perpetual Bond) werden nicht getilgt (nur ggf. im Falle der Liquidation des Emittenten), zahlen aber dafür ewig den vereinbarten Zinssatz. Ein Rückfluß des eingesetzten Kapitals kann für den Anleger daher nur durch Verkauf am Sekundärmarkt erreicht werden. Der Zins kann dauerhaft oder für einen bestimmten Zeitraum fixiert sein, nach dem er dann – den vorgesehenen Modalitäten entsprechend – neu festgesetzt werden muß. Ewige Anleihen sind heute eher

---

364 Ein Wertpapier ist eine Urkunde, in der ein privates Vermögensrecht verbrieft ist. Außerdem ist das durch die Ausstellung der Urkunde entstandene Recht so eng mit der Urkunde verknüpft, daß zur Ausübung des Rechtes die Vorlage der Urkunde nötig ist, vgl. DELORME: WERTPAPIERE (1976), SP. 1828f. Synonym für Wertpapiere wird oft der Begriff „Effekten“ verwendet, obwohl Effekten nur diejenigen Wertpapiere sind, die als Anlagepapiere am Kapitalmarkt gelten und *börsengehandelt* werden.

365 Diese Tilgung erfolgt in der Regel, wenn auch nicht zwingend, zu pari. Entsprechend einer Emission über oder unter pari (als Zinskorrektiv) ist auch eine Tilgung über oder unter pari möglich.

366 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 49 oder GRILL/PERCZYNSKI: WIRTSCHAFTSLEHRE (1995), S. 364.

367 Vgl. EILENBERGER: FINANZINNOVATIONEN (1993), S. 18f.

368 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 413.

selten anzutreffen. Wenn sie emittiert werden, dann üblicherweise als ewige Floater (englisch: Perpetual Floater) und/oder mit einem vereinbarten Schuldnerkündigungsrecht (englisch: Call option), wobei dessen Ausübung eine Tilgung nach sich zieht.<sup>369</sup>

Hinsichtlich der Tilgungszeitpunkte wird danach unterschieden, inwieweit die Zeitpunkte der Tilgungszahlungen dem einzelnen Anleger im Voraus bekannt sind:

- Erfolgt die *Tilgung zu festgesetzten Terminen*, sind die Tilgungszeitpunkte ex ante genau bekannt. Dies ist zwingend im Falle der endfälligen Anleihe, aber auch bei Raten- und Annuitätenanleihen denkbar.<sup>370</sup>
- Bei einer *Tilgung durch Auslosung* wird die Anleiheemission in Gruppen (z. B. nach Serien, Reihen, Gruppen oder Endziffern) unterteilt. Die dann ausgelosten Gruppen werden getilgt. Da diese Tilgung regelmäßig zum Nennwert erfolgt, besteht für den Anleger ein Verlustrisiko, falls der Kurswert höher ist. Bezogen auf die Gesamtemission erfolgt die Tilgung als Annuitäten- oder Ratentilgung.<sup>371</sup>
- Ein *freihändiger Rückkauf* (über die Börse) ermöglicht dem Emittenten, den Betrag der umlaufenden Anteile zu reduzieren. Aus Emittentensicht kommt dies einer Tilgung gleich. Diese Vorgehensweise bietet sich dann an, wenn der Emittent seine Anleiheverbindlichkeiten reduzieren möchte, jedoch keine vorzeitigen Tilgungsmöglichkeiten oder Kündigungsrechte vereinbart worden sind. Auch denkbar sind Rückkäufe direkt vom Anleger, wobei hierfür regelmäßig nur Großanleger in Frage kommen. Für (spätere) Rückkäufe wird oft ein Tilgungsfond gebildet werden, der planmäßig dotiert wird, so daß auch von *Tilgung über einen Tilgungsfonds* die Rede ist.<sup>372</sup> Bilanzrechtlich dürfen zurückgekaufte Anleihen jedoch erst mit Vernichtung auf der Passivseite ausgebucht werden, vorher sind sie als Wertpapiere des Anlage- oder Umlaufvermögens zu aktivieren.<sup>373</sup>
- Schließlich sind *außerplanmäßige Tilgungen* (i. S. v. ex ante nicht beabsichtigt) mög-

---

369 Vgl. EILENBERGER: FINANZINNOVATIONEN (1993), S. 220.

370 Vgl. GRILL/PERCZYNSKI: WIRTSCHAFTSLEHRE (1995), S. 364.

371 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 49.

372 Vgl. GRILL/PERCZYNSKI: WIRTSCHAFTSLEHRE (1995), S. 364.

lich: Dies kann durch eine vorzeitige Kündigung der gesamten Anleihe oder eines Teils, durch zusätzliche Auslosungen oder zusätzliche Rückkäufe geschehen.<sup>374</sup>

### 3.2.2 Charakterisierung hinsichtlich der Verzinsung

Wie festgestellt wurde, ist ein gemeinsamer Nenner (fest-) verzinslicher Wertpapiere die versprochene Verzinsung. Diese kann jedoch verschiedene Formen annehmen. Dabei wird grundsätzlich unterschieden, ob die Höhe der Zinsen fest vereinbart ist oder nicht: „Fest vereinbart“ heißt, daß der Zinsbetrag ex ante genau kalkulierbar ist. (Sofern die Anleihe nicht notleidend wird und der Gläubiger die Anleihe bis zur Fälligkeit hält.) „Der Höhe nach nicht fest vereinbart“ ist so zu verstehen, daß der Zinsbetrag (für Anleger bzw. Emittent) ex ante nicht genau kalkuliert werden kann. Es muß jedoch vertraglich vereinbart sein, wonach sich die Höhe der Verzinsung bemißt.

#### 3.2.2.1 Anleihen mit fest vereinbarten Zinserträgen

- Die *Festzinsanleihe* (Straight Bond) ist die klassische Variante der Anleihe. Sie hat nach wie vor (gemessen an der Zahl der Emissionen und am Volumen) die größte Bedeutung. Sie ist mit einer über die gesamte Laufzeit festen Verzinsung ausgestattet; deren Höhe sowie Rückzahlungskurs und -datum sind in den Anleihebedingungen festgeschrieben.<sup>375</sup> Somit bietet sie Emittenten und Anlegern eine feste Kalkulationsbasis.
- *Kombizinsanleihen* sind mit einer über die Laufzeit variierenden Verzinsung ausgestattet, wobei die exakte Höhe jedoch ex ante festgeschrieben ist. Bei Stufenzinsanleihen („Doppelzinsanleihen“) werden zwei verschiedene Kuponhöhen bezahlt: Üblich ist erst ein niedriger, später ein höherer Nominalzins. Diese Form heißt Step-up-Anleihe (Im umgekehrten Fall spricht man von Step-down-Anleihen). Sind mehr als zwei Kuponhöhen vorgesehen, spricht man von Staffel- (oder Gleitzins-)

373 Vgl. COENENBERG: JAHRESABSCHLUß (1993), S. 185. Aus Anlegersicht ändert sich grundsätzlich durch einen Verkauf über die Börse an den Emittenten nichts, wenn man unterstellt, daß der Anleger auf jeden Fall verkauft hätte. Im Einzelfall ist es jedoch denkbar, daß erst aufgrund der Nachfrage des Emittenten ein Verkauf induziert wird. Grund kann sein, daß so erst Liquidität geschaffen wird und/oder die Anleihekurse steigen.

374 Vgl. GRILL/PERCZYNSKI: WIRTSCHAFTSLEHRE (1995), S. 364.

375 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 133.

Anleihen.<sup>376</sup>

- *Nullkuponanleihen*<sup>377</sup> (Zerobonds) sind Schuldverschreibungen mit Laufzeiten von in der Regel fünf bis 35 Jahren. Die Zinsen werden nicht jährlich ausbezahlt, sondern thesauriert und erst bei Endfälligkeit zusammen mit dem Kapital an den Anleger gezahlt. Hier sind die Zinserträge jedoch auch als „fest“ zu betrachten, da der Rückzahlungskurs bei Fälligkeit genau feststeht. In der Regel erfolgt die Rückzahlung zu pari, die Ausgabe weit darunter („Abzinsungspapiere“). Auch möglich ist die Ausgabe zu 100% mit entsprechend darüber liegendem Rückzahlungskurs („Kapitalzuwachsanleihe“), wobei der Unterschied nur optischer oder technischer Natur ist. Besonders interessant sind Nullkuponanleihen aus analytischer Sicht (Schätzung der Zinsstrukturkurve<sup>378</sup>) und ggf. aus steuerlichen Gründen.<sup>379</sup>

### 3.2.2.2 Anleihen mit nicht fest vereinbarten Zinserträgen

Im Gegensatz zu Festzinsanleihen erfolgt bei Anleihen mit nicht fest vereinbarten Zinserträgen („ungewissen“ Zinserträgen) die Festlegung der absoluten Zinshöhe nicht im Augenblick der Emission. Der zu zahlende Zins wird vielmehr an eine Referenzgröße gekoppelt. Alle diese Instrumente werden grundsätzlich den Finanzinnovationen zugeordnet. Aufgrund der Dynamik der Märkte, immer neue Formen zu entwickeln, ist ein vollständiger Überblick fast ausgeschlossen. Außerdem haben sie für den weiteren Verlauf dieser Arbeit keine Bedeutung, so daß nur die wichtigsten Formen nachfolgend kurz vorgestellt werden:

- *Floating Rate Notes*,<sup>380</sup> kurz *Floater*, weisen eine variable Verzinsung auf, wobei diese Verzinsung an einem Referenzzins (bezogen auf eine bestimmte Währung) gekoppelt ist. Als solche haben sich z. B. der EURIBOR und der LIBOR (LONDON INTERBANK OFFERED RATE) etabliert. Beispielsweise kann eine Verzinsungsvereinbarung lauten, daß auf eine Anleihe immer (jährlich oder halbjährlich) der 6-Monats-

---

376 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 134-135.

377 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 396-397.

378 Vgl. Kapitel 3.3.5 (S. 112).

379 Vgl. Kapitel 3.3.6 (S. 120).

380 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 400-401.

LIBOR (der an dem vorher bestimmten Tag festgestellt wird) plus 0,5% („Marge“) gezahlt wird. Da es sich bei den Referenzzinssätzen in der Regel um kurzfristige Zinssätze handelt, die Laufzeit jedoch höher ist, wird durch Begebung (Erwerb) solcher Papiere Geld langfristig zu kurzfristigen Zinssätzen aufgenommen (angelegt). Aufgrund der regelmäßigen Anpassung des Zinssatzes an einen Marktzins besteht für den Anleger bei diesen Papieren (fast) kein durch Marktzinsänderungen induziertes Kursrisiko.<sup>381</sup> Bei einem sog. Reverse Floater steigt die Zinszahlung mit sinkendem Referenzzins (u. u.). Beispielsweise kann die Verzinsungsvereinbarung „12% minus 6-Monats-LIBOR“ lauten.

- Ausgehend von der dargestellten „Grundform“ des Floaters wurden neue Varianten geschaffen, die eine Begrenzung der Zinsflexibilität vorsehen. So gibt es Floater mit einer Zinsobergrenze, dem Cap („Cap Floater“), bei dem ein Höchstsatz festgelegt wird, über den hinaus der Anleihezins nicht steigt. Alternativ gibt es Zinsuntergrenzen, Floor, oder einen sog. Collar, bei dem sowohl eine Zinsunter- als auch eine Zinsobergrenze festgelegt wird. Bei allen diesen Papieren können (bei Erreichen der Grenzen) Kursänderungen auftreten: Bei Cap Floatern Kursverluste, bei Floor Floatern Kursgewinne. Üblicherweise sind Cap Floater mit einer höheren, Floor Floater mit einer geringeren Marge als „vergleichbare“ Floater ohne Zinsgrenzen ausgestattet. Weiterhin gibt es Floater, die mit dem Recht oder – bei Eintritt bestimmter Zinsgrenzen – mit der Pflicht zur Wandlung in eine Festzinsanleihe ausgestattet sind. Erstere heißen Convertible Floater, letztere Drop-Lock-Floater.<sup>382</sup>
- Bei *Gewinnschuldverschreibungen*<sup>383</sup> ist die Referenzgröße der Gewinn (oder die Dividende), d. h. die Zinszahlung erfolgt in Abhängigkeit der Gewinnsituation des Emittenten. In der Regel sind Gewinnschuldverschreibungen mit einem festen Grundzins und einer gewinn-/ dividendenabhängigen Zusatzverzinsung ausgestattet (Participating Bond). Ist kein Grundzins vereinbart, sondern wird lediglich ein Gewinnanteil ausgezahlt, spricht man von einem Income Bond.<sup>384</sup> Die Bedeutung

---

381 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 135.

382 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 402-403.

383 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 395-396.

384 Vgl. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 414.

dieser Papiere ist jedoch für den deutschen Kapitalmarkt vernachlässigbar gering.

### 3.2.3 Sonstige Charakterisierungsmöglichkeiten

#### 3.2.3.1 Charakterisierung hinsichtlich des Rückzahlungskurses

Grundsätzlich ist der Rückzahlungskurs bekannt, z. B. DM 100 pro Anleihe. In jüngster Zeit haben sich einige Sonderformen gebildet. Beispielsweise gibt es Anleihen, bei denen der Rückzahlungskurs indexiert ist, d. h. an die Preisentwicklung eines bestimmten „Gutes“ gekoppelt ist (Gold, einen Aktienindex, etc.).<sup>385</sup> Weiterhin gibt es noch sog. Aktienputanleihen, bei denen der Emittent sich vorbehält, statt der Tilgung eine vorher vereinbarte Anzahl bestimmter Aktien zu liefern.

#### 3.2.3.2 Charakterisierung hinsichtlich des Nennbetrages

- In der Regel werden bei einer Anleihe die Emissions-, Zins- und Tilgungsbeträge in einer *einheitlichen Währungseinheit* geleistet, z. B. DM oder US-\$. So wird bei einer DM-Anleihe bei Emission der Kreditbetrag in DM zur Verfügung gestellt, die Zinszahlungen und die Tilgung erfolgen ebenfalls in DM. Ein Inländer unterscheidet bei einheitlichen Währungen weiterhin, ob es sich um DM- oder um Währungsanleihen (= Fremdwährungsanleihen) handelt.
- Unter *Doppelwährungsanleihen* (englisch: Dual Currency Bond) versteht man Anleihen, deren Bedingungen typischerweise auf zwei Währungen bezogen sind (deshalb werden sie auch als Hybrid-Anleihen bezeichnet). Beispielsweise können die Emission und die Zinszahlungen der Anleihe in einer Währung (DM), die Tilgung in einer anderen Währung erfolgen (US-\$).<sup>386</sup>
- Schließlich gibt es *Rechnungseinheiten-Anleihen*, die bezüglich ihrer Emissionsdenomination indexiert werden. Die Emissions-, Zins- und Tilgungszahlungen werden dann auf Währungskörbe (z. B. SZR oder früher auch ECU) oder andere Rechnungseinheiten (die in der Regel aus zusammengesetzten Währungen bestehen) basiert.<sup>387</sup>

---

385 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 399-402.

386 Vgl. EILENBERGER: FINANZINNOVATIONEN (1993), S. 80.

387 Vgl. EILENBERGER: FINANZINNOVATIONEN (1993), S. 231.

So wurden seit 1981 ECU-Anleihen emittiert, deren Erwerb durch Inländer durch die DEUTSCHE BUNDESBANK gestattet wurde; sie hatte den ECU als Rechnungseinheit und nicht als Wahrung betrachtet. Die Emission unterlag aus diesem Grund jedoch gema § 3 Wahrungsgesetz<sup>388</sup> ihrer Genehmigungspflicht.<sup>389</sup>

### 3.2.3.3 Charakterisierung hinsichtlich etwaiger Sonderrechte

Schlielich konnen Anleihen dahingehend charakterisiert werden, ob sie mit Sonderrechten ausgestattet sind:

- *Sonderrechte des Glaubigers* konnen Wandel- oder Optionsrechte (bei Wandel-<sup>390</sup> bzw. Optionsanleihen<sup>391</sup>) oder Kundigungsrechte sein.
- *Sonderrechte des Schuldners* konnen Kundigungsrechte oder andere Arten von Optionen sein.

## 3.3 Quantitative Analyse von Anleihen

Bei der Bewertung und quantitativen Analyse<sup>392</sup> von Anleihen werden u. a. Preis-, Rendite- und Risikogroen benotigt. Analog zu der Beurteilung von Investitionsprojekten bieten sich bei Anleihen<sup>393</sup> zwei Verfahren der quantitativen Analyse an:

- das Kapitalwert- bzw. Barwertverfahren,
- das Verfahren des Internen Zinssatzes.

Die Anwendung des Kapitalwertverfahrens wird in dieser Arbeit als „Preis-orientierte Analyse“, die des Internen Zinssatzes als „Rendite-orientierte Analyse“ bezeichnet.<sup>394</sup>

---

388 Das Wahrungsgesetz ist inzwischen aufgrund des Beginns der EWWU entfallen.

389 Vgl. BEYER/BESTMANN: FINANZLEXIKON (1989), S. 77.

390 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 386-390.

391 Vgl. PERRIDON/STEINER: FINANZWIRTSCHAFT (1997), S. 390-395.

392 Im Folgenden wird (aus sprachlichen Grunden) entweder nur noch von der „Analyse“ oder von der „Bewertung“ festverzinslicher Wertpapiere gesprochen, wobei in der Regel beide Aspekte gemeint sein werden. Strenggenommen handelt es sich jedoch nicht um Synonyme.

393 Die Darstellung fur Anleihen erfolgt hier analog zu Investitionen, d. h. es wird grundsatzlich der Kauf einer Anleihe betrachtet. Die Emittenten- oder Verkaufersicht ergibt sich durch Vertausch der Vorzeichen und – bei Ungleichungen – durch deren Umkehrung.

### 3.3.1 Preis-orientierte Analyse von Anleihen

Die Bewertung zukünftiger<sup>395</sup> Zahlungsströme erfolgt mit Hilfe von Barwertmodellen. Den Barwert (= Present Value), d. h. den rechnerischen Wert einer Anleihe, erhält man, indem die zukünftigen Zahlungen aus der Anleihe mit Hilfe eines (gegebenen) Kalkulationszinssatzes<sup>396</sup> auf den Betrachtungszeitpunkt abgezinst werden:<sup>397</sup>

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+i)^t} \quad (3)$$

mit:

PV : Barwert einer Anleihe im Betrachtungszeitpunkt  $t = 0$

t : Zeitpunkte der Zahlungen aus der Anleihe

n : (Rest-) Laufzeit der Anleihe (in vollen Jahren)

$Z_t$  : Zahlungen im Zeitpunkt t

i : laufzeitunabhängiger Kalkulationszinssatz

Bei unterstellter Tilgung zu pari<sup>398</sup> und einem konstanten Kupon sowie unter Berücksichtigung der Usance, daß in Deutschland Anleihepreise je DM 100 Nennwert<sup>399</sup> berechnet (und notiert) werden, ergibt sich als Barwert:

394 Die folgenden Ausführungen beziehen sich auf Anleihen, deren Zahlungen nach Höhe und Zeitpunkt vertraglich fixiert sind, also hauptsächlich Kuponanleihen (Straight Bonds). Grundsätzlich (d. h. wenn nichts anderes gesagt wird) werden eine endliche Restlaufzeit (in vollen Jahren), endfällige Tilgung, keine Zusatzrechte sowie ein konstanter Kupon unterstellt. Auch Zerobonds ( $K = 0$ ) erfüllen diese formalen Anforderungen, sie spielen in dieser Arbeit jedoch nur zur Bestimmung der Zinsstrukturkurve eine Rolle, vgl. dazu Kapitel 3.3.5 (S. 112). Für Stufenzinsanleihen (die innerhalb dieser Arbeit jedoch keine Bedeutung haben) können die nachfolgenden Gleichungen relativ einfach modifiziert werden, da der Kupon zwar nicht konstant, aber ex ante exakt bekannt ist (statt K müßten für den Kupon die Werte  $K_1$  bis  $K_n$  gesetzt werden).

395 Vorerst wird nur auf die zugesicherten Zahlungen abgestellt, ohne zu prüfen, ob diese sicher oder unsicher sind. Die Betrachtung explizit risikoloser Anleihen erfolgt in Kapitel 3.3.4 (S. 111), die Berücksichtigung von Risiko erfolgt in Kapitel 3.4 (S. 138).

396 Auch als „Renditeforderung“ bezeichnet. Diese muß dem Opportunitätsprinzip entsprechend „angemessen“ (z. B. hinsichtlich Steuern, Inflation oder Risiko) sein, vgl. WILKENS: KAPITALWERTMETHODE (1995), S. 461.

397 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 136f.

398 Dieser Fall stellt die Regel dar. Bei den möglichen Fällen einer Tilgung über/unter pari sind die Formeln sinngemäß zu modifizieren.

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{K}{(1+i)^t} + \frac{100}{(1+i)^n} \quad (4)$$

mit:

$K$  : konstante Kuponzahlung (in DM pro DM 100 Anleihenennwert)

Wichtig ist, daß der „richtige“ Barwert nur bei Vorgabe oder „Kenntnis“ des *korrekten* Kalkulationszinssatzes berechnet werden kann. Dann entspricht der Barwert auch dem *rechnerischen* Marktwert. Können der Barwert berechnet und gleichzeitig der tatsächliche (Markt-) Preis der Anleihe beobachtet<sup>400</sup> werden, so kann durch Vergleich der beiden Größen die Frage nach der (absoluten) Vorteilhaftigkeit beantwortet und eine Handlungsanweisung gegeben werden:

$P_0 < PV \Rightarrow$  Die Anleihe ist unterbewertet und somit kaufenswert bzw.

$P_0 > PV \Rightarrow$  Die Anleihe ist überbewertet und somit nicht kaufenswert. (5)

mit:

$P_0$  : beobachtbarer (heutiger) Preis der Anleihe

Unter Berücksichtigung der Definition für den Kapitalwert einer Investition, welcher dem Barwert der zukünftigen Zahlungen abzüglich des aufzuwendenden Preises entspricht:<sup>401</sup>

$$NPV = PV - P_0 \quad (6)$$

kann Aussage (5) auch folgendermaßen äquivalent umformuliert werden:<sup>402</sup>

$P_0 < PV \Leftrightarrow NPV > 0 \Rightarrow$  Die Anleihe ist unterbewertet und somit kaufenswert bzw.

$P_0 > PV \Leftrightarrow NPV < 0 \Rightarrow$  Die Anleihe ist überbewertet und somit nicht kaufenswert. (7)

399 Seit dem 04.01.1999 wird bei der Notierung von Wertpapieren der Euro als Währung an den deutschen Börsen verwendet. Dies ist jedoch insofern unproblematisch, da es sich bei der Notierung von Anleihen immer um relative Größen handelt, d. h. um Prozentnotierungen (da pro 100 Geldeinheiten abgerechnet wird). In einigen anderen Ländern wird jedoch teilweise pro 1.000 Geldeinheiten notiert.

400 Dieser ist bei börsengehandelten Wertpapieren reglemäßig beobachtbar.

401 Vgl. BREALEY/MYERS: FINANCE (1996), S. 13.

402 Ist der Kapitalwert gleich Null, dann ist der Investor indifferent, da genau die Kapitalkosten verdient werden.

mit:

NPV : Kapitalwert (Net Present Value)

### 3.3.2 Rendite-orientierte Analyse von Anleihen

In der Praxis werden Anleihen regelmäßig anhand der „Verzinsung“ oder „Rendite“ anstatt anhand des rechnerischen Preises (d. h. des Barwertes) beurteilt. Dazu wird in einem ersten Schritt, bei dem (noch) kein Kalkulationszinssatz vorgegeben ist, aus dem Marktpreis diejenige Verzinsung berechnet, die durch den Kauf der Anleihe bei diesem Preis erzielt wird. Dazu wird die o. g. Barwert-Formel verwendet und aus ihr derjenige Zins berechnet, der sich ergibt, wenn man als Barwert den Preis einsetzt. Diesen Zins bezeichnet man als Rendite (englisch: yield); sie wird formal aus der nachfolgenden Gleichung ermittelt.<sup>403</sup>

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+y)^t} \quad (8)$$

mit:

y : (Durchschnitts-) Rendite einer Anleihe

Unter den oben genannten Annahmen gilt für endfällige Kupon-Anleihen:

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{K}{(1+y)^t} + \frac{100}{(1+y)^n} \quad (9)$$

#### 3.3.2.1 Bestimmung, Existenz und Eindeutigkeit der Rendite

In der Literatur wird mehrfach auf die möglichen Probleme im Zusammenhang mit der Verwendung des Internen Zinssatzes aufmerksam gemacht. Diese sind u. a.<sup>404</sup>

- Der Interne Zins kann nicht eindeutig bestimmt werden.
- Der Interne Zins kann ökonomisch nicht sinnvoll interpretiert werden.

403 Folglich berechnet sich die Rendite nach dem Verfahren des Internen Zinssatzes; synonym werden die Begriffe Effektivzins oder IRR (internal rate of return) verwendet, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 140.

404 Vgl. LOCAREK: FINANZMATHEMATIK (1997), S. 87.

Die Prüfung der Eignung der Rendite als Entscheidungskriterium setzt aber die Bestimmbarkeit, die Existenz und die Eindeutigkeit dieser Größe voraus. In diese Richtung zielt ein Teil der in der Literatur genannten Kritikpunkte am Internen Zins;<sup>405</sup> diese folgenden Kritikpunkte kann man als *Kritik am Verfahren* bezeichnen.<sup>406</sup> So kann die Auflösung der Effektivzinsformel (bei Zahlungsreihen mit mehr als einem Vorzeichenwechsel) dazu führen, daß sich keine eindeutigen oder keine ökonomisch interpretierbaren Ergebnisse einstellen.

Das Problem der Nicht-Eindeutigkeit, so relevant es grundsätzlich innerhalb der „normalen“ Investitionsrechnung (d. h. außerhalb der Betrachtung von Kapitalmärkten) sein kann, stellt sich bei einer Betrachtung von Anleihen nicht. Da es sich bei Anleihen aus Käufersicht um Normalinvestitionen (in  $t = 0$  eine Auszahlung, dann nur noch Einzahlungen) handelt, ist der Interne Zins immer eindeutig und somit auch immer ökonomisch sinnvoll. Dies liegt daran, daß bei Normalinvestitionen die hinreichende Bedingung für die Existenz genau eines ökonomisch sinnvollen Internen Zinssatzes – nur ein einziger Vorzeichenwechsel innerhalb der Zahlungsreihe – erfüllt ist.<sup>407</sup> Sinnvoll heißt dabei, daß dieser (echt) größer als  $-1$  ist. (Dies verlangt, daß mindestens ein Rückfluß echt größer Null ist. Mathematisch nicht lösbar ist der Fall, daß nach der Anfangsauszahlung keine Rückflüsse erfolgen, obwohl bei riskanten Projekten dies vorkommen kann. Dieser Fall ist ökonomisch jedoch noch interpretierbar, nämlich: Das gesamte Kapital ist verloren, die Rendite beträgt  $-1 = -100\%$ .<sup>408</sup>)

Der zweite Kritikpunkt zielt darauf ab, daß Berechnungsprobleme entstehen, da im Berechnungsprozeß bei Zahlungsreihen mit mehr als drei Zahlungspunkten Polynome höheren Grades auftauchen, die algebraisch nicht mehr gelöst werden können.<sup>409</sup> In der rechnergestützten Analyse stellt die Berechnung jedoch heutzutage kein Problem mehr dar; außerdem existieren die nachfolgend vorgestellten Näherungsverfahren.

---

405 Vgl. dazu ausführlich KILGER: KRITIK (1965), S. 768ff.

406 Die übrigen Kritikpunkte werden in Kapitel 3.3.2.3 (S. 105) behandelt.

407 Vgl. LOCAREK: FINANZMATHEMATIK (1997), S. 87-90.

408 Aus diesem Grund genügt es, nicht-negative zukünftige Zahlungen zu unterstellen. Deshalb können die Ausführungen bei (implizit) angenommener Sicherheit relativ problemlos auf riskante Anleihen (einschließlich des Risikos des Totalausfalls) übertragen werden. Vgl. dazu Kapitel 3.5.3 (S. 161).

409 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 141.

### 3.3.2.2 Näherungsverfahren zur Renditeberechnung

In der Praxis wurden verschiedene Näherungsverfahren zur Renditeberechnung bei ganzjährigen Laufzeiten entwickelt, die unterschiedliche Genauigkeiten aufweisen. Von diesen stellt das Verfahren von ALTROGGE dasjenige mit dem geringsten Fehler dar. Anhand der nachfolgenden formalen Darstellung dazu können auch die anderen Verfahren aufgezeigt werden (immer für eine unterstellte Tilgung zum Nennwert). Die Näherungslösung nach ALTROGGE lautet:<sup>410</sup>

$$y \approx \frac{K}{P_0} \cdot 100 + \frac{100 - P_0}{n} \cdot \frac{200}{P_0 + 100 + K \cdot n} \quad (10)$$

Der erste Term auf der rechten Seite der Näherungsgleichung wird als „laufende Verzinsung“ einer Anleihe bezeichnet, der zweite Term verteilt die Rückzahlungsdifferenz (linear) über die Laufzeit. Die Summe aus diesen beiden Termen wird auch als (Rendite nach der) „Bankenformel“ bezeichnet. Der dritte Term schließlich stellt den Korrekturfaktor nach ALTROGGE für die Rückzahlungsdifferenz dar. Wird statt dieses Faktors der Term  $\frac{100}{P_0}$  gewählt, so erhält man die (Rendite nach der) „Börsenformel“.

### 3.3.2.3 Verwendungsmöglichkeiten der Rendite

Im Gegensatz zu der Tatsache, daß bei (Kupon-) Anleihen der Interne Zins existiert, eindeutig ist und auch (hinreichend genau) bestimmt werden kann, wiegen die in der Literatur (allgemein für Investitionsprojekte) genannten Kritikpunkte hinsichtlich seiner *Verwendungsmöglichkeit* und *Aussagekraft* stärker. Diese sind einerseits die dem Internen Zinssatz inhärente, u. U. unrealistische Wiederanlageprämisse, andererseits die Annahme einer flachen Zinsstrukturkurve (d. h. gleicher Verzinsungen für alle Laufzeiten), welche in der Realität nur sehr selten erfüllt ist.

Die Bedeutung dieser Kritikpunkte können anhand der „Funktionen“, welche die Effektivverzinsung ausüben kann, verdeutlicht werden. Grundsätzlich kann man der Effektivverzinsung einer Anleihe zwei Funktionen zuweisen: Einerseits eine Entscheidungsfunktion (Kauf oder Nicht-Kauf bzw. Verkauf der Anleihe), sowie andererseits eine Informa-

---

410 Vgl. LOCAREK: FINANZMATHEMATIK (1997), S. 158-161 und DÖRGE: VERFAHREN (1995), S. 665-667.

tionsfunktion, d. h. eine „bloße“ Verwendung als Kennzahl:

Soll eine Entscheidung, d. h. ein Vorteilhaftigkeitsvergleich, anhand der Effektivverzinsung getroffen werden, ist zwischen einem *relativen* und einem *absoluten* Vorteilhaftigkeitsvergleich zu differenzieren:

Bei einem *relativen* Vorteilhaftigkeitsvergleich, d. h. der Auswahl zwischen zwei oder mehreren Anleihen, wird in der Praxis meist diejenige Anleihe ausgewählt, welche die höchste Rendite aufweist.<sup>411</sup>

Ein *absoluter* Vorteilhaftigkeitsvergleich (d. h. die isolierte Betrachtung, ob eine Anleihe kaufenswert ist), ist nur – genau wie bei der Verwendung des Kapitalwertverfahrens – bei Vorgabe einer geforderten (Mindest-) Verzinsung  $i$  möglich, da erst durch einen Vergleich von Renditeforderung und tatsächlich erzielbarer Rendite eine Aussage möglich ist, nämlich:

Kaufenswert sind alle Anleihen mit  $y > i$ . (11)

STEINER/BRUNS betonen aber, daß der *relative* Vorteilhaftigkeitsvergleich nur innerhalb einer *ceteris-paribus*-Betrachtung zum korrekten Ergebnis führt.<sup>412</sup> Der Grund liegt in den am Kapitalmarkt herrschenden unterschiedlichen laufzeitabhängigen Zinssätzen.<sup>413</sup> Diese *ceteris-paribus*-Betrachtung ist jedoch so streng vorzunehmen, daß alle übrigen Größen (z. B. neben dem Risiko auch die Laufzeit und Kuponhöhe) exakt übereinstimmen müssen. Stimmen sie jedoch überein, kann ursächlich für unterschiedliche Renditehöhen nur eine Preisdifferenz der Anleihen sein, so daß der relative Vorteilhaftigkeitsvergleich anhand der Renditen redundant ist: Die Anleihe mit der höheren Rendite ist notwendigerweise auch die mit dem niedrigeren Preis.

Aber auch für den *absoluten* Vorteilhaftigkeitsvergleich gilt bei Anleihen, daß eine Entscheidung anhand der Rendite zum gleichen Ergebnis führt wie eine Entscheidung anhand des Barwertes, da offensichtlich die folgende Äquivalenz gilt:

$PV > P_0 \Leftrightarrow y > i$  (12)

---

411 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 144.

412 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 144.

413 Zu den Gründen vgl. Kapitel 3.3.7.1 (S. 132).

In beiden Fällen ist die Anleihe (absolut) kaufenswert.<sup>414</sup>

Da diese Kriterien aber zum gleichen Ergebnis führen (ihnen liegt finanzmathematisch auch das gleiche Konzept zugrunde), spricht nichts gegen die in der Praxis übliche „Rendite-Betrachtung“: Anstatt anhand eines Zinssatzes den rechnerischen Wert und somit den Grenzpreis zu errechnen, wird aus dem Preis die Rendite ermittelt, anhand derer die Kaufentscheidung getroffen wird.

Sind jedoch die genannten *ceteris-paribus*-Bedingungen *nicht* erfüllt, ist die Eignung zum Vorteilhaftigkeitsvergleich stark eingeschränkt. Für Anleihen unterschiedlicher Risiken ist dies offensichtlich. Weisen die zu vergleichenden Anleihen zwar gleiche Risiken, aber unterschiedliche Laufzeiten auf, hängt die jeweilige Rendite auch vom Verlauf der Zinsstruktur ab; nur im Falle der flachen Zinsstruktur eignet sich die Rendite als Entscheidungskriterium.<sup>415</sup> Selbst bei gleicher Laufzeit (im Falle nicht-flacher Zinskurven) hängt die Rendite jedoch auch noch von der Kuponhöhe ab, was den Vorteilhaftigkeitsvergleich ebenfalls einschränkt.<sup>416</sup>

Basierend auf ihrer formalen Ermittlung gibt die Rendite die „durchschnittliche“ Verzinsung an, die auf das eingesetzte Kapital (d. h. die Anfangsauszahlung) über die gesamte Laufzeit erreicht wird. Dies kann als „Informationsfunktion“ der Rendite bezeichnet werden. Die Aussage, daß es sich bei dieser Größe um eine tatsächlich zu erzielende Verzinsung auf das eingesetzte Kapital handelt, beruht jedoch auf drei Annahmen:

- Zins und Tilgungszahlungen werden mit Sicherheit geleistet.
- Zwischenzeitlich anfallende Kuponzahlungen werden genau zu diesem Zinssatz reinvestiert.
- Der Erwerber hält die Anleihe bis Endfälligkeit.

Nur unter diesen Annahmen kann der (sichere) Endwert oder das durch die Investition erzielte Endvermögen berechnet werden:<sup>417</sup>

---

414 Gilt  $P_0 = PV$ , so ist die Anleihe „fair“ bewertet. Dann gilt ebenfalls  $i = y$ .

415 Zu nicht-flachen Zinsstrukturkurve vgl. Kapitel 3.3.5.1 (S. 112). Die Existenz nicht-flacher Zinsstrukturkurven ist jedoch im Bereich von Anleihen der wichtigste Kritikpunkt, der den (relativen) Vorteilhaftigkeitsvergleich stark einschränkt.

416 Vgl. Kapitel 3.3.7.1 (S. 132).

417 Vgl. FRÜHWIRTH: RENDITEBERECHNUNG (1997), S. 13.

$$EV_n = \sum_{t=1}^n K \cdot (1+y)^{n-t} + 100 \quad (13)$$

Durch Einsetzung in Gleichung (9) ergibt sich:

$$EV_n = P_0 \cdot (1+y)^n \quad (14)$$

mit:

$EV_n$  : Endvermögen am Ende der Laufzeit, d. h. im Zeitpunkt  $n$

Die Rendite ist somit immer nur eine Größe ex ante, die lediglich bei Unterstellung von Sicherheit der Zahlungsströme und den übrigen dem Verfahren zugrundeliegenden Annahmen tatsächlich zu einer „zukünftigen ex post-Größe“ wird. Die genannten Annahmen sind jedoch mit drei entsprechenden Problembereichen behaftet, die dazu führen (können), daß die berechnete Rendite nicht tatsächlich erzielt wird:

- Die Anleihe ist möglicherweise ausfallrisikobehaftet (vollständiger oder teilweiser Ausfall der Anleihezahlungen).
- Das Zinsniveau kann sich vor Fälligkeit der Anleihe ändern, d. h. die Wiederanlagebedingungen können sich ändern. Die Wiederanlageprämisse ist bei Anleihen aber „weniger“ problematisch als bei Investitionsprojekten, deren Rendite „sehr hoch“ ist, wenn man unterstellt, daß der rechnerische Preis und der Marktwert der Anleihe nicht zu stark von einander abweichen. Die Wiederanlageprämisse ist bei Anleihen also nicht unrealistisch, sondern „nur“ unsicher aufgrund des Zinsänderungsrisikos.<sup>418</sup>
- Steht bei Erwerb schon fest, daß die Anleihe vor Fälligkeit verkauft werden soll, ist die bis zur Fälligkeit berechnete Rendite wenig aussagekräftig. Es können ggf. auch Renditen ex ante bei unterstellter kürzerer Haltedauer berechnet werden. Zur Renditeberechnung ist dann aber die Kenntnis des bei Verkauf erzielbaren Preises nötig. Da dieser unsicher ist, muß eine Annahme über ihn getroffen, d. h. er muß geschätzt werden.<sup>419</sup> Dies führt dazu, daß diese Rendite dann zu einer unsicheren Größe würde. Aus diesem Grund werden Renditen in der Regel immer nur „bis Fälligkeit“

---

418 Vgl. dazu Kapitel 3.4.2.1 (S. 140).

berechnet.

Die letzten beiden Aspekte betreffen jedoch immer alle Anleihen einer Risikoklasse. Aus diesem Grund behält die Rendite ihre Informationsfunktion, wenn auch nicht als die Größe, die tatsächlich erzielt werden wird; es lassen sich aber anhand der Renditen verschiedener Anleihen (oder Anleiheklassen) die Zinsdifferenzen über verschiedene Laufzeiten, Währungen oder Risikoklassen berechnen.<sup>420</sup>

### 3.3.3 Berücksichtigung von Stückzinsen

Die bisher genannten Formeln der Renditeberechnung für Anleihen sind nur dann korrekt, wenn der Zeitraum bis zur ersten Zahlung ein volles Jahr beträgt. Ist dies nicht der Fall, sind zwei Besonderheiten zu beachten:

- Die sog. „Stückzinsen“ sind zu berücksichtigen.
- Die „Rendite“ unter Berücksichtigung dieser Stückzinsen muß definiert werden.

Wechselt eine Anleihe zwischen zwei Kuponterminen den Besitzer, sind bereits Zinsen vom vorangegangenen Kupontermin bis zu diesem Tag „aufgelaufen“. Da grundsätzlich die Usance besteht, daß die Notierung von Anleihen (oder der vereinbarte Preis) ein „Nettokurs“ und somit exklusive solcher Zinsen ist,<sup>421</sup> sind diese Zinsen separat auszuweisen und abzurechnen. Diese Zinsen werden als „Stückzinsen“ bezeichnet. Da der neue Eigentümer den nächsten Kupon in voller Höhe erhält, hat er dem Verkäufer anteilig diese Stückzinsen (sofort bei Erwerb<sup>422</sup>) zu bezahlen. Die Stückzinsen werden linear berechnet,<sup>423</sup> d. h. pro DM 100 Nennwert nach der Formel:

---

419 Und somit über die dem Preis zugrundeliegenden Bestimmungsfaktoren, d. h. über das im beabsichtigten Verkaufszeitpunkt herrschende Zinsniveau. Hier spielt das Zinsänderungsrisiko also ebenfalls eine Rolle. Das gleiche Problem tritt (verschärft) bei der Berechnung der Nachsteuerrendite bei institutionellen Anlegern auf, vgl. Kapitel 3.3.6.2 (S. 128).

420 Vgl. Kapitel 3.5 (S. 154). Auch im empirischen Teil dieser Arbeit wird die Rendite nicht zum Vorteilhaftigkeitsvergleich, sondern nur als „vergleichende Kennzahl“ verwendet, vgl. Kapitel 4 (S. 217).

421 Theoretisch wäre eine Regelung denkbar welche besagt, daß diese Zinsen – wie z. B. bei Genußscheinen – im Preis abgegolten sind. Dies müßte dann lediglich von den Vertragsparteien antizipiert werden. Gegen diese theoretische Möglichkeit spricht jedoch die unterschiedliche (ertrags-) steuerliche Behandlung von Kapital und (Stück-) Zins.

422 Denkbar wäre hier die Regelung, daß erst am Kupontermin der Ausgleich stattfindet, wodurch der Anleihe-Käufer nicht in Vorlage treten müßte. Dies wäre aber für die auszahlende Stelle mit einem erheblichen Verwaltungsaufwand verbunden.

$$Z_0 = \frac{K \cdot \text{"Tage seit Kupon"}}{\text{"Tage pro Jahr"}} \quad (15)$$

mit:

$Z_0$  : Stückzinsen

In einigen Ländern werden die in Zähler und Nenner einzusetzende Tagesanzahl exakt berechnet. In Deutschland wird bei Kuponanleihen das Jahr mit 360 Tagen angenommen und die (vollen) abgelaufenen Monate mit 30 Tagen; dieses Verfahren bezeichnet man als 30/360. Der Abrechnungsbetrag (Nettokurs plus Stückzinsen) wird als Bruttokurs bezeichnet.<sup>424</sup>

Da neben der Berechnung der Stückzinsen auch die (bis zur ersten Kuponzahlung kürzere) Laufzeit bei der Renditeberechnung berücksichtigt werden muß, ist Gleichung (8) entsprechend zu modifizieren. Weil es aber *die* einheitliche Rendite (auf Basis des Internen Zinssatzes) in diesem Fall nicht mehr gibt, sind verschiedene Methoden zur Renditeberechnung entwickelt worden. Diese unterscheiden sich in der Behandlung des unterjährigen Zinssatzes. Die verbreitetste Methode ist die ISMA-Methode („INTERNATIONAL SECURITIES MARKET ASSOCIATION“, bis 1992: AIBD-Methode der „ASSOCIATION OF INTERNATIONAL BOND DEALERS“), die in Regel 803 dieser Vereinigung definiert ist.

Da sich die ISMA-Methode international und in Deutschland zumindest bei festverzinslichen Wertpapieren durchgesetzt hat, wird auf die Darstellung der anderen verzichtet.<sup>425</sup> Wie man an der nachfolgenden Formel erkennt, liegen der Berechnung nach ISMA eine zinseszinsliche Behandlung des gebrochenen Laufzeitanteils und eine konforme Umrechnung auf den Jahreszins zugrunde:

---

423 Die Tatsache, daß die Stückzinsen linear berechnet werden, könnte man als „unfair“ empfinden, da hierdurch optisch dem Verkäufer ein Zinsvorteil durch einen früheren Zufluß entsteht. Diese Betrachtungsweise verwechselt jedoch Ursache und Wirkung: Der „richtige“ Barwert einer Anleihe, die nicht erst in einem Jahr, sondern schon früher zu Zahlungen führt, ist der (rechnerische) Bruttokurs (der sich aus der zu modifizierenden Gleichung (3) ergibt). D. h. der Nettokurs ergibt sich als Differenz aus Bruttokurs und Stückzinsen und nicht umgekehrt.

424 Vgl. FRÜHWIRTH: RENDITEBERECHNUNG (1997), S. 34; englisch: „dirty price“, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 158.

425 Vgl. dazu LOCAREK: FINANZMATHEMATIK (1997), S. 168-174.

$$(P_0 + Z_0) \cdot (1 + y)^f = K + \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1 + y)^t} \quad (16)$$

mit:

$n$  : ganzzahliger Laufzeitanteil (volle Jahre)

$f$  : gebrochener Laufzeitanteil

Die exakte Restlaufzeit (in Jahren) beträgt folglich  $n + f$ .<sup>426</sup>

Wenn im folgenden von der „Rendite“ die Rede ist, so impliziert dies immer eine Berechnung nach dieser Formel unter Berücksichtigung von eventuell anfallenden Stückzinsen.<sup>427</sup>

### 3.3.4 Bewertung risikoloser Anleihen

Bei den bisherigen Ausführungen wurden Anleihen betrachtet, deren Zahlungen nach Höhe und Zeitpunkt *vertraglich fixiert* sind. Die vertragliche Fixierung sagt jedoch nichts darüber aus, ob die Zahlungen aus der Anleihe sicher oder unsicher sind und falls sie unsicher sind, wie hoch dieses Risiko ist (sofern dies quantifizierbar ist).

In der Bundesrepublik Deutschland werden „Staatsanleihen“<sup>428</sup> als nominal risikolos eingestuft,<sup>429</sup> d. h. es wird unterstellt, daß die Bundesrepublik Deutschland die vertraglich zugesicherten Zahlungen mit Sicherheit (d. h. in jedem Fall fristgerecht und in zugesicherter Höhe) leistet. Für den Fall risikoloser Anleihen kann die bisherige Analyse dahingehend konkretisiert werden, daß Preise risikoloser Anleihen oder Renditen risikoloser Anleihen berechnet werden. So ergibt sich die Rendite einer risikolosen Anleihe (im Falle der renditeorientierten Betrachtung) aus der Gleichung:<sup>430</sup>

426 Im Rahmen der Berechnung des REX wird für diese Summe das Symbol  $m$  verwendet, vgl. Kapitel 3.3.5.4 (S. 118).

427 Auf die formale Darstellung inklusive von Stückzinsen wird dann verzichtet. Aus Gründen der Übersichtlichkeit erfolgt eine Darstellung „am Kupontermin“, die aber analog zu Gleichung (16) modifiziert werden kann.

428 Hierunter fallen alle Anleihen, bei denen die Bundesrepublik Deutschland selber Emittent ist sowie Anleihen, die von ihren Sondervermögen emittiert werden und für welche die Bundesrepublik Deutschland uneingeschränkt haftet, vgl. Kapitel 2.6.2 (S. 85).

429 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 136. Andere Autoren bezeichnen Deutsche Bundesanleihen sogar als „hundertprozentig sicher“, so z. B. JASCHKE/STEHLE/WERNICKE: ARBITRAGE (1998), S. 2.

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r)^t} \quad (17)$$

mit:

$r$  : risikolose, laufzeitunabhängige Rendite<sup>431</sup>

Risikolose Renditen werden z. B. dann benötigt, wenn man bei Renditen riskanter Wertpapiere die (impliziten) Risikoprämien berechnen möchte.

### 3.3.5 Berücksichtigung der Zinsstrukturkurve

#### 3.3.5.1 Wesen der Zinsstrukturkurve

Bisher wurde sowohl bei der Present-Value-Bestimmung als auch bei der Verwendung des Effektivzinskriteriums mit einem einheitlichen Zinssatz für alle Laufzeiten gearbeitet. Bei einer Betrachtung tatsächlich existierender Zinssätze<sup>432</sup> (vgl. die in Abbildung 3-10 dargestellten Zinsstrukturkurven) wird jedoch klar, daß für unterschiedliche Laufzeiten unterschiedliche Zinssätze „gelten“. <sup>433</sup> Werden die beobachteten Zinssätze je (Rest-) Laufzeit in ein Diagramm eingetragen (wobei auf der Abszisse die Laufzeit, auf der Ordinate die Rendite abgetragen wird), so ergibt sich daraus die Rendite- oder Zinsstrukturkurve (ZSK).<sup>434</sup> Diese Begriffe werden in der Literatur jedoch nicht einheitlich belegt, da bei der Wahl des einzutragenden Zinssatzes u. a. zwei Möglichkeiten bestehen:

- die Effektivrenditen von Kuponanleihen,

---

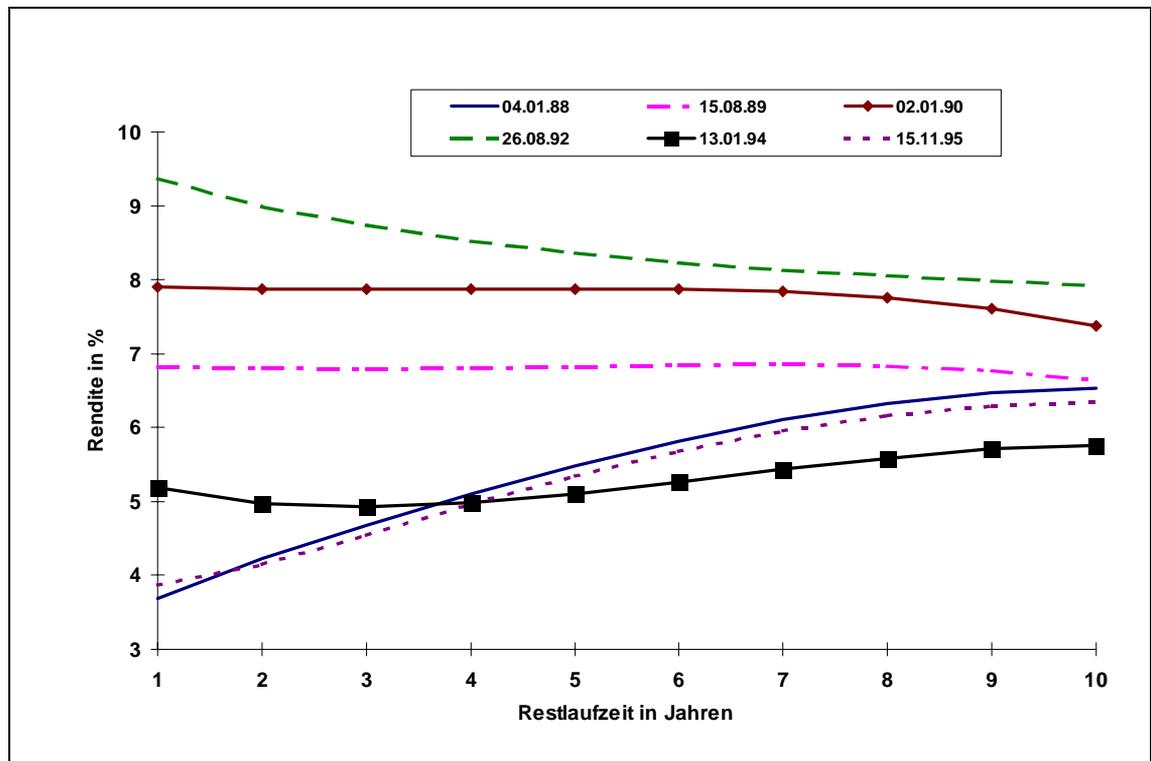
430 Dies ist keine Neuerung gegenüber den bisherigen Formeln, sondern lediglich eine – für den weiteren Verlauf der Arbeit notwendige – Konkretisierung.

431 Aus Gründen der Übersichtlichkeit und Eindeutigkeit wird in dieser Arbeit nur für *risikolose* Zinssätze das Symbol  $r$  verwendet, während das Symbol  $i$  allgemein, d. h. für nicht näher spezifizierte Zinssätze, verwendet wird.

432 Ein Bonitätsrisiko bleibt an dieser Stelle ausgeklammert, so daß für den deutschen Markt die als bonitätsmäßig risikolos geltenden Renditen von Anleihen der Bundesrepublik Deutschland betrachtet werden. Eine Darstellung von Zinsstrukturkurven für riskante Anleihen ist theoretisch denkbar; sie ist jedoch unüblich – wahrscheinlich deshalb, weil sie nur über eine konstante Bonität Sinn macht und dies mangels einer ausreichenden Anzahl von Daten scheitert.

433 Jeweils auf einen Stichtag bezogen, da Zinsstrukturkurven nicht zeitstabil sind, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 145.

434 Vgl. WALZ/WEBER: ZINSSTRUKTURKURVENEFFEKT (1989), S. 133.



**Abbildung 3-10: Zinsstrukturkurven zu ausgewählten Stichtagen<sup>a</sup>**

a Quelle: Eigene Berechnungen anhand von Daten der DEUTSCHEN BÖRSE AG.

- die Effektivrenditen von Zerobonds.

Die Effektivrenditen von Kuponanleihen weisen jedoch den Mangel auf, daß sie (bei einer nicht-flachen Zinsstrukturkurve, die ja gerade betrachtet werden soll) nicht nur von der Laufzeit, sondern auch von der Kuponhöhe abhängen.<sup>435</sup> Die Zahlungen erfolgen nämlich nicht nur am Laufzeitende, sondern auch zu jedem Kupontermine, weshalb eigentlich eine gemischte Laufzeit vorliegt.<sup>436</sup> Als Ausweg bieten sich die folgenden drei Vorgehensweisen an:

- eine Regression oder Durchschnittsbetrachtung über die Renditen verschiedener Kupons bzw. die Berechnung von Renditen für durchschnittliche Kupons;
- eine Normierung dahingehend, daß die Renditen bei gegebener Laufzeit gerade einen Kurs von 100 aufweisen;
- eine dreidimensionale Darstellung, bei der die Renditen nicht nur in Abhängigkeit von der Laufzeit, sondern auch in Abhängigkeit von der Kuponhöhe berechnet und

435 Zu den Gründen vgl. Kapitel 3.3.7 (S. 132).

436 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 145.

dargestellt werden.<sup>437</sup>

Diese drei Darstellungen werden als „Renditestrukturkurven“ bezeichnet. Aus theoretischer Sicht die sauberste Lösung ist jedoch ein Übergang zu Effektivverzinsungen von Zerobonds<sup>438</sup> („Zerobondstrukturkurve“). Der Grund hierfür liegt darin, daß bei Zerobonds aufgrund der einmaligen Zahlung zum Laufzeitende ohne zwischenzeitliche Kuponzahlungen eine „unverfälschte“ laufzeitabhängige Rendite betrachtet wird. Bei der Ermittlung der Effektivverzinsungen von Zerobonds ergeben sich jedoch zwei Probleme:

Das *erste* Problem besteht darin, daß in der Regel nur wenige Zerobonds am Markt verfügbar sind, aus denen direkt die (sog. „expliziten“) spot-rates errechnet werden können. Dieses Problem wird gelöst, indem durch Arbitrageüberlegungen aus den zahlreich vorhandenen Kuponanleihen synthetische Zerobonds konstruiert werden.<sup>439</sup> Jede Kuponanleihe wird demnach als ein Portfolio von Zerobonds aufgefaßt, wobei jeder Kupon und die Tilgung (ggf. der letzte Kupon inklusive Tilgung) einen Zerobond entsprechender Laufzeit darstellen. Aus diesen Zerobonds können dann ebenfalls spot-rates (die sog. „impliziten“ spot-rates) abgelesen werden. Diese Arbitrageüberlegungen basieren jedoch auf den folgenden Annahmen:

- Bei identischem Risiko<sup>440</sup> sollen Wertpapiere (exakt) gleicher Laufzeit und gleicher zukünftiger Zahlungen die gleichen Preise aufweisen. Weiterhin sollten auch Portfolios, die identische Zahlungen aufweisen, die gleichen Preise haben.
- Transaktionskosten fallen nicht an.
- Es liegen keine Leerverkaufsbeschränkungen vor.

Insbesondere die letzten beiden Annahmen unterliegen der Kritik: Zum einen fallen bei

---

437 Die dreidimensionale Darstellung hat gegenüber den anderen beiden Verfahren den grundsätzlichen Vorteil, daß mehr Informationen zur Verfügung bereitgestellt werden, die bei einer Durchschnittsbetrachtung oder Normierung verloren gehen würden. Dieser Weg wird bei der REX-Darstellung gewählt, vgl. Kapitel 3.3.5.4 (S. 118). Grund für eine dreidimensionale Darstellung ist außerdem der steuerliche Kuponeffekt, vgl. Kapitel 3.3.7.2 (S. 133).

438 Synonym für die Effektivverzinsungen von Zerobonds werden in der Literatur und in dieser Arbeit die Begriffe spot-rates und Kassazinssätze verwendet, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 146.

439 Vgl. DOERKS: ZINSSTRUKTURKURVEN (1991), S. 277.

440 Hier wird der Sonderfall betrachtet, daß alle Anleihen risikolos sind.

jeder Portfolioumschichtung Kosten an, zum zweiten existieren (zumindest in Deutschland) Leerverkaufsbeschränkungen. Dabei ist jedoch zu beachten, daß für institutionelle Anleger (z. B. Banken) bei großen Volumina die relativen Transaktionskosten sehr gering werden. Auch sie unterliegen zwar Leerverkaufsbeschränkungen; halten sie jedoch Wertpapiere im Bestand, so sind ein Verkauf und ein Leerverkauf ökonomisch gleichwertig und die Grundidee der Arbitragetheorie – risikolose Gewinnerzielung durch Portfolioumschichtung – kann bei Vorliegen entsprechender Fehlbewertungen tatsächlich verfolgt werden.<sup>441</sup>

Werden nun für alle verfügbaren (Bundes-) Anleihen die impliziten spot-rates berechnet, so kann es dennoch vorkommen, daß innerhalb gewisser Grenzen „unterschiedliche“ spot-rates gleicher Laufzeit existieren (m. a. W.: daß *theoretische* Arbitragemöglichkeiten vorliegen). Gründe hierfür können – neben „echten“ Fehlbewertungen – steuerlicher Natur sein oder darin begründet liegen, daß die potentiellen Arbitragegewinne durch die verbleibenden Transaktionskosten aufgezehrt würden, so daß sich eine Portfolioumschichtung nicht (mehr) lohnt.<sup>442</sup>

Ein *zweites* Problem bleibt jedoch bestehen: Da nicht für jeden Tag der betrachteten Laufzeit Wertpapiere entsprechender Fälligkeiten und Kupontermine existieren, kann keine taggenaue Zinsstrukturkurve abgelesen werden. Dieses Problem kann jedoch mit einer Regressionsrechnung gelöst werden. Gelten (ausnahmsweise) für alle Laufzeiten identische Zinssätze, so spricht man von einer flachen Zinskurve.

### 3.3.5.2 Exkurs: Bond-Stripping

Die oben dargestellte *theoretische* Bildung von Nullkuponanleihen aus Kuponanleihen wird in einigen Ländern, insbesondere den USA, schon seit einiger Zeit tatsächlich praktiziert.<sup>443</sup> In Deutschland war dies aufgrund gesetzlicher Regelungen in der Vergangenheit noch nicht möglich, jedoch erlaubt das Bundesministerium für Finanzen seit dem

441 Dieses Vorgehen wird als „risikolose Portfolioverbesserung“ oder „Quasi-Arbitrage“ bezeichnet, bei der im Besitz befindliche „relativ zu teure“ Anleihen verkauft und „relativ zu billige“ Anleihen gekauft werden, vgl. JASCHKE/STEHLE/WERNICKE: ARBITRAGE (1998), S. 10.

442 Zu dem Problem, inwieweit die (deutsche) Zinsstrukturkurve arbitragefrei und darstellbar ist, vgl. Kapitel 3.3.7.2 (S. 133) und die dort zitierten Untersuchungen. Im Folgenden wird unterstellt, daß die Zinsstrukturkurve ermittelt und dargestellt werden kann.

443 Vgl. WEISS: BONDSTRIPPING (1997), S. 338.

04.07.1997 für bestimmte Anleihen das „Stripping“,<sup>444</sup> d. h. die Trennung von Zins- und Kapitalansprüchen sowie deren separaten Handel.<sup>445</sup> Voraussetzung für dieses Trennen ist jedoch, daß die jeweiligen Anleihen vom Finanzministerium ausdrücklich für „stripbar“ erklärt werden, d. h. daß sie mit einer „Stripping-Option“<sup>446</sup> versehen sind.

Durch Stripping einer Anleihe entstehen Nullkuponanleihen in Form von Zins-Strips und eines Kapital-Strips. Jeder Gläubiger ist berechtigt, die Trennung über nominal DM 100.000 (oder ein Vielfaches davon) der Anleihe vornehmen zu lassen. Die Rekonstruktion, d. h. die spätere Wiederausammensetzung der Anleihe, ist inländischen Kreditinstituten vorbehalten (und erfordert ebenfalls nominal DM 100.000).

Werden die Anleihen getrennt, so sind anschließend die folgenden drei verschiedenen Arten handelbar, die alle zum amtlichen Handel (an der Frankfurter Wertpapierbörse) eingeführt werden:

- Anleihe cum (Ursprungsanleihe),
- Anleihe ex (Kapital-Strip),
- Einzelne Zinsansprüche (Zins-Strips).

Durch die Einführung des Stripping und damit eine vermehrte Existenz von Nullkuponanleihen über das gesamte Laufzeitspektrum wird dem Markt die Möglichkeit geliefert, anstatt Zerobond-Zinsstrukturkurven nur theoretisch zu schätzen, diese nun tatsächlich abzulesen. Damit verbessern sich generell die Informationsgrundlagen für die Preisfindung und Zinsanalyse am Kapitalmarkt.<sup>447</sup>

---

444 STRIPS = SEPARATE TRADING OF REGISTERED INTEREST AND PRINCIPAL OF SECURITIES.

445 Vgl. DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): STRIPPING (1997), S. 17.

446 Interessanterweise handelt es sich tatsächlich um eine Option im ökonomischen Sinne, die einen (echt) positiven Wert hat; dieser Wert resultiert aus den steuerlichen Gestaltungsmöglichkeiten durch Verwendung stripbarer Anleihen, vgl. dazu ausführlich VAN AUBEL/RIDDERMANN: STEUERARBITRAGE (1998), S. 614-616 oder KASERER: BONDS (1998), S. 201-203.

447 Vgl. DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): STRIPPING (1997), S. 21. Vgl. auch ELLER: STRIPPING (1994), S. 487-491 und HASCHÉ-PREUSSE: STRIPPING (1996), S. 592-603 sowie zur bilanziellen Behandlung des Bondstripping: GÖTTGENS: BONDSTRIPPING (1998), S. 567-573.

### 3.3.5.3 Barwertberechnung von Anleihen unter Berücksichtigung nicht-flacher Zinsstrukturkurven

Liegt eine nicht-flache Zinsstrukturkurve vor und soll der Barwert einer Anleihe korrekt ermittelt werden, so sind die Zahlungen statt mit einem einheitlichen Zinssatz für alle Laufzeiten mit einem laufzeitkongruenten Zinssatz je Zahlungstermin zu diskontieren; die in Gleichung (3) dargestellte Barwert-Formel ist folgendermaßen zu modifizieren:<sup>448</sup>

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+i_t)^t} \quad (18)$$

mit:

$i_t$  : laufzeitabhängiger Kalkulationszins für die Laufzeit  $t$

Bei der Berücksichtigung der Zinskurve werden in der Regel nur risikolose Anleihen betrachtet; so gilt für den Barwert einer risikolosen Anleihe unter Berücksichtigung eines laufzeitkongruenten risikolosen Zinssatzes (der in der Regel aus der Zerobondstrukturkurve ermittelt wird):

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r_t)^t} \quad (19)$$

mit:

$r_t$  : laufzeitabhängiger risikoloser Zins für die Laufzeit  $t$

Der berechnete Barwert kann ebenfalls mit dem beobachtbaren Preis  $P_0$  der Anleihe verglichen werden, um Handlungsempfehlungen abzuleiten. Waren jedoch eindeutige (d. h. arbitragefreie) spot-rates ermittelbar und ging die zu bewertende Anleihe in die Ermittlung dieser spot-rates ein, so muß  $P_0$  zwingend gleich dem Barwert sein. Handelt es sich bei der zu bewertenden Anleihe jedoch um eine Neuemission, so kann das Present Value-Konzept zur Ermittlung des fairen Emissionspreises genutzt werden.

Es ist offensichtlich, daß bei Vorliegen einer nicht-flachen Zinsstrukturkurve, deren

---

448 Vgl. z. B. WILKENS: KAPITALWERTMETHODE (1995), S. 461 oder DOERKS: ZINSSTRUKTURKURVEN (1991), S. 276.

Werte jedoch unbekannt sind, bei Kenntnis des Preises (einer einzigen Anleihe) gemäß der Preis-Gleichung

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r_t)^t} \quad (20)$$

nicht auf alle  $r_t$  geschlossen werden kann.<sup>449</sup> Dies mag ein weiterer Grund sein, warum grundsätzlich aus dem Preis immer die *Durchschnittsrendite* ( $y$  bzw.  $r$ ) berechnet wird. M. a. W.: Die spot-rates sind *ursächlich* für die Preisbildung der Anleihen und der Preis ist *ursächlich* für die Durchschnittsrendite. Somit ist die Rendite nur eine *Kennzahl*, die zwar eine (durchschnittliche) Verzinsung anzeigt, jedoch ein „complicated average of spot rates“ ist, bei der „it is dangerous to rely on the yield to maturity – like most averages, it hides much of the interesting information.“<sup>450</sup> Jedoch ist die Rendite als Kennzahl nicht völlig unbrauchbar; es kommt vielmehr auf die Fragestellung an. Wie gezeigt wurde, benötigt man zur Beurteilung einer Anleihe ihren Barwert. Anhand der Rendite kann man jedoch einen relativen Vorteilhaftigkeitsvergleich durchführen, wenn man die Rendite einer sonst völlig identischen Anleihe kennt und diese Rendite somit Opportunitätskosten darstellen. Es kann sogar ein absoluter Vorteilhaftigkeitsvergleich durchgeführt werden, wenn die „angemessene“ Rendite einer Anleihe genau dieser Ausstattung bekannt ist.

### 3.3.5.4 REX

Um das Zinsniveau (und dessen Veränderungen) eines Gesamtmarktes oder eines Marktsegmentes abbilden zu können, werden Renditekennzahlen oder Rentenindizes benötigt. In Deutschland erfüllt diese Funktionen der Deutsche Renteindex (REX).<sup>451</sup> Der REX ist ein Maßstab für den Markt der (bonitätsrisikolosen) DM-Anleihen. Es handelt sich bei ihm um einen Kursindex, der den Kurs einer (fiktiven) Bundesanleihe mit konstantem Kupon und konstanter Restlaufzeit abbilden soll. Um das zu erreichen, erfolgt die Berechnung des REX in folgenden Schritten:<sup>452</sup>

449 Diese Gleichung hat unendlich viele Lösungen. Lediglich bei Kenntnis von  $n-1$  Zinssätzen könnte der fehlende berechnet werden.

450 BREALEY/MYERS: FINANCE (1996), S. 648f.

451 Zu Anwendungsmöglichkeiten des REX: BENKE: ZINSMANAGEMENT (1993), S. 106-111.

Die Grundgesamtheit des REX sind die folgenden Bundestitel: Alle Anleihen, Obligationen und Schatzanweisungen des Bundes und des Fonds „Deutsche Einheit“ sowie der Treuhandanstalt,<sup>453</sup> die eine feste Verzinsung und eine Restlaufzeit zwischen 0,5 und 10,5 Jahren aufweisen.<sup>454</sup> Aus den Schlußkursen<sup>455</sup> (seit 10.03.1997: Kassakursen) der genannten Grundgesamtheit werden für alle Anleihen die jeweiligen Renditen berechnet.<sup>456</sup> Aus diesen Renditen wird in Abhängigkeit von Restlaufzeit und Kuponhöhe eine Renditestruktur berechnet. Dies wird durch einen Regressionsansatz erreicht, der die Summe der quadratischen Abweichungen minimiert. Dazu werden börsentäglich sieben Regressionskoeffizienten ermittelt, mit denen für alle Anleihen die Renditen in Abhängigkeit von der Restlaufzeit und der Kuponhöhe dargestellt werden. Formal ergibt sich für die Rendite einer Anleihe:

$$r = b_1 + b_2 \cdot m + b_3 \cdot m^2 + b_4 \cdot m^3 + b_5 \cdot \ln(m) + b_6 \cdot K + b_7 \cdot K^2 \quad (21)$$

mit:

$m$  : exakte Restlaufzeit in Jahren

$b_i$  : REX-Regressionskoeffizienten,  $i = 1, \dots, 7$

Nach einer ersten Berechnung der Koeffizienten wird eine Ausreißer-Elimination durchgeführt, danach werden die Regressionskoeffizienten erneut und endgültig berechnet. Anhand dieser Regressionskoeffizienten werden anschließend die Renditen für 30 fiktive (oder synthetische, sog. „idealtypische“) Anleihen abgelesen, welche Kupons von 6%, 7,5% und 9% sowie Restlaufzeit von ein bis zehn (vollen) Jahren aufweisen. Diese 30 (fiktiven) Renditen werden in 30 (fiktive) Kurse entsprechender Anleihen umgerech-

---

452 Vgl. DEUTSCHE BÖRSE AG (HRSG.): REX, S. 5-42.

453 Durch die Wahl der Emittenten wird eine konstante Bonität erreicht. (Im Gegensatz dazu werden bei der Berechnung der *Umlaufrendite* neben Bundestiteln auch Anleihen von Bahn und Post berücksichtigt, die jedoch Erstgenannten gegenüber Renditespreads aufweisen oder zumindest in der Vergangenheit aufgewiesen haben. Unklar ist jedoch, ob diese Prämien auf ein Bonitätsrisiko oder nur auf ein Liquiditätsrisiko aufgrund eines geringeren Bekanntheitsgrades im Ausland zurückzuführen sind.)

454 D. h. nicht berücksichtigt werden sonstige Emissionen der Öffentlichen Hand sowie Floater und Nullkuponanleihen. Insgesamt gehen pro Tag aber noch mehr als 100 Anleihe-Kurse in die Berechnung ein. Sie spiegeln ca. 90% der Börsenumsätze inländischer Emittenten wieder.

455 Keine gestrichenen oder Tax-Kurse, keine Kompensationsgeschäfte.

456 Nach ISMA 30/360 (= AIBD), d. h. unter Berücksichtigung von Stückzinsen.

net. Aufgrund der ganzjährigen Restlaufzeit entfällt hier die Stückzinsproblematik. Aus den 30 Kursen wird *der* (Gesamt-) REX berechnet, indem alle 30 Kurse gewichtet<sup>457</sup> und addiert werden. Aufgrund der Gewichte ergibt sich für den REX eine gewogene Restlaufzeit von 5,49 Jahren bei einem Durchschnittskupon von 7,443%.

Außerdem werden zehn Subindizes je Restlaufzeitklasse („REX-1“ bis „REX-10“) berechnet, indem jeweils drei Kurse (gleiche Restlaufzeit, unterschiedliche Kuponhöhen) gewichtet addiert werden.

Zusätzlich wird der Performance-Index REXP berechnet; dieser wurde zum 30.12.1987 auf 100 normiert. Der REXP spiegelt den Wert der Anleihe plus Kursgewinne und Zinserträge (inklusive anteiliger Stückzinsen) wieder.

Einen Überblick über die REX-Rendite (Gesamt) sowie über die ein- und zehnjährige REX-Rendite im Zeitverlauf liefert Abbildung 3-11. Hierbei wurden die originalen (von der DEUTSCHEN BÖRSE gelieferten<sup>458</sup>) REX-Werte (d. h. Kurs-Indizes) in Renditen „rückgerechnet“, d. h. aus den zehn Sub-Indizes und dem Gesamt-REX wurden unter Berücksichtigung der jeweiligen (fiktiven) Kuponhöhen entsprechende Renditen ermittelt.

### 3.3.6 Berücksichtigung von Steuern

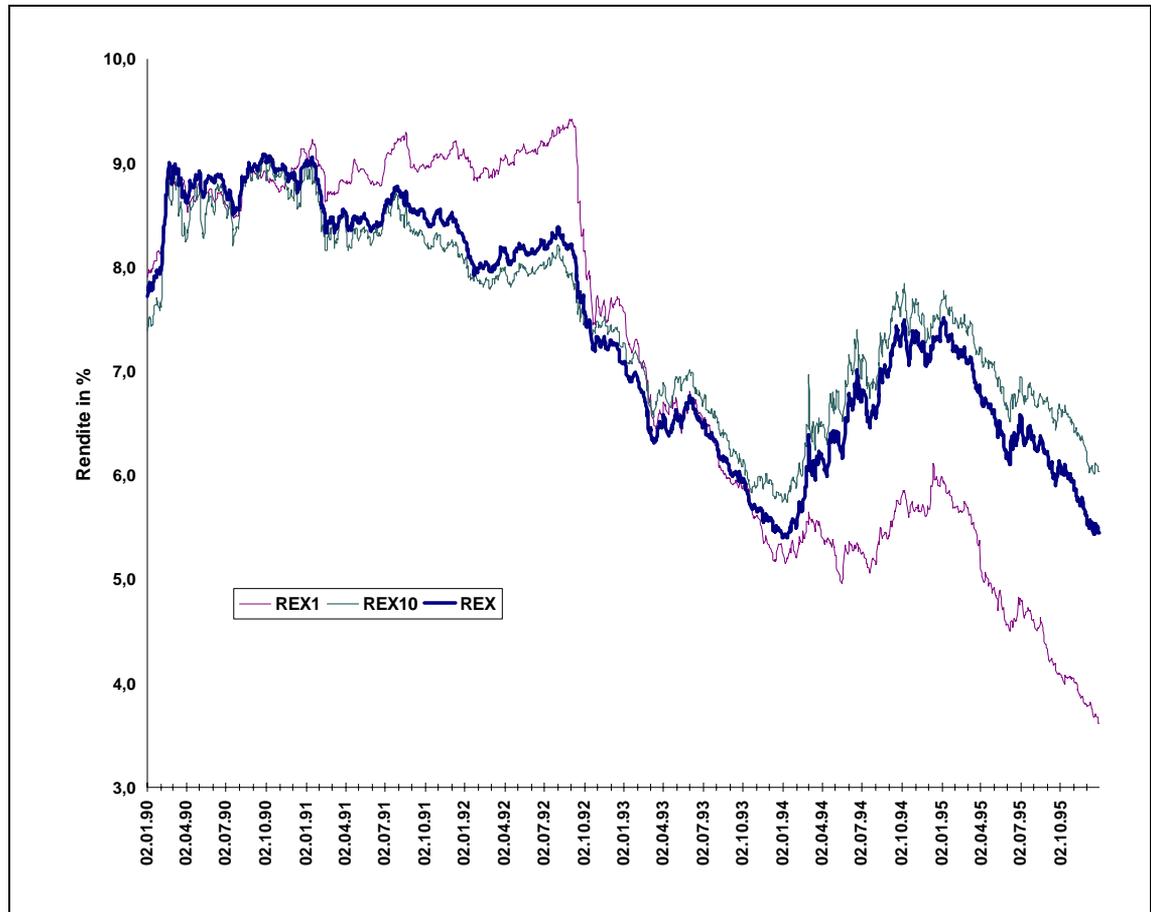
Bisher wurde die steuerliche Behandlung festverzinslicher Wertpapiere ausgeklammert; es wurden nur Renditen vor Steuern bzw. spot-rates vor Steuern ermittelt und verwendet. Regelmäßig sind aber auch steuerliche Wirkungen zu betrachten, und dies aus folgenden Gründen:

- Fallen Steuern an, so interessiert den rationalen Anleger nicht die Vorsteuerrendite, sondern die Nachsteuerrendite,<sup>459</sup> und zwar unabhängig vom Zeitpunkt der Betrachtung: Einerseits stellt sich im Zeitpunkt der Anschaffung die Frage, ob unter Einbe-

---

457 Die 30 fiktiven Anleihen gehen nicht gleichgewichtet, sondern entsprechend ihrer in einer Gewichtungsmatrix festgelegten Marktrepräsentativität ein.

458 Von der DEUTSCHEN BÖRSE AG wurden freundlicherweise sowohl die Regressionskoeffizienten als auch die (Kurs-) Indizes zur Verfügung gestellt, so daß eine rechnerische Überprüfung auf Konsistenz möglich war. Bei einigen (wenigen) Einträgen wurden Abweichungen festgestellt, die aber nach Rücksprache mit der DEUTSCHEN BÖRSE AG ausgeräumt werden konnten. Folglich sind die in dieser Arbeit verwendeten REX-Koeffizienten und -Indizes konsistent.



**Abbildung 3-11: Verlauf der einjährigen, der zehnjährigen und der Gesamt-REX-Rendite 1990 – 1995<sup>a</sup>**

a Quelle: Eigene Berechnungen anhand von Daten der DEUTSCHEN BÖRSE AG.

ziehung steuerlicher Aspekte der Wertpapier-Kauf vorteilhaft ist. Zum anderen kann ex post die Frage beantwortet werden, welche Rendite (tatsächlich) nach Steuern erzielt wurde.

- Kommt es (aufgrund fiskalischer Besonderheiten) zu einer unterschiedlichen Besteuerung verschiedener Anleihen (die sich beispielsweise nur in der Kuponhöhe unterscheiden), so kann die Berechnung und Verwendung von Vorsteuer-spot-rates zu falschen Entscheidungen führen oder sogar (fälschlicherweise) Arbitragemöglichkeiten signalisieren.

459 Synonym werden für Vorsteuerrendite und Nachsteuerrendite auch die Begriffe Brutto- und Netto-Rendite verwendet, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 50. Dabei ist aber zu beachten, daß der Begriff Netto-Rendite auch eine Größe nach Steuern *und* Transaktionskosten bezeichnen kann, vgl. ebenda, S. 127. Die Unterscheidung nach privaten und institutionellen Anlegern erfolgt in Kapitel 3.3.6.1 (S. 122) bzw. Kapitel 3.3.6.2 (S. 128).

### 3.3.6.1 Besteuerung beim Privatanleger

Bei der nachfolgenden Betrachtung der Besteuerung der Erträge aus Kuponanleihen bei Privatanlegern wird nur die einkommensteuerliche Wirkung untersucht; Substanzsteuern werden vernachlässigt.<sup>460</sup>

#### a) Besteuerung der Zinseinkünfte:

Für Privatanleger gehören Zinsen nach § 20 Abs. 1 Nr. 7 EStG zu den Einkünften aus Kapitalvermögen. Diese Zinsen entsprechen grundsätzlich dem Kuponertrag, wobei das Zuflußprinzip gilt: Zinseinkünfte sind in dem Kalenderjahr zu versteuern, in dem sie gutgeschrieben (ausgezahlt) worden sind. Für Einkünfte aus Kapitalvermögen gibt es jedoch nach § 20 Abs. 4 EStG einen Sparerfreibetrag i. H. v. DM 6.000 für Ledige (DM 12.000 für zusammenveranlagte Verheiratete)<sup>461</sup> je Kalenderjahr, d. h. die Steuerpflicht greift erst für diejenigen Beträge, die diese Werte überschreiten.

Als (anrechenbare) Quellensteuer fungiert gemäß ZASTG (Zinsabschlagsteuergesetz) seit dem 01.01.1993 die Zinsabschlagsteuer (ZAST) i. H. v. 30%, die vom gutschreibenden Kreditinstitut einbehalten und an das zuständige Finanzamt abgeführt werden muß.<sup>462</sup> Im Rahmen der Einkommensteuererklärung wird dann die exakte Steuerpflicht ermittelt, was dazu führt, daß die gezahlte ZAST ganz oder vollständig erstattet wird bzw. die Zinseinkünfte – unter Berücksichtigung der gezahlten ZAST – nachversteuert werden. Jedoch können Anleger durch Hinterlegung eines sog. „Freistellungsauftrages“ bei ihrem Kreditinstitut die Durchleitung der Anleihezinsen ohne Abzug der ZAST bewirken.<sup>463</sup>

Die schließlich steuerpflichtigen Zinseinkünfte werden faktisch dem individuellen

460 Die einzige Substanzsteuer im Privatvermögen, die private Vermögensteuer, wurde zum 01.01.1998 abgeschafft. Wenn im Folgenden von „Besteuerung“ die Rede ist, wird immer die Einkommens- oder Ertragsbesteuerung gemeint sein.

461 Der Sparerfreibetrag wird zum 01.01.2000 auf DM 3.000 (6.000) halbiert. Außerdem wird eine Werbungskostenpauschale von DM 100 (200) gewährt. Vgl. o. V.: STEUERÄNDERUNGEN (1999), S. 37.

462 Bei Tafelgeschäften beträgt die Zinsabschlagsteuer 35%. Zur Zinsabschlagsteuer vgl. ausführlich EMDE: ZINSABSCHLAGGESETZ (1992), S. 3590-3596 und LOY: ZINSABSCHLAG (1994), S. 226-228. Außerdem besteht eine Quellen-Steuerfreiheit für bis zu bestimmten Terminen begebene Anleihen der WELTBANK und der INTERAMERIKANISCHEN ENTWICKLUNGSBANK (IADB), vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 163, FN 27.

463 Theoretisch nur bis zur Freigrenze, vgl. aber Punkt c).

Grenzsteuersatz des jeweiligen Anlegers unterworfen. So können sich je nach Einkommenssituation tatsächliche (Grenz-) Steuersätze auf die Zinseinkünfte von 0% bis fast 60% ergeben.<sup>464</sup>

Die steuerliche Behandlung von Stückzinsen gestaltet sich relativ unproblematisch: Es ist lediglich zu beachten, daß – vereinfacht ausgedrückt – *erhaltene* Stückzinsen wie die o. g. Zinseinkünfte behandelt werden und daß *gezahlte* Stückzinsen die Zinseinkünfte mindern.<sup>465</sup>

b) Besteuerung der Kursveränderungen:

Kursgewinne bzw. -verluste (als Differenz zwischen Ankaufs- und Tilgungs- bzw. Verkaufskurs<sup>466</sup>) werden beim Privatanleger steuerlich anders als Zinserträge behandelt. Als Grundsatz gilt, daß Kursgewinne als Veränderung der steuerlich unbeachtlichen Vermögensebene gelten und somit steuerfrei bleiben, Kursverluste aber auch nicht geltend gemacht werden können. Von diesem Grundsatz gibt es jedoch zwei wichtige Ausnahmen:

- Besteuerung von Spekulationsgewinnen;
- Besteuerung des Emissionsdisagios.

Steuerpflichtige Spekulationsgewinne<sup>467</sup> entstehen, wenn bei Wertpapieren Kursgewinne oder -verluste innerhalb von zwölf Monaten<sup>468</sup> nach Kauf durch Veräußerung (bzw. Einlösung bei Fälligkeit) realisiert werden, da es sich nach § 23 Abs. 1 Nr. 1b EStG um ein Spekulationsgeschäft handelt.<sup>469</sup> Der Gesamtgewinn aus allen solchen Spekulationsgeschäften eines Kalenderjahres<sup>470</sup> ist grundsätzlich steuerpflichtig, wobei zur Ermittlung des Gesamtgewinnes erst die Verluste aus Spekulationsgeschäften desselben Kalenderjahres verrechnet werden (dürfen),<sup>471</sup> jedoch nur bis zu dieser Höhe (d. h.

---

464 0% bei nicht ausgeschöpften Freibeträgen, ca. 60% bei Berücksichtigung des Spitzensteuersatzes plus Solidaritätszuschlag und Kirchensteuer.

465 Vgl. dazu ausführlich SCHEURLE: STEUERBEREINIGUNGSGESETZ II (1994), S. 502-503.

466 Gemeint sind die Nettokurse, d. h. ohne Stückzinsen.

467 Vgl. ausführlich SCHOOR: EINKOMMENSBESTEUERUNG I (1998), S. 211-215 und SCHOOR: EINKOMMENSBESTEUERUNG II (1998), S. 254-257.

468 Vor dem 01.01.1999 betrug die Frist sechs Monate.

469 Für Grundstücke beträgt diese Frist seit dem 01.01.1999 zehn Jahre (vorher: zwei Jahre).

470 Ebenfalls Zuflußprinzip.

insgesamt sind keine negativen Spekulationsgewinne möglich). Außerdem gilt für den Gesamtgewinn aus Spekulationsgeschäften nach § 23 Abs. 4 EStG eine steuerliche Freigrenze von DM 1.000 pro Jahr. Da es sich um eine Freigrenze handelt, ist bei Überschreitung dieser Gewinn (voll) zu versteuern. Dieser Gewinn gehört aber nicht zu den Einkünften aus Kapitalvermögen, sondern zu den „sonstigen Einkünften“ nach § 22 EStG (was z. B. dazu führt, daß dieser Gewinn auch dann zu versteuern ist, wenn die Freibeträge für Kapitaleinkünfte noch nicht ausgeschöpft sind).

Bei Kuponanleihen können sich Kursgewinne in folgenden Fällen einstellen:

- Erwerb der Anleihe unter pari, Tilgung zu pari;<sup>472</sup>
- Kurssteigerungen durch ein Absinken des (relevanten) Zinsniveaus zwischen Kauf und Verkauf;
- Bonitätsverbesserung (bei riskanten Anleihen) zwischen Kauf und Verkauf.

Kursverluste entstehen entsprechend bei:

- Erwerb über pari, Tilgung zu pari;
- Anstieg des (relevanten) Zinsniveaus zwischen Kauf und Verkauf;
- Bonitätsverschlechterung (bei riskanten<sup>473</sup> Anleihen) zwischen Kauf und Verkauf.

Die zweite Ausnahme betrifft das sog. Emissionsdisagio: Aufgrund der grundsätzlichen Steuerfreiheit von Kursgewinnen außerhalb der Spekulationsfrist haben Emittenten einen (theoretischen) Anreiz, ihre Anleihen mit einer niedrigeren Nominalverzinsung als marktüblich und gleichzeitig einem Disagio (als Zinskorrektiv) auszustatten. So wird für den Privatanleger die Anleihe attraktiver, da steuerpflichtige Zinserträge durch steuerfreie Kursgewinne (bei unterstellter Haltedauer bis Fälligkeit und Tilgung zu pari) substituiert werden. Diese Vorgehensweise geht ausschließlich zu Lasten des Steuereinnahmen, da auf Emittentenseite Disagio und Zinszahlungen gleichermaßen steuerlichen

---

471 Theoretisch können also Spekulationsgewinne aus Wertpapieren auch mit Spekulationsverlusten aus Immobilien u. u. verrechnet werden.

472 Dieser Kursgewinn ist in Grenzen sogar ex ante planbar, selbst wenn kein Halten bis Fälligkeit angestrebt wird, da bei konstantem Zinsniveau das Disagio über die Laufzeit „aufgezehrt“ wird.

473 Bei bonitätsmäßig einwandfreien („risikolosen“) Anleihen kann es per Definition zu keiner Bonitätsverschlechterung kommen, allerhöchstens bei „als risikolos eingeschätzten“ Anleihen.

Aufwand darstellen. Aus diesem Grund hat das Bundesfinanzministerium die sog. Disagiostaffel erlassen,<sup>474</sup> die festlegt, in welcher Höhe das Disagio bei Emission für den Privatanleger steuerfrei bleibt. Dies sind je angefangene zwei Jahre Laufzeit ein Prozent, maximal sechs Prozent (ab zehn Jahren Laufzeit). Werden diese Werte überschritten, so wird das Disagio anlog den Erträgen aus Zerobonds<sup>475</sup> besteuert. Wichtig ist jedoch, daß diese Disagiostaffel nur für den *Zeitpunkt der Emission* gilt; wird eine Anleihe hingegen nach einer Zinssenkung zu einem Wert unter pari am Markt erworben,<sup>476</sup> so bleibt die gesamte Differenz (außerhalb der o. g. Spekulationsfrist) steuerfrei.

Aus den genannten Regelungen folgt einerseits, daß bei der Berechnung der tatsächlichen Steuerschuld eines Privatanlegers genau geprüft werden muß, ob (aufgrund von Spekulationsgeschäften oder Überschreitungen des steuerfreien Emissions-Disagios) steuerliche Wirkungen auf die Kursveränderungen anfallen. Andererseits wird aber auch deutlich, daß ex ante eine Berücksichtigung der (späteren) Besteuerung von Kursgewinnen (beispielsweise zur Schätzung erzielbarer Renditen nach Steuern) nur unter strengen Annahmen möglich ist, da dies sowohl Prognosen über die Haltedauer als auch über das dann herrschende Zinsniveau (zur Abschätzung des erzielbaren Kurses) erfordert. Entschärft wird dieses Problem jedoch insofern, da die geplante Haltedauer bei Privatanlegern schon allein aus Gründen von Transaktionskosten (oder zur Vermeidung eines Spekulationsgewinnes) in der Regel zwölf Monate übersteigen dürfte.

#### c) Sonderfall: Steuerunehrlichkeit der Anleger

In der bisherigen Betrachtung wurde unterstellt, daß der Anleger steuerehrlich ist, d. h. daß steuerpflichtige Vorgänge auch korrekt zu den steuerlichen Wirkungen führen. Jedoch haben Anleger mangels Meldepflicht die Möglichkeit, steuer~~un~~ehrlich zu sein, d. h. sie können durch Nicht-Erklärung steuerpflichtiger Tatbestände die Bemessungsgrundlage(n) und damit auch ihre tatsächliche Steuerbelastung senken. Dies ist insbesondere möglich durch:

---

474 Vgl. Schreiben des Bundesministers für Finanzen vom 24.11.1986, BStBl. 1986 IV B 4, S. 539f.

475 Bei Zerobonds ist – von Ausnahmen abgesehen – grundsätzlich der Unterschiedsbetrag zwischen Emissions- und Einlösungskurs als Kapitalertrag zu versteuern, vgl. SCHEURLE: STEUERBEREINIGUNGSGESETZ I (1994), S. 448.

476 Im Extremfall schon am ersten Tag nach Emission.

- Abgabe eines „zu hohen“ Freistellungsauftrages,
- Nichterklärung von Zinseinkünften,
- Nichterklärung von Spekulationsgewinnen.

Erteilt ein Anleger beispielsweise bei verschiedenen Kreditinstituten Freistellungsaufträge, so ist es möglich, daß insgesamt mehr als der zulässige Freibetrag von der ZAST ausgenommen bleibt. Wenn er darüberhinaus diese Zinseinkünfte bei der Einkommensteuererklärung verschweigt, führt dies zu einem faktischen Steuersatz von 0%.<sup>477</sup> Zweitens ist es denkbar, daß Zinseinkünfte zwar der ZAST unterworfen werden, der Anleger die zugrunde liegenden (Brutto-) Zinseinkünfte aber nicht mehr erklärt. Somit wird die ZAST in diesem Fall zu einer „Abgeltungssteuer“ und führt zu einem faktischen Steuersatz von 30% (35%). Dies Vorgehen „lohnt“ sich jedoch nur, solange die korrekte (individuelle) Steuerbelastung höher wäre. Drittens – da es bei innerhalb der Spekulationspflicht erzielten Kursgewinnen keine „Quellensteuer“ gibt – werden Spekulationsgewinne nur bei einer Erklärung der Steuer unterworfen.

In welcher Höhe von diesen Möglichkeiten der Steuerhinterziehung Gebrauch gemacht wird ist nicht bekannt; nach Schätzung des Verfassers dürften die beiden letztgenannten Fälle ein erhebliches Ausmaß annehmen.<sup>478</sup>

d) Zwischenergebnis:

Die verschiedenen steuerlichen Vorschriften führen dazu, daß jeder (Privat-) Anleger zur exakten Anleihebeurteilung unter Berücksichtigung von Steuern die folgenden Parameter<sup>479</sup> für die zukünftigen Kalenderjahre (der Restlaufzeit der Anleihe) kennen oder schätzen muß:

- Die Höhe seiner Zinseinkünfte;<sup>480</sup>
- Die Höhe seiner übrigen Einnahmen (einschließlich der Spekulationsgewinne);

477 Auch ist denkbar, daß ein Anleger „nur“ die ZAST umgeht, die Zinseinkünfte jedoch vollständig erklärt. Als Vorteil entsteht hier zumindest noch ein Steuerstundungseffekt durch die ggü. der ZAST später fällig werdende Steuerzahlung.

478 Indizien für vermutete die Steuerunehrlichkeit werden in Kapitel 4.4.1.4 (S. 232) geliefert.

479 Da es sich um eine ex ante-Betrachtung handelt, muß eigentlich auch das zukünftige Steuerrecht (z. B. Verlauf der Progression) geschätzt werden.

480 Zumindest, ob die Freibeträge überschritten werden.

- Seine eigene Steuerehrlichkeit;
- Die beabsichtigte Haltedauer.

Nur so läßt sich dann individuell je Anleger aus den Zahlungen einer Anleihe die zukünftig abzuführende Steuer ermitteln und ein Zahlungsstrom „nach Steuern“ (netto) aufstellen. Dieser ist gegenüber dem un versteuerten Zahlungsstrom (brutto) die zur Beurteilung der Anleihe sinnvollere Größe, und zwar unabhängig davon, ob ein fairer Preis durch Diskontierung mit der entsprechenden Nachsteuerrenditeforderung, oder ob die erzielbare Nachsteuerrendite aus dem beobachtbaren Preis errechnet werden soll.

e) Renditeberechnung beim Privatanleger unter Berücksichtigung von Steuern:

Aufgrund der genannten Vorschriften und Ausnahmen zur Besteuerung der Kursveränderungen werden bei einer Betrachtung nach Steuern aus Privatanlegersicht regelmäßig nur die (geschätzten) Steuerzahlungen auf die Kuponerträge berücksichtigt. Dann ergibt sich (bei einem gegebenen Steuersatz) für einen Privatanleger die Rendite nach Steuern aus der folgenden Formel:<sup>481</sup>

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{K \cdot (1-s)}{(1+y_s)^t} + \frac{100}{(1+y_s)^n} \quad (22)$$

mit:

$s$  : relevanter konstanter (Grenz-) Steuersatz

$y_s$  : Rendite nach Steuern

Wie man leicht sieht, gilt für den Fall des Erwerbs zu pari:

$$P_0 = 100 \Leftrightarrow y_s = y \cdot (1-s) \quad (23)$$

Sonst gilt:

$$P_0 < 100 \Leftrightarrow y_s > y \cdot (1-s) \quad (24)$$

bzw.:

---

481 Sollen dennoch steuerliche Wirkungen der Kursveränderungen erfaßt werden, so sind die nachfolgend in Kapitel 3.3.6.2 (S. 128) dargestellten Formeln zu verwenden. Außerdem wird hier und nachfolgend aus Vereinfachungsgründen immer unterstellt, daß steuerpflichtige Zahlungen sowie die Steuerzahlungen immer zeitgleich anfallen.

$$P_0 > 100 \Leftrightarrow y_s < y \cdot (1 - s) \quad (25)$$

Sind zum Zeitpunkt des Erwerbs jedoch zukünftige Änderungen der Steuersätze<sup>482</sup> (mit Sicherheit<sup>483</sup>) bekannt, ist Gleichung (22) folgendermaßen zu modifizieren:

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{K \cdot (1 - s_t)}{(1 + y_s)^t} + \frac{100}{(1 + y_s)^n} \quad (26)$$

mit:

$s_t$  : zukünftig relevanter (Grenz-) Steuersatz im Zeitpunkt  $t$

### 3.3.6.2 Besteuerung beim Institutionellen Anleger

Gehören die Wertpapiere jedoch zum Betriebsvermögen,<sup>484</sup> so sind grundsätzlich die folgenden Aspekte zu beachten:

- Zinserträge sind (wie auch bei Privatanlegern) steuerpflichtig (obwohl hier nicht das Zuflußprinzip gilt, sondern die Zinserträge abzugrenzen sind<sup>485</sup>).
- Im Gegensatz zu Privatanlegern sind aber auch die Kursgewinne und -verluste steuerlich wirksam.

Zu der Frage, *wann* die Kursveränderungen steuerlich wirksam werden, sind theoretisch drei mögliche Steuersysteme denkbar:

- Kursveränderungen werden immer erst bei Realisation (d. h. bei Fälligkeit und Til-

482 Aufgrund von z. B. (beschlossenen) Änderungen der Steuergesetzgebung oder Änderungen der persönlichen Progression bedingt durch veränderte Einkommenshöhen. In den nachfolgenden Darstellungen wird grundsätzlich nur mit einem konstanten Grenzsteuersatz gearbeitet; die hier genannte Modifizierung kann immer sinngemäß vorgenommen werden.

483 Diese Darstellung gilt nur für *sichere* Änderungen der Steuersätze. Sind zukünftige Veränderungen der Steuersätze *möglich*, d. h. *unsicher*, ist dies ein zusätzlich zu beachtender Risikoaspekt, vgl. S. 144.

484 In dieser Arbeit wird aus sprachlichen Gründen dieser Fall als „institutioneller Investor“ als Gegensatz zum Privatinvestor bezeichnet. Welche Arten von Ertragsteuern dabei erhoben werden, z. B. Körperschaftsteuer (KöSt) und Solidaritätszuschlag und Gewerbeertrag-Steuer (GEST) wird dabei nicht problematisiert. Außerdem können mehrere Steuern vom Einkommen und Ertrag rechnerisch zu einer Größe zusammengefaßt werden.

485 Nach dem Grundsatz der zeitlichen Abgrenzung sind nämlich sämtliche streng zeitraumbezogen anfallenden Vermögensänderungen pro rata temporis, d. h. zeitproportional, zu periodisieren, vgl. COENENBERG: JAHRESABSCHLUß (1993), S. 31. Dieser Aspekt wird jedoch in der nachfolgenden Analyse dieser Arbeit ausgeklammert.

gung bzw. bei vorzeitigem Verkauf) steuerlich erfaßt (Fall 1);

- Die Kursveränderungen werden jährlich berücksichtigt, selbst wenn sie unrealisiert sind (Fall 2);
- Kursgewinne werden erst steuerpflichtig, sobald sie tatsächlich realisiert sind, (unrealisierte) Kursverluste jedoch schon vorher (Fall 3).<sup>486</sup>

Im Fall 1, d. h. bei Berücksichtigung jeglicher Kursveränderung erst bei Endfälligkeit, ergibt sich die Nachsteuer-Rendite aus:

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{K \cdot (1-s)}{(1+y_s)^t} + \frac{100 - (100 - P_0) \cdot s}{(1+y_s)^n} \quad (27)$$

Allein die Tatsache, daß Kursveränderungen überhaupt steuerlich erfaßt werden, bewirkt schon eine starke Annäherung der tatsächlichen Nachsteuer-Rendite an die „um den Steuersatz bereinigte Vorsteuerrendite“ (oder „rechnerische Nachsteuer-Rendite“):<sup>487</sup>

$$y_s \approx y_s' = y \cdot (1-s) \quad (28)$$

mit:

$y_s'$  : „um den Steuersatz bereinigte Vorsteuerrendite“

Durch die Erfassung der Kursveränderung erst bei Fälligkeit ergibt sich aber für Kapitalgewinne (d. h. Erwerb unter pari) durch die Steuerstundung noch ein Vorteil, bei Kapitalverlusten ein entsprechender Nachteil.<sup>488</sup> Dies führt dazu, daß die tatsächliche Nachsteuerrendite noch immer von der um den Steuersatz bereinigten Vorsteuerrendite abweichen wird.<sup>489</sup>

Im Fall 2, bei einer jährlichen Erfassung der unrealisierten Kursveränderungen, ist die Nachsteuer-Rendite aus folgender Formel zu berechnen:

486 Der rein theoretische vierte Fall – Kursverluste werden erst steuerlich wirksam, sobald sie tatsächlich realisiert sind, Kursgewinne jedoch schon vorher – wird nach Wissen des Verfassers weder praktiziert noch diskutiert.

487 Vgl. UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 649.

488 Vgl. UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 649.

489 Berechnungen des Verfassers haben jedoch ergeben, daß selbst in „Extremszenarien“, d. h. deutliche Abweichung vom Nennwert und gleichzeitig hoher Steuersatz, diese Abweichung nur einige wenige Basispunkte ausmacht.

$$P_0 = \sum_{t=1}^{n-1} \frac{K \cdot (1-s) - (P_t - P_{t-1}) \cdot s}{(1+y_s)^t} + \frac{K \cdot (1-s) + 100 - (100 - P_{n-1}) \cdot s}{(1+y_s)^n} \quad (29)$$

mit:

$P_t$  : Marktwert im Zeitpunkt  $t$

$P_{t-1}$  : Marktwert im Zeitpunkt  $t-1$

$P_{n-1}$  : Marktwert im Zeitpunkt  $n-1$ , d. h. ein Jahr vor Fälligkeit

Wie man sieht, müssen in diesem Fall zur Renditeberechnung (ex ante) alle  $P_t$ , d. h. die zukünftigen Marktwerte für alle Jahre (besser: Stichtage) prognostiziert werden. Dies erfordert aber grundsätzlich eine Zinsprognose (d. h. ggf. auch Annahmen über zukünftigen Verlauf der Zinsstrukturkurve).<sup>490</sup>

Als einfachste Annahme bietet sich jedoch an, eine zukünftige Konstanz der aktuellen Vorsteuerrendite zu Grunde zu legen, um zukünftige (rechnerische) Preise zu prognostizieren. Dies führt dazu, daß jährlich ein Teil des Agios oder Disagios abgebaut und die Differenz der Steuer unterworfen wird. In diesem Fall entspricht jedoch die Nachsteuer-Rendite, wie man leicht erkennen kann, exakt der um den Steuersatz bereinigten Vorsteuer-Rendite.

Fall 3 (asymmetrische Erfassung der Kursveränderungen) beschreibt prinzipiell das deutsche Steuersystem, da in der Handelsbilanz die Wertpapiere nach dem strengen Niederstwertprinzip (welches aus dem Vorsichtsprinzip abgeleitet ist) zu behandeln sind.<sup>491</sup> Grundsätzlich sind die Anschaffungskosten anzusetzen, es sei denn, der Börsenkurs am Bilanzstichtag liegt niedriger, dann ist dieser anzusetzen (eine spätere Wertaufholung ist dann möglich, aber nicht zwingend vorgeschrieben). Da aber außerdem das Maßgeblichkeitsprinzip<sup>492</sup> gilt (es besagt, daß die Bilanzansätze der Handelsbilanz grundsätzlich in

490 Z. B. anhand der Erwartungshypothese, vgl. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 127-129.

491 Dies gilt für Wertpapiere des Umlaufvermögens. Für Wertpapiere des Anlagevermögens gilt das sog. gemildertes Niederstwertprinzip, welches besagt, daß die Wertkorrektur nur zwingend ist, wenn die Wertminderung voraussichtlich länger andauern wird. Vgl. dazu COENENBERG: JAHRESABSCHLUß (1993), S. 71-72. Aufgrund der Tatsache, daß bei rein zinsinduzierten Preisveränderungen risikoloser Anleihen sich diese Wertveränderung mit Sicherheit zum Laufzeitende auflöst und daß eine Zuordnung zum Anlagevermögen eher die Ausnahme darstellen dürfte, wird dieser Fall nicht weiter betrachtet.

die Steuerbilanz zu übernehmen sind, soweit ihnen nicht zwingende steuerliche Vorschriften entgegenstehen<sup>493</sup>), führt dies dazu, daß (in Deutschland) unrealisierte Kursgewinne und -verluste steuerlich asymmetrisch behandelt werden. Da dieser Fall quasi eine „Mischform“ der beiden erstgenannten Systeme darstellt, gilt formal:

Gleichung (27) gilt bei  $P_0 < 100$ ,

Gleichung (29) gilt bei  $P_0 > 100$  (30)

Anders ausgedrückt: Bei sicheren zukünftigen Kursverlusten (d. h. Erwerb über pari) ergibt sich als Nachsteuer-Größe exakt die bereinigte Vorsteuerrendite (sofern eine Renditekonstanz unterstellt wird), bei sicheren zukünftigen Kursgewinnen (d. h. Erwerb unter pari) stellt die „bereinigte Vorsteuerrendite“ nur eine – wenn auch recht gute – Näherungslösung dar.

Diese asymmetrische Behandlung müßte eigentlich dazu führen, daß Unternehmen – identische Vorsteuerrenditen vorausgesetzt – eher Disagio- als Agio-Papiere (und innerhalb der Gruppe der Disagio-Papiere diejenigen mit dem höheren Disagio) nachfragen, da so ein (geringer) Steuerstundungseffekt erzielt wird.<sup>494</sup>

Dabei ist aber auch der folgende Aspekt zu beachten: Der (geringe) Vorteil der Disagio-Papiere verringert sich bei Banken, sofern man unterstellt, daß diese bei ihren Handelsbeständen<sup>495</sup> nur in Ausnahmefällen ein Halten der Papiere bis Endfälligkeit beabsichtigen.

Die Ausführungen machen deutlich, daß aus Sicht deutscher institutioneller Anleger die Betrachtung von Vorsteuer- und Nachsteuerrenditen zwar nicht exakt, aber annähernd zu gleichen Ergebnissen führen und deshalb – im Zeitpunkt der Kaufentscheidung und Renditeberechnung – regelmäßig auf die Einbeziehung von Steuern verzichtet werden

---

492 Vgl. COENENBERG: JAHRESABSCHLUß (1993), S. 75.

493 Die außerdem im deutschen Recht verankerte „umgekehrte Maßgeblichkeit“ bezieht sich nur auf steuerliche Wahlrechte und greift dementsprechend hier nicht.

494 A. M. sind BÜHLER/RASCH, die aufgrund einer möglichen Steuerung des Zeitpunktes der Gewinnrealisierung lediglich eine „tax timing option“ sehen, vgl. BÜHLER/RASCH: STEUER-KLIENTEL-EFFEKTE (1994), S. 1.

495 Bei Kreditinstituten können Wertpapiere abweichend der o. g. Systematik *drei* verschiedenen Kategorien zugeordnet werden, nämlich dem „Handelsbestand“, der „Liquiditätsreserve (Vorsorgewertpapierbestand)“ und dem „wie Anlagevermögen behandelten Bestand“. Dies hat jedoch nur Auswirkungen auf den Ausweis der Erträge und nicht auf die Bewertung.

kann.<sup>496</sup>

### 3.3.7 Kupon und Kuponeffekte

Zwar erscheint sowohl aus institutioneller Sicht als auch aus Sicht der *Gesamtheit* der Privatanleger nur eine Rendite-Betrachtung auf Basis vor Steuern sinnvoll,<sup>497</sup> dies ändert nichts an der Tatsache, daß für den einzelnen Privatanleger steuerliche Aspekte dazu führen können, daß einige Anleihen vorteilhafter als andere sein können. Als Grund wird hierfür oft der „Kuponeffekt“ genannt. Strenggenommen gibt es aber zwei unterschiedliche Kuponeffekte, den finanzmathematischen und den steuerlichen, die nachfolgend vorgestellt werden.

#### 3.3.7.1 Finanzmathematischer Kuponeffekt

Der finanzmathematische Kuponeffekt läßt sich bei Ausklammerung von Steuern am einfachsten verdeutlichen: Man unterstelle die Existenz zweier Anleihen exakt gleicher Restlaufzeit, die aber mit unterschiedlich hohen Kupons ausgestattet sind.

Die fairen Preise dieser Anleihen ergeben sich, wie in Gleichung (18) gezeigt wurde, durch Diskontierung der Zahlungen mit den jeweils zeitkongruenten Zinssätzen. Berechnet man aus diesen (fairen) Preisen und den Rückflüssen dann die Renditen nach Gleichung (8), so werden diese sich bei einer nicht-flachen Zinsstrukturkurve aber immer unterscheiden. So hat bei einer steigenden Zinsstrukturkurve die Anleihe mit dem niedrigeren Kupon eine höhere Rendite als die Anleihe mit dem höheren Kupon. Den Grund für dieses Ergebnis kann man sich folgendermaßen verdeutlichen: Der höhere Kupon hat in allen Jahren eine höhere relative Bedeutung als der niedrigere (als Anteil am Gesamtwert der Anleihe). Da die Renditen der Anleihen sich als „Misch-Zinssätze“ über die relevante Zinsstrukturkurve ergeben, gehen die einzelnen Zahlungen quasi als „Gewichte“ (wenn auch nicht linear) ein; je höher die früher anfallenden Zahlungen sind, desto höher fallen die (aufgrund der steigenden Zinsstrukturkurve) niedrigen Zins-

---

496 Fraglich dürfte nämlich auch sein, ob die Händler (in den Handelsabteilungen der Banken) diese steuerliche Feinheit bei ihrer Kaufentscheidung berücksichtigen. Wahrscheinlicher ist, daß sie sich nur an den Vorsteuerrenditen oder – was zu gleichen Ergebnissen führt – den „rechnerischen“ Nachsteuerrenditen orientieren.

497 Da es keinen einheitlichen Steuersatz über alle Anleger gibt.

sätze ins Gewicht. Somit muß auch die Rendite bei einem höheren Kupon niedriger ausfallen. Im Falle einer fallenden Zinsstrukturkurve ergibt sich der umgekehrte Effekt.

### 1. Beispiel:

Zwei dreijährige Anleihen mit endfälliger Tilgung zu pari und Kupons i. H. v. 2% bzw. 8% werden betrachtet. Die Zinsstrukturkurve weise im relevanten Bereich die Werte  $r_1 = 5\%$ ,  $r_2 = 6\%$  und  $r_3 = 7\%$  auf. Die fairen Preise betragen nach Gleichung (18) für den 2-Prozenter 86,95%, für den 8-Prozenter 102,90%. Aus diesen Preisen ergeben sich nach Gleichung (8) Renditen von 6,97% (für den 2-Prozenter) bzw. von 6,90% (für den 8-Prozenter).

Weist die Zinsstrukturkurve einen umgekehrten, d. h. fallenden Verlauf auf (Annahme:  $r_1 = 7\%$ ,  $r_2 = 6\%$ ,  $r_3 = 5\%$ ), so ergibt sich für den 2-Prozenter (BW = 91,76%) eine Rendite von 5,03%, für den 8-Prozenter (BW = 107,89) eine Rendite von 5,10%.

Dieser Effekt tritt um so deutlicher in Erscheinung, je steiler die Zinsstrukturkurve verläuft, je höher die Differenz der Nominalverzinsungen und je länger die Restlaufzeit der Anleihen ist. Somit ist aber auch festzuhalten, daß die Rendite bei nicht-flachen Zinskurven aufgrund des finanzmathematischen Kuponeffektes kein alleiniges Auswahlkriterium sein kann.

### 3.3.7.2 Steuerlicher Kuponeffekt

Der steuerliche Kuponeffekt ist ein Sonderfall des „Steuer-Klientel-Effektes“. Letzterer bezeichnet die Tatsache, daß aufgrund unterschiedlicher steuerlicher Behandlung von Zinserträgen (steuerpflichtig) und Kursgewinnen (steuerfrei) sowie unterschiedlichen Steuersätzen je verschiedener Anlegergruppe („Klientel“) diese verschiedenen (Privat-Anleger-) Gruppen ein qualitativ unterschiedliches Anlageverhalten an den Tag legen werden.<sup>498</sup> Anleger mit hohen Grenzsteuersätzen werden Anleihen mit geringeren Kupons und gleichzeitig niedrigeren Kursen (höhere Disagios oder niedrigere Agios) gegenüber Anleihen mit höheren Kupons und gleichzeitig höheren Kursen (geringere

---

498 Wie in Kapitel 3.3.6.2 (S. 128) gezeigt wurde, müßte dieses Klientelverhalten eigentlich auch für Unternehmen gegeben sein: Auch bei ihnen liegt eine unterschiedliche steuerliche Behandlung von Zinserträgen (sofort steuerpflichtig) und Kursgewinnen (Steuerstundung) vor.

Disagios oder höhere Agios) stärker nachfragen.<sup>499</sup> Für diese Klientel werden nämlich letztere Anleihen – bei unterstellter fairer oder vergleichbarer<sup>500</sup> Vorsteuerrendite – attraktiver sein, da sie eine höhere Nachsteuerrendite aufweisen. Es scheint vernünftig, ein solches Anlageverhalten zu unterstellen. Nur wenn alle Anleger einer identischen Besteuerung, d. h. einer identischen Bemessungsgrundlage zu einem identischen Steuersatz, unterliegen, kann es nicht zum Steuer-Klientel-Effekt kommen.

Umstritten sind aber die Folgen dieses Verhaltens: Zwar werden unterschiedliche Grenzsteuersätze zu unterschiedlichen Grenzpreisen führen. (Als Grenzpreis ergibt sich derjenige Wert, bei dem die individuellen Nachsteuer-Renditen identisch sind.) Fraglich ist jedoch, ob sich am Markt unterschiedliche Grenzpreise auch einstellen (oder ob die Marktpreise sich zumindest in diese Richtung ändern), oder ob sich diese Effekte nur im gehaltenen *Volumen* der einzelnen Investoren widerspiegeln werden, d. h. daß der jeweilige Marktpreis – unabhängig von den individuell unterschiedlichen Preisvorstellungen – von einem fiktiven, aber repräsentativen Großanleger bestimmt wird. Gleichwertig ist es, wenn man sich statt dieses repräsentativen Großanlegers die Gesamtheit einer repräsentativen Steuerklasse vorstellt.<sup>501</sup>

Kommt es zu der erstgenannten Folge, so liegt der steuerliche Kuponeffekt tatsächlich vor: Die durch die verstärkte Nachfrage (nach Papieren mit niedrig ausgestatteten Kupons) induzierte Preissteigerung läßt die Vorsteuerrenditen dieser Papiere sinken, so daß sich „optisch“ ein Nachteil ergibt (obwohl unter Berücksichtigung von Steuern diese Papiere noch vorteilhaft oder zumindest gleichwertig sind).

Ob am deutschen Anleihemarkt dieser Kuponeffekt auftritt, ist jedoch fraglich. So unterstellt zwar auch die DEUTSCHE BÖRSE AG als „Schöpfer“ des REX (DEUTSCHER RENTENINDEX) seine Existenz.<sup>502</sup> Aus diesem Grunde, und um dies abzubilden, stellt der

---

499 BÜHLER/RASCH sind zwar der Meinung, daß nur *unter pari* notierende Anleihen attraktiv sind, vgl. BÜHLER/RASCH: STEUER-KLIENDEL-EFFEKTE (1994), S. 1. Diese Aussage greift jedoch zu kurz, da – bei gleichen Vorsteuerrenditen (unter Ausklammerung der Problematik des finanzmathematischen Kuponeffektes) – durch niedrigere Kupons und *relativ* niedrigere Kurse aus steuerlicher Sicht immer ein *relativer* Vorteil vorliegen wird.

500 Bei einer flacher Zinsstrukturkurve muß die faire Rendite identisch sein; für nicht-flache Zinsstrukturkurve vgl. Kapitel 3.3.7.1 (S. 132).

501 Vgl. STEHLE/JASCHKE/WERNICKE: EFFECTS (1998), S. 17.

502 Vgl. DEUTSCHE BÖRSE AG (HRSG.): REX, S. 14.

REX die Zinsstrukturkurve nicht nur zwei-, sondern dreidimensional<sup>503</sup> dar, d. h. die Renditen nicht nur in Abhängigkeit von der Restlaufzeit, sondern auch von der Kuponehöhe.<sup>504</sup> Bei einer Betrachtung dieser (durch Regression ermittelten) Renditegebirge läßt sich aber interessanterweise regelmäßig kein Kuponeffekt ablesen.

Zu der Frage, ob die Klienteleffekte sich an den Marktpreisen ablesen lassen, liegen auch verschiedene Untersuchungen vor.<sup>505</sup> Diese wählen aber unterschiedliche Untersuchungsdesigns, beziehen sich teilweise auf unterschiedliche Untersuchungszeiträume und/oder unterschiedliche Marktsegmente (DM-Inlands-, DM-Euro-Markt<sup>506</sup>) und kommen auch zu unterschiedlichen Ergebnissen (z. B. hinsichtlich Agio- und Disagio-Papieren).

STEHLE/JASCHKE/WERNICKE kommen zwar zu dem Ergebnis, daß in ihrem Untersuchungszeitraum Perioden existieren, in denen ein Preiseffekt vorliegt, es also keine repräsentative Steuerklasse gibt. In einem zweiten Schritt heben sie aber die Forderung auf, daß die Steuerklasse völlig repräsentativ sein muß. Sie untersuchen, ob es zumindest eine *annähernd* repräsentative Steuerklasse gibt („almost representative tax class“), bei der die dieser Klasse zugehörigen Anleger zumindest 90% der Anleihen halten würden. Diese Klasse läßt sich tatsächlich fast über den gesamten Untersuchungszeitraum finden.<sup>507</sup> M. a. W.: Wenn man von diesen übrigen (max. 10%) der Anleihen absieht, dann läßt sich der steuerliche Kuponeffekt *nicht* nachweisen und die (zweidimensionale) Zins-

---

503 M. a. W.: Existiert der steuerliche Kuponeffekt (als Ergebnis eines steuerinduzierten Preiseffektes), so gibt es nicht mehr *die* Zinsstrukturkurve, sondern nur noch (unterschiedliche) Zinsstrukturkurven je Anlegergruppe.

504 Zur Konzeption des REX vgl. Kapitel 3.3.5.4 (S. 118).

505 Vgl. BÜHLER/RASCH: STEUER-KLIENTEL-EFFEKTE (1994), S. 1-31 und STEHLE/JASCHKE/WERNICKE: EFFECTS (1998), S. 4-22 und weitere, dort zitierte Untersuchungen. Grundsätzlich sei angemerkt, daß es problematisch ist, innerhalb dieser Untersuchungen Leerverkäufe zuzulassen und Transaktionskosten auszuklammern, da die zu untersuchende Gruppe der Privatanleger regelmäßig Leerverkaufsbeschränkungen und relativ hohen Transaktionskosten unterworfen ist.

506 An der Untersuchung von BÜHLER/RASCH ist zu kritisieren, daß auch Substitutionsportfolios aus Anleihen unterschiedlicher Emittenten (neben Bund auch Bahn, Post, Länder und private Unternehmen) gebildet wurden. Diese haben zwar alle ein Rating von Aaa oder Aa1, vgl. BÜHLER/RASCH: STEUER-KLIENTEL-EFFEKTE (1994), S. 18. Sofern diese Anleihen alle tatsächlich risikolos sind, ist dies vertretbar. Sind sie es aber nicht, ist keine Arbitrage im strengen Sinne durchführbar, da die ausfallrisikobehafteten Anleihen anders bewertet werden müssen. Selbst innerhalb der Gruppe der ausfallrisikobehafteten Anleihen verstößt eine Substitution untereinander gegen die Arbitragevoraussetzung „identische Zahlungen in identischen Zuständen“.

507 Vgl. STEHLE/JASCHKE/WERNICKE: EFFECTS (1998), S. 19.

strukturkurve ist eindeutig darstellbar.<sup>508</sup>

### 3.3.7.3 Zusammenwirken der beiden Kuponeffekte

Falls es aber doch den steuerlichen Kuponeffekt gibt, so tritt er (bei jeder nicht-flachen Zinsstrukturkurve) immer zwingend zusammen mit dem finanzmathematischen Kuponeffekt auf. Der sich aus beiden ergebende Gesamteffekt hängt dann vom Verlauf der Zinsstrukturkurve ab: Bei einer steigenden Zinsstrukturkurve wird der finanzmathematische Kuponeffekt den steuerlichen (zumindest teilweise) kompensieren; bei einer fallenden Zinsstrukturkurve werden beide in die gleiche Richtung – höhere (Vorsteuer-) Rendite bei höherem Kupon – wirken.

Wichtig ist jedoch, daß diese Effekte nur indirekt mit der Bewertung zu tun haben; sie sind vielmehr „optische“ Ergebnisse der preislichen Bewertung, da es sich bei der „Rendite“ um eine aus den Preisen abgeleitete Kennzahl handelt.

### 3.3.8 Berechnung realer Renditen

Die reale Rendite einer Anlage entspricht der um die Inflationsrate bereinigten nominalen Rendite.<sup>509</sup> Formal gilt für die – zur Vereinfachung risikolosen – Anleiherendite:

$$r_{\text{real}} = \frac{1 + r_{\text{nominal}}}{1 + r_{\text{Inflation}}} - 1 \quad (31)$$

mit:

$r_{\text{real}}$  : Reale Rendite

$r_{\text{nominal}}$  : Nominale Rendite

$r_{\text{Inflation}}$  : Inflationsrate

Näherungsweise (für „niedrige“ Inflationsraten) gilt:

$$r_{\text{real}} \approx r_{\text{nominal}} - r_{\text{Inflation}} \quad (32)$$

---

508 Aus diesem und weiteren Gründen werden im empirischen Teil dieser Arbeit steuerliche Aspekte ausgeklammert, vgl. Kapitel 4.4.1.2 (S. 230).

509 Vgl. SCHNEIDER, D.: INVESTITION (1992), S. 380.

Die beiden dargestellten Formeln sind jedoch nur in einer ex-post-Betrachtung problemlos anwendbar. Bei einer Berechnung der Renditen ex ante ergibt sich die Schwierigkeit, daß grundsätzlich nur nominale Renditen vereinbart bzw. beobachtbar sind. Folglich muß zur Schätzung realer Renditen auch die zukünftige Inflationsrate geschätzt werden.<sup>510</sup>

Sollen nun Steuern *und* Inflation bei der Renditeberechnung berücksichtigt werden, so ist zu beachten, daß (in Deutschland) immer die *nominalen* Erträge versteuert werden müssen. Dies bedeutet, daß zur korrekten Ermittlung der realen Rendite nach Steuern immer erst die Vor-Steuer-Renditen in Nach-Steuer-Renditen und diese dann durch Inflationsbereinigung in reale Nach-Steuer-Renditen transformiert werden müssen. Dies führt dazu, daß – konstante Realverzinsungen und Steuersätze unterstellt – sich Zeiten hoher Inflation und entsprechend hoher nominaler Zinssätze *nach Steuern* als nachteilig erweisen. Dies ist insofern auch von Bedeutung, da rational agierende Investoren die Selektion von Anleihen nur auf Basis realer Nachsteuerrenditen treffen.<sup>511</sup>

Davon abgesehen ergeben sich innerhalb der Berechnung realer Renditen auch die Probleme, daß offizielle Preisindizes u. U. die tatsächliche Inflation nicht korrekt abbilden können (z. B. sie aufgrund von Produktverbesserungen oder längeren Produktlebensdauern überschätzen) und daß aufgrund unterschiedlichen Konsumverhaltens verschiedene Inflationsraten zu berechnen wären.<sup>512</sup>

### 3.3.9 Weitere bewertungsrelevante Aspekte

Neben der Besteuerung und dem Verlauf der Zinsstrukturkurve kann es weitere Aspekte geben, die im Rahmen der Bewertung von Anleihen zu berücksichtigen sind. Diese können – vereinfachend – mindestens einer der folgenden zwei Gruppen zugeordnet werden:

---

510 In der Wirtschaftspresse werden regelmäßig „aktuelle“ reale Zinssätze veröffentlicht, die durch Bereinigung aktuell erzielbarer (nominaler) Renditen um die zuletzt gemessene Inflationsrate ermittelt werden. Diese Vorgehensweise unterstellt jedoch, daß diese naive Prognose der zukünftigen Inflationsrate (anhand der aktuellen) auch relativ brauchbar ist.

511 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 66.

512 Diese Problematik hat zu dem Vorschlag eines *ökonomischen* Preisindexes durch A. WALD geführt, der nicht Preis-, sondern Nutzenniveaus vergleicht, vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 58.

- Die Anleihe ist mit Risiken behaftet.
- Neben der Zahlung von Zins und Tilgung sind dem Gläubiger oder Schuldner vertraglich Zusatzrechte eingeräumt.

Die mit dem Erwerb von Anleihen in Verbindung stehenden Risiken und ihr Einfluß auf die Bewertung werden in Kapitel 3.4 (S. 138) bzw. Kapitel 3.5 (S. 154) dargestellt.

Anleihen mit Zusatzrechten (z. B. Optionsanleihen mit Optionsrechten, Wandelanleihen mit Wandelrechten, Partizipationsanleihen, Anleihen mit Gläubigerkündigungs- oder Tilgungswahlrechten) können bewertet werden, indem sie als Portfolio aus einer „normalen“ Anleihe und einer oder mehrerer Optionsposition(en) (long oder short) aufgefaßt werden.<sup>513</sup> Die einzelnen Bestandteile können separat bewertet werden (d. h. die „normale“ Anleihe so wie oben dargestellt und z. B. die eingeräumten Rechte anhand von Optionspreismodellen<sup>514</sup>); der rechnerische Gesamtwert der Anleihe entspricht dann der Summe (oder Differenz) der Einzelbestandteile.<sup>515</sup>

### 3.4 Analyse der Risiken festverzinslicher Wertpapiere

Innerhalb der Investitions- und der Entscheidungstheorie werden unterschiedliche Risikobegriffe verwendet und mit sehr unterschiedlichen Inhalten gefüllt. So kann unter Risiko beispielweise

- die Gefahr einer allgemeinen Zielverfehlung,
- die Gefahr ausschließlich negativer Zielabweichungen,
- die Variabilität einer bestimmten Zielgröße,
- die Gefahr eines Verlustes,
- die Gefahr einer Fehlentscheidung *oder*
- die Gefahr einer Fehlinformation

---

513 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 170-171.

514 Vgl. BLACK/SCHOLES: OPTIONS (1973), S. 637-654.

515 Auf eine Darstellung wird in dieser Arbeit verzichtet, da in dem empirischen Teil dieser Arbeit nur Anleihen ohne Options-, Kündigungs- oder ähnliche Rechte betrachtet werden. Zur Bewertung entsprechender Instrumente vgl. z. B. LEHRBASS: PARTIZIPATIONSANLEIHEN (1995), S. 1245-1247, HO/PFEFFER: BONDS (1996), S. 35-44.

verstanden werden.<sup>516</sup>

Zur Analyse der Risiken werden (möglichst quantitative) *Risikomaße* benötigt; davon abzugrenzen sind die *Risikoursachen*.

### 3.4.1 Definition des Risikos

Sicherheit liegt per (allgemeiner) Definition immer dann vor, wenn nur *ein* (zukünftiger) Zustand möglich und bekannt ist (auch als „wahrer“ Umweltzustand bezeichnet). Sobald verschiedene Zustände eintreten können, liegt „Unsicherheit“ vor. In diesem Fall unterscheidet die Entscheidungstheorie definitorisch zwischen einer „Ungewißheitssituation“ und einer „Risikosituation“. Eine Ungewißheitssituation liegt vor, wenn bekannt ist (oder zumindest unterstellt wird), daß verschiedene Zustände eintreten können, jedoch keine Aussagen über deren Eintrittswahrscheinlichkeit gemacht werden können. Sind jedoch (subjektive oder objektive) Eintrittswahrscheinlichkeiten je Zustand gegeben, liegt eine Risikosituation vor.<sup>517</sup> Ungewißheit ist jedoch schwer zu „handhaben“.<sup>518</sup> Außerdem wird im Sprachgebrauch nicht immer eine Unterscheidung zwischen Risiko und Ungewißheit vorgenommen,<sup>519</sup> so daß eine zweite Definition o. g. „Risikosituation“ als „Risiko im engeren Sinne“ und jede „Unsicherheitssituation“ als „Risiko im weiteren Sinne“ bezeichnet.<sup>520</sup> Dieser Definition folgend werden in dieser Arbeit mit Risiko alle Unsicherheitssituationen bezeichnet, wobei fallweise geprüft werden muß, ob Aussagen über Eintrittswahrscheinlichkeiten möglich sind.

### 3.4.2 Unterscheidung nach anleihespezifischen Risikoarten

Im Anleihebereich wirken verschiedene Risiken, die zu einer Abweichung von der intendierten Zielgröße führen können. Neben dem bereits ausführlich dargestellten Bonitätsrisiko<sup>521</sup> sind dies insbesondere das Zinsrisiko sowie einige Nebenrisiken. Bevor allge-

---

516 Vgl. SCHULTE: KURSÄNDERUNGSRIKIKEN (1996), S. 13.

517 Vgl. BAMBERG/COENENBERG: ENTSCHEIDUNGSLEHRE (1996), S. 17 und S. 66.

518 Da z. B. keine Berechnung von Erwartungswerten und keine Entscheidungen anhand von Risikonutzenfunktionen möglich sind.

519 Zumal auch identische Situationen denkbar sind, in denen verschiedene Personen keine, andere subjektive und dritte sogar wahre, d. h. objektive Eintrittswahrscheinlichkeiten benennen können.

520 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 54.

521 Vgl. Kapitel 2.4.1 (S. 25).

meine oder entsprechende spezielle Risikomaße vorgestellt werden, erfolgt für diese anleihe-spezifischen Risikoarten nachfolgend eine (jeweils isolierte<sup>522</sup>) verbale (d. h. rein deskriptive) Darstellung.

Eine andere Systematisierung der Risikoarten wird innerhalb des CAPM vorgenommen, bei der lediglich zwischen systematischen und unsystematischen Risiken unterschieden wird. Da diese Differenzierung aber mit der Risikomessung des Modells verknüpft ist, erfolgt die Darstellung erst später. Dabei werden auch Unterschiede und Gemeinsamkeiten in der Abgrenzung der nachfolgenden Risikoarten herausgearbeitet.<sup>523</sup>

### 3.4.2.1 Zinsänderungsrisiko

Unter Zins- oder Zinsänderungsrisiko versteht man die durch Zinsänderungen verursachten Schwankungen zukünftiger Preise, Wiederanlageerfolge oder intendierter Endvermögen. Dabei ist charakteristisch, daß sich Zinsänderungen auf zukünftige Preise und Wiederanlageerfolge gegenläufig auswirken. Die Auswirkungen der Zinsänderungen und die Empfehlungen zur Vermeidung dieses Risikos sind davon abhängig, ob die zukünftigen Entnahmen des Anlegers quantitativ und zeitlich fixiert sind, oder ob sie nicht konkret, d. h. stochastisch sind.<sup>524</sup>

Offensichtlich sollen Investoren mit konkreten Entnahmeverstellungen solche Anleihen erwerben, deren zukünftige Zahlungen genau diesen geplanten Entnahmen entsprechen. Der einfachste Fall, daß eine einzige Entnahme geplant ist, wird dazu führen, einen ausfallrisikolosen Zerobond entsprechender Laufzeit (bzw. bei Planungshorizonten bis zu einem Jahr alternativ eine Kuponanleihe entsprechender Restlaufzeit) zu erwerben. In diesem Fall wird die tatsächlich erzielte Rendite (entnehmbares Endvermögen im Verhältnis zum Kapitaleinsatz) der bei Erwerb berechneten Rendite entsprechen. Sind mehrere Entnahmen vorgesehen, wird jegliches Zinsänderungsrisiko durch eine entsprechende Strukturierung der Zahlungsströme ausgeschlossen, z. B. durch ein Portfolio von Nullkuponanleihen. Alternativ (bei konstanten Entnahmen) ist der Erwerb einer Kupon-

---

522 Zum Zusammenwirken von Zinsänderungs- und Bonitätsrisiko vgl. SPELLMANN/UNSER: BONITÄTSÄNDERUNGSRIKISKO (1998), S. 259-280.

523 Vgl. Kapitel 3.5.5.4 (S. 202).

524 Vgl. UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 633-634.

anleihe möglich.<sup>525</sup>

Entspricht die Zahlungsstruktur nicht den geplanten Entnahmen dieses Anlegers, besteht das Endwertänderungsrisiko, da aus veränderten Reinvestitionsbedingungen für zwischenzeitlich anfallende Zinserträge („Kupon-Reinvestitionsrisiko“) ein Abweichen vom geplanten Endvermögen bewirkt werden kann.<sup>526</sup> Dieses Risiko kann jedoch ggf. durch eine Immunisierungsstrategie ausgeschlossen werden.<sup>527</sup>

Sind die Entnahmen jedoch stochastisch, unterliegt ein Anleger bei Entnahme *nach* Fälligkeit der Anleihe dem Reinvestitionsrisiko nicht nur für die Kupons, sondern auch für das freigesetzte Kapital. Bei Entnahme *vor* Fälligkeit hingegen unterliegt er dem Risiko der zinsänderungsinduzierten Preisänderung.<sup>528</sup> Für solche Investoren können keinerlei Empfehlungen zur Gestaltung der Laufzeitstruktur ihres Portefeuilles gegeben werden.<sup>529</sup>

### 3.4.2.2 Nebenrisiken festverzinslicher Wertpapiere

Neben den beiden bei festverzinslichen Wertpapieren auftretenden Hauptrisiken Zinsänderungs- und Bonitätsrisiko können sich weitere Risiken ergeben, die zu Abweichungen vom angestrebten, erwarteten oder berechneten Vermögen (und der Rendite) führen können. Diese Risiken sind entweder durch die Konstruktion der jeweiligen Anleihen bedingt (Risiko vorzeitiger Tilgung, Auslosungs- und Paritätenänderungsrisiko), auf Marktunvollkommenheiten zurückzuführen (Liquiditätsrisiko), oder betreffen zumindest tendenziell alle Anleihen (Inflations- und steuerliches Risiko):

- a) Das *Risiko vorzeitiger Kündigung* betrifft nur diejenigen Anleihen, die mit einem entsprechenden Kündigungsrecht (durch den Emittenten) ausgestattet sind. Zur Bewertung dieses Rechtes muß unterstellt werden, daß der Emittent die Kündigung ge-

---

525 In dem Fall von zwischenzeitlichen Entnahmen und (deren Konsum) wird jedoch das tatsächlich erzielte Endvermögen nicht dem mit der Rendite aufgezinnten Kapitaleinsatz entsprechen.

526 Vgl. UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 634-635. Das Endwertänderungsrisiko wird auch als Zinsänderungsrisiko i. e. S. bezeichnet, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 154.

527 Vgl. Kapitel 3.4.3.4 (S. 150).

528 Das Preisänderungsrisiko wird auch als Zinsänderungsrisiko i. w. S. bezeichnet, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 154.

529 Vgl. UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 634.

nau dann aussprechen wird, wenn eine Zinssenkung eintritt, die so groß ist, daß die Kosten der vorzeitigen Tilgung und der Neuverschuldung durch die Vorteile niedrigerer Zinsen überkompensiert werden. Außerdem muß eine Wahrscheinlichkeitsverteilung der zukünftigen Zinssätze (zumindest ab dem erstmöglichen Tilgungszeitpunkt) bekannt sein. Auf effizienten Märkten wird der Preis für kündbare Anleihen niedrigerer sein als für sonst vergleichbare unkündbare Anleihen,<sup>530</sup> wobei die Differenz dann dem Wert des Kündigungsrechts entspricht.

- b) Das *Auslosungsrisiko* bei Serientilgung: Anleihen, die in bestimmten Teilbeträgen (Serien) zurückgezahlt werden, wobei die zu tilgenden Serien ausgelost werden, unterliegen dem Auslosungsrisiko. Darunter versteht man das Risiko, daß die Rückzahlung bestimmter Serien nicht zu fixierten Terminen, sondern nur zu erwarteten Zeitpunkten erfolgt und sich dadurch Laufzeit und Struktur des Zahlungsstroms verändern. Dieses Risiko kann jedoch ausgeschlossen werden, indem vom Investor Stücke von allen noch zur Tilgung ausstehenden Serien erworben werden.<sup>531</sup>
- c) Unter dem *Paritätenänderungsrisiko* wird eine durch Währungskursänderungen verursachte mögliche Differenz von berechneter und realisierter Rendite (in lokaler Währung) verstanden. Dieses Risiko betrifft (bei Anleihen) insbesondere in ausländischer Währung zu verzinsende und/oder zu tilgende Titel.<sup>532</sup> Den gleichen Sachverhalt bezeichnet der Begriff Währungsrisiko; davon begrifflich abzugrenzen ist das Wechselkursrisiko, welches lediglich die Schwankungen des Austauschverhältnisses zweier Währungen bezeichnet.<sup>533</sup> Der Problematik des Währungsrisikos kann sich der Anleger durch Währungshedging entziehen.<sup>534</sup>

530 Vgl. UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 641, die auch Möglichkeiten zur Messung und Strategien zur Minderung des Kündigungsrechts vorstellen. Es gibt eine weitere Art der vorzeitigen (wenn auch außerordentlichen) „Tilgung“: Denkbar ist, daß ein Emittent (vor Fälligkeit) Konkurs anmeldet, im Rahmen des Konkursverfahrens die Anleihe-Gläubiger jedoch vollständig befriedigt werden. In Abhängigkeit vom Zinsniveau kann dieser Fall sogar für die Gläubiger vorteilhaft sein. Da es sich jedoch hierbei nicht um ein Recht des Emittenten handelt und da dieser Fall bei jeder bonitätsrisikobehafteten Anleihe eintreten kann, ist dieser Risikoaspekt definitorisch durch das Bonitäts- bzw. Ausfallrisiko abgedeckt.

531 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 49 und UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 644.

532 Sowie ggf. auf inländische Währung lautende Anleihen ausländischer Emittenten, vgl. BÜHLER: ANLAGESTRATEGIEN (1983), S. 96.

533 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 98-99.

- d) *Liquiditätsrisiko*: Unter Liquidität einer Anlage versteht man die jederzeitige Möglichkeit, sich zu fairen Preisen von dieser Anlage trennen zu können. Das Risiko, daß dies nicht möglich ist, läßt sich jedoch nicht ausreichend durch quantitative Maße abbilden; dies liegt zum Teil auch daran, daß die Liquidität im Zeitablauf erheblichen Schwankungen unterliegen kann. Als Indikatoren für die Beurteilung der Liquidität und des Liquiditätsrisikos kommen die Höhe der Börsenumsätze, Geld-Brief-Spannen, die Handelsplätze (Anzahl oder Marktsegment), oder das Gesamtvolumen einer Emission in Betracht.<sup>535</sup> Im Gegensatz zu den anderen bisher genannten Risiken besteht das Liquiditätsrisiko aber nur bei Marktunvollkommenheiten und nur dann, wenn eine Anleihe vor Fälligkeit verkauft werden soll.
- e) Unter *Inflationsrisiko* (oder Kaufkraftisiko), das grundsätzlich alle Anleihen gleichermaßen betrifft, versteht man das Risiko, daß aufgrund von (unerwarteten) Änderungen der Inflationsrate die reale Rendite einer Anlage anders ausfallen kann als die berechnete.<sup>536</sup> Im Gegensatz zu Privatpersonen, die eine Absicherung *realer* Vermögenswerte oder Konsumbedürfnisse wünschen, sind die Leistungen von Banken und Versicherungsunternehmen jedoch auf die Erfüllung von *Nominalforderungen* gerichtet. Insofern kann unter dem Inflationsrisiko auch der Sachverhalt subsumiert werden, daß aufgrund von inflationsinduzierten Änderungen der Zinskurven die *nominalen* Renditen anders als berechnet ausfallen.<sup>537</sup> Die einzige Möglichkeit, das Kaufkraftisiko auszuschalten, besteht darin, sog. inflationsindexierte Anleihen – sofern verfügbar – zu erwerben.<sup>538</sup> In den USA wurden durch den Staat solche Anleihen (TIPS = TREASURY INDEXED INFLATION SECURITIES) erstmalig Anfang 1997 ausgegeben.<sup>539</sup> In Deutschland ist zumindest beabsichtigt, die Indexierung von Anleihen auch zuzulassen.<sup>540</sup>

---

534 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 126. Zu der Risikominderung bei Auslandsanleihen durch Währungshedging vgl. THOMAS: PERFORMANCE (1989), S. 25-31.

535 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 33.

536 Vgl. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 370.

537 Vgl. BÜHLER: ANLAGESTRATEGIEN (1983), S. 92, der dieses Risiko als nominelles (im Gegensatz zum realen) Inflationsrisiko bezeichnet, aber auch darauf hinweist, daß das nominelle Inflationsrisiko Bestandteil des Zinsänderungsrisikos ist.

538 Vgl. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 370-373.

539 Vgl. O. V.: US-INDEXBONDS (1997), S. 31.

- f) Als *steuerliches Risiko* ist schließlich zu nennen, daß eine (unerwartete) Änderung der Besteuerung dazu führt, daß sich nach Steuern andere Zahlungen (oder Renditen) aus der Anleihe ergeben als berechnet. Tendenziell betrifft dieses Risiko zwar alle Anleihen und Anleger, jedoch in jeweils unterschiedlichem Ausmaß: So wirkt sich eine Änderung der Steuersätze stärker auf Anleihen mit einem hohen Anteil steuerpflichtiger Erträge, eine Änderung der Bemessungsgrundlage (Ausweitung) stärker auf Anleihen mit einem vormals hohen Anteil steuerfreier Erträge aus.

### 3.4.3 Risiko-Maße

Um das Risiko einer Anlage sachgerecht bestimmen zu können, werden Risikomaße benötigt. Die Mehrzahl der verwendeten Risikomaße sind dabei quantitativer Natur. Eine Ausnahme stellt das Rating dar, welches aufgrund seiner Ordinalität als qualitatives Risikomaß zu bezeichnen ist. Wie bereits ausgeführt, sind zur Abschätzung eines quantifizierbaren Bonitätsrisikos einzelner Anleihen als Maß die Ausfallwahrscheinlichkeit und die Ausfallschwere geeignet.<sup>541</sup> Soll jedoch das Bonitätsrisiko von Anleiheportfolios bestimmt werden, ist einerseits das Rating unbrauchbar, da sich eine Aggregation ordinaler Maße verbietet (eine triviale Ausnahme ist der Fall, daß alle Anleihen im Portfolio das gleiche Rating besitzen); andererseits ist – bei nicht vollständig positiv korrelierten Ausfällen – auch *das* Ausfallrisiko als Risikomaß ohne weitere Konkretisierung unbrauchbar. Deshalb ist es angebracht, die verschiedenen Risikomaße, die innerhalb der modernen Portfoliotheorie verwendet werden, auf ihre Eignung hinsichtlich einer Quantifizierung des Bonitätsrisikos zu diskutieren.

#### 3.4.3.1 Varianz und Standardabweichung

Das bei der Betrachtung von Anlageformen verbreitetste Maß für das *Gesamtrisiko* stellt die Volatilität dar, die der annualisierten Standardabweichung entspricht. Die Standardabweichung ist ihrerseits die Quadratwurzel der Varianz. Zur Abschätzung der Volatilität werden in der Regel historische Daten verwendet. Dabei entspricht die Varianz der

---

540 Vgl. O. V.: WÄHRUNGSGESETZ (1997), S. 21. und zu einer ausführlichen Diskussion der Vor- und Nachteile HARFF: PREISNIVEAUSTABILITÄT (1998), S. 247-252.

541 Vgl. Kapitel 2.4.1 (S. 25).

Summe der quadrierten Abweichungen der Ausprägungen um ihren Mittelwert, dividiert durch die Anzahl der beobachteten Werte.<sup>542</sup> Bei geschätzten Verteilungen entspricht die Varianz der Summe der quadrierten Ausprägungen um ihren Erwartungswert, wobei die jeweiligen Wahrscheinlichkeiten je Ausprägung als Gewichte dienen. Dabei ist (für diskrete Verteilungen) definiert:<sup>543</sup>

$$E(r_j) = \sum_{i=1}^n p_i \cdot R_i \quad (33)$$

$$\sigma_j^2 = \sum_{i=1}^n p_i \cdot (R_i - E(r_j))^2 \quad (34)$$

$$\sigma_j = \sqrt{\sigma_j^2} \quad (35)$$

mit:

$\sigma_j^2$  : Varianz der Rendite des Wertpapiers j

$\sigma_j$  : Standardabweichung der Rendite des Wertpapiers j

$p_i$  : Eintrittswahrscheinlichkeit für Zustand i

$R_i$  : Renditeausprägung in Zustand i

$E(r_j)$  : Erwartungswert der Rendite

Die genannten Größen können anstatt für Renditen auch für Preise oder Endvermögen berechnet werden. Unter der Normalverteilungshypothese haben Varianz und Erwartungswert eine besondere Aussagekraft, da beide zusammen die Verteilung vollständig beschreiben.<sup>544</sup> Zur Beurteilung des Risikos einer Anlageform benötigt man grundsätzlich die *zukünftige* Volatilität. Dies erfordert jedoch Annahmen über die zukünftige Verteilung. In der Regel behilft man sich damit, daß man für historische Daten die Volatilität berechnet, wobei man annimmt, daß der betrachtete Zeitraum hinreichend aussagekräftig

542 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 8.

543 Zur Berechnung von Varianz und Standardabweichung vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 122.

544 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 57.

ist. Beträgt dieser Zeitraum kein volles Jahr, werden zur Vergleichbarkeit die berechneten Größen anhand

$$\sigma_{tj\text{ann}} = \sigma_j \cdot \sqrt{t} \quad (36)$$

annualisiert.<sup>545</sup>

mit:

$\sigma_{tj\text{ann}}$  : annualisierte Standardabweichung der Rendite des Wertpapiers j

Zwar stellt die Volatilität innerhalb der Portfoliotheorie das am häufigsten verwandte Risikomaß dar. Innerhalb der quantitativen Analyse von festverzinslichen Wertpapieren ist ihre Verwendung weniger gebräuchlich. Dies liegt daran, daß Anleihen im Gegensatz zu Aktien begrenzte Laufzeiten aufweisen und feste Zahlungen vereinbart sind. Zur Beschreibung von kurzfristigen Schwankungen (Preisänderungsrisiko) ist auch bei Anleihen die Volatilität ein geeignetes Maß, doch lassen zwischenzeitliche oder beobachtete Tagesschwankungen hier keinen Rückschluß auf das Risiko bezogen auf den Planungshorizont zu. Dies gilt z. B., wenn ein bonitätsrisikoloser Zerobond erworben wird, dessen Restlaufzeit exakt dem Planungshorizont entspricht. Dieser wird nämlich aufgrund von Zinsänderungen Tagesschwankungen unterworfen sein, bezogen auf die Fälligkeit beträgt die Standardabweichung der Rendite jedoch Null. Ebenso wird ein bonitätsrisikobehafteter Zerobond kurzfristigen Schwankungen unterworfen sein; das Risiko bei Fälligkeit hängt jedoch von der Ausfallwahrscheinlichkeit ab und läßt sich nicht aus den zwischenzeitlichen Schwankungen berechnen. Aber auch das Risiko bei Fälligkeit läßt sich hier durch die Varianz nur eingeschränkt abbilden, da eine asymmetrische Verteilung vorliegt. Dennoch kann die Varianz grundsätzlich nicht nur für Anleihen, sondern auch für Portfolios verwendet werden, da lediglich Annahmen über die Verteilung getroffen werden.<sup>546</sup>

545 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 9.

546 Die konkrete Berechnung der Varianz und der nachfolgend vorgestellten Risikomaße erfolgt erst im weiteren Verlauf der Arbeit, da hierzu die Modellierung erwarteter Renditen benötigt wird. Vgl. Kapitel 3.5.3.4 (S. 170) und Kapitel 3.5.4 (S. 180).

### 3.4.3.2 Downside Risikomaße

Aufgrund der Tatsache, daß die Volatilität die Gesamtabweichung mißt, innerhalb eines Risikoverständnisses im umgangssprachlichen Sinne ggf. nur negative Abweichungen gemessen werden sollen, werden in der Literatur alternative Risikomaße für dieses „Downside Risk“ ausgiebig und kontrovers diskutiert.<sup>547</sup> Unabhängig von dieser *allgemeinen* Diskussion stellt sich jedoch die Frage, ob im *speziellen* Fall bonitätsrisikobehafteter Anleihen Downside-Risikomaße aufgrund der asymmetrischen Verteilungseigenschaften geeignet sein können. Beispielsweise argumentieren STEINER/HEINKE, daß es bei risikobehafteten (Zero-) Bonds nur zu negativen Abweichungen vom Erwartungswert kommen kann, da der Anleger mit der uneingeschränkten Zahlungsfähigkeit des Emittenten rechnet, so daß sich die Semivarianz als Risikomaß anbietet.<sup>548</sup> Die Semivarianz ist definiert als:<sup>549</sup>

$$SV_j = \sum_{i=1}^n p_i \cdot (R_i - E(r_j))^2 \text{ für } R_i < E(r_j) \quad (37)$$

mit:

$SV_j$  : Semivarianz der Rendite des Wertpapiers j

Wie Gleichung (37) zu entnehmen ist, berücksichtigt die Semivarianz nur negative Abweichungen; diese Abweichungen sind jedoch auf den *Erwartungswert* und nicht auf die vollständige Zahlungen bezogen. Anleger, die bei Existenz objektiver Ausfallwahrscheinlichkeiten diese Größen gleichsetzen, verhalten sich deshalb nicht rational,<sup>550</sup> da der *Erwartungswert* immer geringer als der versprochene Wert ist. De facto handelt es sich deshalb bei dem von STEINER/HEINKE vorgeschlagenen Risikomaß um ein Lower

547 Vgl. z. B. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 57 und 62 sowie BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 20. Ein weiteres wichtiges Downside-Risikomaß ist der Value at Risk, vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 24.

548 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 602f.

549 Vgl. RINNE: STATISTIK (1997), S. 54. Strenggenommen handelt es sich dabei um die *untere Semivarianz*; da nur sie in dieser Arbeit betrachtet wird, wird deshalb für sie vereinfachend der Begriff *Semivarianz* verwendet.

550 Oder einen Anleger der „gegen den Markt wettet“: Der Anleger weiß dann, daß der Markt der Anleihe eine positive Ausfallwahrscheinlichkeit zuschreibt; er persönlich hält die Anleihe für weniger (als der Markt) oder überhaupt nicht ausfallgefährdet.

Partial Moment (LPM). Diese sind allgemein definiert als:<sup>551</sup>

$$\text{LPM}_{mj} = \sum_{i=1}^n p_i \cdot (R_{\min} - R_i)^m \text{ für } R_i < R_{\min} \quad (38)$$

mit:

$\text{LPM}_{mj}$  : Lower Partial Moment der Höhe  $m$  der Rendite des Wertpapiers  $j$

$R_{\min}$  : geforderte Mindestrendite

Im Gegensatz zu den bisherigen Risikogrößen messen die Lower Partial Moments nicht die Abweichung vom Erwartungswert, sondern von einer (subjektiv vorzugebenden) Mindestrendite. Für diese kann zwar jeder Wert gewählt werden, jedoch bietet es sich bei Anleihen an, hier die maximale oder versprochene Zahlung bzw. Rendite anzusetzen, da hierdurch nicht nur das Risiko, sondern auch die Asymmetrie der Verteilung erfaßt werden kann. Außerdem kann die Höhe des Momentes beliebig gewählt werden; um eine Vergleichbarkeit zu Varianz und Semivarianz herzustellen, ist das LPM der Höhe 2 zu betrachten.

Unter der Ausfallwahrscheinlichkeit schließlich versteht man allgemein in der Portfoliotheorie diejenige Wahrscheinlichkeit, mit der eine vorgegebene Ziel- oder Mindestrendite verfehlt wird. Als Formel zu ihrer Berechnung bedient man sich dabei:<sup>552</sup>

$$\text{AFW}_j = N \left[ \frac{R_{\min} - E(r_j)}{\sigma_j} \right] \quad (39)$$

mit:

$\text{AFW}_j$  : Ausfallwahrscheinlichkeit

$N[.]$  : Wert aus der Verteilung der Standardnormalverteilung

Aufgrund der Verwendung der standardisierten Normalverteilung kann diese Formel jedoch nur verwendet werden, falls die Renditen der betrachteten Anlageform normalverteilt (mit Erwartungswert  $E(r_j)$  und Standardabweichung  $\sigma_j$ ) sind. Als allgemeingültige, d. h. verteilungsunabhängige Formel bietet sich deshalb an:

551 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 21-22.

552 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 22-23.

$$AFW = P(R < R_{\min}) \quad (40)$$

mit:

$P(\cdot)$  : Wahrscheinlichkeit

Die in Gleichung (40) formulierte Ausfallwahrscheinlichkeit entspricht der „speziellen“ Ausfallwahrscheinlichkeit, die zur Operationalisierung des Bonitätsrisikos für Anleihen bereits vorgestellt wurde,<sup>553</sup> sofern von einer Betrachtung der Renditen zu einer zahlungsorientierten Sichtweise übergegangen wird und als „Mindestzahlung“ die fällige Zahlung angesetzt wird. Somit stellt auch jede verspätete Zahlung einen Ausfall dar, da am Tag der Fälligkeit eben (noch) keine Zahlung geleistet wird.<sup>554</sup> Zwar ist denkbar, auch eine entsprechend Gleichung (40) definierte Ausfallwahrscheinlichkeit für Anleiheportfolios zu verwenden (im Sinne von: „Ein Ausfall auf Portfolioebene liegt vor, wenn mindestens eine Anleihe ausfällt.“). Jedoch ist diese Größe ungeeignet, da dies die Schwere der Anleiheauffälle, oder, wie allgemein am Konzept der Ausfallwahrscheinlichkeit in der Literatur kritisiert wird, die Höhe der Zielverfehlung unberücksichtigt läßt.

### 3.4.3.3 Schiefe und Wölbung

Da bei nicht normalverteilten Renditen Mittelwert und Standardabweichung zur vollständigen Verteilungsbeschreibung nicht ausreichen, bietet es sich dann an, z. B. bei Verwendung der Varianz, zusätzlich das dritte und vierte zentrale Moment der Verteilung zu berücksichtigen. Dies sind die Schiefe bzw. die Wölbung, die für diskrete Verteilungen definiert sind als:<sup>555</sup>

---

553 Vgl. Kapitel 2.4.1 (S. 25).

554 Eine alternative Operationalisierung des Bonitätsrisikos könnte an dem Eintritt einer Insolvenz anknüpfen. Da der Insolvenzbegriff jedoch einerseits mit dem Insolvenzauslösungstatbestand der jeweiligen Rechtsordnung verbunden ist und andererseits auch denkbar ist, daß nach Eröffnung eines Insolvenzverfahrens Anleihezahlungen noch fristgerecht und in voller Höhe erfolgen, ist eine solche Operationalisierung aus gläubigerorientierter Sichtweise ungeeignet. Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 9.

555 Vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 25-27.

$$S_j = \frac{\sum_{i=1}^n p_i \cdot (R_i - E(r_j))^3}{\sigma_j^3} \quad (41)$$

bzw.

$$W_j = \frac{\sum_{i=1}^n p_i \cdot (R_i - E(r_j))^4}{\sigma_j^4} \quad (42)$$

mit:

$S_j$  : (relative) Schiefe der Renditeverteilung des Wertpapiers  $j$

$W_j$  : (relative) Wölbung der Renditeverteilung des Wertpapiers  $j$

Analog zur Volatilität können Schiefe und Wölbung sowohl für historische Daten als auch für geschätzte Verteilungen berechnet werden. Bei der Betrachtung des Bonitätsrisikos von einzelnen Anleihen lassen sich z. B. durch die Berechnung der Schiefe zwar keine aufschlußreichen Informationen gewinnen, da dem Bonitätsrisiko eine schiefe Verteilung inhärent ist; sobald jedoch Portfolios betrachtet werden, lassen sich anhand der Schiefe wichtige Zusatzinformationen über die Verteilung gewinnen.

#### 3.4.3.4 Duration und Konvexität

Duration und Konvexität stellen gegenüber den anderen vorgestellten Risikomaßen einen Sonderfall dar, da durch sie erstens nur das Zinsrisiko erfaßt wird und zweitens keine Messung der verteilungsabhängigen Ausprägungen von dem Erwartungswert oder einem anderen vorgegebenen Wert erfolgt.

Als Duration<sup>556</sup> wird die von MACAULAY (1938) entwickelte Kennzahl zur Beurteilung des Zinsänderungsrisikos von Anleihen bezeichnet. Formal entspricht die Duration dem Quotienten aus der Summe der mit den jeweiligen Zahlungszeitpunkten gewichteten

---

556 In der deutschen Literatur werden u. a. synonym die Begriffe „durchschnittliche Lebensdauer“, „mittlere Selbstliquidationsperiode“, „durchschnittliche Fristigkeit“ oder „ökonomische Laufzeit“ verwendet.

Barwerten der Rückflüsse und der Summe der abgezinsten Rückflüsse der Zahlungen:<sup>557</sup>

$$D = \frac{\sum_{t=1}^n Z_t \cdot t \cdot (1+y)^{-t}}{\sum_{t=1}^n Z_t \cdot (1+y)^{-t}} = \frac{\sum_{t=1}^n Z_t \cdot t \cdot (1+y)^{-t}}{P_0} \quad (43)$$

mit:

$D$  : Duration

Folgende Aussagen können über die Duration getroffen werden:

- Die Duration von Nullkupon-Anleihen entspricht ihrer Restlaufzeit, für Kupon-Anleihen ist sie stets geringer als die Restlaufzeit.
- Je höher der Kupon der Anleihe, desto geringer ist die Duration (für eine gegebene Effektivverzinsung).
- Je höher die Effektivverzinsung der Anleihe, desto geringer ist die Duration (für einen gegebenen Kupon).
- Je geringer die Restlaufzeit, desto geringer ist in der Regel die Duration.<sup>558</sup>

Unter den folgenden Annahmen

- Vorliegen einer flachen Zinskurve,
- Zinsänderungen können nur bis zur ersten Zahlung<sup>559</sup> aus der Anleihe erfolgen,
- Wenn Zinsänderungen erfolgen, dann durch eine Parallelverschiebung der Zinskurve,

557 Vgl. ausführlich zur Duration KRUSCHWITZ/SCHÖBEL: DURATION I (1986), S. 550-554 und KRUSCHWITZ/SCHÖBEL: DURATION II (1986), S. 603-608 oder ELLER: DURATION (1991), S. 322-326.

558 Ausnahmen kann es bei langlaufenden Anleihen geben, die unter pari notieren, bei denen die Duration in einem kurzen Intervall mit abnehmender Restlaufzeit erst geringfügig ansteigt, bevor sie fällt; vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 99.

559 In der Literatur (vgl. z. B. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 154) wird oft genannt, daß Zinsänderungen nur unmittelbar nach Kauf auftreten dürfen. Diese Bedingung ist jedoch zu restriktiv (besser: zu ungenau), da die Wiederanlageproblematik sich erst bei Zufluß der ersten Kuponzahlung einstellt.

- Es fallen keine Steuern oder Transaktionskosten an,
- Die Anleihe unterliegt keinem Bonitätsrisiko, d. h. es besteht Sicherheit in Bezug auf Zeitpunkt und Höhe der Zahlungen aus der Anleihe,

kann gezeigt werden, daß die Duration eine „immunisierende“ Eigenschaft besitzt. Hierbei wird genutzt, daß sich die beiden Zinsänderungsrisiken *Wiederanlagerisiko* und *Endwertrisiko* gegenläufig verhalten. Ein Anleger ist dann immunisiert, wenn eine Anleihe<sup>560</sup> erworben wird, deren Duration exakt dem Planungshorizont des Anlegers entspricht: In diesem Fall hat er Sicherheit bezüglich seines Mindest-Endvermögens, welches durch Aufzinsung des Anlagebetrages mit dem gültigen Zinssatz berechnet werden kann.<sup>561</sup>

Außerdem stellt die Duration nach HICKS auch eine Elastizität des Anleihepreises in Bezug auf *sofortige*<sup>562</sup> *Marktzinsänderungen* dar, da gilt:<sup>563</sup>

$$\frac{dP_0}{dy} = \frac{-1}{1+y} \cdot \sum_{t=1}^n \frac{t \cdot Z_t}{(1+y)^t} \quad (44)$$

Daraus folgt:

$$\frac{dP_0}{P_0} = \frac{-1 \cdot dy}{(1+y) \cdot P_0} \cdot \sum_{t=1}^n \frac{t \cdot Z_t}{(1+y)^t} = \frac{-D \cdot dy}{(1+y)} = -MD \cdot dy \quad (45)$$

mit:

MD : Modified Duration

Gleichung (45) ist unmittelbar zu entnehmen, daß das Zinsänderungsrisiko um so geringer ist, je niedriger die Duration ist. Für nicht unendlich kleine Zinsänderungen gilt als Näherung:

560 Oder ein Anleiheportfolio. Die Duration eines Anleiheportfolios entspricht dabei der Summe der marktwertgewichteten Einzeldurationen; vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 158.

561 Vgl. RUDOLPH: DURATION (1981), S. 20.

562 Im Gegensatz zur Immunisierung bezieht sich die Aussage zur Elastizität nur auf unmittelbar nach Erwerb auftretende Zinsänderungen. Daher dürfte das Mißverständnis bei der immunisierenden Eigenschaft der Duration kommen. Vgl. FN 559, S. 151.

563 Vgl. z.B. KRUSCHWITZ/SCHÖBEL: DURATION II (1986), S. 603, MAIER: DURATION (1995), S. 295-296.

$$\frac{\Delta P_0}{P_0} \approx -MD \cdot \Delta y \quad (46)$$

Selbst wenn das Konzept der Duration aufgrund der zugrundeliegenden Annahmen der Kritik unterliegt, eignet sich die Duration als Kennzahl für das Kursrisiko besser als die Laufzeit, die in der Anlagepraxis häufig verwendet wird. So können beispielsweise Anleihen mit längerer Restlaufzeit und höherem Kupon ein geringeres Zinsänderungsrisiko als Anleihen kurzer Restlaufzeit mit niedrigem Kupon aufweisen, was sich bei Verwendung der Duration bemerkbar macht.

Auch kann die Annahme einer flachen Zinskurve aufgegeben werden; andere Durationsmaße sind für solche Fälle entwickelt worden, in denen Annahmen über die Art der Verschiebung der Zinskurve getroffen werden.<sup>564</sup> Analytisch noch relativ einfach sind additive und multiplikative Verschiebungen der Zinskurve. Unabhängig von der Antwort auf die Frage nach dem „besten“ Durationsmaß, stellt die anhand der Duration in ihrer einfachsten Form abgeschätzte Preisänderung bei geringen Zinsänderungen eine gute Approximation dar. Für Veränderungen nicht-flacher Zinskurven kann man sich behelfen, mit der (Durchschnitts-) Rendite<sup>565</sup> zu rechnen und zu argumentieren.<sup>566</sup>

Für *ausfallrisikobehaftete* Anleihen kann die Duration ebenfalls berechnet werden. Diese Duration immunisiert zwar nicht, sie behält jedoch ihren Charakter als Kennzahl der Preis-Elastizität in Abhängigkeit von *Renditeänderungen*.<sup>567</sup> Soll jedoch für riskante Anleihen die Preiselastizität in Abhängigkeit von Änderungen des *risikolosen* Zinsniveaus geschätzt werden, sind zusätzliche Annahmen über das Verhalten der riskanten Renditen bzw. der Renditespreads bei Zinsänderungen nötig.

---

564 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 100-103.

565 Diese entspricht ja genau einer unterstellten „flachen Zinsstrukturkurve“ für dieses eine Wertpapier.

566 Weitere Anwendungsmöglichkeiten bietet die Duration z. B. zur Approximation von portfolio-Renditen, vgl. AMBROSE/WARGA: YIELD (1996), S. 63-68.

567 Vgl. CHANCE: RISK (1990), S. 265-274, der für risikobehaftete Zerobonds Durationen berechnet, die kürzer als die der vergleichbaren risikolosen Zerobonds (also kürzer als ihre Laufzeit) sind. Sein Ansatz: Ein riskanter Bond entspricht einem risikolosen Bond plus einer short-position in einem Put auf die Unternehmens-Aktiva. Dafür, daß er das Risiko der Aktiva mitträgt, erhält er eine Kompensation in Höhe der Put-Prämie. Die Duration des riskanten Bonds entspricht der marktwertgewichteten Mischung aus der Duration des risikolosen Bonds und der Duration des Puts.

Aufgrund der Tatsache, daß bei Verwendung der (Modified) Duration ein linearer Zusammenhang zwischen Anleihekurs und Zinssatz unterstellt wird, der tatsächliche Kursverlauf jedoch einer konvexen Funktion entspricht, wird durch die Duration die Wirkung auf den Kurs regelmäßig unterschätzt. Zur Messung der Krümmung dieser Kurve wird die Konvexität verwendet, die folgendermaßen definiert ist:<sup>568</sup>

$$C = \frac{\sum_{t=1}^n Z_t \cdot t \cdot (t+1) \cdot (1+y)^{-t}}{(1+y)^2 \cdot \sum_{t=1}^n Z_t \cdot (1+y)^{-t}} \quad (47)$$

mit:

$C$  : Konvexität

Mit Hilfe der Konvexität und der Modified Duration kann die relative Preisveränderung in Abhängigkeit von Zinsänderungen folgendermaßen gut abgeschätzt werden:<sup>569</sup>

$$\frac{\Delta P_0}{P_0} \approx -MD \cdot \Delta y + \frac{1}{2} \cdot C \cdot (\Delta y)^2 \quad (48)$$

Dabei fallen die Vorteile dieser Abschätzung um so stärker ins Gewicht, je länger die Restlaufzeit und/oder je höher die Zinsänderung ist.<sup>570</sup>

### 3.5 Analyse des Bonitätsrisikos

#### 3.5.1 Definition des Spread

Betrachtet man eine bonitätsrisikobehaftete Anleihe mit einem gegebenen Preis  $P_0$  und den (vereinbarten) zukünftigen Zahlungen  $Z_t$ , so kann analog zu der allgemeinen Berechnung der Rendite für alle Anleihen nach Gleichung (8) auch die Rendite dieser Anleihe berechnet werden. Bei Kenntnis der Rendite einer risikolosen, sonst aber völlig ver-

568 Zur Konvexität vgl. ausführlich STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 161, MAIER: DURATION (1995), S. 296-297, ELLER: DURATION (1991), S. 322-326 oder DOERKS/HÜBNER: KONVEXITÄT (1993), S. 102-105.

569 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 161.

570 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 162.

gleichbaren Anleihe kann die in diesem Preis enthaltene Prämie für das Bonitätsrisiko, auch als „Spread“ bezeichnet, berechnet werden. Der Spread wird definiert als:<sup>571</sup>

$$\eta = y - r \quad (49)$$

oder ergibt sich durch Lösung der Gleichung:

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r+\eta)^t} \quad (50)$$

mit:

$$\eta \quad : \text{ Spread}$$

Andererseits kann auch der faire Preis einer solchen Anleihe bei Kenntnis des risikolosen Zinses und Vorgabe einer Bonitätsrisikoprämie berechnet werden:

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r+\eta)^t} \quad (51)$$

Analog kann eine riskante Anleihe auch bei Vorliegen nicht-flacher Zinsstrukturkurven bewertet werden, und zwar anhand der Gleichung (18), in der  $i_t$  den risiko- und laufzeitangepaßten Zinssatz bezeichnet. Wird z. B. über die gesamte Laufzeit eine konstante Bonitätsrisikoprämie gefordert, so kann alternativ zu Gleichung (51) definiert werden:

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r_t+\eta)^t} \quad (52)$$

Daraus ergibt sich als Definitionsgleichung für die im Preis enthaltene (konstante) Bonitätsrisikoprämie:

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1+r_t+\eta)^t} \quad (53)$$

Denkbar, aber unüblich, ist die Behandlung von nicht-konstanten Bonitätsrisikoprämien:

---

571 Vgl. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 63. Dort wird diese Größe als „versprochene durchschnittliche Risikoprämie“ bezeichnet.

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t}{(1 + r_t + \eta_t)^t} \quad (54)$$

mit:

$\eta_t$  : zeitabhängiger Spread

Bei einem Vergleich der Bewertungsgleichungen (50) versus (53) bzw. der Renditegleichungen (51) versus (52) (die jeweils letztgenannte berücksichtigt risikolose Zinsstrukturkurven, die jeweils erstgenannte arbeitet mit einer Durchschnittsrendite einer vergleichbaren risikolosen Anleihe) ist jedoch folgende Besonderheit zu beachten: Aufgrund der Nicht-Linearität der Kapitalwertfunktion führen die Gleichungen (51) und (52) für eine gegebene Bonitätsrisikoprämie nur annähernd zu dem gleichen rechnerischen Preis bzw. führen die Gleichungen (50) und (53) bei einem gegebenen Preis nur annähernd zu der gleichen (impliziten) Bonitätsrisikoprämie. Dies kann an einem Beispiel illustriert werden: Betrachtet werden eine risikolose und eine riskante Anleihe, beide mit einem Kupon von 8%, 10 Jahren Laufzeit und endfälliger Tilgung zu pari. Die (risikolose) Zinsstruktur ist folgendermaßen beschrieben: der einjährige Zins beträgt 5%, und steigt mit zunehmender Restlaufzeit um 0,5% bis auf 9,5% im zehnten Jahr an. Dadurch ergibt sich für die risikolose Anleihe ein Wert von 94,73 mit einer Rendite von 8,815%. Bei einem konstanten Spread von 0,5% ergibt sich für die riskante Anleihe nach Gleichung (52) ein Wert von 91,75 mit einer Rendite von 9,303%. Der implizite, nach Gleichung (50) berechnete Spread beträgt aber „nur“ 0,488%, die Differenz beträgt 0,012%. Eine solche Differenz ist jedoch vernachlässigbar gering, zumal in diesem Beispiel eine extrem steile Zinskurve angenommen wurde; bei flacheren Zinskurven fällt die Differenz aber entsprechend geringer aus.<sup>572</sup>

### 3.5.2 Definition der erwarteten Rendite

Wie bereits ausgeführt wurde, stellt die aus dem Zahlungsstrom berechnete Rendite bei ausfallrisikobehafteten Anleihen lediglich eine „vereinbarte“ oder „versprochene“ Rendite dar, deren tatsächliche Realisation bei Eintritt des Ausfalls geringer ist. Diese ver-

---

<sup>572</sup> In dieser Arbeit wird zur Definition des Spread ausschließlich Gleichung (51) verwendet.

einbarte Rendite ist gleichzeitig der maximal erzielbare Wert.<sup>573</sup> Ebenso handelt es sich bei dem im vorigen Abschnitt definierten Spread nur um eine „versprochene“ Bonitätsrisikoprämie. Für eine detailliertere Analyse interessiert jedoch (zumindest zusätzlich) die „erwartete“ Rendite. Bei einem Erwerb einzelner Anleihen ist dies nicht unbedingt einsichtig; jedoch bei der Betrachtung von Portfolios, die aus einer hinreichend großen Anzahl ausfallrisikobehafteter Anleihen bestehen, wird nach dem Gesetz der großen Zahlen<sup>574</sup> auch ein gewisser Anteil der Anleihen tatsächlich ausfallen, so daß dann die erwartete (oder durchschnittlich erzielbare) Rendite im Rahmen einer Portfoliosteuerung Bedeutung erlangt.

Auch wenn LOISTL aufgrund der sich ergebenden Schwierigkeiten „bei mehrwertigen Zahlungsströmen auf den Internen Zinssatz [...] überhaupt verzichten und statt dessen unter Unsicherheit generell nur den Kapitalwert heranziehen“<sup>575</sup> will, so kann eine „erwartete Rendite“ doch sinnvolle Zusatzinformationen liefern, insbesondere wenn unterstellt wird, daß die Anleger Preisnehmer sind. Zwar ist offensichtlich, daß bei Vorgabe einer *erwarteten* (risikoadjustierten) Renditeforderung der faire Preis durch Diskontierung der *erwarteten* Zahlungen ermittelt werden kann. Fraglich ist jedoch, ob und wie bei Kenntnis der erwarteten Zahlungen und des Preises auch die erwartete Rendite anhand des Verfahrens des Internen Zinssatzes ermittelbar ist. Bevor aber überhaupt diese Berechnung vorgenommen werden kann, stellt sich hier jedoch das Problem, daß die „erwartete“ Rendite definiert werden muß. Für den Fall der Risikosituation werden in der Literatur zwei unterschiedliche Renditemaßstäbe, die auf unterschiedlichen Berechnungsverfahren basieren, vorgeschlagen:<sup>576</sup>

- a) Berechnung des Internen Zinssatzes aus den Erwartungswerten der Zahlungen  
[„A-Rendite“];
- b) Berechnung des Erwartungswertes, der sich aus der Verteilung des Internen Zinssat-

---

573 Ausnahme: Bei Erwerb einer Anleihe unter pari, die vorzeitig, aber vollständig, getilgt wird, wird ex post die Rendite höher sein als im Zeitpunkt des Erwerbs berechnet, da sich das Disagio auf einen kürzeren Zeitraum verteilt.

574 Vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 129-130.

575 LOISTL: KAPITALWIRTSCHAFT (1986), S. 186.

576 Vgl. SCHNEIDER, E.: RENTABILITÄT (1986), S. 383-392 und DINKELBACH: RISIKO (1987), S. 384-393.

zes ergibt [„B-Rendite“].

Die Tatsache, daß überhaupt zwei Definitionen in Frage kommen, liegt darin begründet, daß für riskante Investitionsprojekte mit einer Laufzeit  $n > 1$  nachfolgende Ungleichung gilt:

$$r_e > E(r) \quad (55)$$

mit:

$r_e$  : erwartete Rendite [„A-Rendite“]

$E(r)$  : Erwartungswert der Rendite [„B-Rendite“]

Diese beiden Größen können sich je nach Verteilung der Zahlungen deutlich unterscheiden.<sup>577</sup> Lediglich bei mehrperiodigen Projekten unter Sicherheit und bei einperiodigen riskanten Projekten sind beide Größen identisch. Der Grund dafür, daß sie sich bei riskanten, mehrperiodigen Projekten unterscheiden, ist in der JENSENSCHEN UNGLEICHUNG<sup>578</sup> formuliert: Die Funktion des Internen Zinssatzes ist nämlich – in Abhängigkeit von den Zahlungen  $Z_t$  – konkav.<sup>579</sup>

Ein Verfechter der „A-Rendite“ als die „bessere“ Kennziffer ist SCHNEIDER,<sup>580</sup> der zeigt, daß sie im Gegensatz zu der „B-Rendite“ u. a. diese zwei wichtigen Eigenschaften aufweist: Einerseits bleibt sie bei Verschiebung von Zahlungen mit entsprechender Auf- und Abzinsung unverändert. Außerdem ist sie unabhängig von der Wahl der Zeiteinheit, d. h. die Reihung von Investitionsobjekten ändert sich z. B. bei einem Übergang auf Halbjahresrenditen nicht.

Die „A-Rendite“ weist jedoch noch eine weitere, sehr wichtige Eigenschaft auf: Sie eignet sich auch zum *absoluten Vorteilhaftigkeitsvergleich*. Die „A-Rendite“ ist definiert anhand:

577 Auch SHARPE/ALEXANDER/BAILEY sind sich des Problems offenbar nicht bewußt; sie belegen mit demselben Begriff „expected yield to maturity“ die beiden unterschiedlichen Inhalte, vgl. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 158 und S. 442.

578 Benannt nach J. L. W. V. JENSEN (1859-1925), vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 121.

579 Hingegen ist die Funktion des Kapitalwertes in Abhängigkeit vom verwendeten Zinssatz konvex, vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 160.

580 Vgl. SCHNEIDER, E.: RENTABILITÄT (1986), S. 383-392.

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{E(Z_t)}{(1+r_e)^t} \quad (56)$$

Als fairer Preis ergibt sich bei einer Risikosituation:<sup>581</sup>

$$PV = \sum_{t=1}^n \frac{E(Z_t)}{(1+r_e^*)^t} \quad (57)$$

mit

$r_e^*$  : erwartete Renditeforderung

Analog zu der in (12) dargestellten Situation unter Sicherheit gilt auch bei Risiko:

$$PV > P_0 \Leftrightarrow r_e > r_e^* \quad (58)$$

Dieser Sachverhalt wird an nachfolgendem Beispiel veranschaulicht. Zur Vereinfachung soll die Betrachtung<sup>582</sup> auf den Fall von „Quasi-Normalinvestitionen“ beschränkt bleiben, wobei dies hier so zu verstehen ist, daß jede mögliche Zahlungsentwicklung (d. h. alle möglichen Zustände bzw. Kombinationen von Zuständen über verschiedene Zeitpunkte) isoliert betrachtet eine Normalinvestition wäre.<sup>583</sup>

## 2. Beispiel:

Ein zweiperiodiges Investitionsprojekt mit einer Anfangsauszahlung von DM 100 führt in Periode 1 zu einem (sicheren<sup>584</sup>) Rückfluß i. H. v. DM 40, in der zweiten Periode sind die Zahlungen DM 60, 70 oder 80 möglich, wobei die Wahrscheinlichkeit jeweils ein Drittel beträgt. Der „relevante“ Vergleichszins beläuft sich auf 6%.<sup>585</sup>

Unter diesen Annahmen kann der Zahlungsstrom über beide Perioden drei Zustände annehmen; es ergeben sich die in Tabelle 3-11 dargestellten Größen.<sup>586</sup> Wie der Tabelle

581 Vgl. BREALEY/MYERS: FINANCE (1996), S. 226.

582 Aus Gründen der Anschaulichkeit erfolgt die Darstellung für diskrete Verteilungen. Die Ergebnisse gelten für stetige Verteilungen analog.

583 D. h. daß für jeden Pfad der IRR eindeutig und ökonomisch sinnvoll ist, also größer/gleich  $-1$  ist.

584 Die Annahme, daß die Zahlung in der ersten Periode sicher ist, ist nicht notwendig. Ist auch sie stochastisch, müssen lediglich mehr mögliche Entwicklungen und deren bedingte Wahrscheinlichkeiten berücksichtigt werden. Am Ergebnis ändert sich jedoch nichts. Genausowenig ergeben sich Änderungen bei negativen Renditen für einzelne Zustände.

	t = 0	t = 1	t = 2	p	PV (6%)	IRR
Zustand 1	-100	40	60	1/3	-8,864	0,00%
Zustand 2	-100	40	70	1/3	0,036	6,02%
Zustand 3	-100	40	80	1/3	8,936	11,65%
Erwartungswerte (PV/IRR)					0,0356	5,89%
Erwartungswerte (Zahlungen)	-100	40	70		0,0356	6,02%

**Tabelle 3-11: Beispielrechnung zu A-Rendite und B-Rendite**

zu entnehmen ist, beträgt die „A-Rendite“ 6,02%, die „B-Rendite“ 5,89%. Der Kapitalwert des Projekts beträgt – und zwar unabhängig davon, ob er als Kapitalwert der erwarteten Zahlungen oder als Erwartungswert der Quasi-Kapitalwerte berechnet wird – 0,0356. Da er positiv ist, ist das Projekt vorteilhaft und somit durchzuführen. Dieselbe Aussage hinsichtlich der absoluten Vorteilhaft liefert aber nur die „A-Rendite“, die hier größer als die Renditeforderung ist. Die Verwendung der „B-Rendite“ würde, da diese geringer als die Renditeforderung ausfällt, hier auf ein unvorteilhaftes Projekt deuten und es ablehnen. Daraus folgt aber, daß nur die Verwendung der „A-Rendite“ sinnvoll ist, da (nur) dann die gleiche (und zwar richtige) Entscheidung wie bei Verwendung des Kapitalwertverfahrens getroffen werden kann. An dieser Stelle ist auch die Analogie zur Verwendung des Internen Zinssatzes unter Sicherheit hergestellt, da dort bei Normalinvestitionen beide Verfahren auch immer zu der gleichen und richtigen Entscheidung führen.

Bei Verwendung der Rendite der erwarteten Zahlungen (bei Mehrperiodigkeit) ist jedoch

585 Für den nachfolgenden Vergleich muß dieser gegeben sein. Seine Ermittlung soll an dieser Stelle nicht zu sehr problematisiert werden. Denkbar ist, daß er entweder ein einheitlicher Zinssatz bei angenommener Risikoneutralität ist oder bei angenommener Risikoaversion kapitalmarkttheoretisch hergeleitet wurde. Bei Verwendung des CAPM, in der das Risiko der Rückflüsse ausschließlich *unsystematisches* Risiko darstellt (als Beispiel denke man sich eine Lotterie, die im Vergleich zum Markt „sehr klein“ ist) wäre dies der risikolose Zins. Hat das Risiko auch systematische Komponenten, wäre der Zins ein anhand des Betafaktors risikoadjustierter Zins.

586 Durch die Darstellung soll nicht suggeriert werden, daß für den Kapitalwert hier eine Verteilung existiert. Der Kapitalwert kann nämlich aufgrund seiner Funktion und Interpretation nicht unsicher sein, vgl. SCHMIDT/TERBERGER: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 301. Die hier dargestellten „Kapitalwerte“ eines Zustandspfades können (und werden im folgenden) deshalb als „Quasi-Kapitalwerte“ bezeichnet. Dies soll ausdrücken, daß es jeweils Kapitalwerte wären, wenn ein Pfad ein eigenes, sicheres Projekt darstellen würde.

zu berücksichtigen, daß die Risikoanalyse gewisse Einschränkungen erfährt: Da es sich bei dieser Renditegröße nicht um einen Erwartungswert im statistischen Sinne handelt, kann mit ihr nicht die Varianz oder Standardabweichung der Rendite berechnet werden. Als Ausweg bietet sich an, die Varianz aus der Verteilung der Zahlungen oder des Endvermögens zu berechnen. Alternativ kann zusätzlich die „B-Rendite“ samt Varianz oder eine *mittlere quadratische Abweichung* (um einen beliebigen Bezugspunkt)<sup>587</sup> berechnet werden, wobei es sinnvoll erscheint, dann als Bezugspunkt die „A-Rendite“ zu wählen.

### 3.5.3 Schätzung der erwarteten Rendite bei riskanten Anleihen

Um bei riskanten Anleihen die erwarteten Renditen zu ermitteln, sind die versprochenen Renditen umzurechnen. Diese Unterscheidung „versprochen“ versus „erwartet“ wird in der deutschsprachigen Literatur nur selten vorgenommen.<sup>588</sup> In der englischsprachigen Literatur ist die Unterscheidung „expected“ versus „promised“ dagegen regelmäßig zu finden.<sup>589</sup> Die Berechnung erwarteter Renditen hat einerseits den Zweck, erwartete Risikoprämien zu ermitteln. (Dies kann z. B. zur Beantwortung der Frage genutzt werden, ob eine ausfallrisikobehaftete Anleihe ausreichend Kompensation für das übernommene Risiko erbringt.) Andererseits kann erst dann eine detaillierte Risikoanalyse vorgenommen werden. Schließlich bieten sich Anwendungsmöglichkeiten innerhalb der Analyse des Zinsänderungsrisikos ausfallrisikobehafteter Anleihen an. (In der nachfolgenden Analyse wird jedoch das Zinsänderungsrisiko ausgeklammert, damit das Bonitätsrisiko isoliert erfaßt werden kann. Außerdem betrifft das Zinsänderungsrisiko Schuldner mit verschiedener Bonität tendenziell gleichermaßen, wenn auch nicht notwendigerweise in gleicher Höhe.<sup>590</sup>)

Der genannte Aspekt der Risikokompensation deutet an, daß das Konzept erwarteter Renditen auch zur *Bewertung* verwendet werden kann. Da dazu jedoch Annahmen über

---

587 Vgl. RINNE: STATISTIK (1997), S. 54.

588 Vgl. z. B. UHLIR/STEINER: WERTPAPIERANALYSE (1994), S. 58 („Versprochene Zahlungen“) bzw. S. 63 („versprochene durchschnittliche Risikoprämie“), die jedoch den Begriff „versprochene Rendite“ vermeiden.

589 Z. B. bei SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 364, die von „expected yield-to-maturity“ und „promised yield-to-maturity“ sprechen.

590 Z. B. werden Unternehmen mit einem höheren Verschuldungsgrad von einem Zinsanstieg stärker betroffen. Dies könnte die Konkurs- und somit auch die Ausfallwahrscheinlichkeit erhöhen.

Risikoeinstellungen nötig sind, wird nachfolgend erst eine *Berechnung* vorgenommen. Die Diskussion von Bewertungsmodellen erfolgt in Kapitel 3.5.5 (S. 189).

### 3.5.3.1 Erwartete Rendite bei Totalausfall

Es wird eine Anleihe mit einem beobachtbaren Preis ( $P_0$ ) betrachtet. Diese Anleihe hat eine endliche, ganzjährige Restlaufzeit ( $n$ ) und weist einen vertraglich vereinbarten, jährlich konstanten Kupon ( $K$ ) auf. Für das letzte Jahr ist zusätzlich die Tilgung i. H. d. Nennwertes zugesagt. Diese Anleihe hat eine konstante, jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit ( $p$ ).<sup>591</sup> Diese besteht jedes Jahr in dieser Höhe, vorausgesetzt, daß nicht schon vorher ein Ausfall eingetreten ist. Ein Ausfall kann nur am Kupontermin erfolgen.<sup>592</sup> Dann werden keine Zahlungen mehr geleistet, d. h. die Anleihe ist sofort wertlos (= keine Rückzahlungsquote). Weiterhin existiert ein risikoloser Zins ( $r$ ), der für alle Laufzeiten konstant ist (flache Zinskurve).<sup>593</sup> Zinsänderungen werden nicht erwartet und Steuern oder Transaktionskosten existieren nicht.

Für die Größen „versprochene Rendite“, „erwartete Rendite“ und „Spread“ gelten die Definitionsgleichungen (8) bzw. (56) bzw. (50).

Für jeden zukünftigen Zeitpunkt ( $t$ ) ergibt sich somit der Erwartungswert der Zahlung aus dem Produkt aus versprochener Zahlung und entsprechender Wahrscheinlichkeit:

$$E(Z_t) = Z_t \cdot (1 - p)^t \quad (59)$$

Die erwartete Rendite ( $r_e$ ) entspricht demjenigen Kalkulationszinssatz, bei dem der Barwert aller *erwarteten* Rückflüsse dem Kurs der Anleihe entspricht:

$$P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{E(Z_t)}{(1 + r_e)^t} = \sum_{t=1}^n \frac{Z_t \cdot (1 - p)^t}{(1 + r_e)^t} \quad (60)$$

591 Die Ausfallwahrscheinlichkeit  $p$  liegt im Intervall  $[0;1]$ ;  $p = 0$  bezeichnet zwar eine risikolose Anleihe, ist formal jedoch möglich.  $p = 1$  würde sicheren (Total-) Ausfall bedeuten.

592 Strenggenommen ist es bei angenommenem Totalausfall unerheblich, ob der Ausfall an einem Kupontermin oder unterjährig erfolgt. Da im nächsten Abschnitt positive Rückzahlungsquoten eingeführt werden, bei denen der Zeitpunkt der Zahlung eine Rolle spielt, wird diese Annahme schon an dieser Stelle aufgenommen.

593 Gleichwertig ist an dieser Stelle die Annahme: Es liegt eine risikolose Anleihe gleicher Laufzeit mit einer gegebenen Durchschnittsrendite ( $r$ ) vor.

Ein Vergleich dieser Gleichung mit der Definitionsgleichung (8) der Rendite unter Verwendung der zwingenden Bedingung  $P_0 = P_0$  ergibt:

$$\frac{1}{(1+y)} = \frac{(1-p)}{(1+r_e)} \quad (61)$$

oder

$$r_e = (1+y) \cdot (1-p) - 1 \quad (62)$$

oder

$$r_e = y \cdot (1-p) - p \quad (63)$$

mit:

$p$  : jährlich konstante Ausfallwahrscheinlichkeit

Für  $p = 0$  gilt  $r_e = y$  und für  $p = 1$  gilt ökonomisch  $r_e = -1$  (= -100%, also sicherer Totalverlust).

Dieses Ergebnis entspricht grundsätzlich dem *Bewertungsmodell* von BIERMANN/HASS, die jedoch nicht mit erwarteten Renditen argumentieren.<sup>594</sup>

Aus Gleichung (63) folgt näherungsweise (für „kleine“ Ausfallwahrscheinlichkeiten):

$$r_e \approx y - p \quad (64)$$

Die Gleichungen (62) und (64) entsprechen in ihrer Struktur den Gleichungen (31) bzw. (32), welche den Zusammenhang von Realzins, Nominalzins und Inflationsrate aufzeigen, wenn berücksichtigt wird, daß für „kleine“  $p$

$$\frac{1}{1+p} \approx 1 - p \quad (65)$$

gilt. Neben der formalen Analogie besteht jedoch auch eine inhaltliche: Es ist denkbar, daß nicht-rationale Anleger Kaufentscheidungen nur von hohen versprochenen/nominalen Renditen abhängig machen, obwohl diese nur durch hohe Inflationsraten und/oder

---

594 Vgl. BIERMANN/HASS: MODEL (1975), S. 759. Sie verwenden lediglich geforderte vereinbarte Renditen („required contractual rate“) in Abhängigkeit von Ausfallwahrscheinlichkeiten, da sie Risikoneutralität annehmen und deshalb erwartete Zahlungen mit dem risikolosen Zinssatz diskontieren. Vgl. dazu Kapitel 3.5.5.1 (S. 190).

nur durch hohe Ausfallrisiken „erkauft“ werden; rationalerweise sollte die Kaufentscheidung anhand der realen bzw. der erwarteten Rendite getroffen werden.

Wie den bisherigen Ergebnissen zu entnehmen ist, überschätzt die versprochene Rendite die erwartete Rendite gerade um:

$$y - r_e = (1 + y) \cdot p \quad (66)$$

oder, wie aus der Näherungsgleichung (64) deutlich wird, um:

$$y - r_e \approx p \quad (67)$$

also näherungsweise um die Ausfallwahrscheinlichkeit.

Die *erwartete* Risikoprämie ist folgendermaßen definiert:<sup>595</sup>

$$\pi = r_e - r \quad (68)$$

mit:

$\pi$  : konstante erwartete Risikoprämie

Somit können auch der Spread und die Rendite aufgespalten werden: Aus den Gleichungen (49), (61) und (68) folgt:

$$y = \frac{r + \pi + p}{1 - p} \quad (69)$$

bzw.

$$\eta - \pi = y - r_e = y \cdot p + p \quad (70)$$

bzw.

$$\eta - \pi \approx p \quad (71)$$

Derjenige Teil des Spreads, der nicht durch die erwartete Risikoprämie erklärt wird (oder: Diejenige Größe, um welche die versprochene Rendite die erwartete Rendite übersteigt), ist ein zweiter Bestandteil der (in der versprochenen Rendite enthaltenen) „Gesamtprämie“; sie ist ausschließlich auf das Ausfallrisiko zurückzuführen und soll

---

595 Diese Größe wird bei UHLIR/STEINER: RISIKEN (1983), S. 59 als „durchschnittliche Bonitätsprämie“ bezeichnet.

deshalb als „Ausfallprämie“ bezeichnet werden (zumal sie näherungsweise der Ausfallwahrscheinlichkeit entspricht). M. a. W.: Der (versprochene) Spread beinhaltet einerseits die erwartete Risikoprämie, andererseits auch die (anhand der Ausfallwahrscheinlichkeit angenäherte) Ausfallprämie:

$$\psi = y - r_e = \eta - \pi \quad (72)$$

mit:

$\psi$  : Ausfallprämie

### 3. Beispiel:

- Der risikolose Zinssatz beträgt  $r = 6\%$ .
- Eine risikobehaftete Anleihe hat eine versprochene Rendite von  $y = 8\%$ .
- Ihre jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit wird auf  $p = 1\%$  geschätzt.

Daraus ergeben sich die folgenden Werte:

- Diese Anleihe hat einen Spread von  $\eta = y - r = 8\% - 6\% = 2\%$ .
- Sie hat eine erwartete Rendite von
 
$$r_e = y \cdot (1 - p) - p = 8\% \cdot 0,99 - 1\% = 6,92\%$$
 (oder näherungsweise von ca.  $8\% - 1\% = 7\%$ ).
- Die erwartete Risikoprämie der Anleihe beträgt  $\pi = r_e - r = 6,92\% - 6\% = 0,92\%$ .
- Die Ausfallprämie beträgt  $\psi = y - r_e = 8\% - 6,92\% = 1,08\%$ , d. h. näherungsweise entspricht sie der Ausfallwahrscheinlichkeit von  $p = 1\%$ .

#### 3.5.3.2 Erwartete Rendite bei positiven Rückzahlungsquoten

Wird die im vorherigen Abschnitt getroffene (restriktive) Annahme aufgegeben, daß ein Ausfall aus Sicht des Investors immer einen Totalausfall darstellt (z. B. wird dadurch eine eventuelle Besicherung von Anleihen ausgeklammert), so ist das Bonitätsrisiko durch *zwei* Parameter zu beschreiben: Einerseits durch die Ausfallwahrscheinlichkeit, andererseits durch die erwartete Schwere des Ausfalls. Die Schwere des Ausfalls hängt dabei von denjenigen Zahlungen ab, die den Gläubigern nach Ausfall noch zufließen.

Dies kann im Falle eines Konkurses eine Geldzahlung sein oder z. B. bei Umstrukturierungen können dies neue Wertpapiere sein, die einen bestimmten Marktwert aufweisen. Das bisher dargestellte Berechnungsmodell wird nun folgendermaßen modifiziert:  $p$  bezeichnet die (konstante) Wahrscheinlichkeit, daß ein der Definition der Ratingagenturen entsprechender Zahlungsausfall eintritt. Weiterhin erhalten bei Eintritt dieses Ausfalls die Gläubiger eine konstante „Rückzahlungsquote“.<sup>596</sup> Als Bezugsgröße für diese Rückzahlungsquote wird „die Forderung“ angenommen, d. h. Nennwert der Anleihe plus die für das Jahr ausstehende Kuponzahlung.<sup>597</sup> Schließlich sei angenommen, daß die Anleihe heute zu pari notiert. Zur einfacheren formalen Darstellung wird außerdem die Betrachtung auf eine Periode reduziert. Dabei ist jedoch unerheblich, ob nur Anleihen mit einjähriger Laufzeit betrachtet werden oder ob unterstellt wird, daß bei Nicht-Ausfall die Anleihe unmittelbar nach der Kuponzahlung zum Marktpreis verkauft wird.<sup>598</sup> Die erwartete Rendite ergibt sich aus:

$$P_0 = \frac{E(EV_1)}{1 + r_e} \quad (73)$$

und

$$E(EV_1) = (1 - p) \cdot (P_1 + K) + p \cdot q \cdot (100 + K) \quad (74)$$

bzw.

$$E(EV_1) = (1 - p) \cdot (P_1 + K) + p \cdot (1 - \lambda) \cdot (100 + K) \quad (75)$$

mit:

$P_1$  : Marktpreis der Anleihe in  $t = 1$  (ex Kupon)

$q$  : Rückzahlungsquote

596 Vgl. ausführlich Kapitel 2.4.1 (S. 25). Die hier dargestellte Vorgehensweise erlaubt bei Schätzung der beiden Parameter folglich einen Rückgriff auf das von den Ratingagenturen zur Verfügung gestellte Datenmaterial.

597 Dieser Ansatz ist dem (risikoneutralen) *Bewertungsmodell* von YAWITZ, welches eine Erweiterung des Modells von BIERMANN/HASS (um positive Rückzahlungsquoten) darstellt, vergleichbar. Vgl. YAWITZ: MODEL (1977), S. 481-490.

598 Diese Annahme stellt keine Einschränkung dar, wenn man unterstellt, daß die Anleihe börsengehandelt wird. Aufgrund der getroffenen Annahme der Abwesenheit von Transaktionskosten könnte sie ja anschließend sofort wieder erworben werden, falls die beabsichtigte Haltedauer mehr als ein Jahr beträgt.

$\lambda$  : Verlustquote

$E(EV_1)$  : Erwartungswert des Endvermögens (in  $t = 1$ )

Die Rückzahlungsquote  $q$  liegt im Intervall  $]0;1[$ ;  $\lambda = 1 - q$  liegt im Intervall  $]0;1[$ .

Der erste Term der Gleichung (75) stellt die Summe aus Kuponzahlung und Verkaufserlös bei Nicht-Ausfall dar, der zweite die quotale Rückzahlung bei Ausfall (jeweils mit ihren Wahrscheinlichkeiten gewichtet).

Aufgrund der Ausklammerung von Zinsänderungen<sup>599</sup> und der Annahme  $P_0 = 100$  gilt dann aber auch  $P_1 = 100$ . Somit ergibt sich als Erwartungswert der Zahlung in  $t = 1$ :

$$E(EV_1) = (1 - p) \cdot (100 + K) + p \cdot (1 - \lambda) \cdot (100 + K) \quad (76)$$

Um (Quasi-) Arbitragemöglichkeiten auszuschließen, ist zusätzlich für den Kupon und die Rückzahlungsquote zu fordern, daß die Bedingung

$$q \cdot (100 + K) < (1 + r) \cdot 100 < 100 + K \quad (77)$$

bzw.

$$q \cdot \frac{(100 + K)}{100} - 1 < r < y \quad (78)$$

erfüllt ist.<sup>600</sup> Andernfalls würde die risikolose Anlage die riskante Anleihe dominieren (oder von ihr dominiert werden), da sie dann in jedem Zustand höher (bzw. niedriger) rentiert.

Aus Gleichung (76) folgt:

$$E(EV_1) = (1 - p \cdot \lambda) \cdot (100 + K) \quad (79)$$

Die erwartete Rendite ergibt sich aus:

$$P_0 = \frac{(1 - p \cdot \lambda) \cdot (100 + K)}{1 + r_e} \quad (80)$$

599 Aufgrund der Annahme einer flachen und über die Zeit konstanten Zinskurve, vgl. Kapitel 3.5.3.1 (S. 162).

600 Diese Bedingung wird analog auch bei der arbitragefreien Optionsbewertung innerhalb des Binomialmodells verwendet. vgl. SPREMANN: FINANZIERUNG (1996), S. 641. Diese Bedingung wurde in Kapitel 3.5.3.1 (S. 162) nicht explizit gefordert, da sie dort und nur dort (aufgrund der angenommenen Rückzahlungsquote von  $q = 0$ ) automatisch erfüllt ist.

Unter Verwendung von Gleichung (8) folgt:

$$r_e = (1 + y) \cdot (1 - p \cdot \lambda) - 1 \quad (81)$$

bzw.:

$$r_e = y - y \cdot p \cdot \lambda - p \cdot \lambda = y \cdot (1 - p \cdot \lambda) - p \cdot \lambda \quad (82)$$

Dieses Ergebnis entspricht in seiner Struktur dem Ergebnis des Modells bei Totalausfall (und enthält auch dieses als Sonderfall, da gilt:  $q = 0 \Leftrightarrow \lambda = 1 \Leftrightarrow p \cdot \lambda = p$ ). Der Term  $p$  wird lediglich durch den Term  $p \cdot \lambda$  ersetzt.

In Gleichung (79) wird die Bedeutung des Terms  $p \cdot \lambda$  deutlich: Er gibt an, um wieviel die erwartete Zahlung geringer als die versprochene Zahlung ausfällt, d. h. er bezeichnet den Verlusterwartungswert („Expected Loss“); dabei verdichtet er sowohl die Ausfallwahrscheinlichkeit als auch die Schwere des Ausfalls in einer Größe. Deshalb sei definiert:<sup>601</sup>

$$\alpha = p \cdot \lambda \quad (83)$$

mit:

$\alpha$  : Expected Loss (Verlusterwartungswert)

Für den Erwartungswert der Zahlung ergibt sich:

$$E(EV_1) = (1 - \alpha) \cdot (100 + K) \quad (84)$$

Für die erwartete Rendite ergibt sich:

$$r_e = (1 + y) \cdot (1 - \alpha) - 1 = y \cdot (1 - \alpha) - \alpha \quad (85)$$

Zwei Anleihen sonst gleicher Ausstattung (d. h. auch gleicher Rendite) werden auch die gleiche *erwartete* Rendite aufweisen, solange das Produkt  $\alpha$  aus den Faktoren  $p$  und  $\lambda$  konstant ist. Es ist dann unter Renditeaspekten rechnerisch unerheblich, ob für eine gut besicherte Anleihe eine hohe Ausfallwahrscheinlichkeit besteht oder für eine geringer besicherte eine entsprechend niedrigere Ausfallwahrscheinlichkeit.<sup>602</sup>

601 Dieser Begriff wird auch von MOODY'S verwendet, auch wenn er nicht definiert wird, vgl. Kapitel 2.4.1.1 (S. 25).

602 Unter Risikoaspekten ist diese Gleichheit jedoch nicht mehr gegeben, wenn andere Risikokennzahlen (z. B. die Varianz) berechnet werden, vgl. Kapitel 3.5.3.4 (S. 170).

Zwar werden bei Berücksichtigung von positiven Rückzahlungsquoten *zwei* Risikokennzahlen zur Berechnung benötigt. Da diese aber zu dem Expected Loss aggregiert werden können und die Ratingagenturen bei der Vergabe der Ratings sowohl die Ausfallwahrscheinlichkeit als auch die erwartete Ausfallschwere (z. B. in Form der Besicherung der Emission) berücksichtigen, kann an dieser Stelle ggf. auf das (eindimensionale) Rating einer Anleihe zurückgegriffen werden.<sup>603</sup>

### 3.5.3.3 Vergleich mit anderer Modellbildung

Ein ähnliches Modell hat PYE entwickelt, welches sich in einer Annahme und im Ergebnis unterscheidet: Er nimmt an, daß die Rückzahlungsquote ein (fester) Prozentsatz des *Marktwertes* der Anleihe vor Ausfall ist (im Gegensatz zu dem oben dargestellten Modell, bei dem sie ein Prozentsatz von Kupon plus Nennwert ist). Dafür benötigt er nicht die Annahme, daß die Anleihe heute zu pari notiert. Bei PYE ergibt sich als erwartete Rendite:<sup>604</sup>

$$r_e = y \cdot (1 - p) - \alpha \quad (86)$$

Gegenüber Gleichung (82) unterscheiden sich die Ergebnisse nur innerhalb der Klammer: Hier erscheint der Term  $(1 - p)$  statt  $(1 - p \cdot \lambda)$ .

Zu Unterschieden in der Anwendbarkeit ist festzustellen, daß PYEs Ergebnis formal immer die exakte Berechnung liefert, unabhängig vom Marktwert oder Emissionskurs der betrachteten Anleihe. Hingegen ist das hier vorgestellte Modell exakt nur bei einem Marktwert (oder Emissionskurs) von 100% richtig; bei Notierungen über oder unter pari handelt es sich nur um eine – wenn auch sehr gute – Näherungslösung. Dem entgegenzusetzen ist jedoch, daß PYE *zwei* Risikokennzahlen, die Wahrscheinlichkeit des Zahlungsverzuges und die geschätzte Rückzahlungsquote, benötigt. (Das hier dargestellte Modell kommt faktisch mit nur *einer* Risikokennzahl, nämlich dem Expected Loss, aus.) Dies führt aber dazu, daß bei Verwendung des Modells von PYE nicht ohne weiteres eine

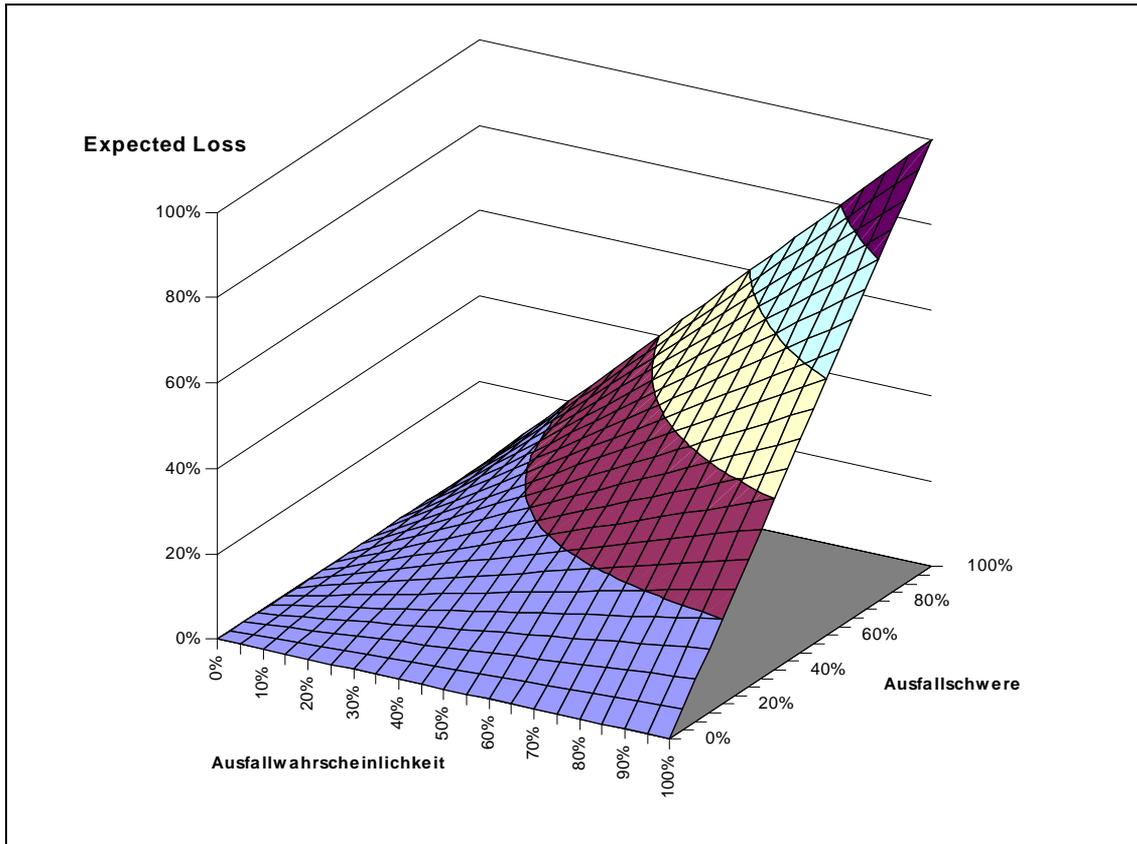
---

603 Es wurde bereits ausgeführt, daß nur MOODY'S explizit einen Expected-Loss-Ansatz bei der Ratingvergabe berücksichtigt. Deshalb kann strenggenommen z. B. Gleichung (85) nur bei einem Rating von MOODY'S verwendet werden. Bei Ratings von S&P ist stattdessen Gleichung (81) mit einer individuellen Schätzung der beiden Risikokennzahlen zu verwenden.

604 Vgl. ausführlich PYE: DEFAULT (1974), S. 50.

Transformation ausgehend vom Rating erfolgen kann.

In Abbildung 3-12 ist der sich im Expected Loss konkretisierende Zusammenhang der



**Abbildung 3-12: Expected Loss in Abhängigkeit von Ausfallwahrscheinlichkeit und Ausfallschwere**

beiden Risikogrößen Ausfallwahrscheinlichkeit und -schwere dargestellt. Dabei können die gleichfarbigen Bereiche der Oberfläche als jeweils eine Ratingklasse interpretiert werden.<sup>605</sup>

#### 3.5.3.4 Berechnung von Risikomaßen

Ausgehend von den in Kapitel 3.5.3.2 (S. 165) dargestellten Herleitungen (und den zugrunde liegenden Annahmen) soll nachfolgend eine Risikoanalyse vorgenommen werden. Damit werden verschiedene Ziele verfolgt: Einerseits sollen die Risiken einzelner Anleihen verglichen werden, andererseits soll geprüft werden, welche Risikomaße auch

<sup>605</sup> Diese Aussage ist rein anschaulich zu verstehen, da in Abbildung 3-12 auch Ausfallwahrscheinlichkeiten bis 100% dargestellt sind; für einen geringeren Definitionsbereich gilt die Aussage analog.

das Risiko von Anleiheportfolios sinnvoll beschreiben können. Schließlich ist die Verwendung eines sachgerechten Risikomaßes die Grundlage für eine risikoadjustierte Bewertung (für den Fall unterstellter Risikoaversion der Investoren).<sup>606</sup>

Dazu werden zuerst die Risikomaße einzelner Anleihen berechnet. So beträgt die Varianz des Endvermögens:<sup>607</sup>

$$V(EV_1) = (100 + K)^2 \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \quad (87)$$

mit:

$V(EV_1)$  : Varianz des (End-) Vermögens (in  $t = 1$ )

Für die Varianz der Rendite ergibt sich:

$$\sigma_j^2 = (1 + y)^2 \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \quad (88)$$

Für die Standardabweichung der Rendite ergibt sich:<sup>608</sup>

$$\sigma_j = (1 + y) \cdot \lambda \cdot \sqrt{(\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \quad (89)$$

Gleichung (87) bzw. (88) ist unmittelbar zu entnehmen, daß die Varianz – bei konstantem Produkt  $\alpha = p \cdot \lambda$  – mit steigendem  $\lambda$  auch steigt (wenn auch nicht proportional). Das bedeutet aber, daß zwei sonst identische Anleihen mit dem gleichen Expected Loss, der sich jeweils aus höherer (geringerer) Ausfallwahrscheinlichkeit und geringerer (höherer) Ausfallschwerere ergibt, die Anleihe mit der geringeren Ausfallwahrscheinlichkeit bei Verwendung der Varianz oder Standardabweichung als Risikomaß als riskanter eingeschätzt werden muß. Dies kann auch anschaulich begründet werden: Die tatsächlich eintretenden Zahlungen können bei dieser Anleihe um den (bei beiden Anleihen gleichen) Mittelwert offensichtlich stärker schwanken, da diese Anleihe mit geringerer Ausfallwahrscheinlichkeit zwar „seltener“ ausfällt, dafür dann aber „stärker“, so daß die möglichen Rückflüsse „extremer“ verteilt sind.<sup>609</sup> Die Verwendung von Varianz und

606 Diese Betrachtung erfolgt in Kapitel 3.5.5.2 (S. 193), Kapitel 3.5.5.3 (S. 195) und Kapitel 3.5.5.4 (S. 202).

607 Vgl. Gleichung (34).

608 Vgl. Gleichung (35).

609 Dies wirft die Frage auf, ob bei einer isolierten Betrachtung beide Anleihen tatsächlich die gleiche Rendite aufweisen würden, wenn sie unterschiedlich „riskant“ sind.

Standardabweichung dürfen an dieser Stelle jedoch nicht überinterpretiert werden, da sie (für einzelne Anleihen) nur eine eingeschränkte Aussagekraft aufweisen. Dies ist darauf zurückzuführen, daß das Ausfallrisiko anhand einer Bernoulli-Verteilung modelliert wird und da diese Verteilung hier grundsätzlich (für  $0 < p < 0,5$ ) sehr asymmetrisch ist. Jedoch ist den Gleichungen (87) bis (89) auch zu entnehmen, daß Varianz und Standardabweichung nicht nur von  $p$ , sondern auch von  $\lambda$  und  $y$  abhängen. Festgehalten werden kann, daß die Kenntnis des (ggf. aus dem Rating abgeleiteten) Expected Loss alleine nicht ausreicht, um die Varianz der Verteilung zu berechnen.

Alternativ bietet sich die Berechnung der Semivarianz der Rendite an. Sie beträgt hier:<sup>610</sup>

$$SV_j = (1 + y)^2 \cdot (\lambda - \alpha)^2 \cdot p = (1 + y)^2 \cdot \lambda^2 \cdot (p - 2 \cdot p^2 + p^3) \quad (90)$$

Die Semivarianz hängt ebenfalls nicht nur von dem Expected Loss ab. Es zeigt sich dabei, daß die Semivarianz einen nur von der Ausfallwahrscheinlichkeit abhängenden Anteil an der (Gesamt-) Varianz aufweist, da gilt:

$$\frac{SV_j}{\sigma_j^2} = \frac{(\lambda - \alpha)^2 \cdot p}{(\lambda - \alpha) \cdot \alpha} = (1 - p) \quad (91)$$

Für „geringe“ Ausfallwahrscheinlichkeiten bringt die Semivarianz deshalb nicht sonderlich aufschlußreiche Zusatzinformationen. Gleichung (91) ist auch zu entnehmen, daß die Semivarianz bei  $p = 0,5$  (dies beschreibt eine symmetrische Verteilung) genau die Hälfte der Varianz darstellt. In diesem Fall liefert die Semivarianz überhaupt keine Zusatzinformationen.

Als drittes Risikomaß kann ein LPM (der Rendite) berechnet werden. Es ergibt sich (mit  $m = 2$  und  $R_{\min} = y$ ):<sup>611</sup>

$$LPM_j = (1 + y)^2 \cdot \lambda^2 \cdot p = (1 + y)^2 \cdot \alpha \cdot \lambda \quad (92)$$

---

610 Vgl. Gleichung (37).

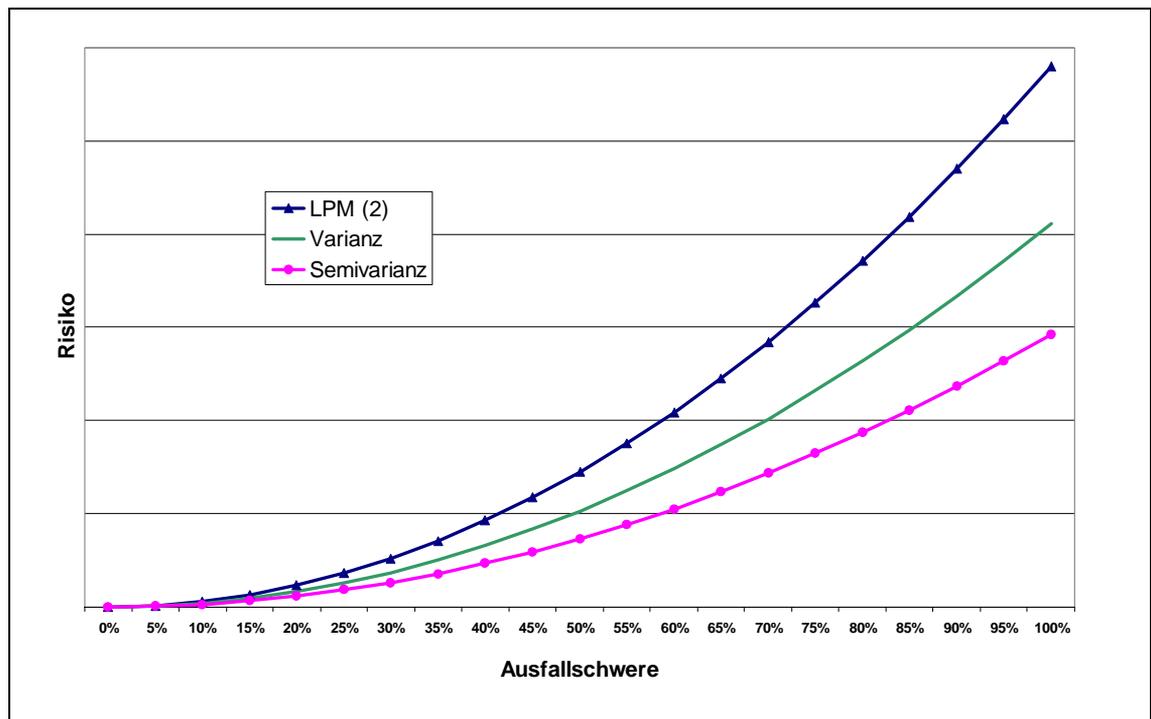
611 Vgl. Gleichung (38). Nachfolgend wird nur das LPM mit  $m = 2$  und  $R_{\min} = y$  betrachtet und auf eine Indexierung für die Höhe des Moments verzichtet. Das Moment 2 wird deshalb gewählt, um ebenfalls eine quadratische Abweichung zu ermitteln und somit die Vergleichbarkeit zu Varianz und Semivarianz herzustellen.

Auch für dieses LPM gilt das schon für die Varianz Gesagte; jedoch wird aus Gleichung (92) deutlich, daß bei zwei Anleihen mit gleichen Expected Loss das LPM ebenfalls mit der Ausfallschwere  $\lambda$  wächst, hier jedoch direkt proportional. Das Verhältnis von LPM zu Varianz beschreibt:

$$\frac{\text{LPM}_j}{\sigma_j^2} = \frac{\lambda^2 \cdot p}{(\lambda - \alpha) \cdot \alpha} = \frac{1}{(1 - p)} \quad (93)$$

Für  $0 < p < 1$  nimmt das LPM einen größeren Wert als die Varianz an.

Die Verwendung des LPM weist aber u. a. einen wichtigen Unterschied gegenüber den beiden anderen Maßen auf: Es nimmt als einziges der drei Maße bei  $p = 1$  (für  $\lambda > 0$ ) einen positiven Wert an. Dieses Risikomaß deutet also in diesem Sonderfall auf ein „Risiko“, während Varianz und Semivarianz den Wert Null annehmen. Grund ist, daß die beiden letztgenannten Maße die Abweichungen vom Erwartungswert messen, hier aber ein „sicherer“ Ausfall vorliegt. In Abbildung 3-13 ist dargestellt, wie sich die drei Risi-

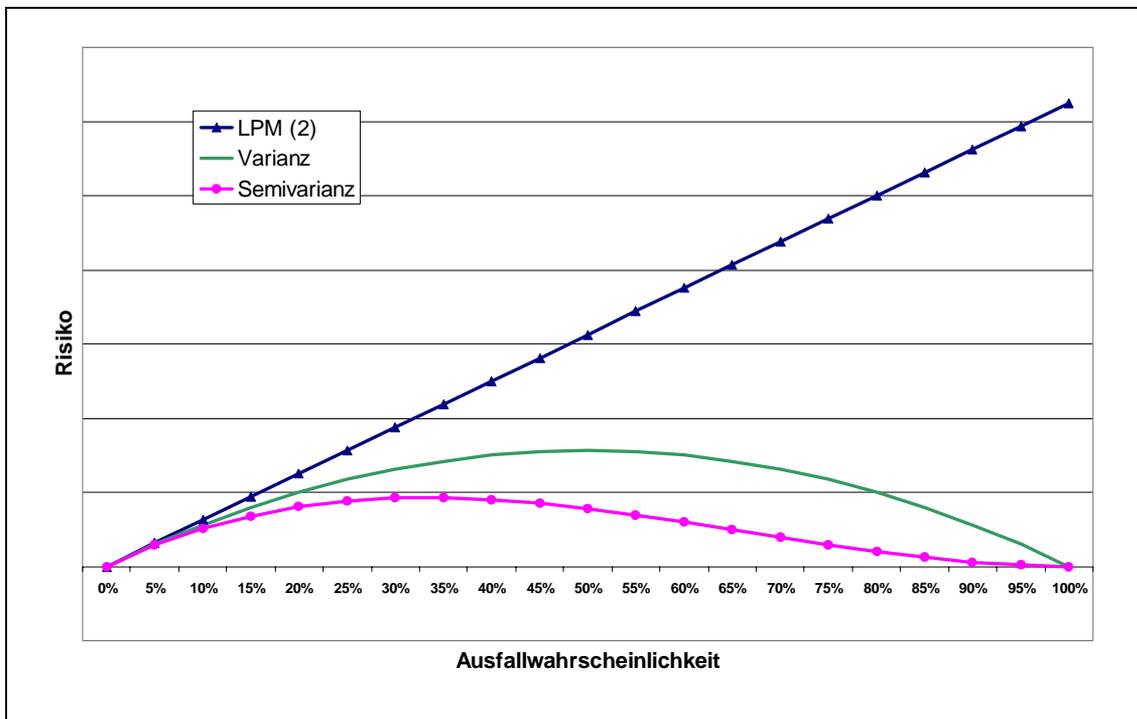


**Abbildung 3-13: Abhängigkeit der Risikomaße von der erwarteten Ausfallschwere<sup>a</sup>**

- a Da die konkrete Höhe der Risikomaße auch von der Rendite und der Ausfallwahrscheinlichkeit abhängen, ist die Ordinate nicht skaliert. Außerdem gilt diese Darstellung nur für  $0 < p < 1$ . Für  $p = 0$  liegt kein Risiko vor und alle drei Risikomaße liegen auf der Abszisse, für  $p = 1$  liegen Varianz und Semivarianz auf der Abszisse.

komaße (für eine gegebene Ausfallwahrscheinlichkeit) in Abhängigkeit von der Ausfallschwere verändern. Zwar deutet die Graphik auf eine grundsätzliche Eignung aller drei Risikomaße (sofern der Sonderfall  $p = 1$  ausgeklammert wird), da das jeweils gemessene Risiko mit steigender Ausfallschwere aufgrund der quadratischen Form streng monoton wächst und so einem intuitiven Risikoverständnis entspricht. (Würde statt der Varianz die Standardabweichung und zur Vergleichbarkeit die Wurzel der Semivarianz<sup>612</sup> bzw. des LPM betrachtet, ergäben sich jeweils lineare Zusammenhänge.)

Jedoch ergibt sich ein anderes Bild, wenn man die drei Risikomaße (für eine gegebene Ausfallschwere) in Abhängigkeit von der Ausfallwahrscheinlichkeit darstellt, so wie es in Abbildung 3-14 geschieht: Wie dieser Darstellung zu entnehmen ist, wächst nur das LPM über den gesamten Definitionsbereich mit der Ausfallwahrscheinlichkeit, und zwar



**Abbildung 3-14: Abhängigkeit der Risikomaße von der Ausfallwahrscheinlichkeit<sup>a</sup>**

- a Da die konkrete Höhe der Risikomaße auch von der Rendite und der Ausfallschwere abhängen, ist die Ordinate nicht skaliert. Außerdem gilt diese Darstellung nur für  $\lambda > 0$ ; für  $\lambda = 0$  liegt kein Risiko vor und alle drei Risikomaße liegen auf der Abszisse.

612 Die Wurzel aus Semivarianz wird allgemein auch als Semivolatilität bezeichnet, vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 20.

linear. Die beiden anderen Maße wachsen nur bis zu einer jeweils bestimmten Ausfallwahrscheinlichkeit und gehen dann zurück. Zur Bestimmung dieser Punkte sind die partiellen Ableitungen zu bilden; für die Varianz ergibt sich:

$$\frac{\partial \sigma_j^2}{\partial p} = (1 + y)^2 \cdot \lambda^2 \cdot (1 - 2 \cdot p) \quad (94)$$

Nullsetzung dieser Ableitung führt zu:<sup>613</sup>

$$p = \frac{1}{2} \quad (95)$$

Die partielle Ableitung der Semivarianz beträgt:

$$\frac{\partial SV_j}{\partial p} = (1 + y)^2 \cdot \lambda^2 \cdot (3 \cdot p^2 - 4 \cdot p + 1) \quad (96)$$

Die Nullstellen der Ableitung sind:

$$p = \frac{1}{3} \vee p = 1 \quad (97)$$

Die Ableitung der LPM-Funktion ist eine Konstante, so daß sie keine Nullstelle aufweist.

Aus diesen Ergebnissen folgt, daß nur das LPM über den gesamten Definitionsbereich (für alle Ausfallwahrscheinlichkeiten und -schweren) als sinnvolle Risikokennzahl verwendet werden kann, da es im Gegensatz zu Varianz und Semivarianz *immer* Ergebnisse liefert, die dem intuitiven Risikoverständnis entsprechen. Soll dennoch mit der Varianz (Semivarianz) argumentiert werden, so kann dies nur für alle Ausfallwahrscheinlichkeiten bis 50% (33%) sinnvoll erfolgen.

Zwar kann anhand eines Rating, das nach einem Expected-Loss-Ansatz vergeben wird, nicht *direkt* auf die (nach Gleichung (87) berechnete) Varianz geschlossen werden, jedoch ist ein *indirekter* Zusammenhang gegeben. Faßt man alle innerhalb der Varianzgleichung erscheinenden Risikoparameter definatorisch zu einer Größe zusammen:

---

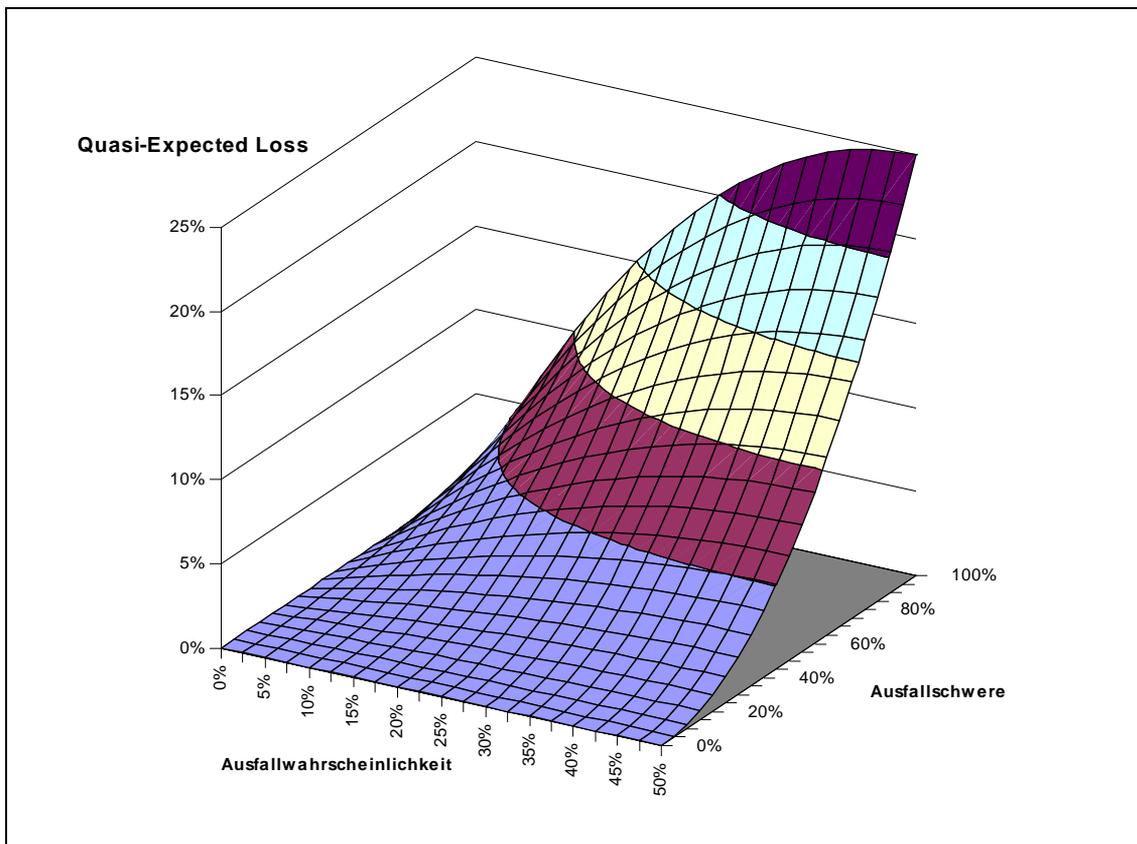
613 Bei  $\lambda = 0$  liegt kein Risiko vor.

$$\text{QEL} = (\lambda - \alpha) \cdot \alpha = \lambda^2 \cdot p - \lambda^2 \cdot p^2 \quad (98)$$

mit:

QEL : Quasi-Expected Loss

so kann folgende Aussage getroffen werden: Zwar ist die *absolute* Höhe von Expected Loss und QEL nicht identisch, jedoch nimmt auch der QEL mit zunehmendem EL für  $0 < p < 0,5$  und  $0 < \lambda < 1$  zu und umgekehrt. Dies ist graphisch anhand Abbildung 3-15



**Abbildung 3-15: Quasi-Expected Loss in Abhängigkeit von Ausfallwahrscheinlichkeit und Ausfallschwere<sup>a</sup>**

a Für  $p \leq 0,5$ .

in Verbindung mit Abbildung 3-12 zu erkennen. (Auch hier können die gleichfarbigen Bereiche der Oberfläche als jeweils eine Ratingklasse interpretiert werden.) Formal ist der Gleichlauf den partiellen Ableitungen zu entnehmen:

$$\frac{\partial \alpha}{\partial p} = \lambda > 0 \quad (99)$$

$$\frac{\partial \alpha}{\partial \lambda} = p > 0 \quad (100)$$

$$\frac{\partial \text{QEL}}{\partial p} = \lambda^2 - 2 \cdot p \cdot \lambda^2 = \lambda^2 \cdot (1 - 2 \cdot p) > 0 \quad (101)$$

$$\frac{\partial \text{QEL}}{\partial \lambda} = 2 \cdot p \cdot \lambda - 2 \cdot p^2 \cdot \lambda = 2 \cdot p \cdot \lambda \cdot (1 - p) > 0 \quad (102)$$

Insofern besteht der Zusammenhang, daß für Ausfallwahrscheinlichkeiten bis 50% bei einem höheren Expected Loss einerseits ein schlechteres Rating vorliegen sollte,<sup>614</sup> dann aber auch andererseits die Varianz der Rückflüsse (streng monoton) steigt.

Da aufgrund der Annahmen hinsichtlich der Verteilung der Rückflüsse diese durch Erwartungswert und Varianz nicht vollständig beschrieben ist, können als zusätzliche Momente der Verteilung auch die Schiefe und die Wölbung berechnet werden; für die Schiefe ergibt sich:<sup>615</sup>

$$S_j = \frac{2 \cdot \left(p - \frac{1}{2}\right)}{\sqrt{(1-p) \cdot p}} \quad (103)$$

Anhand Gleichung (103) können die folgenden Aussagen über die Schiefe getroffen werden:

- Die Schiefe hängt – im Gegensatz zu Erwartungswert und Varianz – weder von der Rückzahlungsquote noch von der Kuponhöhe ab, sondern nur von der durch die Ausfallwahrscheinlichkeit beschriebenen Verteilung.
- Die Schiefe ist (für  $0 < p < 0,5$ ) immer negativ; es handelt sich dann um eine links-schiefe Verteilung.<sup>616</sup>

---

614 Aufgrund der Ordinalität des Rating kann diese Aussage nur für Intervalle, d. h. bei Überschreiten kritischer Grenzen gelten.

615 Vgl. Gleichung (41).

616 Für  $p = \frac{1}{2}$  nimmt die Schiefe den Wert Null an (d. h. dann ist die Verteilung erwartungsgemäß symmetrisch); für  $\frac{1}{2} < p < 1$  ist der Wert der Schiefe immer positiv (d. h. rechtsschiefe Verteilung).

Für  $p = 0$  oder  $p = 1$  ist die Schiefe nicht definiert; ihre Berechnung ist dann auch überflüssig, da eine sichere Zahlung bzw. ein sicherer Ausfall vorliegt und die Verteilung nur einen Zustand aufweist.

- Die Schiefe  $S_j(p)$  ist für alle  $p$  streng monoton steigend.<sup>617</sup>

Diese Ergebnisse sind aber nicht überraschend, da ja eine „schiefe“ Verteilung angenommen wurde. Jedoch bedeutet dies nicht, daß ihre Berechnung überflüssig ist. Eine sinnvolle, ergänzende Risikokennzahl kann sie z. B. bei Anleihe-Portfolios darstellen.<sup>618</sup>

Für die Wölbung ergibt sich:<sup>619</sup>

$$W_j = \frac{3 \cdot p^2 - 3 \cdot p + 1}{(1 - p) \cdot p} \quad (104)$$

Anhand Gleichung (104) können die folgenden Aussagen über die Wölbung getroffen werden:

- Auch sie ist von der Rückzahlungsquote und der Kuponhöhe unabhängig.<sup>620</sup>
- Im Bereich  $0 < p < 0,5$  ist die Wölbung  $W_j(p)$  streng monoton fallend, danach streng monoton steigend.

Daraus folgt für den Bereich  $p < 0,5$ : Von zwei Anleihen mit konstanten Werten für den Expected Loss ( $\alpha$ ), aber unterschiedlichen Werten für  $p$  und  $\lambda$ , weist diejenige mit dem höheren  $p$ -Wert die größere Schiefe, aber die geringere Wölbung auf.

### 3.5.3.5 Berücksichtigung von Steuern bei ausfallrisikobehafteten Anleihen

Da beim Privatanleger Kursverluste nicht steuerlich geltend gemacht werden können (unabhängig davon, ob die Kursverluste durch Zinsänderungen oder Ausfälle bedingt sind)<sup>621</sup>, stellt sich die Frage nach der *erwarteten Rendite nach Steuern* bei bonitätsrisikobehafteten Anleihen.

Dieser Fall wird nachfolgend für den *einperiodigen* Fall sowohl für einen Privatanleger

617 Die erste Ableitung hat keine Nullstelle, sie ist immer positiv.

618 Vgl. Kapitel 3.5.4 (S. 180).

619 Vgl. Gleichung (42).

620 Nimmt die Wölbung Werte oberhalb von Drei an, spricht man von spitzgipfeligen oder leptokurtischen Verteilungen, vgl. BRUNS/MEYER-BULLERDIEK: PORTFOLIOMANAGEMENT (1996), S. 26.

Dies ist hier der Fall für  $0 < p < \frac{1}{2} - \sqrt{\frac{1}{12}} \approx 0,2113$  und  $\frac{1}{2} + \sqrt{\frac{1}{12}} \approx 0,7887 < p < 1$ . Auch hier gilt das für die Schiefe Gesagte: Bei *Portfolios* aus Anleihen kann eine (zusätzliche) Verwendung dieser Größe sinnvoll sein.

621 Vgl. Kapitel 3.3.6 (S. 120).

als auch für einen institutionellen Anleger dargestellt. Damit beim institutionellen Anleger die steuerliche Wirkung des Ausfalls isoliert berücksichtigt werden kann und um anschließend für diesen Aspekt einen Vergleich vorzunehmen, sei zusätzlich angenommen, daß die Anleihe zu pari notiert. Weiterhin wird aus Übersichtlichkeitsgründen für den Fall des Ausfalls ein Totalausfall angenommen; die Ergebnisse gelten jedoch analog, wenn positive Rückzahlungsquoten berücksichtigt werden.

Für den Privatanleger ergibt sich die erwartete Rendite nach Steuern unter Berücksichtigung der Gleichungen (22) und (60) aus:

$$P_0 = \frac{K \cdot (1 - s) \cdot (1 - p)}{(1 + r_{es})} + \frac{100 \cdot (1 - p)}{(1 + r_{es})} \quad (105)$$

mit:

$r_{es}$  : erwartete Rendite nach Steuern

Für den institutionellen Anleger ergibt sich:

$$P_0 = \frac{(100 + K \cdot (1 - s)) \cdot (1 - p)}{(1 + r_{es})} + \frac{100 \cdot s \cdot p}{(1 + r_{es})} \quad (106)$$

Der erste Term der Gleichung (106) entspricht der Summe der beiden Terme beim Privatanleger, der zweite Term berücksichtigt die steuerliche Abschreibungsmöglichkeit bei Ausfall, die der Privatanleger nicht hat.

Da für die Vorsteuerbetrachtung gilt:

$$P_0 = \frac{(100 + K) \cdot (1 - p)}{(1 + r_e)} \quad (107)$$

ergibt sich durch Gleichsetzung von (106) und (107):

$$r_{es} = r_e \cdot (1 - s) \quad (108)$$

Für den Privatanleger gilt jedoch für alle  $p > 0$  (da die Summe der Terme auf der rechten Seite von Gleichung (105) geringer ist als bei Gleichung (106)):

$$r_{es} < r_e \cdot (1 - s) \quad (109)$$

Beim institutionellen Anleger wird also faktisch nur der Erwartungswert der Zahlung

besteuert, während beim Privatanleger der Kupon besteuert wird – sofern dieser nicht ausfällt.

#### 4. Beispiel:

Ausgehend von den Daten aus dem 3. Beispiel (S. 165) und den zusätzlichen Annahmen, daß  $P_0 = 100$  und Steuersatz  $s = 50\%$ , ergibt sich für den institutionellen Anleger eine erwartete Rendite nach Steuern von  $r_{es} = 3,46\%$ . Dies ist exakt der Wert, der sich ergibt, wenn die erwartete Rendite (vor Steuern) i. H. v.  $6,92\%$  um den Steuersatz bereinigt wird. Analog beträgt die erwartete Risikoprämie nach Steuern mit  $0,46\%$  die um den Steuersatz bereinigte erwartete Risikoprämie von  $0,92\%$ .

Beim Privatanleger ist  $r_{es} = 2,96\%$  und somit geringer als der Wert beim institutionellen Anleger. In diesem Fall ist sie sogar geringer als die Rendite nach Steuern der risikolosen Anlage ( $6\%$  vor,  $3\%$  nach Steuern), obwohl bei einer Betrachtung vor Steuern diese Anleihe gegenüber der risikolosen Anlage für den Anleger eine positive erwartete Prämie abwirft.

#### 3.5.4 Diversifikationseffekte bei riskanten Anleihen

Aufbauend auf den bisherigen Ergebnissen soll geprüft werden, welche Risikoverminderung erzielt werden kann und wie dies quantitativ erfaßt werden kann, wenn statt *einer* ausfallrisikobehafteten Anleihe *zwei oder mehrere* gehalten werden. Die grundsätzlich möglichen Diversifikationseffekte, die sich immer einstellen, wenn die Renditen der erworbenen Wertpapiere nicht vollständig miteinander korrelieren, sind aus der Kapitalmarkttheorie bekannt<sup>622</sup> und nicht Gegenstand der nachfolgenden Betrachtung. Die nachfolgenden Ausführungen beschränken sich deshalb auf Mischungen aus ausfallrisikobehafteten Anleihen, bei denen das (individuelle) Ausfallrisiko wieder anhand der Ausfallwahrscheinlichkeit und -schwere modelliert wird. Dabei stehen die Schwierigkeiten der Risikoquantifizierung im Vordergrund. Die Betrachtung wird jeweils auf eine Periode beschränkt und unterstellt, daß die Anleihen der gleichen *Risikoklasse* (= identische Ausfallwahrscheinlichkeit und ggf. gleiche Rückzahlungsquote) angehören.

---

622 Vgl. z. B. SPREMAN: FINANZIERUNG (1996), S. 510ff.

ren und daß sie die gleiche (versprochene) Rendite aufweisen. Außerdem wird angenommen, daß diese Anleihen wertmäßig gleichgewichtet gemischt werden.<sup>623</sup>

### 3.5.4.1 Unkorrelierte Ausfälle

Werden zwei Anleihen (A und B) erworben, so ergeben sich vier mögliche Zustände mit entsprechenden zustandsabhängigen Zahlungen. Diese sind (unter der Annahme, daß ein Ausfall einen vollständigen Ausfall bedeutet) in Tabelle 3-12 dargestellt.

	A zahlt	A fällt aus
B zahlt	$(100 + K)$	$\left(\frac{100 + K}{2}\right)$
B fällt aus	$\left(\frac{100 + K}{2}\right)$	0

**Tabelle 3-12: Zustandsabhängige Zahlungen im Zwei-Anleihen-Fall (bei Totalausfällen)**

Es ergibt sich die in Tabelle 3-13, dargestellte Wahrscheinlichkeitsverteilung, falls diese

	A zahlt	A fällt aus	Randhäufigkeit
B zahlt	$(1 - p)^2$	$p \cdot (1 - p)$	$(1 - p)$
B fällt aus	$p \cdot (1 - p)$	$p^2$	$p$
Randhäufigkeit	$(1 - p)$	$p$	1

**Tabelle 3-13: Kontingenztabelle im Zwei-Anleihen-Fall (bei unkorrelierten Ausfällen)**

beiden Anleihen unabhängig voneinander ausfallen. Für den Erwartungswert des Endvermögens ergibt sich:<sup>624</sup>

$$E(\text{EV}) = (1 - p) \cdot (100 + K) \quad (110)$$

<sup>623</sup> Grund: Bei identischem Risiko der Wertpapiere ist die wertmäßig hälftige Mischung immer diejenige mit dem geringsten Risiko, d. h. sie dominiert alle anderen denkbaren Mischungsverhältnisse.

<sup>624</sup> Da nur noch eine Periode betrachtet wird, wird beim Endvermögen EV ab hier auf den Index „1“ verzichtet. Der Erwartungswert ist unter den getroffenen Annahmen unabhängig davon, ob nur eine Anleihe oder zwei Anleihen erworben werden (und ob die Ausfälle korreliert sind).

Die Varianz des Endvermögens der Mischung beträgt:

$$V(EV) = (100 + K)^2 \cdot (1 - p) \cdot p \cdot \frac{1}{2} \quad (111)$$

Alternativ kann die Varianz der Rendite folgendermaßen dargestellt werden:

$$\sigma_j^2 = (1 + y)^2 \cdot \frac{V(EV)}{(100 + K)^2} \quad (112)$$

Die Varianz der Verteilung verdichtet an dieser Stelle Informationen, die durch *die* Ausfallwahrscheinlichkeit nicht mehr darstellbar ist. Zwar läßt sich auch hier eine „Ausfallwahrscheinlichkeit“ definieren. Versteht man beispielsweise darunter die Wahrscheinlichkeit, daß mindestens eine der beiden Anleihen ausfällt, so beträgt sie:<sup>625</sup>

$$AFW = 1 - (1 - p)^2 = 2 \cdot p - p^2 \quad (113)$$

Jedoch wird hierdurch – im Gegensatz zur Varianz – weder die Schwere der einzelnen Ausfälle noch die Schwere des Ausfalls der Mischung (ob genau eine oder beide Anleihen ausfallen) erfaßt. Betrachtet man die Varianz gemäß Gleichung (111), so ergibt sich gegenüber der in Gleichung (87) für nur *eine* Anleihe berechneten Varianz nun eine Halbierung.<sup>626</sup> Allgemein ausgedrückt ergibt sich bei Mischung von  $N$  unabhängig von einander ausfallenden Anleihen als Varianz:

$$V(EV) = (100 + K)^2 \cdot (1 - p) \cdot p \cdot \frac{1}{N} \quad (114)$$

mit:

$N$  : Anzahl der Wertpapiere

Dies bedeutet aber, daß – eine große Anzahl verfügbarer Anleihen vorausgesetzt – eine (annähernd) risikolose Position konstruiert werden kann, da gilt:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} V(EV) = 0 \quad (115)$$

Läßt man positive (identische) Rückzahlungsquoten zu, so ergibt sich die in Tabelle 3-14 dargestellte Verteilung der Zahlungen (bei unveränderter Wahrscheinlichkeitsverteilung)

<sup>625</sup> Vgl. Gleichung (40).

<sup>626</sup> Hier gilt wegen  $\lambda = 1$  der Sonderfall  $\alpha = p$ .

	A zahlt	A fällt aus
B zahlt	$(100 + K)$	$(100 + K) \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{2}\right)^a$
B fällt aus	$(100 + K) \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{2}\right)$	$(100 + K) \cdot (1 - \lambda)$

**Tabelle 3-14: Zustandsabhängige Zahlungen im Zwei-Anleihen-Fall (bei Teilausfällen)**

a Wegen  $\frac{(100 + K)}{2} + \frac{(100 + K)}{2} \cdot (1 - \lambda) = (100 + K) \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{2}\right)$ .

lung). Auch in diesem Fall hat sich die Varianz halbiert, sie beträgt hier:

$$V(\text{EV}) = (100 + K)^2 \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \cdot \frac{1}{2} \quad (116)$$

Je mehr Wertpapiere gehalten werden, desto „sinnvoller“ wird die Verwendung der Varianz als Risikomaß, da die Anzahl aller möglichen Zustände  $2^N$  beträgt und so die Verteilung mit steigendem N geglättet wird. Aufgrund der Symmetrieeigenschaft der Tabelle beträgt die Anzahl der möglichen Zahlungen jedoch nur  $N+1$  (da es für die Höhe der Zahlungen „unerheblich“ ist, wenn z. B. genau eine Anleihe ausfällt, welche ausfällt, da alle Anleihen annahmegemäß identische Renditen aufweisen).

Eine weitere Information liefert die Schiefe; sie beträgt bei einer Mischung aus zwei unabhängig voneinander ausfallenden Anleihen:<sup>627</sup>

$$S = \frac{\sqrt{2} \cdot \left(p - \frac{1}{2}\right)}{\sqrt{(1-p) \cdot p}} \quad (117)$$

D. h. die Schiefe geht gegenüber Gleichung (103) durch Mischung mit einer zweiten Anleihe um den Faktor  $\frac{1}{\sqrt{2}}$  zurück.

Für ein Portfolio aus drei (gleichartigen) Anleihen ist die in Tabelle 3-15 dargestellte Verteilung der Ausfälle gegeben. Wie man erkennt, läßt sich lediglich unter der Annahme, daß die Ausfälle unkorreliert sind, die Verteilung zur Fälligkeit durch eine aus der „einzelnen“ Ausfallwahrscheinlichkeit ( $p$ ) abgeleitete „Ausfallwahrscheinlichkeit“

<sup>627</sup> Vgl. Gleichung (41).

	Anzahl Fälle	Wahrscheinlichkeit	Summe
Kein Ausfall	1	$(1 - p)^3$	$(1 - p)^3$
Ein Ausfall	3	$p \cdot (1 - p)^2$	$3 \cdot p \cdot (1 - p)^2$
Zwei Ausfälle	3	$p^2 \cdot (1 - p)$	$3 \cdot p^2 \cdot (1 - p)$
Drei Ausfälle	1	$p^3$	$p^3$
Summe	$8 = 2^3$		1

**Tabelle 3-15: Verteilung der Ausfälle im Drei-Anleihen-Fall (bei unkorrelierten Ausfällen)**

beschreiben, und zwar auch bei einem Portfolio, welches aus einer großen Anzahl von Anleihen besteht. Die Wahrscheinlichkeit, daß bei einem Portfolio aus  $N$  Anleihen genau  $m$  Anleihen ausfallen, läßt sich dann unter Verwendung des *Zahlendreiecks nach PASCAL*<sup>628</sup> durch den Term beschreiben:

$$\binom{N}{m} \cdot p^m \cdot (1 - p)^{N-m} \quad (118)$$

### 3.5.4.2 Positiv korrelierte Ausfälle

Nachfolgend werden nun positiv korrelierte Ausfälle betrachtet (jedoch keine vollständig korrelierten Ausfälle, da bei diesen keine Diversifikationseffekte erzielbar sind). Zur Beschreibung der gemeinsamen Verteilung ist neben den bisherigen Annahmen (A und B fallen jeweils mit der Wahrscheinlichkeit  $p$  aus) auch ein Übergang zu *bedingten Wahrscheinlichkeiten* nötig. Die sich ergebende Verteilung wird in Tabelle 3-16 dargestellt.

mit:

$P_{B \parallel A}$  : bedingte Ausfallwahrscheinlichkeit der Anleihe B, gegeben, daß Anleihe A ausfällt

$P_{B \parallel \bar{A}}$  : bedingte Ausfallwahrscheinlichkeit der Anleihe B, gegeben, daß Anleihe A nicht ausfällt

<sup>628</sup> Vgl. OPITZ: MATHEMATIK (1998), S. 110.

	A zahlt	A fällt aus	Randhäufigkeit
B zahlt	$(1 - p) \cdot (1 - p_{B \parallel NA})$	$p \cdot (1 - p_{B \parallel A})$	$(1 - p)$
B fällt aus	$(1 - p) \cdot p_{B \parallel NA}$	$p \cdot p_{B \parallel A}$	$p$
Randhäufigkeit	$(1 - p)$	$p$	$1$

**Tabelle 3-16: Kontingenztabelle im Zwei-Anleihen-Fall (bei positiv korrelierten Ausfällen) in Abhängigkeit von bedingten Ausfallwahrscheinlichkeiten**

Es scheint, daß durch dieses Vorgehen *zwei* weitere Freiheitsgrade entstehen. Diese lassen sich jedoch auf *einen* reduzieren, da aufgrund der Annahmen und des Satzes von der totalen Wahrscheinlichkeit<sup>629</sup> für die Zeilensumme (oder Randhäufigkeit) von: „B fällt aus“ gelten muß:

$$(1 - p) \cdot p_{B \parallel NA} + p \cdot p_{B \parallel A} = p \quad (119)$$

Zur formalen Darstellung der Risikoreduktion muß an dieser Stelle eine Annahme über das Verhältnis der beiden bedingten Ausfallwahrscheinlichkeiten getroffen werden. Formal läßt sich dieses Verhältnis folgendermaßen darstellen:<sup>630</sup>

$$p_{B \parallel A} = M \cdot p_{B \parallel NA} \quad (120)$$

mit:

$M$  : Vielfaches („Multiple“)

Dieser Faktor ( $M$ ), der angibt, um wieviel es wahrscheinlicher ist, daß beide Anleihen gemeinsam anstatt „getrennt“ ausfallen, ist aufgrund der Annahme positiver Korrelation ( $p_{B \parallel A} \geq p_{B \parallel NA}$ ) definiert im Intervall:<sup>631</sup>

$$M \in [1, \infty] \quad (121)$$

Für die Intervallgrenzen gilt:

629 Vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 87.

630 Normalerweise wird in der Kapitalmarkttheorie die Stärke (und Richtung) der Abhängigkeit anhand der Kovarianz oder anhand des aus ihr abgeleiteten Korrelationskoeffizienten dargestellt. Diese Größen sind aber nur das „Ergebnis“ der Abhängigkeit, nicht die Ursache: Anhand der hier gewählten Darstellung wird deutlich, daß sie nämlich nicht nur von  $M$ , sondern auch von der Ausfallwahrscheinlichkeit  $p$  abhängen.

631  $M$  muß nicht ganzzahlig sein. Der Fall  $0 < M < 1$  würde eine negative Abhängigkeit bedeuten.

$$M = 1 \Rightarrow \text{Unabhängigkeit und } M \rightarrow \infty \Rightarrow \text{Abhängigkeit} \quad (122)$$

Es folgt für die bedingten Wahrscheinlichkeiten:

$$P_{B \parallel NA} = \frac{p}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (123)$$

und

$$P_{B \parallel A} = \frac{p \cdot M}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (124)$$

Daraus ergibt sich die in Tabelle 3-17 dargestellte Wahrscheinlichkeitsverteilung.<sup>632</sup>

	A zahlt	A fällt aus	Randhäufigkeit
B zahlt	$\frac{1 + p \cdot (M - 3) + p^2 \cdot (2 - M)}{1 + p \cdot (M - 1)}$	$\frac{p \cdot (1 - p)}{1 + p \cdot (M - 1)}$	$(1 - p)$
B fällt aus	$\frac{p \cdot (1 - p)}{1 + p \cdot (M - 1)}$	$\frac{p^2 \cdot M}{1 + p \cdot (M - 1)}$	$p$
Randhäufigkeit	$(1 - p)$	$p$	$1$

**Tabelle 3-17: Kontingenztabelle im Zwei-Anleihen-Fall (bei positiv korrelierten Ausfällen) in Abhängigkeit von M**

Ein mögliches Maß, den Zusammenhang zwischen den nominalskalierten Merkmalen „Ausfall“ und „kein Ausfall“ zu erfassen, wird durch die beiden Kontingenzkoeffizienten geliefert.<sup>633</sup> Zu deren Berechnung

$$KK = \sqrt{\frac{\chi^2}{1 + \chi^2}} \quad (125)$$

und

632 Für  $M = 1$  entspricht diese Verteilung der in Tabelle 3-13 für den Fall der Unabhängigkeit dargestellten.

633 Vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 40-41. Negative Korrelationen können durch den Kontingenzkoeffizienten nur unzureichend dargestellt werden, da dieser auf das Intervall  $[0; 1]$  normiert ist. Bei den in Kapitel 3.5.4.1 (S. 181) dargestellten *unkorrelierten* Ausfällen nimmt der Kontingenzkoeffizient den Wert Null an.

$$KKK = \sqrt{\frac{\chi^2}{1 + \chi^2}} \cdot \sqrt{2} \quad (126)$$

benötigt man das Chi-Quadrat, welches hier den folgenden Wert annimmt:

$$\chi^2 = \frac{p^2 \cdot (M - 1)^2}{(1 + p \cdot (M - 1))^2} \quad (127)$$

mit:

KK : (unkorrigierter) Kontingenzkoeffizient

KKK : (korrigierter) Kontingenzkoeffizient

$\chi^2$  : Chi-Quadrat

Es folgt:

$$KK = \frac{p \cdot (M - 1)}{\sqrt{1 + 2 \cdot p \cdot (M - 1) + 2 \cdot p^2 \cdot (M - 1)^2}} \quad (128)$$

$$KKK = \frac{p \cdot (M - 1) \cdot \sqrt{2}}{\sqrt{1 + 2 \cdot p \cdot (M - 1) + 2 \cdot p^2 \cdot (M - 1)^2}} \quad (129)$$

Wie den bisherigen Ausführungen zu entnehmen ist, muß bei einer Mischung von zwei (oder mehreren) riskanten Anleihen neben den individuellen Rendite- und Risikoparametern auch eine Kenntnis/Annahme über deren „Gleichlauf“ vorliegen. Aufgrund des Zusammenhanges von Kontingenzkoeffizient und M (bei gegebenem p) muß also einer der beiden geschätzt werden oder bekannt sein; der andere ist damit implizit auch bestimmt.

Aus Tabelle 3-12 und Tabelle 3-17 ergibt sich für die Varianz dieser Zwei-Wertpapier-Mischung (falls „Ausfall“ einen Totalausfall bedeutet):

$$V(EV) = (100 + K)^2 \cdot \frac{p^3 \cdot (1 - M) + p^2 \cdot \left(M - \frac{3}{2}\right) + \frac{1}{2} \cdot p}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (130)$$

Dabei deckt Gleichung (130) auch den Fall der Unabhängigkeit ab; für M = 1 entspricht sie der Gleichung (111).

Der wertmäßige „Gleichlauf“ der Ausfälle beider Anleihen kann anhand von Kovarianz und Korrelationskoeffizient gemessen werden. Die Kovarianz beträgt hier:

$$\text{Cov}(A, B) = (100 + K)^2 \cdot \frac{p^2 \cdot (1 - p) \cdot (M - 1)}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (131)$$

Daraus ergibt sich ein Korrelationskoeffizient von:

$$\rho_{AB} = \frac{p \cdot (M - 1)}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (132)$$

bzw.

$$M = \frac{p \cdot (\rho_{AB} - 1) - \rho_{AB}}{p \cdot (\rho_{AB} - 1)} \quad (133)$$

Die Kovarianz und der Korrelationskoeffizient nehmen für den Fall der Unabhängigkeit ( $M = 1$ ) erwartungsgemäß jeweils den Wert Null an.

Außerdem gilt hier der folgende Zusammenhang.<sup>634</sup>

$$\rho_{AB} = \sqrt{\chi^2} \quad (134)$$

mit:

$\text{Cov}(A, B)$  : Kovarianz der Zahlungen der Anleihen A und B in  $t = 1$

$\rho_{AB}$  : Korrelationskoeffizient von A und B

Um nun die Varianz des aus zwei gleich riskanten Anleihen bestehenden Portfolios berechnen zu können, muß die Abhängigkeit der Ausfälle bekannt sein; diese Abhängigkeit kann anhand des Faktors M oder durch die Korrelation  $\rho_{AB}$  gemessen werden. Der Korrelationskoeffizient weist dabei aber gegenüber M den Nachteil auf, daß er auch von der Ausfallwahrscheinlichkeit (p) abhängt.

Im Falle einer (gleichgewichteten) Mischung aus N riskanten Anleihen mit identischen Risiko- und Renditeparametern läßt sich die Portfolio-Varianz unter der Annahme jeweils identischer Kovarianzen folgendermaßen darstellen:<sup>635</sup>

---

634 Für  $M > 1$ , sonst mit negativem Vorzeichen auf der rechten Seite; vgl. Gleichungen (121) und (127). Aus diesem Grund liefern der Korrelationskoeffizient und der (nicht normierte) Kontingenzkoeffizient auch nur näherungsweise das gleiche Ergebnis.

$$\text{Var}(\text{PF}) = \frac{1}{N} \cdot \text{Var}(A) + \left(1 - \frac{1}{N}\right) \cdot \text{Cov}(A, B) \quad (135)$$

Dabei gilt:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \text{Var}(\text{PF}) = \text{Cov}(A, B) \quad (136)$$

Unter Berücksichtigung von Teilausfällen ergibt sich für die Varianz der Zwei-Wertpapiere-Mischung:

$$V(\text{EV}) = (100 + K)^2 \cdot \frac{\left(p^3 \cdot (1 - M) + p^2 \cdot \left(M - \frac{3}{2}\right) + \frac{1}{2} \cdot p\right) \cdot \lambda^2}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (137)$$

oder (unter Verwendung des Expected Loss):

$$V(\text{EV}) = (100 + K)^2 \cdot \frac{\left(p \cdot \alpha^2 \cdot (1 - M) + \alpha^2 \cdot \left(M - \frac{3}{2}\right) + \frac{1}{2} \cdot \alpha \cdot \lambda\right)}{1 + p \cdot (M - 1)} \quad (138)$$

Zwar ist das Bonitätsrisiko eines Portfolios aus zwei Anleihen noch relativ einfach darstellbar; es ist jedoch offensichtlich, wie komplex das Problem wird, wenn ein Portfolio aus drei oder mehr Anleihen betrachtet wird. Noch komplizierter wird es, wenn Portfolios aus Anleihen unterschiedlicher Risikoklassen (unterschiedliche Ausfallwahrscheinlichkeiten und/oder -schweren) betrachtet werden. Ansätze zur Lösung dieser Fragestellungen, die hinsichtlich der Risikomessung und -steuerung eine immense praktische Relevanz aufweisen, werden u. a. unter den Begriffen „Kreditrisiko“ oder „credit risk“ diskutiert.<sup>636</sup>

### 3.5.5 Bewertung riskanter Anleihen

Um nun ausfallrisikobehaftete Anleihen *bewerten* zu können, d. h. um Gleichgewichtspreise bzw. -renditen zu ermitteln, wird ein Bewertungsmodell benötigt. Analytisch sehr einfach ist der nachfolgende Fall, daß Risikoneutralität der Investoren unterstellt wird.

635 Dies ist eine analoge Anwendung der „naiven Diversifikation“; vgl. KRUSCHWITZ: FINANZIERUNG (1999), S. 201-202.

636 Zu diesem Thema sei auf die website <http://www.creditmetrics.com/> verwiesen, von der aus auch relevante Literatur abgerufen werden kann.

Die sich bei unterstellter Risikoaversion der Investoren ergebenden Schwierigkeiten und Lösungsansätze werden im Anschluß vorgestellt.

Neben allgemeinen Zielen wird mit der Diskussion von Bewertungsmodellen auch das Ziel verfolgt, auf theoretischer Ebene Aussagen über Veränderungen relevanter Größen im Zeitverlauf abzuleiten, um diese in Kapitel 4 (S. 217) einer empirischen Überprüfung zu unterziehen. Der Schwerpunkt der Betrachtung liegt dabei auf *meßbaren* Größen; dies sind Renditen, bonitätsrisikolose Renditen und – als deren Differenz – die Spreads. Nicht meßbar hingegen sind *erwartete* Größen wie z. B. erwartete Renditen oder erwartete Renditeprämien.

### 3.5.5.1 Bewertung bei Risikoneutralität

Der in Kapitel 3.5.3.1 (S. 162) vorgestellte Ansatz wurde 1975 von BIERMANN/HASS als „stochastisches“ *Bewertungsmodell* entwickelt. Sie unterstellen Risikoneutralität der Investoren, d. h. als geforderte erwartete Rendite  $r_e$  wird die risikolose Rendite  $r$  angesetzt (bzw. faktisch ist die erwartete Risikoprämie gleich Null), so daß sich für die versprochene Rendite in Abhängigkeit von Zinsniveau und Ausfallwahrscheinlichkeit ergibt:<sup>637</sup>

$$y = \frac{1+r}{1-p} - 1 = \frac{r+p}{1-p} \quad (139)$$

Unter Berücksichtigung von positiven Rückzahlungsquoten ergeben sich nach YAWITZ (dies kann auch unter Verwendung der Ergebnisse aus Kapitel 3.5.3.2 (S. 165) abgeleitet werden) für die Gleichgewichtsrendite<sup>638</sup>

$$y = \frac{1+r}{1-\alpha} - 1 = \frac{r+\alpha}{1-\alpha} \quad (140)$$

und für den geforderten Spread:<sup>639</sup>

$$\eta = y - r = \frac{r+\alpha}{1-\alpha} - r = \frac{r+\alpha - r \cdot (1-\alpha)}{1-\alpha} = \frac{\alpha + r \cdot \alpha}{1-\alpha} = \frac{\alpha \cdot (1+r)}{1-\alpha} \quad (141)$$

637 Vgl. BIERMANN/HASS: MODEL (1975), S. 758-759.

638 Vgl. YAWITZ: MODEL (1977), S. 484.

639 In diesem Abschnitt werden positive Rückzahlungsquoten berücksichtigt; aufgrund der Analogie der Gleichungen (139) und (140) gelten die Ergebnisse auch für Totalausfall.

Dieses Ergebnis ist auf den ersten Blick überraschend, da daraus auch bei Risikoneutralität folgt, daß die riskante Anleihe einen höheren Kupon als die risikolose Anleihe aufzuweisen hat, also:

$$k = \frac{K}{100} = y = \frac{(r + \alpha)}{1 - \alpha} > r \quad (142)$$

mit

$k$  : nominale Verzinsung

Es ist jedoch zu beachten, daß es sich bei der Rendite nach wie vor um die *versprochene* Rendite einer *ausfallrisikobehafteten* Anleihe handelt: Durch Einsetzen in Gleichung (81) zeigt sich, daß in diesem Fall tatsächlich Risikoneutralität gegeben ist, da in diesem Fall gilt:

$$r_e = r \quad (143)$$

Gleichung (141) ist unmittelbar zu entnehmen, daß nach diesem Modell *ceteris paribus* einerseits der Spread mit einem höheren Zinsniveau (oder mit einem Zinsanstieg) größer ausfällt (bzw. ansteigt) sowie andererseits der Spread bei einem höheren Expected Loss (höhere Ausfallwahrscheinlichkeit und/oder -schwere) zunimmt. Dabei wird auch deutlich, daß bei Risikoneutralität ein Austauschverhältnis von Ausfallwahrscheinlichkeit und -schwere besteht.

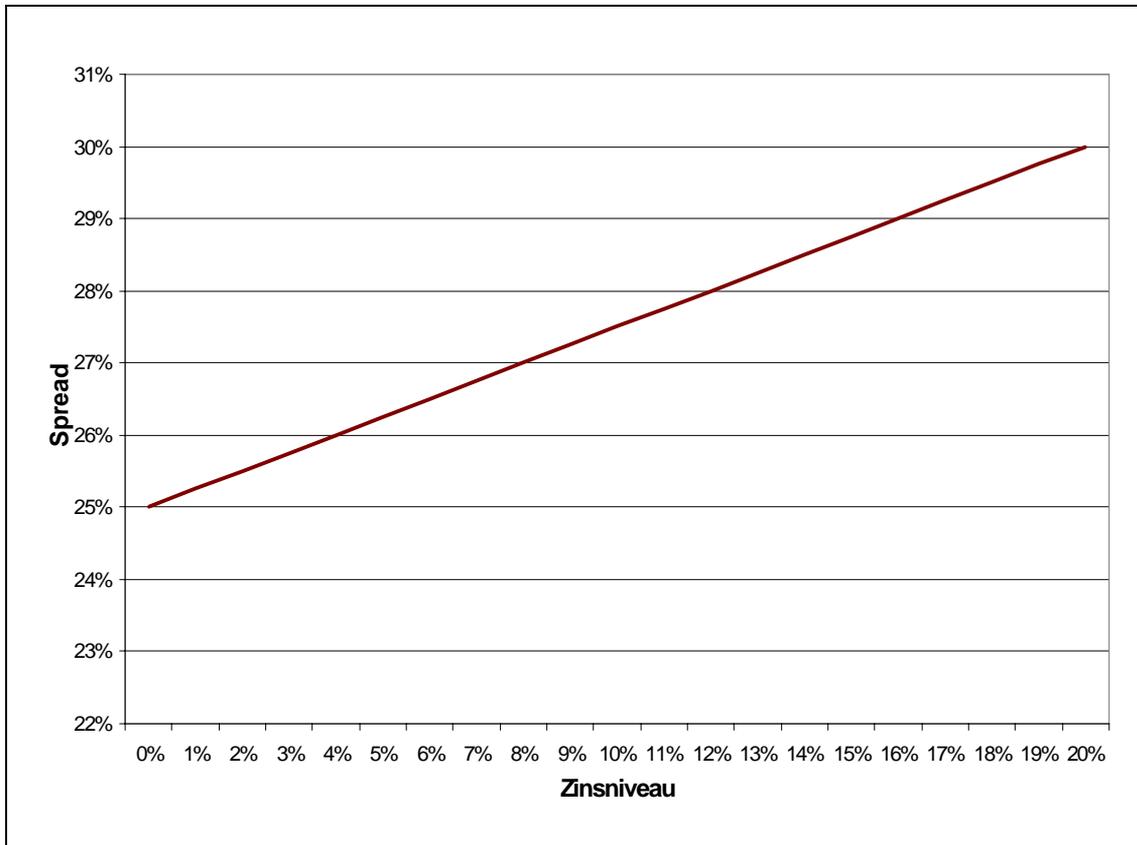
Die Abhängigkeit der Änderungen des Spread ist formal den jeweiligen partiellen Ableitungen zu entnehmen:

$$\frac{\partial \eta}{\partial r} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} > 0 \quad (144)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \alpha} = \frac{1 + r}{(1 - \alpha)^2} > 0 \quad (145)$$

Den Gleichungen (141) und (144) ist außerdem zu entnehmen, daß der Spread in diesem Modell *linear* von dem risikolosen Zins abhängt, dies ist in Abbildung 3-16 dargestellt.

Der Expected Loss hingegen wirkt *progressiv* auf den Spread; dies ist in Abbildung 3-17 dargestellt. In Abbildung 3-18 schließlich ist die gleichzeitige Abhängigkeit des Spread



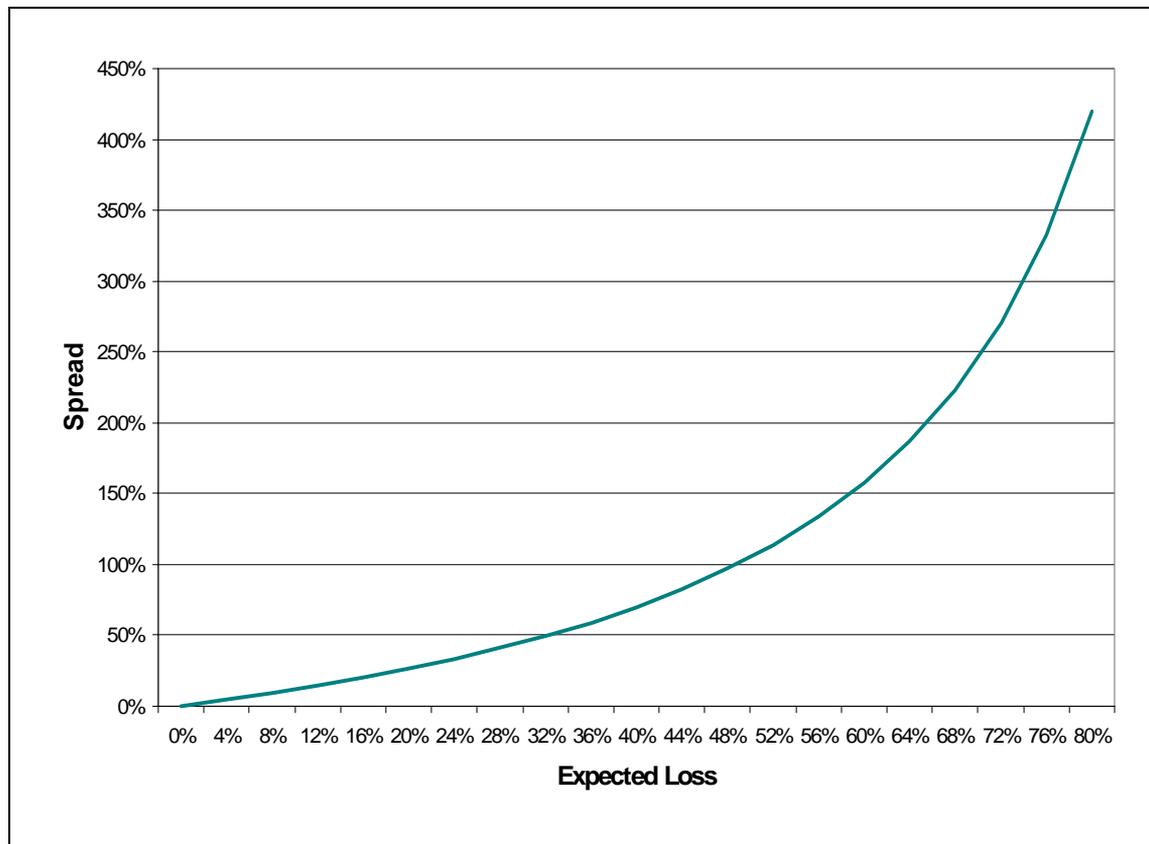
**Abbildung 3-16: Spread in Abhängigkeit vom risikolosen Zins bei Risikoneutralität<sup>a</sup>**

a Expected Loss = 20%.

vom risikolosen Zinsniveau und vom Expected Loss dargestellt.

Die Modellierung berücksichtigt zwar nicht die Existenz von nicht-flachen Zinsstrukturkurven, jedoch können für diesen Fall auch Aussagen getroffen werden: Da der risikolose Zins hier als Rendite einer ausfallrisikolosen Anleihe *gleicher Restlaufzeit* definiert wurde, der Spread aber nach Gleichung (141) von dieser Rendite abhängt, ergibt sich, daß bei steigenden Zinsstrukturkurven der Spread auch bei längerer Restlaufzeit der Anleihe höher ausfällt.

Hinsichtlich der Bewertungsgleichung (141) und der partiellen Ableitung (144) (nach dem risikolosen Zins) ist schließlich zu berücksichtigen, daß die gewonnenen Ergebnisse unterstellen, daß zwischen Ausfallrisiko und Zinsniveau kein funktionaler Zusammenhang besteht. Wird jedoch angenommen, daß bei einem allgemeinen Zinsanstieg auch das Ausfallrisiko zunimmt (z. B. weil der betrachtete Schuldner auch variabel verzinslich finanziert ist), muß der Spread *stärker steigen*, als es durch (141) ausgedrückt wird.



**Abbildung 3-17: Spread in Abhängigkeit vom Expected Loss bei Risikoneutralität<sup>a</sup>**

a Bei  $r = 5\%$ .

### 3.5.5.2 Bewertung bei Risikoaversion

Wird die Annahme der Risikoneutralität aufgegeben, ist der Fall der Risikoaversion zu untersuchen. Die Bewertung der Anleihen hängt dann von einem weiteren Parameter, nämlich der erwarteten Risikoprämie ( $\pi > 0$ ) ab:<sup>640</sup>

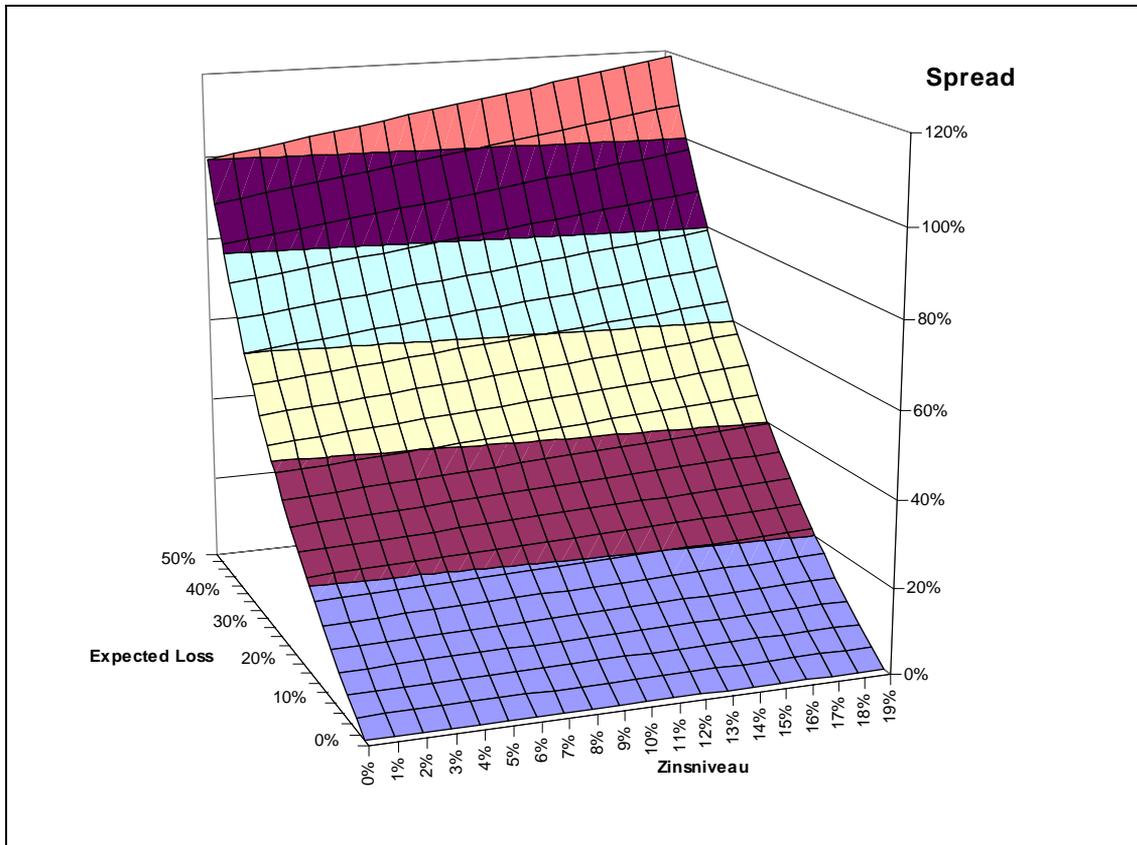
$$y = \frac{r + \pi + \alpha}{1 - \alpha} \quad (146)$$

und

$$\eta = \frac{r + \pi + \alpha}{1 - \alpha} - r = \frac{r + \pi + \alpha - (1 - \alpha) \cdot r}{1 - \alpha} = \frac{\pi + \alpha + \alpha \cdot r}{1 - \alpha} = \frac{\pi + \alpha \cdot (1 + r)}{1 - \alpha} \quad (147)$$

Gleichung (146) kann einerseits genutzt werden, um bei ausfallrisikobehafteten Anleihen die „impliziten“ erwarteten Risikoprämien zu berechnen. Anhand dieser können –

<sup>640</sup> Der Fall der Risikofreude (d. h.  $\pi < 0$ ) wird in dieser Arbeit nicht untersucht.



**Abbildung 3-18: Spread in Abhängigkeit von risikolosem Zins und Expected Loss bei Risikoneutralität**

abhängig davon, ob die erwartete Risikoprämie das Ausfallrisiko ausreichend kompensiert – Kaufentscheidungen getroffen werden. Andererseits kann bei Vorgabe einer geforderten erwarteten Risikoprämie die Anleihe bewertet werden.

Die partiellen Ableitungen ergeben:

$$\frac{\partial \eta}{\partial r} = \frac{\alpha}{1 - \alpha} > 0 \quad (148)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \pi} = \frac{1}{1 - \alpha} > 0 \quad (149)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \alpha} = \frac{\pi + 1 + r}{(1 - \alpha)^2} > 0 \quad (150)$$

Grundsätzlich gelten auch bei Risikoaversion die gleichen Ergebnisse (und Einschränkungen) wie bei unterstellter Risikoneutralität: Der Spread nimmt mit steigendem Zinsniveau linear und mit steigendem Bonitätsrisiko überproportional zu. Zusätzlich hängt der Spread nun auch *linear* von der erwarteten Renditeprämie ab. Problematisch an den

Aussagen der partiellen Ableitungen ist aber, daß dabei jeweils eine ceteris-paribus-Betrachtung vorgenommen wird. Ein risikoaverses Anlegerverhalten zeichnet sich aber gerade dadurch aus, daß bei höheren Risiken auch höhere *erwartete* Prämien verlangt werden. Es muß also ein funktionaler Zusammenhang zwischen Ausfallrisiko und erwarteter Prämie berücksichtigt werden: Steigt das Ausfallrisiko, so muß grundsätzlich davon ausgegangen werden, daß auch die erwartete Prämie steigt,<sup>641</sup> so daß der Spread *stärker* vom Bonitätsrisiko abhängt, als es durch Ableitung (150) ausgedrückt wird. Es ist offensichtlich, daß eine „einfache“ allgemeingültige Bewertungsgleichung nur darstellbar ist, sofern ein direkter Zusammenhang zwischen erwarteter Prämie und Ausfallrisiko (idealerweise eine direkte Proportionalität) angenommen wird. Nur in diesem Fall ließen sich die Gleichungen (146) und (147) deutlich vereinfachen. Da aber jede definitorisch formulierte Beziehung zwischen Ausfallrisiko und erwarteter Prämie als „willkürlich“ zu bezeichnen wäre, werden nachfolgend zwei andere Ansätze verfolgt: In Kapitel 3.5.5.3 (S. 195) wird eine Entscheidungstheorie-gestützte Bewertung *einzelner* Anleihen vorgenommen, in Kapitel 3.5.5.4 (S. 202) erfolgt eine Bewertung im Portfoliozusammenhang, d. h. eine kapitalmarkttheoretische Herleitung erwarteter Prämien.

### 3.5.5.3 Anwendung des Erwartungswert-Varianz-Kriteriums

Eine Möglichkeit, ausfallrisikobehaftete Anleihen allgemeingültig bei Risikoaversion zu bewerten, liefert das aus der Entscheidungstheorie bekannte Erwartungswert-Varianz-Kriterium.<sup>642</sup> Dort ist der Endwohlstand für ein risikobehaftetes Endvermögen definiert als:<sup>643</sup>

$$\tilde{E}V = E(EV_1) - \frac{a}{2} \cdot V(EV_1) \quad (151)$$

641 Diese Aussage gilt nicht notwendigerweise bei einer Bewertung innerhalb eines Portfoliozusammenhanges, vgl. dazu Kapitel 3.5.5.4 (S. 202).

642 Dieses wird in der Literatur regelmäßig als  $\mu$ - $\sigma$ -Regel bezeichnet, vgl. z. B. BAMBERG/COENENBERG: ENTSCHEIDUNGSLEHRE (1996), S. 93. Genauer wäre natürlich die Bezeichnung „ $\mu$ - $\sigma^2$ -Regel“. Die nachfolgenden Ausführungen erheben nicht den Anspruch, das *korrekte* Bewertungsmodell zu sein. Vielmehr soll exemplarisch illustriert werden, welchen Einfluß die Risikoaversion auf die erwarteten und versprochenen Bonitätsprämien hat. Da auch keine Diversifikationseffekte berücksichtigt werden, ist dies nur ein Bewertungsmodell für den Spezialfall, daß ein Investor genau eine riskante Anleihe erwirbt *und* sich *gleichzeitig* nach dem Erwartungswert-Varianz-Kriterium richtet.

643 Vgl. SPREMAN: FINANZIERUNG (1996), S. 501.

mit:

$\tilde{E}V$  : Endwohlstand (Zahlenwert des Nutzenkriteriums)

$a$  : Risikoaversionsparameter

Der Risikoaversionsparameter ist definiert für den Bereich  $a \geq 0$ ; dabei bedeutet  $a = 0$  Risikoneutralität.

Zur Bewertung einer Anleihe soll nun der Frage nachgegangen werden, welche Rendite diese Anleihe (mindestens) aufzuweisen hat, um eine (vollständige) Plazierung zu gewährleisten. Neben den bisherigen werden dabei folgende Annahmen getroffen:

- Die Anleihe mit einjähriger Laufzeit soll zu pari emittiert werden.
- Eine risikolose Anleihe zu pari stellt die Alternativanlage dar, welche in  $t = 1$  einen sicheren Rückfluß von  $100 \cdot (1 + r)$  erbringt.
- Die Risikoparameter  $p$  und  $\lambda$  (und somit auch  $\alpha$ ) der Anleihe sind bekannt.<sup>644</sup>

In Abhängigkeit von der (zu ermittelnden) Kuponhöhe und dem Risikoaversionsparameter<sup>645</sup> ergibt sich aus den Gleichungen (79) und (87) folgende Funktion für den aus der riskanten Anlage resultierenden Endwohlstand:

$$\tilde{E}V(\text{Anleihe}_{\text{riskant}}) = (1 - \alpha) \cdot (100 + K) - \left( \frac{a}{2} \cdot (100 + K)^2 \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \right) \quad (152)$$

Der Endwohlstand bei Vornahme der risikolosen Anlage beträgt:

$$\tilde{E}V(\text{Anleihe}_{\text{risikolos}}) = 100 \cdot (1 + r) \quad (153)$$

Durch Gleichsetzen der beiden Endwohlstands-Funktionen (152) und (153)<sup>646</sup> ergibt sich die folgende (quadratische) „Bestimmungsgleichung“ (Grenzgleichung der Indiffe-

644 Aufgrund der Verwendung der Varianz ist dabei die Bedingung  $p \leq \frac{1}{2}$  zu berücksichtigen, vgl. Kapitel 3.5.3.4 (S. 170).

645 Die Ermittlung des Risikoaversionsparameters soll an dieser Stelle nicht problematisiert werden. Es stellt sich jedoch die grundsätzliche Frage, ob an dieser Stelle nicht die Risikoaversion eines „fiktiven Großanlegers“ verwendet werden kann, welcher sich entsprechend der Regel „inverser Addition“ aus den einzelnen Risikoaversionen der Anleger ergibt; vgl. SPREMANN: FINANZIERUNG (1996), S. 537.

646 Gleichung (153) ist (bei gegebenem Zins) genau genommen eine Konstante.

renz zwischen beiden Anlageformen) für den Kupon in Abhängigkeit vom Risikoaversionsparameter:

$$\frac{a}{2} \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \cdot K^2 + \left( 200 \cdot \frac{a}{2} \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha + \alpha - 1 \right) \cdot K + \left( 100 \cdot \alpha + 100 \cdot r + 10000 \cdot \frac{a}{2} \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \right) = 0 \quad (154)$$

Die (zwei) Lösungen dieser quadratischen Gleichung ergeben sich als:<sup>647</sup>

$$K_1 = -100 + \frac{1 - \alpha + \sqrt{\alpha^2 - 2 \cdot \alpha + 1 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \quad (155)$$

und

$$K_2 = -100 + \frac{1 - \alpha - \sqrt{\alpha^2 - 2 \cdot \alpha + 1 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \quad (156)$$

Entscheidend für die Art der Lösung sowie für die Existenz (mindestens) einer reellen Lösung ist die sog. Diskriminante,<sup>648</sup> die hier dem Term unter der Wurzel entspricht. Aufgrund der Tatsache, daß  $0 < \alpha < 0,5$  gilt, und daß innerhalb der Diskriminante der Summand „+1“ erscheint, ist jedoch grundsätzlich gewährleistet, daß die Diskriminante echt größer Null ist<sup>649</sup> und somit zwei reelle Lösungen existieren (von denen auch eine, die geringere, ökonomisch sinnvoll ist). Formal ist folgender Definitionsbereich für den Risikoaversionsparameter zulässig:

$$(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \geq 0 \quad (157)$$

<sup>647</sup> Zur Lösung quadratischer Gleichungen vgl. OPITZ: MATHEMATIK (1998), S. 21. Es mag überraschen, daß die Gleichung (154) zwei (reelle) Lösungen hat; dies ist auf ihre quadratische Form zurückzuführen. „Ökonomisch sinnvoll“ ist jedoch immer nur eine von beiden, da der *Mindestkupon* gesucht ist. Außerdem wird die andere Lösung die Bedingung (77) verletzen. Interessanterweise stellt hier gerade die Bedingung (77) sicher, daß die Anwendung des Erwartungswert-Varianz-Kriteriums nicht gegen das Bernoulli-Prinzip verstößt. Zum Bernoulli-Prinzip vgl. BAMBERG/COENENBERG: ENTSCHEIDUNGSLEHRE (1996), S. 74. Nur *eine* reelle Lösung ergäbe sich bei Verwendung eines Entscheidungskriteriums, bei dem vom Erwartungswert ein Abschlag vorgenommen wird, der proportional zur *Standardabweichung* (statt zur Varianz) ist. (Diese beiden Ansätze wären jedoch nicht ineinander überführbar.) Solche Entscheidungsregeln werden in der Literatur zwar allgemein diskutiert, jedoch wird keine *konkrete* Entscheidungsregel vorgeschlagen, vgl. ebenda S. 88-93. Deshalb wird dieser Ansatz hier nicht weiter verfolgt.

<sup>648</sup> Vgl. OPITZ: MATHEMATIK (1998), S. 21.

<sup>649</sup> Berechnungen des Verfassers haben gezeigt, daß nur bei Verwendung extrem „unrealistischer“ Parameter (d. h. sehr hohes  $a$  und/oder sehr hohes  $\alpha$ ) die Diskriminante negativ wird und somit das Gleichungssystem keine reelle Lösung hat.

bzw.<sup>650</sup>

$$0 < a \leq \frac{(1 - \alpha)^2}{200 \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha \cdot (1 + r)} \quad (158)$$

Unter Berücksichtigung des maximalen Ausfallrisikos ( $p \leq \frac{1}{2}$ ;  $\lambda \leq 1$ ;  $\alpha \leq \frac{1}{2}$ ) muß gelten:

$$0 < a \leq \frac{1}{200 \cdot (1 + r)} \quad (159)$$

Aus  $y = k$  folgt<sup>651</sup> für die (*versprochene*) Rendite:

$$y = -1 + \frac{1 - \alpha - \sqrt{(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{100 \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \quad (160)$$

Unter Verwendung der Ergebnisse aus Kapitel 3.5.3.4 (S. 170) kann Gleichung (160) auch folgendermaßen dargestellt werden:

$$y = -1 + \frac{1 - \alpha - \sqrt{(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot \text{QEL}}}{100 \cdot a \cdot \text{QEL}} \quad (161)$$

Wegen  $r_e = (1 + y) \cdot (1 - \alpha) - 1$  folgt für die *erwartete* Rendite:

$$r_e = \left( \frac{1 - \alpha - \sqrt{(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{100 \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \right) \cdot (1 - \alpha) - 1 \quad (162)$$

Die erwartete Renditeprämie beträgt:

$$\pi = r_e - r = \left( \frac{1 - \alpha - \sqrt{(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{100 \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \right) \cdot (1 - \alpha) - 1 - r \quad (163)$$

Der Spread beträgt:

$$\eta = y - r = -1 + \frac{1 - \alpha - \sqrt{(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{100 \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} - r \quad (164)$$

650 Der Fall  $a = 0$  (Risikoneutralität) ist nicht (mehr) definiert. Dies stellt jedoch keine Einschränkung dar, da dann die für Risikoneutralität gewonnenen Ergebnisse gelten, vgl. Kapitel 3.5.5.1 (S. 190). Diese entsprechen außerdem Gleichung (154) mit  $a = 0$ .

651 Nachfolgend wir nur noch die ökonomisch sinnvolle Lösung  $K_2$  betrachtet.

Die Ausfallprämie beträgt:

$$\psi = y - r_e = \left( \frac{1 - \alpha - \sqrt{(1 - \alpha)^2 - 200 \cdot (1 + r) \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha}}{100 \cdot a \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \right) \cdot \alpha \quad (165)$$

Für die partiellen Ableitungen des Spread nach Gleichung (164) gilt:

$$\frac{\partial \eta}{\partial r} > 0 \quad (166)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial p} > 0 \quad (167)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \lambda} > 0 \quad (168)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \alpha} > 0 \quad (169)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial a} > 0 \quad (170)$$

Zusammenfassend können (für die ökonomisch sinnvolle Lösung) die folgenden Aussagen festgehalten werden: Steigt jeweils *ceteris paribus* das Zinsniveau ( $r$ ), die Ausfallwahrscheinlichkeit ( $p$ ), die Ausfallschwere ( $\lambda$ ) oder die Risikoaversion ( $a$ ), so müssen auch die Rendite ( $y$ ), der Spread ( $\eta$ ), die erwartete Rendite ( $r_e$ ), die erwartete Renditeprämie ( $\pi$ ), und die Ausfallprämie ( $\psi$ ) steigen.

Die Abhängigkeit dieser Renditen und Renditeprämien von der Ausfallwahrscheinlichkeit ist in Abbildung 3-19 dargestellt, deren Abhängigkeit von der Ausfallschwere zeigt Abbildung 3-20. Dabei wird u. a. deutlich, daß für eine konstante Risikoaversion die erwartete Rendite bzw. Prämie mit steigendem Bonitätsrisiko zunehmen muß. Bei einem Vergleich dieser beiden Abbildungen<sup>652</sup> ist außerdem zu erkennen, daß bei Risikoaversion (im Gegensatz zur Risikoneutralität) kein Austauschverhältnis zwischen Ausfallwahrscheinlichkeit und -schwere mehr gilt, sondern daß die Ausfallschwere nun einen stärkeren Einfluß aufweist; der Grund liegt in der Verwendung der Varianz als Risikomaß.

652 Die Daten wurden zur Vergleichbarkeit so gewählt, daß in beiden Abbildungen der maximale Expected Loss jeweils 20% beträgt.

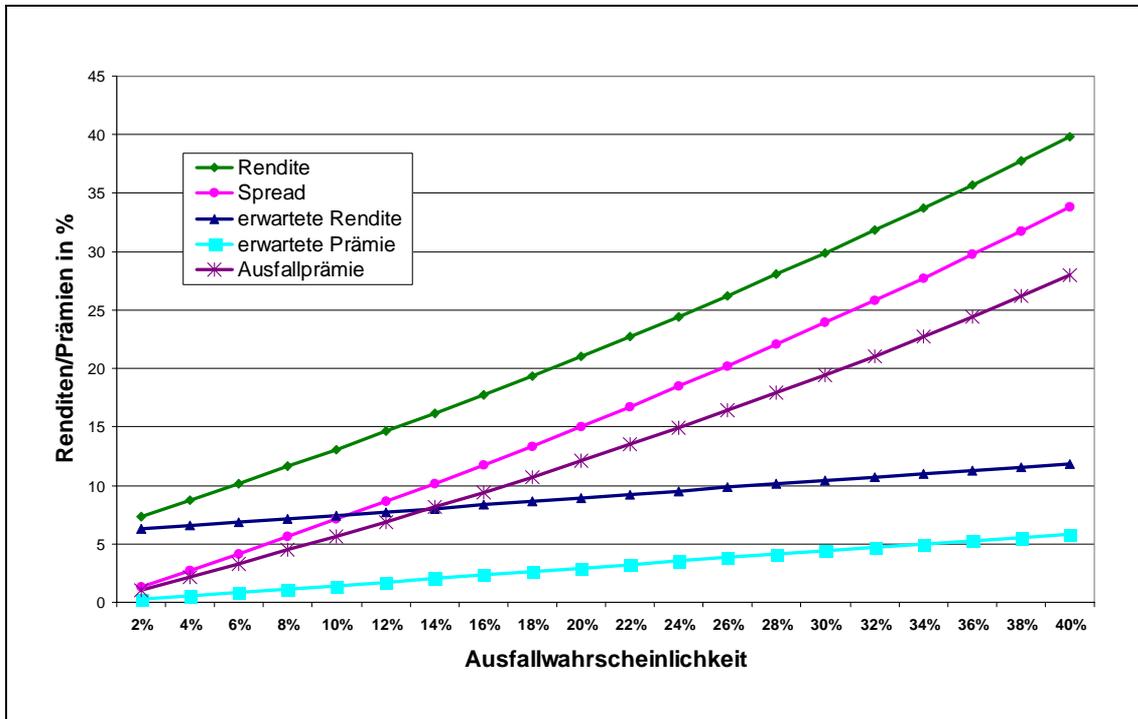


Abbildung 3-19: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien von der Ausfallwahrscheinlichkeit bei Risikoaversion<sup>a</sup>

a Für  $\lambda = 0,5$ ;  $r = 6\%$ ;  $a = 0,01$ .

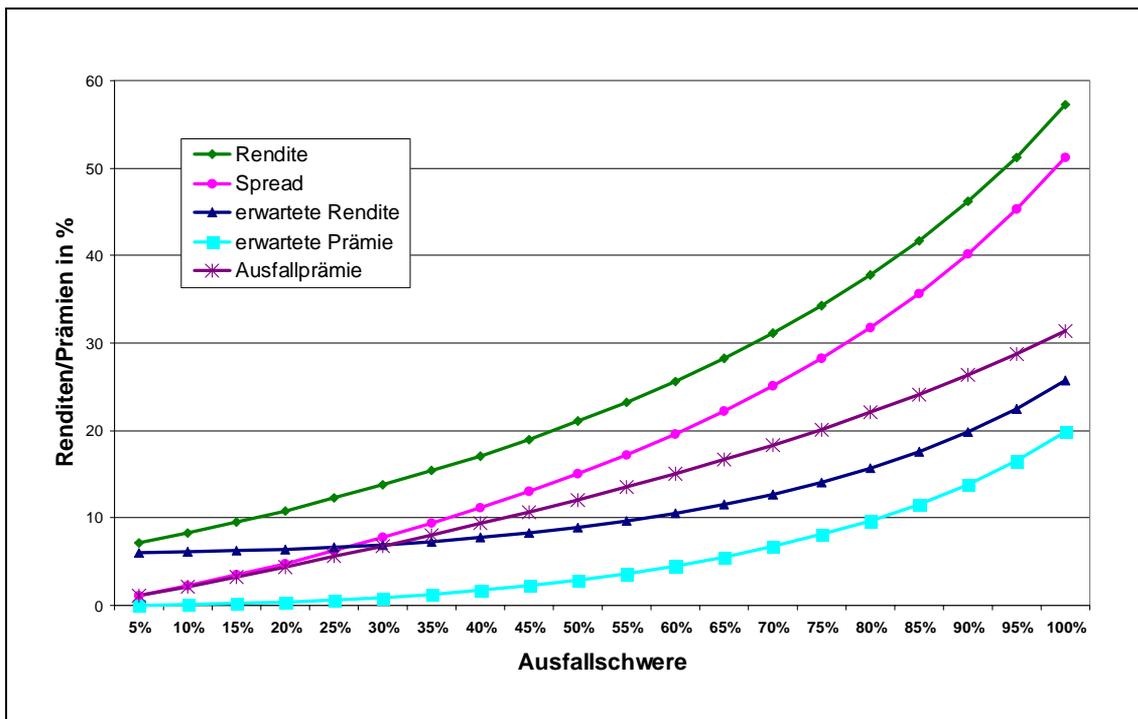
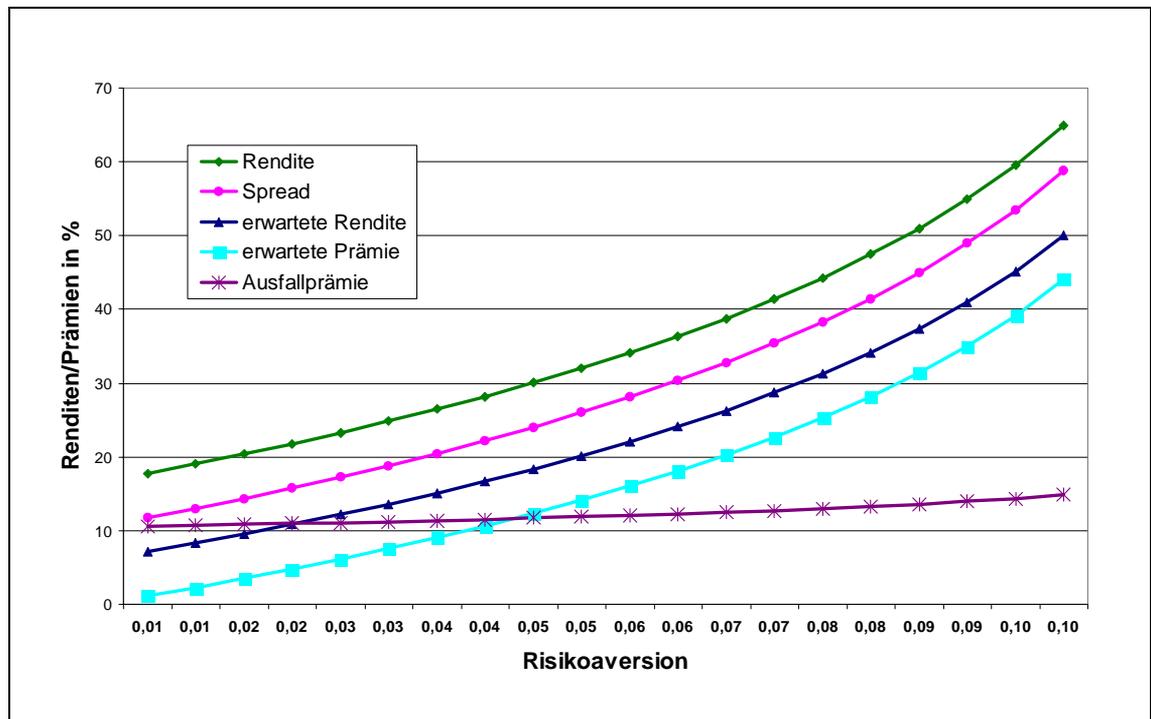


Abbildung 3-20: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien von der Ausfallschwere bei Risikoaversion<sup>a</sup>

a Für  $p = 20\%$ ;  $r = 6\%$ ;  $a = 0,01$ .

Schließlich ist in Abbildung 3-21 die Abhängigkeit der fünf genannten Größen vom



**Abbildung 3-21: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien vom Grad der Risikoaversion<sup>a</sup>**

a Für  $p = 20\%$ ;  $\lambda = 45\%$  ( $\alpha = 9\%$ );  $r = 6\%$ .

Grad der Risikoaversion dargestellt. Dabei ist erkennbar, daß mit steigender Risikoaversion alle Größen *progressiv* wachsen.

### 5. Beispiel [zu Gleichung (156)]:

- Eine Anleihe weise die Bonitätsparameter  $p = 2\%$  und  $\lambda = 50\%$  (d. h.  $\alpha = 1\%$ ) auf.
- Der risikolose Zins betrage  $r = 6\%$ .
- Der Risikoaversionsparameter betrage  $a = 0,01$ .

Durch Einsetzen in die relevanten Gleichungen ergeben sich dann die folgenden Werte.<sup>653</sup>

- Versprochene Rendite:  $y \approx 7,356\%$  (Dies ist die *Mindest*-Rendite, mit der die Anleihe ausgestattet sein müßte, damit von den Anlegern bei genannter Risikoaversion nicht die risikolose Anlage vorgezogen wird.)

653 Die quadratische Gleichung hat auch hier zwei Lösungen; hier wird nur die ökonomisch sinnvolle dargestellt. Die zweite Lösung ist zwar auch positiv, sie ist aber „sehr groß“ und verletzt somit Bedingung (77); vgl. FN 647, S. 197.

- Erwartete Rendite:  $r_e \approx 6,282\%$
- Spread:  $\eta \approx 1,356\%$
- Erwartete Risikoprämie:  $\pi \approx 0,282\%$
- Ausfallprämie:  $\psi \approx 1,074\%$

An dieser Stelle wird auch die in Zusammenhang mit Gleichung (87) getätigte Aussage verdeutlicht: Wäre *ceteris paribus* diese Anleihe durch die Parameter  $p = 1\%$  und  $\lambda = 100\%$  (d. h.  $\alpha = 1\%$  konstant) beschrieben, müßte (aufgrund der höheren Varianz) die Rendite  $y = 7,65\%$  (statt  $7,356\%$ ) betragen (und für die übrigen Größen würden sich auch entsprechend andere Werte ergeben).

#### 3.5.5.4 Anwendung des CAPM

Innerhalb der modernen Kapitalmarkttheorie steht die Erklärung des Trade-Offs zwischen der *erwarteten* Rendite eines Anlagetitels (dies sind insbesondere Wertpapiere) und dessen Risiko im Vordergrund. Das zentrale Modell dazu ist das CAPITAL ASSET PRICING MODEL (CAPM), das von SHARPE, MOSSIN und LINTNER entwickelt wurde. Es basiert auf dem Kerngedanken der Portfoliotheorie, demzufolge das Risiko von Wertpapieren zumindest teilweise durch Diversifikation eliminiert werden kann. Außerdem verwendet es das Ergebnis der sog. TOBIN-Separation, nach der bei Existenz einer risikolosen Anlage- und Verschuldungsmöglichkeit alle Anleger hinsichtlich ihrer riskant angelegten Beträge ein identisches Portfolio, das sog. Marktportfolio, wählen. Das CAPM beantwortet nun die Frage, welchen Preis jedes einzelne Wertpapier im Marktgleichgewicht haben muß. Insgesamt basiert das CAPM auf folgenden Annahmen:<sup>654</sup>

- Es existiert eine risikolose Anlage- bzw. Verschuldungsmöglichkeit, bei der zu einem einheitlichen Zinssatz unbegrenzt Kapital aufgenommen bzw. angelegt werden kann.<sup>655</sup>
- Die Anlagemöglichkeiten werden auf vollkommenen Märkten gehandelt, d. h. Steuern oder Transaktionskosten fallen nicht an. Kein Investor kann durch seine Entscheidungen oder Aktionen die Marktpreise beeinflussen (d. h. alle sind Preisneh-

---

<sup>654</sup> Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 21-24 sowie Kapitel 2.5.1.1 (S. 61).

mer). Alle Marktteilnehmer haben gleichen (und) ungehinderten Marktzugang. Es bestehen auch keine Arbitragemöglichkeiten.

- Alle Anleger haben bezüglich der (erwarteten) Rendite und des Risikos (Standardabweichungen und Kovarianzen) aller Wertpapiere homogene Erwartungen. Die Anleger sind risikoavers und beurteilen Wertpapiere bzw. Wertpapierportefeuilles nur anhand der beiden Parameter Erwartungswert und Standardabweichung der Rendite.
- Alle Anleger haben einen Planungshorizont von einer Periode; da es sich um ein einperiodiges Modell handelt, werden nur die Zustände  $t = 0$  und  $t = 1$  betrachtet bzw. sind entscheidungsrelevant.

Unter den genannten Annahmen ergibt sich nach CAPM als (erwartete) Gleichgewichtsrendite:<sup>656</sup>

$$E(r_j) = r + \beta_j \cdot (E(r_m) - r) \quad (171)$$

mit:

$$\beta_j = \frac{\text{cov}(r_j, r_m)}{\sigma_m^2} = \frac{\rho_{jm} \cdot \sigma_j}{\sigma_m} \quad (172)$$

mit:

$E(r_j)$  : erwartete Rendite des Wertpapiers  $j$  (im CAPM-Gleichgewicht)

$r$  : einheitlicher risikoloser Zins im CAPM

$E(r_m)$  : erwartete Marktrendite

655 Da es sich bei dem CAPM um ein einperiodiges Modell handelt, werden keine Zinsstrukturen risikoloser Anleihen berücksichtigt. Wird die Existenz eines risikolosen Zinses nicht vorausgesetzt, wird sich in der Literatur (vgl. z. B. KRUSCHWITZ: FINANZIERUNG (1999), S. 195) damit geholfen, daß die Existenz eines sog. Zero-Beta-Portfolios unterstellt wird. Dies soll ein Portfolio sein, daß zwar riskant ist (d. h. eine Standardabweichung  $> 0$  aufweist), aber eine Kovarianz mit dem Marktportfolio von Null aufweist. Der Verfasser ist aber der Meinung, daß ein solches Portfolio *niemals* existieren kann: Ist es nämlich (selbst wenn es auch nur ein sehr geringes Gewicht hat) Teil des Marktportfolios, ist die Kovarianz zwingend ungleich Null (und je geringer sein Gewicht, desto weniger steht es zur unbegrenzten Anlage zur Verfügung!). Ist es nicht Bestandteil des Marktportfolios, handelt es sich bei dem „Marktportfolio“ per Definition nicht um das tatsächliche Marktportfolio und die übrigen CAPM-Annahmen (perfekte Diversifikation!) sind nicht mehr vollständig erfüllt. Jeder Investor würde das Zero-Beta-Portfolio nämlich nachfragen, um ein gegenüber dem alten Marktportfolio „effizienteres“ neues (Markt-) Portfolio zu konstruieren.

656 Zur Herleitung vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 24-26.

$\text{cov}(r_j, r_m)$	: Kovarianz zwischen Marktrendite und Rendite des Wertpapiers j
$\sigma_m$	: Standardabweichung der Marktrendite
$\sigma_m^2$	: Varianz der Marktrendite
$\rho_{j m}$	: Korrelation zwischen Rendite des Wertpapiers j und des Marktes
$\beta_j$	: Beta des Wertpapiers j

Wie aus den Gleichungen (171) und (172) ersichtlich ist, entspricht die erwartete Gleichgewichtsrendite einzelner Wertpapiere dem risikolosen Zinssatz zuzüglich einer Risikoprämie, die linear von dem Betafaktor abhängt. Dieser spiegelt mit dem Kovarianzrisiko nur den systematischen Teil des Gesamtrisikos wider; im CAPM wird für das übrige, unsystematische Risiko keine Risikoprämie gewährt, da es durch Diversifikation vollständig eliminiert werden kann.<sup>657</sup>

Abgesehen von der grundsätzlichen Kritik am CAPM<sup>658</sup> stellt sich die Frage, ob und wie das CAPM auch auf bonitätsrisikobehaftete Anleihen übertragen werden kann. Zum einen stellt sich das Problem, daß Anleihen in der Regel zwar begrenzte Laufzeiten, aber Laufzeiten über mehrere Perioden haben und zwischenzeitlich Kuponzahlungen anfallen. Verschiedene Anleihen weisen aber auch unterschiedliche Laufzeiten auf. Dies kann – wenn überhaupt – nur durch ein mehrperiodiges CAPM erfaßt werden. Das CAPM bereitet aber im Mehrperiodenfall nicht nur praktische, sondern auch erhebliche theoretische und konzeptionelle Schwierigkeiten.<sup>659</sup> Weiterhin sind die Anleihe-Renditen per Fälligkeit auch nicht ansatzweise normalverteilt, da sie eine sehr asymmetrische Verteilung aufweisen (einerseits eine geringe Ausfallwahrscheinlichkeit, andererseits eine fixierte Zahlung, die nicht überschritten werden kann). Schließlich ist – falls eine Laufzeit vorliegt, die nicht dem Planungshorizont entspricht – bei Anleihen auch das Zinsänderungsrisiko zu berücksichtigen.

Naheliegend ist der Versuch, bei bonitätsrisikobehafteten Anleihen zwischen dem Rating und dem Betafaktor einen Zusammenhang herzustellen. Dagegen könnte sprechen, daß

---

657 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 26.

658 Vgl. m. w. N. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 28-29.

659 Vgl. SCHMIDT/TERBERGER: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 371-372.

teilweise in der Literatur das Bonitätsrisiko von Anleihen als unsystematisches, das Zinsänderungsrisiko als systematisches Risiko bezeichnet wird,<sup>660</sup> da Bonitätsrisiken einzelne Wertpapiere, Zinsänderungen den Gesamtmarkt betreffen. STEINER/HEINKE weisen jedoch darauf hin, daß im Rahmen des CAPM nie eine Risikoart als ausschließlich systematisch oder unsystematisch bezeichnet werden kann, da diese Differenzierung nur auf die Frage der Diversifizierbarkeit abstellt. Einerseits muß der Betafaktor als Maß für das systematische Risiko sowohl systematische Komponenten des Bonitätsrisikos als auch systematische Komponenten anderer Risikoarten einschließen. Damit im Zusammenhang steht andererseits, daß das Bonitätsrisiko zwar titelspezifisch ist, jedoch sowohl systematische als auch unsystematische Komponenten enthält.<sup>661</sup>

Neben dieser Divergenz der Risikophilosophien besteht außerdem ein methodisches Problem, daß Ratings anhand einer Ordinalskala (mit diskreten Ausprägungen) vergeben werden, Betafaktoren jedoch kardinal (und stetig) meßbar sind.

Schließlich wird auch darauf hingewiesen, daß das Beta einer Anleihe instabil ist, da es mit der im Zeitablauf sinkenden Duration abnehme, und daß diese mangelnde Stationarität der Betafaktoren nicht mit den kapitalmarkttheoretischen Modellen kompatibel ist.<sup>662</sup>

ALTMAN macht sogar darauf aufmerksam, daß niedrig-bewertete Anleihen *geringere* Volatilitäten aufweisen als weniger riskante Anleihen vergleichbarer Laufzeit, was sich auch an der Duration als Maß für die Zinselastizität ablesen lasse.<sup>663</sup> Dies liegt daran, daß ceteris paribus Anleihen mit einer höheren Rendite oder einem höheren Kupon geringere Durationen aufweisen.<sup>664</sup>

Als Argumente *für* einen Zusammenhang kann genannt werden, daß das Beta und das Rating durch die gleichen fundamentalen Daten bestimmt werden.<sup>665</sup> Außerdem hängt entsprechend Gleichung (172) das Beta von der Varianz ab. Eine Erhöhung der Varianz

---

660 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 174.

661 Vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 603.

662 Vgl. JAHANKHANI/PINCHES: BONDS (1982), S. 151ff. Die Problematik nicht-stationärer Betafaktoren liegt jedoch auch bei Aktien vor, vgl. z. B. SHARPE/ALEXANDER/BAILEY: INVESTMENTS (1995), S. 524-532.

663 Vgl. ALTMAN: RISKS (1988), S. 51.

664 Vgl. Kapitel 3.4.3.3 (S. 149).

665 Vgl. REILLY/JOEHNK: RATINGS (1976), S. 1387ff.

muß *ceteris paribus* zu einer Erhöhung des Betafaktors führen; ein Zusammenhang ist dann gegeben, wenn niedriger geratete Anleihen auch eine höhere Varianz aufweisen.

Verschiedene Untersuchungen zu dem Zusammenhang von Betafaktor und Rating<sup>666</sup> kommen zu völlig widersprüchlichen Ergebnissen, und zwar sowohl *ob* es einen Zusammenhang gibt als auch was *Richtung* und *Stärke* des Zusammenhanges angeht. So werden in einigen Untersuchungen *signifikant inverse* Beziehungen, in anderen ein *positiver* Zusammenhang und in dritten Untersuchungen *kein eindeutiger* Zusammenhang festgestellt.

Kritisch zu diesen Untersuchungen ist jedoch anzumerken, daß die Betafaktoren aus Preisschwankungen ermittelt werden. Diese Schwankungen werden aber auch durch Zinsänderungen und Bonitätsänderungen beeinflusst. Ein Zinsänderungsrisiko kann aber grundsätzlich nicht bewertungsrelevant sein;<sup>667</sup> im CAPM wird das Zinsänderungsrisiko ebenfalls nicht erfaßt, da nur die angenommene Verteilung der Preise in  $t = 1$  berücksichtigt wird. Weiterhin muß unterstellt werden, daß nicht das Bonitätsänderungsrisiko bewertungsrelevant ist, sondern das originäre Bonitätsrisiko, welches zwar Bonitätsänderungen mit einschließt, aber aufgrund der Berücksichtigung der möglichen Ausfälle „umfangreicher“ ist.<sup>668</sup>

Unter Berücksichtigung dieser Aspekte kann eine Anwendung des CAPM auf bonitätsrisikobehaftete Anleihen versucht werden, indem – CAPM-konform – nur zwei Zeitpunkte betrachtet werden, wobei im zweiten Zeitpunkt zwei Zustände (vollständige Zahlung von Zins und Tilgung oder Ausfall, ggf. unter Erhalt einer Rückzahlungsquote) möglich sind. Damit ist gleichzeitig das Zinsänderungsrisiko ausgeklammert.

Unter Verwendung der nach Gleichung (89) berechneten Standardabweichung sowie der Gleichungen (146), (171) und (172) ergibt sich dann durch Gleichsetzen der erwarteten Risikoprämien

$$\pi = \frac{\sigma_j \cdot \rho_{jm}}{\sigma_m} \cdot (E(r_m) - r) \quad (173)$$

666 Eine Übersicht findet sich bei STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 594.

667 Ausnahmen sind Derivate auf Zinsinstrumente.

668 Vgl. Kapitel 2.4.2 (S. 39).

als notwendige nominale Rendite:

$$y = \frac{r + \alpha + \lambda \cdot \sqrt{p - p^2} \cdot (E(r_m) - r) \cdot \frac{\rho_{jm}}{\sigma_m}}{1 - \alpha - \lambda \cdot \sqrt{p - p^2} \cdot (E(r_m) - r) \cdot \frac{\rho_{jm}}{\sigma_m}} \quad (174)$$

Einen ähnlichen Ansatz wie den hier vorgestellten verfolgen auch HURLEY/JOHNSON, die jedoch zu anderen Ergebnissen gelangen. Grund dafür ist, daß sie bei ihrer Herleitung *Risikoneutralität* der Investoren unterstellen.<sup>669</sup> Dies ist insofern fragwürdig, da das CAPM auf der Annahme von Risikoaversion der Investoren beruht.

In Gleichung (173) stellt der Term

$$\frac{\sigma_j \cdot \rho_{jm}}{\sigma_m}$$

den Betafaktor dar. Für eine gegebene Standardabweichung der Marktrendite hängt das Beta dann sowohl von der Korrelation als auch von der durch das Bonitätsrisiko verursachten Standardabweichung ab. Selbst wenn das Rating das gesamte Bonitätsrisiko richtig erfaßt, kann dann ein eindeutiger Zusammenhang zwischen Beta und Rating *nur für identische Korrelationen* vorliegen. Nur in diesem Fall würde das – nach CAPM bewertungsrelevante – systematische Risiko einer Anleihe tatsächlich einen konstanten Anteil am gesamten Bonitätsrisiko ausmachen.

Unter Berücksichtigung der Definition für den *Marktpreis des Risikos*<sup>670</sup>

$$P_M = \frac{(E(r_m) - r)}{\sigma_m} \quad (175)$$

ergibt sich für die zu vereinbarende Rendite aus (174):

$$y = \frac{r + \alpha + \lambda \cdot \sqrt{p - p^2} \cdot P_M \cdot \rho_{jm}}{1 - \alpha - \lambda \cdot \sqrt{p - p^2} \cdot P_M \cdot \rho_{jm}} \quad (176)$$

mit:

$P_M$  : Marktpreis des Risikos

669 Vgl. HURLEY/JOHNSON/ROTH: PRICING (1996), S. 66-70.

670 Vgl. SPREMANN: FINANZIERUNG (1996), S. 538.

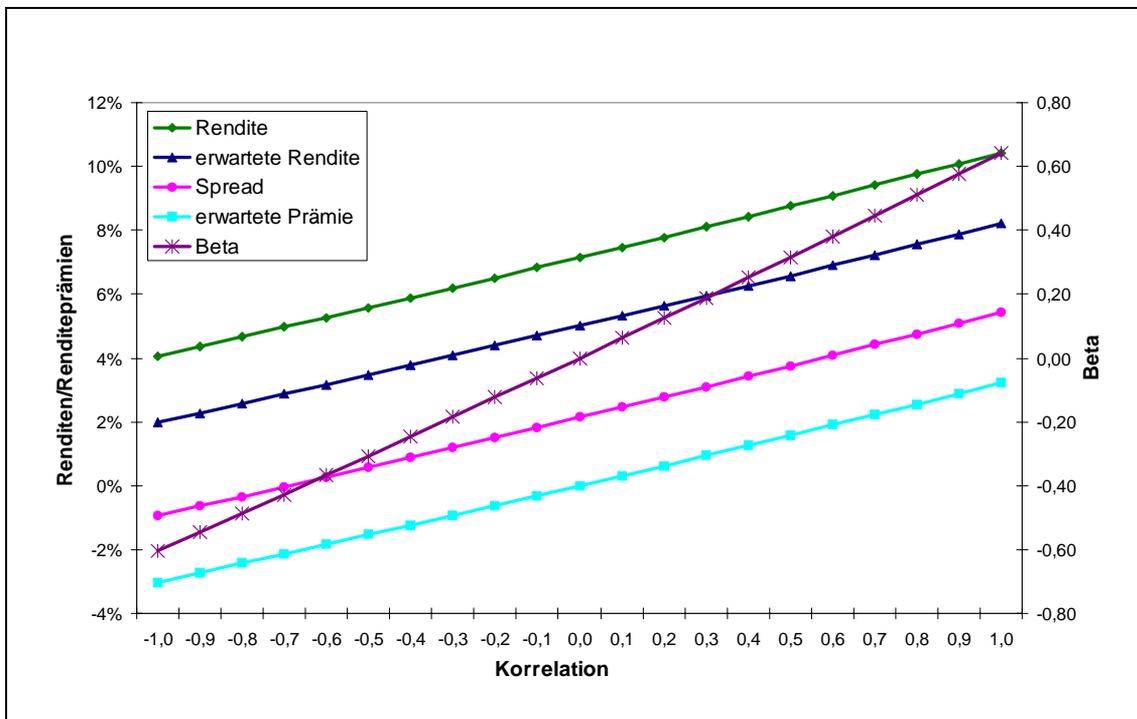
Der Spread beträgt entsprechend:

$$\eta = y - r = \frac{r + \alpha + \lambda \cdot \sqrt{p - p^2} \cdot P_M \cdot \rho_{jm}}{1 - \alpha - \lambda \cdot \sqrt{p - p^2} \cdot P_M \cdot \rho_{jm}} - r \quad (177)$$

Es gilt für die partielle Ableitung des Spread nach der Korrelation mit dem Markt:

$$\frac{\partial \eta}{\partial \rho_{jm}} > 0 \quad (178)$$

Die Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Betas von der Korrelation ist in Abbildung 3-22 dargestellt.



**Abbildung 3-22: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Betafaktors nach CAPM von der Korrelation<sup>a</sup>**

a Für  $p = 5\%$ ;  $\lambda = 40\%$  ( $\alpha = 20\%$ );  $r = 5\%$ ;  $r_m = 10\%$ ;  $\sigma_m = 15\%$ .

Für die anderen partiellen Ableitungen gilt nur für  $\rho_{jm} > 0$  immer:

$$\frac{\partial \eta}{\partial r} > 0 \quad (179)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial p} > 0 \quad (180)$$

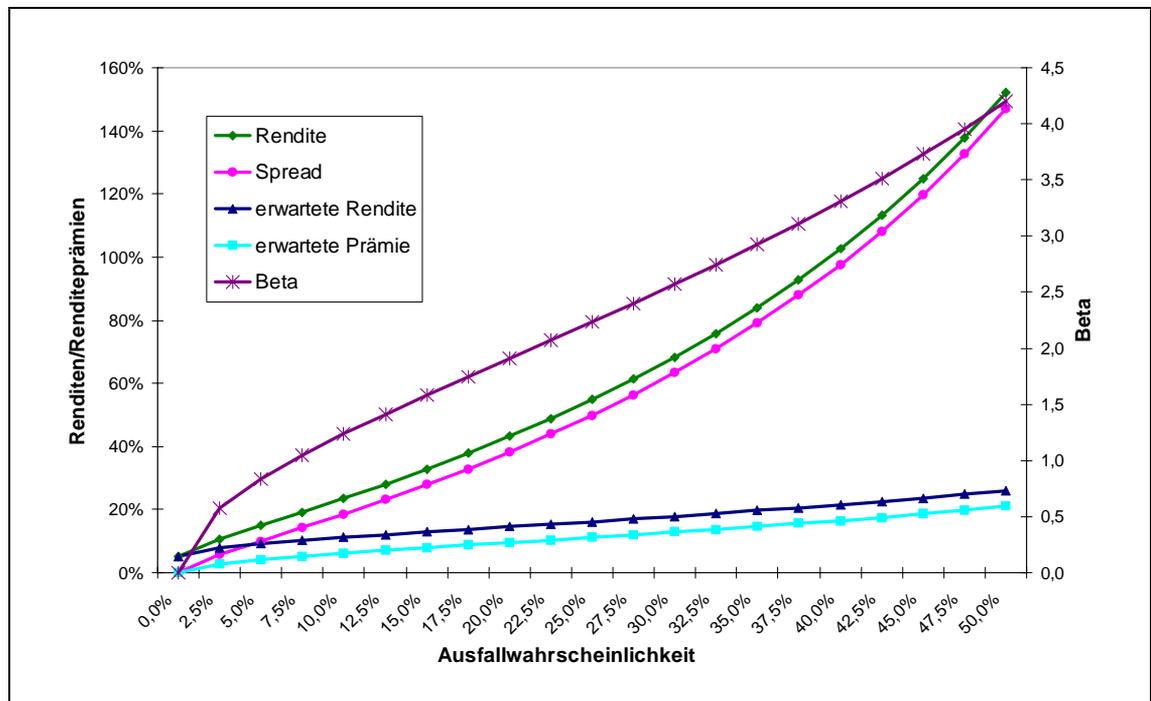
$$\frac{\partial \eta}{\partial \lambda} > 0 \tag{181}$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \alpha} > 0 \tag{182}$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial P_M} > 0 \tag{183}$$

(Für  $\rho_{jm} < 0$  kann es je nach Datenkonstellation Bereiche geben, in denen eine oder mehrere partielle Ableitungen negativ sind.)

Die Abhängigkeit der relevanten Größen von der Ausfallwahrscheinlichkeit (Konstanz der positiven Korrelation und der übrigen Parameter vorausgesetzt) ist Abbildung 3-23



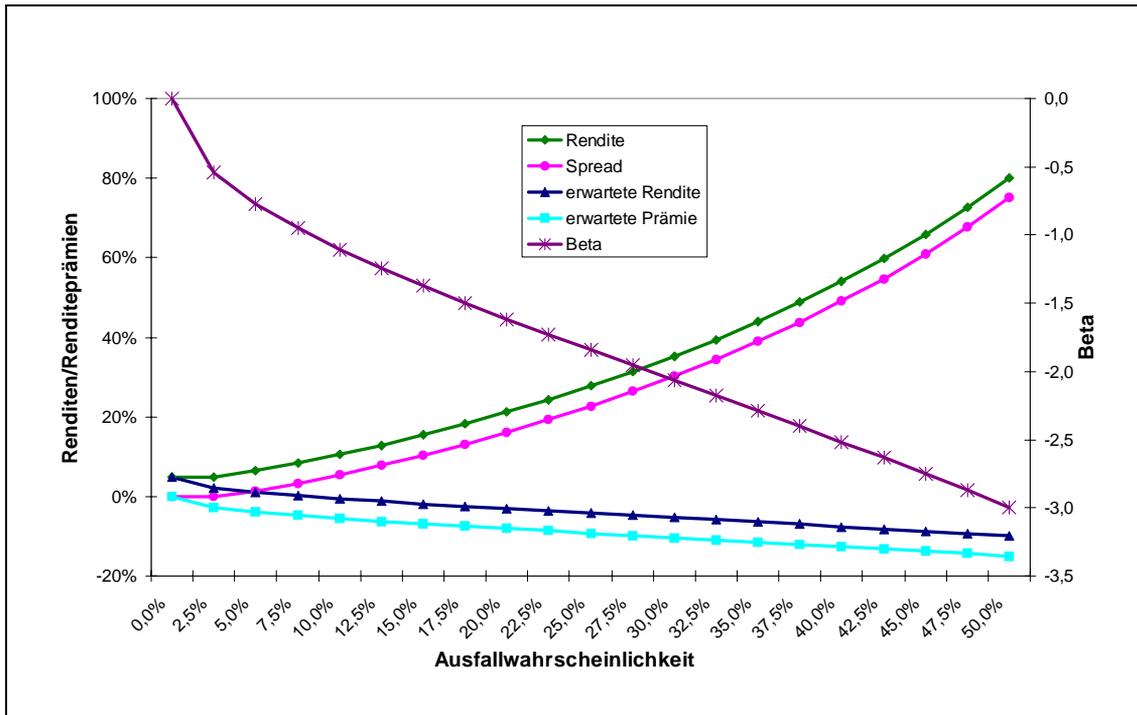
**Abbildung 3-23: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Beta-faktors nach CAPM (bei positiver Korrelation) von der Ausfallwahrscheinlichkeit<sup>a</sup>**

a Für  $\rho_{jm} = 0,5$ ;  $\lambda = 100\%$ ;  $r = 5\%$ ;  $r_m = 10\%$ ;  $\sigma_m = 15\%$ .

zu entnehmen. Dabei ist gut zu erkennen, daß *kein* linearer Zusammenhang zwischen Ausfallwahrscheinlichkeit und Rendite vorliegt, sondern daß die Rendite überproportional wachsen muß. Die Linearität ist nur für die erwartete Rendite und die erwartete Risikoprämie gegeben; dieses Ergebnis entspricht auch den grundsätzlichen Ergebnissen des

CAPM.

Eine entsprechende Darstellung für eine konstante *negative* Korrelation ist der Abbildung 3-24 zu entnehmen. Die erwartete Rendite nimmt nun mit steigender Ausfall-



**Abbildung 3-24: Abhängigkeit der Renditen und Renditeprämien sowie des Betafaktors nach CAPM (bei negativer Korrelation) von der Ausfallwahrscheinlichkeit<sup>a</sup>**

a Für  $\rho_{jm} = -0,5$ ;  $\lambda = 100\%$ ;  $r = 5\%$ ;  $r_m = 10\%$ ;  $\sigma_m = 15\%$ .

wahrscheinlichkeit *ab*; dies ist jedoch mit dem CAPM verträglich, da ein – betragsmäßig zunehmendes – *negatives* systematisches Risiko vorliegt, für welches die Anleger sich aufgrund der guten Diversifikationseigenschaften mit entsprechend geringeren *erwarteten* Renditen einverstanden erklären. Die nominale Rendite und der Spread nehmen jedoch grundsätzlich auch bei negativer Korrelation mit steigender Ausfallwahrscheinlichkeit zu. Der Grund dafür ist, daß hierdurch lediglich die (mit der Ausfallwahrscheinlichkeit wachsende) Ausfallprämie erfaßt wird.

Sieht man von dem Fall negativer Korrelationen zwischen Rendite des Marktportfolios und Bonitätsrisiko ab,<sup>671</sup> ergeben sich nach CAPM die gleichen theoretischen Abhän-

671 Dieser Fall dürfte in der Realität nicht vorkommen. Auch STEINER/HEINKE stellen fest, daß Ausfallrisiken in Rezessionsphasen zu- und in Wachstumsphasen abnehmen, vgl. STEINER/HEINKE: FINANZIERUNGSTHEORIE (1996), S. 592.

gigkeiten des Spread wie in den vorangegangenen Abschnitten: Steigt das risikolose Zinsniveau oder das Bonitätsrisiko, muß auch der Spread zunehmen. Hinsichtlich der im vorherigen Abschnitt diskutierten Risikoaversion ist festzustellen, daß die Risikoaversion (oder deren Veränderung) *einzelner Anleger* im CAPM *nicht* bewertungs- und somit auch nicht renditerelevant ist. Sie konkretisiert sich statt dessen entsprechend der TOBIN-Separation in den für das Marktportfolio und die risikoloser Anlage gewählten Anteilen. Jedoch ist im CAPM die – über alle Anleger aggregierte – Risikoaversion *des Gesamtmarktes* relevant, welche – durch den geforderten Marktpreis des Risikos – einen (positiven) Einfluß auf für einzelne Wertpapiere geforderte Renditen hat.

### 6. Beispiel [zu Gleichung (174)]:

Eine Anleihe ist durch folgende Parameter gekennzeichnet:  $p = 5\%$ ,  $q = 60\%$  (d. h.  $\lambda = 40\%$  und  $\alpha = 2\%$ ). Für den Markt gilt:  $E(r_m) = 10\%$ ,  $\sigma_m = 15\%$ ,  $r = 5\%$ ; Die Korrelation zwischen Marktrendite und der Anleihe wird auf  $\rho_{jm} = 0,8$  geschätzt.

Danach muß die Anleihe mit einer (versprochenen) Rendite von 9,75% ausgestattet werden, damit die erwartete Rendite 7,55% beträgt. Dies ist gleichzeitig die CAPM-Gleichgewichtsrendite, da sich bei diesen Daten eine Standardabweichung der Rendite von 9,57% und ein Anleihe-Beta von 0,51 ergibt.

### 3.5.5.5 Optionspreistheoretische Bewertung

Auf BLACK und SCHOLES geht die Bewertung riskanten Fremdkapitals unter Verwendung des optionspreistheoretischen Ansatzes zurück.<sup>672</sup> Dabei wird unterstellt, daß die Aktionäre des Unternehmens bei Fremdkapitalemission das Unternehmen an die Fremdkapitalgeber übertragen. Jedoch behalten sie das Nutzungsrecht und erwerben zusätzlich eine Option auf das Unternehmen, dieses bei Fälligkeit des Fremdkapitals durch dessen Tilgung zurückzukaufen. Diese Option werden die Aktionäre nur dann ausüben, wenn der Gesamtwert des Unternehmens über dem Ausübungspreis in Höhe der Fremdkapitaltilgung liegt. Bei dieser Sichtweise entspricht der Marktwert des riskanten Fremdkapitals dem Marktwert des gesamten Unternehmens abzüglich des Wertes des Calls:

---

672 Vgl. BLACK/SCHOLES: OPTIONS (1973), S. 649ff.

$$FK_0 = U_0 - C \quad (184)$$

(Alternativ kann das riskante Fremdkapital auch als ein Portfolio aus einer risikolosen Anleihe und einem verkauften Put auf das Unternehmensvermögen aufgefaßt werden; dies führt zu dem gleichen Ergebnis.)

Außerdem entspricht der Wert des Fremdkapitals dem Gesamtunternehmenswert abzüglich des Wertes des Eigenkapitals:

$$FK_0 = U_0 - EK_0 \quad (185)$$

Daraus folgt, daß der Wert des Calls gerade dem Wert des Eigenkapitals entspricht:

$$EK_0 = C \quad (186)$$

Der Wert des Calls beträgt nach BLACK/SCHOLES:

$$C = U_0 \cdot N(d_1) - FK_t \cdot e^{-r \cdot t} \cdot N(d_2) \quad (187)$$

$$d_1 = \frac{\ln\left(\frac{U_0}{FK_t}\right) + \left(r + \frac{1}{2} \cdot \sigma^2\right) \cdot t}{\sigma \cdot \sqrt{t}} \quad (188)$$

$$d_2 = \frac{\ln\left(\frac{U_0}{FK_t}\right) + \left(r - \frac{1}{2} \cdot \sigma^2\right) \cdot t}{\sigma \cdot \sqrt{t}} = d_1 - \sigma \cdot \sqrt{t} \quad (189)$$

mit

$FK_t$  : Marktwert des risikolosen Fremdkapitals bei Tilgung

$FK_0$  : Marktwert des riskanten Fremdkapitals im Betrachtungszeitpunkt

$EK_0$  : Marktwert des Eigenkapitals im Betrachtungszeitpunkt

$U_0$  : Marktwert des gesamten Unternehmens

$t$  : Restlaufzeit

Aus (184) und (187) folgt für den Wert des riskanten Fremdkapitals:

$$FK_0 = U_0 - U_0 \cdot N(d_1) + FK_t \cdot e^{-r \cdot t} \cdot N(d_2) \quad (190)$$

Die Rendite des riskanten Fremdkapitals ergibt sich aus:

$$FK_0 = FK_t \cdot e^{-y \cdot t} \quad (191)$$

Folglich beträgt die Rendite:

$$y = \frac{1}{t} \cdot \ln\left(\frac{FK_t}{FK_0}\right) \quad (192)$$

Der Spread beträgt:

$$\eta = y - r = \frac{1}{t} \cdot \ln\left(\frac{FK_t}{FK_0}\right) - r \quad (193)$$

Für die partiellen Ableitungen von Gleichung (193) unter Berücksichtigung von Gleichung (190) gilt:<sup>673</sup>

$$\frac{\partial \eta}{\partial U_0} < 0 \quad (194)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial \sigma} > 0 \quad (195)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial FK_t} > 0 \quad (196)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial t} > 0 \vee \frac{\partial \eta}{\partial t} = 0 \vee \frac{\partial \eta}{\partial t} < 0 \quad (197)$$

$$\frac{\partial \eta}{\partial r} < 0 \quad (198)$$

In den Größen Unternehmenswert, Volatilität und (absolute) Verschuldung äußert sich das „Risiko“ der Anleihe. In dem hier dargestellten optionspreistheoretischen Ansatz nimmt der Spread bei steigendem „Risiko“ zu. Formal kann dies dadurch erklärt werden, daß ceteris paribus bei einem geringeren Unternehmenswert, einer höheren Volatilität oder einer höheren Verschuldung die Wahrscheinlichkeit steigt, daß die Eigenkapitalgeber bei Fälligkeit ihre Kaufoption verfallen lassen, d. h. daß sie das Unternehmen *nicht* durch Fremdkapitaltilgung zurückkaufen, sondern das verbleibende Unternehmensver-

---

673 Vgl. MERTON: DEBT (1974), S. 454-457.

mögen den Fremdkapitalgebern zur Verwertung belassen.<sup>674</sup> Deshalb ergeben sich hier die gleichen Zusammenhänge zwischen Risiko und Spread wie nach dem stochastischen Ansatz; für die empirische Überprüfung ergibt sich dieser Zusammenhang zwischen Rating und Spread, da davon ausgegangen werden kann, daß die genannten Risikoaspekte Einfluß auf das Anleiherating haben.

Der Einfluß der Restlaufzeit ist hier nicht eindeutig. Zu seiner Analyse kann auf den von MERTON eingeführten „Quasi-Verschuldungsgrad“ zurückgegriffen werden, der definiert ist:<sup>675</sup>

$$L = \frac{FK_t \cdot e^{-r \cdot t}}{U_0} \quad (199)$$

mit

$L$  : Quasi-Verschuldungsgrad

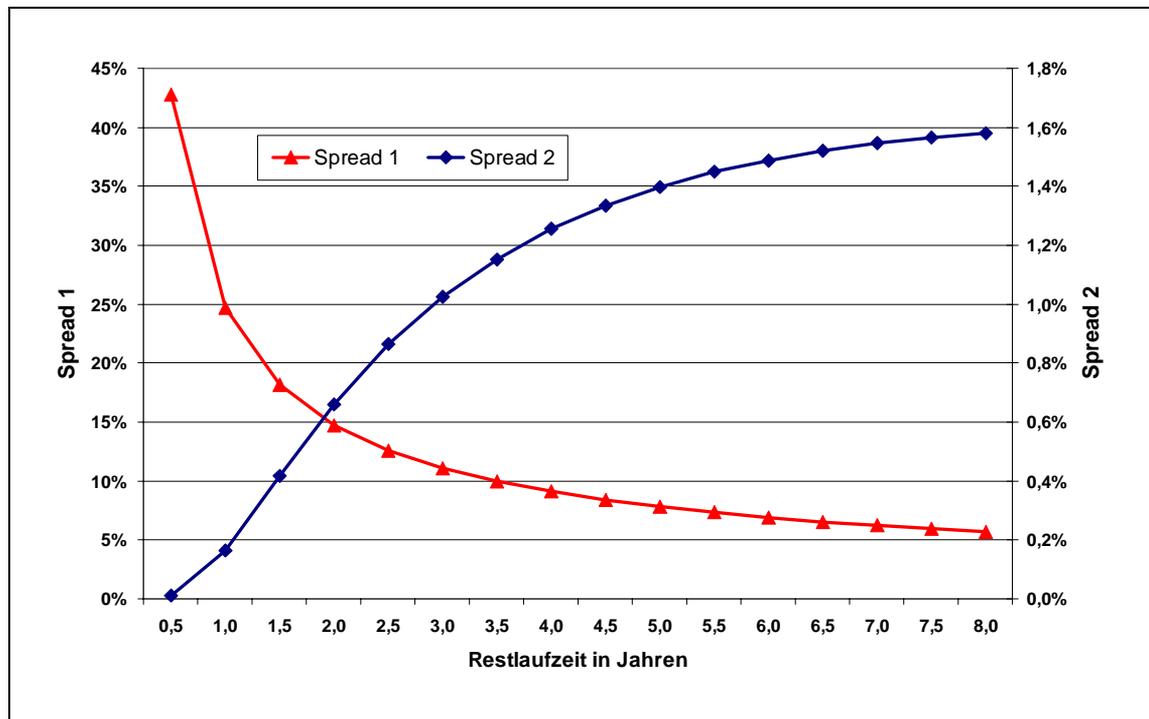
Bei dieser Größe handelt es sich um den Verschuldungsgrad, der sich ergibt, wenn die Anleihe als *risikolos* angenommen wird. HEINKE zeigt, daß der Spread bei einem Quasi-Verschuldungsgrad von  $L < 1$  mit steigender Restlaufzeit zunächst steigt und später fällt, während bei  $L \geq 1$  der Spread stets eine fallende Funktion der Restlaufzeit darstellt. Dieser Effekt wird mit der für  $L > 1$  im Bewertungszeitpunkt vorliegenden praktischen Überschuldung begründet; da jedoch ein Konkurs annahmegemäß nur bei Fälligkeit des Fremdkapitals eintreten kann („europäische Option“), besteht in diesem Fall noch die Wahrscheinlichkeit, daß der Unternehmenswert sich positiv entwickelt und am Fälligkeitstag zur Fremdkapitaltilgung ausreicht. Diese Wahrscheinlichkeit steigt dabei mit längerer Restlaufzeit, was dazu führt, daß das Ausfallrisiko und damit auch der Spread sinken.<sup>676</sup> Dieser Sachverhalt ist nachfolgend für zwei unterschiedliche Verschuldungsgrade in Abbildung 3-25 dargestellt.

Interessant ist schließlich im optionspreistheoretischen Ansatz auch der Einfluß des Zinsniveaus: Während im stochastischen Ansatz eine *Zunahme* des Spread mit steigendem Zinsniveau zu verzeichnen ist, nimmt entsprechend Gleichung (198) der Spread

674 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 127-128.

675 Vgl. MERTON: DEBT (1974), S. 455.

676 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 129-130.



**Abbildung 3-25: Abhängigkeit des Spread von der Restlaufzeit im optionspreistheoretischen Ansatz (für unterschiedliche Verschuldungsgrade)<sup>a</sup>**

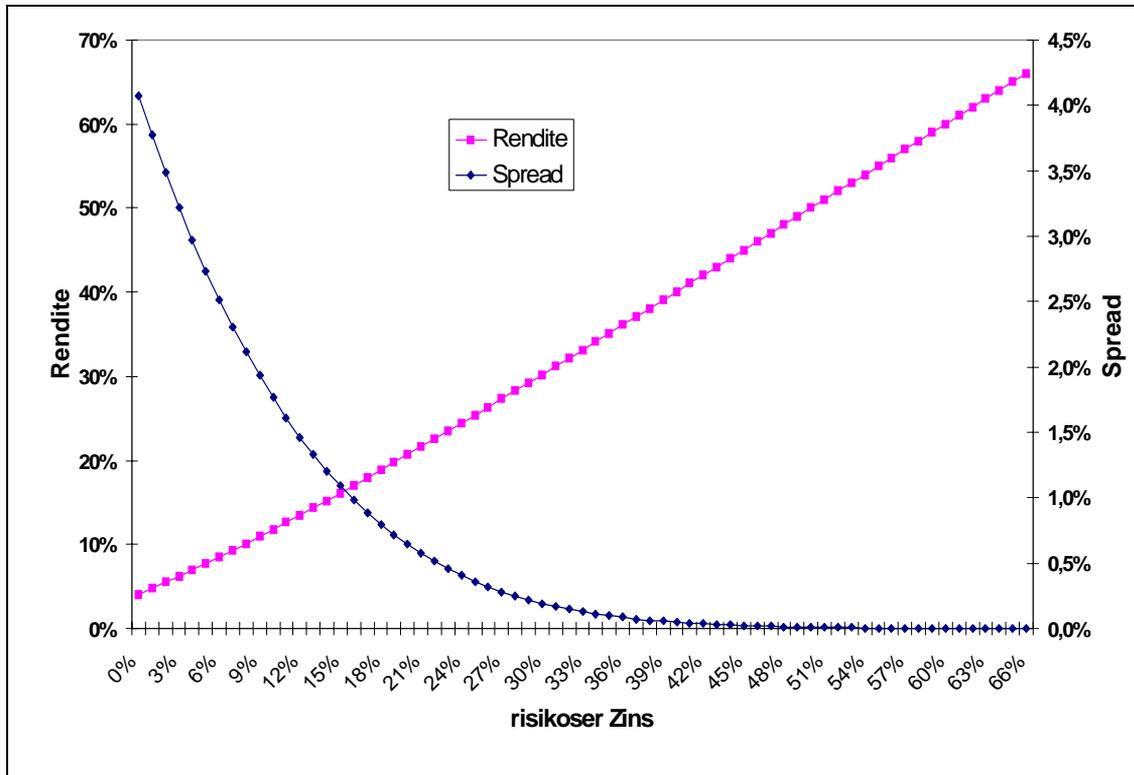
a Für  $\sigma = 40\%$ ,  $U_0 = 100$ ;  $r_f = 5\%$ ;  $FK_1 = 120$ ;  $FK_2 = 40$ .

hier mit steigendem Zinsniveau *ab*. Wie Abbildung 3-26 zu entnehmen ist, konvergiert der Spread dabei mit zunehmendem Zinsniveau gegen den Wert Null, d. h. bei einem entsprechend hohen Zinsniveau ergibt sich im optionspreistheoretischen Ansatz für risikante Fremdkapitaltitel annähernd die gleiche Rendite wie für risikolose Fremdkapitaltitel.

Eine mögliche Erklärung für diesen Widerspruch in den theoretischen Ergebnissen beider Ansätze liegt in einer der BLACK/SCHOLES-Formel zugrunde liegenden Annahme: Der Wert des Underlyings (hier: der Unternehmenswert) folgt einem von der Zinsentwicklung *unabhängigem* Random Walk.<sup>677</sup> Deshalb gilt die aus der partiellen Ableitung (198) abgeleitete Aussage auch nur, falls Zinsänderungen keinen Einfluß auf den Unternehmenswert aufweisen. Wird der Wert des Unternehmens jedoch als Barwert zukünftiger Cashflows aufgefaßt, so daß Zinsänderungen auch den Unternehmenswert verändern,<sup>678</sup> dürften sich auch andere Ergebnisse einstellen. Dazu müßte aber in einem ersten

<sup>677</sup> Vgl. BLACK/SCHOLES: OPTIONS (1973), S. 640.

<sup>678</sup> Diese Annahme wäre sicherlich realitätsnäher; als Indiz läßt sich nennen, daß bei *unerwarteten* Zinserhöhungen (-senkungen) durch die Notenbanken regelmäßig die Aktienkurse fallen (steigen).



**Abbildung 3-26: Abhängigkeit der Rendite und des Renditespread vom risikolosen Zinssatz im optionspreistheoretischen Ansatz (bei konstantem Verschuldungsgrad)<sup>a</sup>**

a Für  $\sigma = 20\%$ ,  $U_0 = 100$ ;  $t = 1$ ;  $FK = 90$ .

Schritt ein entsprechendes Bewertungsmodell aufgestellt werden.<sup>679</sup>

679 Ein Beispiel für ein Optionsmodell, bei dem der Preis des Underlyings zinsabhängig ist, stellt der GARMAN/KOHLHAGEN-Ansatz zur Bewertung von Anleiheoptionen dar, vgl. dazu STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 341-342.

## 4 Empirische Untersuchung zum Zusammenhang von Renditen und Rating

### 4.1 Einleitung

Für den US-amerikanischen Markt liegen bereits eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen zum Rating vor. Daneben gibt es mittlerweile auch einige Untersuchungen für den deutschen Markt.<sup>680</sup> Diese beschäftigen sich mit unterschiedlichen Fragestellungen und unterscheiden sich entsprechend bezüglich ihres Designs. Grundsätzlich können Untersuchungen zum Thema danach unterschieden werden, ob

- bestehende Ratings an sich

oder

- Änderungen von Ratings

auf ihren Informationsgehalt untersucht werden.

Empirische Arbeiten zu *bestehenden* Ratings untersuchen den Zusammenhang zwischen den Renditen (bzw. Renditespreads) und dem jeweiligen Rating, ggf. unter Berücksichtigung weiterer möglicher Einflußfaktoren wie z. B. Zinsniveau, Restlaufzeit, Kuponhöhe, Liquidität. Dabei kann auf einer zweiten Ebene unterschieden werden, ob nur das *Emissionsrating* im Verhältnis zu der *Emissionsrendite* analysiert wird (d. h. ob nur der Primärmarkt untersucht wird), oder ob die Untersuchung über die gesamte *Laufzeit* der zu betrachtenden Anleihen (d. h. auch am Sekundärmarkt) erfolgt.

Untersuchungen zu *Ratingänderungen* beschäftigen sich mit Kursreaktionen auf Ratingaktionen, d. h. ob und in welchem Ausmaß diese Ratingänderungen einen Informationswert besitzen. Auf Seiten des Rating als potentielle Ursache kann dabei nur die bloße Änderung untersucht werden, es kann aber auch eine Änderung in Verbindung mit einer (eventuellen) vorherigen Aufnahme in eine Watchlist oder gar ein Watchlisting als eigenständiges Ereignis<sup>681</sup> betrachtet werden. Auf der Wirkungsseite kann danach unterschieden werden, ob der Einfluß der genannten Aktionen nur auf die gerateten Fremdkapital

---

680 Zu diesen vgl. Kapitel 4.3 (S. 223).

681 Dies gilt auch als Ratingaktion und kann als eine „Ratingänderung im weiteren Sinne“ bezeichnet werden. Vgl. Kapitel 2.3.3 (S. 23).

pitaltitel oder ob auch die Reaktionen von Eigenkapitaltiteln (des gleichen Emittenten) untersucht werden. Nach HEINKE kann die Informationswirkung von Ratings an sich als „statischer Informationswert“ und die von Ratingänderungen als „dynamischer Informationswert“ bezeichnet werden.<sup>682</sup>

## 4.2 Hypothesen zum Zusammenhang von Rating und Rendite

Je nachdem, ob der statische oder der dynamische Informationswert von Ratings untersucht wird, können unterschiedliche Hypothesen getestet bzw. als Erklärungsansatz empirischer Befunde verwendet werden.<sup>683</sup> Dabei können einige dieser Hypothesen sowohl in einer statischen als auch in einer dynamischen Betrachtung eine Rolle spielen. Eine Übersicht zu den wichtigsten Hypothesen in diesem Zusammenhang ist Tabelle 4-18 zu entnehmen.

Hypothesen	Statische Betrachtung	Dynamische Betrachtung
<b>Hypothesen zur Bonitätsbewertung</b>		
Risikoabgeltungshypothese	X	X
Zyklushypothese	X	X
Kuponhypothese	X	X
Restlaufzeithypothese	X	X
<b>Hypothesen zur Informationsmenge</b>		
Information Content-Hypothese	X	X
Liquidity-/Neglected Firm-Hypothese	X	X
Regulierungshypothese	X	X
Market Anticipation-Hypothese	X	X
Konkurrenzhypothese	--	X

**Tabelle 4-18: Einordnung wichtiger Hypothesen und testbarer Einflußfaktoren zum Rating<sup>a</sup>**

682 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 309, obwohl er beim statischen Informationswert nur das *Emissionsrating*, d. h. den Primärmarkt betrachtet.

683 Die nachfolgenden Ausführungen beziehen sich nur noch auf Anleihen.

Hypothesen	Statische Betrachtung	Dynamische Betrachtung
<b>Agency-Hypothesen</b>		
Signallinghypothese	X	--
Spezialisierungshypothese	X	X
Doppelzertifizierungshypothese	X	X
Reliabilityhypothese	X	X
<b>Verhaltenshypothesen</b>		
Overreaction-Hypothese	--	X
Preisdruckhypothese	X	X

**Tabelle 4-18: Einordnung wichtiger Hypothesen und testbarer Einflußfaktoren zum Rating<sup>a</sup>**

a Zusammenfassende Darstellung nach HEINKE: RATING (1998), S. 134-136, S. 255-258, S. 369-370, S. 475-480.

Die *Hypothesen zur Bonitätsbewertung* beschäftigen sich mit der Höhe der Bonitätsrisikoprämie in Abhängigkeit des Rating und weiterer Einflußfaktoren. Diese sind aus den Bewertungsmodellen abgeleitet.<sup>684</sup>

- Bei Gültigkeit der *Risikoabgeltungshypothese* muß ein positiver Zusammenhang zwischen der Bonitätsrisikoprämie und dem durch das Rating ausgedrückte Bonitätsrisiko bestehen. Dies würde sich sowohl in einer statischen als auch in einer dynamischen Betrachtung niederschlagen. Aus einem solchen positiven Zusammenhang kann jedoch noch nicht auf positive *erwartete* Prämien geschlossen werden, da auch bei Risikoneutralität die Renditespreads zunehmen müssen, um das höhere Ausfallrisiko zu kompensieren.<sup>685</sup>
- Die *Zyklushypothese* stellt einen (ratingunabhängigen) Zusammenhang zwischen dem Zinsniveau und den Risikoprämien bzw. deren Änderungen auf. Nach dem stochastischen Ansatz ergibt sich ein positiver, nach dem optionspreistheoretischen Ansatz ein negativer Zusammenhang zwischen Höhe des Zinsniveaus und Höhe der

<sup>684</sup> Vgl. Kapitel 3.5.5 (S. 189),

<sup>685</sup> Dies schlägt sich in der „Ausfallprämie“ nieder, vgl. Gleichung (72)

Renditespreads.<sup>686</sup>

- Untersuchungen zur *Kuponhypothese* beschäftigen sich damit, inwieweit ein Zusammenhang zwischen der Kuponhöhe und der Bonitätsrisikoprämie bzw. deren Änderung besteht. Aufgrund der Tatsache, daß Emissionen in der Regel zu oder nahe pari begeben werden und deshalb riskantere Anleihen tendenziell höhere Kupons aufweisen, läßt sich hier ein stark positiver Zusammenhang erwarten.
- Analog zu der Kuponhöhe wird bei einem Test der *Restlaufzeithypothese* untersucht, inwieweit ein (positiver oder negativer) Zusammenhang zwischen der Restlaufzeit und der Bonitätsrisikoprämie bzw. deren Änderung besteht.

Nach den *Hypothesen zur Informationsmenge* lassen sich (neben dem Rating) ggf. weitere Einflußfaktoren identifizieren, die auf die Renditespreads wirken:

- Die wichtigste Hypothese zu Ratingänderungen ist die *Information Content-Hypothese*, nach der Ratingänderungen einen Gehalt an (neuen) Informationen über das Kreditrisiko aufweisen und zu Kursreaktionen führen (müssen). Für Neuemissionen wird erwartet, daß die Renditespreads zu einem Großteil durch die Ratings erklärt werden können.<sup>687</sup>
- Nach der *Liquidity-Hypothese* und der verwandten *Neglected Firm-Hypothese* haben auch die Liquidität der Anleihen bzw. die Unternehmensgröße des Emittenten Einfluß auf die Rendite-Spreads bzw. auf die Stärke der Kursreaktionen bei Ratingänderungen. Diese Größen werden dabei anhand des Emissionsvolumens und/oder der Anzahl der Börsenlistings und/oder der Anzahl der Bookrunner operationalisiert.<sup>688</sup>
- Nach der *Regulierungshypothese* sind Unterschiede in den Creditspreads und deren Änderungen je nach Art des Emittentenstatus zu erwarten, wenn unterschiedliche Emittenten unterschiedlichen Regulierungen (z. B. Banken versus Industrieunternehmen) unterworfen sind.<sup>689</sup>
- Die *Market Anticipation-Hypothese* besagt, daß eine höhere Unsicherheit im Markt,

---

686 Vgl. Kapitel 3.5.5.5 (S. 211).

687 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 182-184.

688 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 184-188.

689 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 188-190.

die sich durch eine höhere Zinsvolatilität ausdrückt, in die Marktbewertung der Anleihen einfließt und somit eine höhere Bonitätsprämie bedingt.<sup>690</sup>

- Die *Konkurrenzhypothese* drückt aus, daß Kursreaktionen bei einer Ratingänderung davon abhängig sind, ob ihr eine Ratingaktion der gleichen oder einer anderen Agentur vorausgegangen ist.<sup>691</sup>

Die *Agency-Hypothesen* untersuchen neben dem Signalwert von Ratings, ob aufgrund der Existenz von Ratingagenturen und der damit intendierten Lösung der Agency-Probleme<sup>692</sup> *zusätzliche* Agency-Probleme entstehen, die Einflüsse auf die Renditespreads sowie die Kursreaktionen bei Ratingänderungen haben:<sup>693</sup>

- Die *Signallinghypothese* schreibt der Tatsache, daß Anleihen überhaupt geratet sind, einen Signalwert durch die Zertifizierungs- und Offenlegungsfunktion zu. Demnach müssen sich bei gerateten Unternehmen im Vergleich zu ungerateten Unternehmen niedrigere Renditen ergeben.<sup>694</sup>
- Die *Spezialisierungshypothese* wird als Erklärungsansatz verwendet, wenn sich je nach Bilanzierungsraum des Emittenten (z. B. Deutschland versus USA) signifikant unterschiedliche Prämien oder Kursreaktionen ergeben. Nach dieser Hypothese besitzen nämlich die Ratingagenturen, die selbst anglo-amerikanischer Herkunft sind, Analysevorteile in diesen Rechnungslegungssystemen.<sup>695</sup>
- Die *Doppelzertifizierungshypothese* besagt, daß ein identisches Rating einer zusätzlichen Ratingagentur die beobachtbare Risikoprämie weiter reduziert. Ein Test dieser Hypothese läßt sich erweitern um die Frage, welche Bedeutung der Markt sog. Split-Ratings (d. h. unterschiedlichen Ratings verschiedener Agenturen für eine Emission)

---

690 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 190-191.

691 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 191-193.

692 Vgl. Kapitel 2.5.1.2 (S. 65).

693 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 257.

694 Die Signallinghypothese zu testen dürfte problematisch sein: Wenn Untersuchungen zu dem Ergebnis kommen, daß geratete Anleihen im Schnitt geringere Prämien als ungeratete aufweisen, so kann das zwar bedeuten, daß ein Signalwert existiert. Dies setzt aber voraus, daß die Anleihen sich nur dahingehend unterscheiden, ob sie ein Rating besitzen, während sie aber das gleiche Risiko aufweisen müssen. Aber über dieses Risiko liegen in diesem Fall mangels Rating keine oder nicht ausreichende Informationen vor. Deshalb kann ein solches Ergebnis auch bedeuten, daß zu der Klasse ungerateter Anleihen eher riskantere Anleihen gehören.

695 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 239-240.

beimißt. Dabei wird untersucht, ob grundsätzlich einer bestimmten Agentur stärker vertraut wird oder ob immer das bessere oder das schlechter Rating für maßgeblich gehalten wird. Diese Untersuchungen lassen sich nicht nur in der statischen, sondern auch in der dynamischen Betrachtung durchführen (z. B. „Wie wirken sich Ratingänderungen aus, wenn nur eine Agentur das Rating ändert, die andere ihres jedoch konstant hält?“, und zwar für die unterschiedlichen Fälle, daß vorher ein identisches bzw. schon ein Split-Rating bestand).<sup>696</sup>

- Die *Reliabilityhypothese* zielt auf die Glaubwürdigkeit / Verlässlichkeit der Ratingagenturen ab. Dabei wird untersucht, ob der Markt Ratings verschiedener Agenturen als gleichwertig ansieht.<sup>697</sup>

*Verhaltenshypothesen* schließlich untersuchen, ob vom Rating (oder dessen Änderung) Einflüsse auf das Verhalten der Marktteilnehmer ausgehen, die nicht (allein) mit dem Informationsgehalt des Rating zu begründen sind:<sup>698</sup>

- Gemäß der *Overreaction-Hypothese* führen Ratingänderungen zu irrationalen Überreaktionen, denen sich später signifikante Kursreaktionen in die entgegengesetzte Richtung anschließen.<sup>699</sup>
- Die *Preisdruckhypothese* besagt, daß bei Ratingherabstufungen bestimmte (institutionelle) Anleger aufgrund von ratingakzessorischen Kapitalmarktvorschriften zum Verkauf der Papiere gezwungen sind, was zu einem Preisdruck (durch Überangebot) führt. Upgrades hingegen lösen keine regulierungsbedingten Kaufzwänge und somit keinen Preisdruck durch Übernachfrage aus. Dieser ratingakzessorische Effekt kann sich auch bei Neuemissionen dahingehend äußern, daß bei einem Übergang von investment-grade zu speculative-grade gerateten Anleihen ein überproportionaler Anstieg der Spreads beobachtbar ist.

---

696 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 243-244.

697 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 244-246.

698 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 257.

699 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 249-251.

### 4.3 Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen zum Rating

#### 4.3.1 Untersuchungen zu Ratingänderungen

Die grundlegende Frage im Zusammenhang mit Ratingänderungen ist, ob eine Ratingaktion eine neue, d. h. zusätzliche Information für den Kapitalmarkt darstellt, oder ob durch sie lediglich bereits vorhandene Informationen reflektiert werden. Nur wenn es sich um eine neue Information handelt, erfüllt das Rating auch die dynamische Informationsfunktion. Der Wert dieser Information wird durch eine Analyse von Preisreaktionen auf diese Ratingaktionen ermittelt. Dies geschieht im Rahmen einer sog. Event-Study (Ereignis-Studie), bei der das Verhalten der Renditen bzw. Preise der Anleihen<sup>700</sup> vor, am und nach dem Ereignistag (= Ankündigungszeitpunkt der Ratingaktion) untersucht wird.<sup>701</sup>

Für die USA liegt eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen zu Kursreaktionen auf Ratingänderungen vor. HEINKE hat dazu eine chronologische Übersicht sowohl für die Reaktionen von Fremdkapitaltiteln<sup>702</sup> als auch für die Reaktionen von Eigenkapitaltiteln<sup>703</sup> aufgestellt.

Für den deutschen Markt untersuchen zwei Arbeiten, inwieweit es bei Ratingänderungen zu signifikanten Kursreaktionen (bei den zu Grunde liegenden Anleihen) kommt. Diese Arbeiten von KASERER und HEINKE werden nachfolgend vorgestellt.

##### 4.3.1.1 Die Untersuchung von KASERER

Die erste Untersuchung zu Ratingänderungen für den deutschen Markt hat KASERER<sup>704</sup> vorgelegt. Er untersucht in seiner Event-Study die Informationswirkungen von Ratingänderungen für den Zeitraum April 1989 bis August 1993. Dabei betrachtet er insgesamt 76 Änderungen (53 Downgrades und 23 Upgrades) der Agentur MOODY'S. Diese Ände-

---

700 Grundsätzlich beziehen sich im Folgenden die Darstellungen auf Reaktionen von Fremdkapitaltiteln, obwohl ein Großteil der Ausführungen für Eigenkapitaltitel analog gilt.

701 Vgl. dazu und zu der Methodik von Ereignisstudien HEINKE: RATING (1998), S. 376, der auch Literaturhinweise zu der Methodik von Aktien-Event-Studies gibt.

702 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 271-278.

703 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 287-292.

704 Vgl. KASERER: RATINGÄNDERUNGEN (1995), S. 263-273.

rungen unterscheidet er weiter nach Emittentengruppen: 50 Änderungen betreffen private Unternehmen (38 Downgrades und 12 Upgrades), die übrigen 26 Änderungen betreffen öffentliche Emittenten, d. h. öffentliche Unternehmen bzw. Staaten (15 Upgrades und 11 Downgrades). KASERER kommt zu den folgenden Ergebnissen:

- Ankündigungen von Ratingänderungen führen in der Gesamtstichprobe im ersten Monat zu signifikanten Renditeänderungen in der erwarteten Richtung, d. h. eine Herabstufung führt zu einer Erhöhung, eine Heraufstufung zu einer Verringerung der Risikoprämie. Wird jedoch eine Differenzierung nach Emittentengruppen vorgenommen, so gilt diese Aussage nur noch für private Unternehmen, während bei öffentlichen Emittenten nur noch bei Herabstufungen signifikante Kursreaktionen festgestellt werden können.
- Ein beträchtlicher Teil des Ankündigungseffektes ist jedoch schon im Vorfeld der Änderungen (bis zu 90 Tage vorher) im Kurs vorweggenommen. Bei Heraufstufungen öffentlicher Emittenten hat die gesamte Kursanpassung offensichtlich sogar schon vor der Ankündigung stattgefunden.
- Im Zeitraum von einem bis drei Monate nach Ankündigung kommt es zu einer teilweisen Umkehr der Kursreaktion.

Das letztgenannte Ergebnis kann dahingehend interpretiert werden, daß es sich bei den Kursreaktionen bei Ankündigung um Überreaktionen handelt, die später eben wieder wettgemacht werden. Zu der unterschiedlichen Verhaltensweise von privaten und öffentlichen Emittenten wird als Erklärungsansatz geliefert, daß Ratingagenturen bei öffentlichen Emittenten über weniger exklusive Informationen verfügen. Bei privaten Emittenten hingegen gibt es z. B. private Gespräche zwischen Emittent und Agentur o. ä., die dann in die Ratingentscheidung einfließen.

Kritisch anzumerken an dieser Untersuchung ist jedoch, daß – abgesehen von dem geringen Stichprobenumfang – keine Unterscheidung nach Ratingklassen erfolgt (da durchschnittliche Prämien über *alle* Klassen berechnet werden) und daß insgesamt je Ratingänderung nur sechs Kursbeobachtungen in dem 180-Tage-Fenster in die Analyse eingehen.

#### 4.3.1.2 Die Untersuchung von HEINKE

Auch HEINKE<sup>705</sup> untersucht, ob die Veröffentlichung einer Ratingaktion (hier also nicht nur die effektive Ratingänderung, sondern auch eine Watchlist-Plazierung) eine kursrelevante Information darstellt. Seine Stichprobe umfaßt 546 Ereignisse zwischen Juni 1985 und Dezember 1996, von denen es sich bei 356 Ereignissen um Downgrades und bei 190 Ereignissen um Upgrades handelt. Je Ereignis beträgt sein Untersuchungszeitraum insgesamt 360 Börsentage, d. h. von 180 Tagen vor bis 180 Tagen nach Ankündigung der Ratingaktion.

HEINKE kommt zu dem Ergebnis, daß Herabstufungen (und Aufnahmen in eine Überwachungsliste mit negativem Ausblick) kurzfristig, d. h. bei und in den ersten Tagen nach Ankündigung, zu signifikanten Kursrückgängen führen, während Heraufstufungen (und Aufnahmen in Überwachungslisten mit positivem Ausblick) keine Kurssteigerungen in diesen Tagen auslösen. Somit kann die Information Content-Hypothese nur für Downgrades gestützt werden, während sie für Upgrades verworfen werden muß.

Die langfristige Betrachtung ergibt jedoch, daß ein Teil der bonitätsbedingten Kursbewegung bereits vor der Änderung vollzogen ist, und zwar bis zu 90 Tage vorher. An diese schließen sich zwar die o. g. weiteren Kursrückgänge kurz nach Ankündigung an, denen aber in den folgenden 30 Tagen entsprechende Gegenbewegungen folgen. Aufgrund dieser Beobachtung stellen sich zum „Zeitpunkt eines Downgradings getroffene Verkaufsentscheidungen [...] bei längerfristiger Betrachtung fast immer als vermögensschädigend heraus.“<sup>706</sup>

Als mögliche Erklärungsansätze werden in diesem Zusammenhang die Overreaction- und die Preisdruck-Hypothese genannt. Weiterhin stellt HEINKE fest, daß auch die Zyklushypothese bestätigt werden kann: Die Kursreaktionen hängen sowohl bei Up- als auch bei Downgrades vom aktuellen Zinsniveau ab, und zwar dahingehend, daß die Kursreaktion um so stärker ausfällt, je höher das zum Ankündigungszeitpunkt vorherrschende bonitätsrisikolose Zinsniveau ist. Schließlich haben titelspezifische Größen wie Kupon und Restlaufzeit ebenfalls einen Einfluß auf die Kursreaktionen. Die übrigen test-

---

705 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 371-480.

706 HEINKE: RATING (1998), S. 480.

baren Hypothesen werden entweder abgelehnt oder erbringen widersprüchliche Ergebnisse. Zusammenfassend kommt HEINKE zu dem Ergebnis, daß der dynamische Informationswert von Ratings am Markt für DM-Anleihen nicht oder nur schwach-kurzfristig ausgeprägt ist.<sup>707</sup>

### 4.3.2 Untersuchungen zum statischen Informationsgehalt des Rating

Eine Übersicht über die wichtigsten Untersuchungen zum statischen Informationsgehalt des Rating findet sich bei HEINKE.<sup>708</sup> Die beiden für den deutschen Markt vorliegenden Untersuchungen werden nachfolgend vorgestellt.

#### 4.3.2.1 Die Untersuchung von NÖTH

Die erste Untersuchung zum Rendite-Rating-Zusammenhang für den deutschen Markt hat NÖTH<sup>709</sup> vorgelegt. Er untersucht auf dem Sekundärmarkt monatliche Anleihe-Renditen von 113 Emittenten zwischen 1988 und 1991, die mit einem Rating von MOODY'S ausgestattet sind. Dabei formuliert er zu Testzwecken u. a. die folgende Hypothese:

- Es besteht ein Zusammenhang zwischen der Rendite und dem Rating einer Anleihe, wenn die Rendite um die Faktoren Zinsniveau, Restlaufzeit und Liquidität bereinigt wird.<sup>710</sup>

NÖTH stellt drei verschiedene Regressionsansätze vor, mit denen er jeweils seine Hypothesen testet. Dabei unterscheiden sich die drei Regressionsansätze hinsichtlich der Operationalisierung des Rating. So lautet z. B. der erste Regressionsansatz:<sup>711</sup>

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 \cdot y_{\text{Bund},t} + \beta_3 \cdot \ln(\text{RLZ}_{it}) + \beta_4 \cdot \ln(\text{EVol}_i) + \beta_5 \cdot \text{Rating}_{it} + v_{it} \quad (200)$$

$$\text{mit } v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$$

707 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 480.

708 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 262-266.

709 Vgl. NÖTH: DM-EUROANLEIHEN (1995), S. 543.

710 Genauer müßte es aufgrund des nachfolgenden Regressionsansatzes heißen: Es besteht ein *linearer* Zusammenhang zwischen der Rendite und dem Rating.

711 Vgl. NÖTH: DM-EUROANLEIHEN (1995), S. 547. Bei der zweiten Alternative wird das Rating mit Hilfe von vier Dummy-Variablen operationalisiert (die Klasse Aaa wird dabei lediglich implizit abgebildet), bei der dritten Alternative wird das Rating mit einem Binärcode codiert. Hierbei gelangt er zu vergleichbaren Ergebnissen wie bei der ersten Alternative.

mit:

$y_{it}$	: Rendite der Anleihe $i$ im Zeitpunkt $t$
$\beta_i$	: Regressionskoeffizienten 1 bis 5
$y_{\text{Bund}, t}$	: Umlaufrendite im Zeitpunkt $t$
$RLZ_{it}$	: Restlaufzeit der Anleihe $i$ im Zeitpunkt $t$
$EVol_i$	: Emissionsvolumen der Anleihe $i$
$Rating_{it}$	: Rating der Anleihe $i$ im Zeitpunkt $t$ (kardinalisiert)
$v_{it}$	: Residuum der Anleihe $i$ im Zeitpunkt $t$ (Zufallsterm)
$u_i$	: wertpapierspezifische Konstante der Anleihe $i$ (zeitunabhängig)
$\varepsilon_{it}$	: Störterm (Zufallsterm)

Für das Rating werden dabei die folgenden Rangplätze vergeben („Kardinalisierung“):  
Aaa = 1; Aa = 2; A = 3; Baa = 4; Junk = 5.

Man erkennt, daß diese Regression neben dem (kardinalisierten) Rating und der als Benchmark gewählten Umlaufrendite auch die (logarithmierte) Restlaufzeit und das (logarithmierte) Emissionsvolumen (als operationalisierte Liquidität) als Einflußgröße auf die Anleiherendite berücksichtigt.

Dabei kommt NÖTH zu den folgenden Ergebnissen: Alle Koeffizienten der Regressionsgleichung sind signifikant von Null verschieden. Da die Hypothese  $\beta_5 = 0$  verworfen wird, existiert ein (hier: positiver) Zusammenhang zwischen Rating und Rendite der Anleihen. Die Koeffizienten  $\beta_3$  und  $\beta_4$  für die Restlaufzeit bzw. das Emissionsvolumen sind stets signifikant negativ. Ein weiteres Ergebnis ist, daß die Renditespreads jedoch im Zeitablauf nicht konstant sind, wofür das allgemeine Zinsniveau als Ursache vermutet wird, da in Hochzinsphasen die Spreads mehr als dreimal so groß sind wie in Niedrigzinsphasen.<sup>712</sup>

Es muß aber darauf hingewiesen werden, daß die Untersuchung von NÖTH einige Probleme aus ökonometrischer Sicht aufweist. Diese werden im Rahmen der eigenen Unter-

---

712 Vgl. NÖTH: DM-EUROANLEIHEN (1995), S. 555.

suchung anhand der konkreten Regressionen und deren Ergebnissen erläutert.<sup>713</sup>

#### 4.3.2.2 Die Untersuchung von HEINKE

HEINKE<sup>714</sup> untersucht ausschließlich Emissionsratings, d. h. den Primärmarkt, für den Zeitraum 1980-1997. Betrachtet werden dabei nur reguläre Kuponanleihen und als risikolose Benchmark wird eine REX-Rendite gleicher Restlaufzeit und Kuponhöhe verwendet. Die Gesamtstichprobe umfaßt 868 Titel, von denen 252 Emissionen jedoch ungeratet sind. 403 Titel weisen ein Rating sowohl von MOODY'S als auch S&P auf (Split- oder Doppel-Rating), 100 Titel nur ein MOODY'S-, 130 nur ein S&P-Rating.

Neben univariaten Analysen werden auch multiple Regressionen durchgeführt. Dabei werden als Regressoren u. a. das kodierte Rating, die Restlaufzeit, das Zinsniveau, die Zinsvolatilität, das Emissionsvolumen, die Anzahl der Börsenlistings, die Anzahl der Marketmaker, sowie (über 0/1-Variablen) Emittentennationalität und -typus, Besicherung und Rangstellung sowie Existenz eines Doppelratings erfaßt.

Die Untersuchungen kommen zu dem Ergebnis, daß die Ratings einen wesentlichen Einfluß auf die Bonitätsrisikoprämien ausüben, da die Regressionskoeffizienten der Ratings hochsignifikant von Null verschieden sind. Neben den Ratings wirken sich in der Gesamtstichprobe außerdem noch die Größen Zinsniveau, Zinsstruktursteigung, Emittententypus „Supranationale Unternehmen“ sowie eventuell vorliegende Garantien signifikant auf die Höhe der Bonitätsprämie aus, und zwar bei allen mit einem negativen Vorzeichen. Als nicht signifikant erweisen sich dabei u. a. die Größen Zinsvolatilität, Restlaufzeit, Emissionsvolumen, Anzahl der Marketmaker und der Börsenlistings.<sup>715</sup>

### 4.4 Eigene empirische Untersuchung

Eine empirische Untersuchung zum statischen Informationswert von Ratings im Sekundärmarkt ist Gegenstand dieses Kapitels. Nach einer Beschreibung der in die Untersuchung eingehenden Anleihen werden anhand verschiedener Methoden unterschiedliche

---

713 Vgl. Kapitel 4.4.3.2 (S. 241).

714 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 309-370.

715 Vgl. HEINKE: RATING (1998), S. 362.

Hypothesen zum Zusammenhang von Rendite bzw. Renditespread und Rating getestet.

#### 4.4.1 Datenbasis

Für die nachfolgende Untersuchung hat die Deutsche Finanzdatenbank (Mannheim) Kurs- und Stammdaten<sup>716</sup> von insgesamt 553 DM-Anleihen (mit 516.252 Tageskursen), die mit einem Emissionsrating von MOODY'S ausgestattet waren, zur Verfügung gestellt. Diese Anleihen sind (laut Klassifizierung der Datenbank) dem Segment des DM-Euro-marktes zuzuordnen und wurden oder werden an deutschen Börsen gehandelt. Grundsätzlich werden dabei nur Kurse von Anleihen betrachtet, die eine aussagekräftige Renditeberechnung erlauben, d. h. Anleihen mit Sonderrechten (insbesondere kündbare Anleihen, Wandelanleihen) oder Floater werden ausgeklammert. Die täglichen Kursdaten erstrecken sich über den Zeitraum vom 01.01.1990 bis zum 31.12.1995; in diesen sechs Kalenderjahren gab es 1.502 Börsentage.

Für den gleichen Zeitraum wurden von der DEUTSCHEN BÖRSE AG die REX-Indizes und die REX-Koeffizienten bereitgestellt.

##### 4.4.1.1 Stichprobenauswahl

Von den gelieferten Ausgangsdaten wurden nur diejenigen Anleihen und -kurse betrachtet, die gleichzeitig alle folgenden Kriterien erfüllen:

- Die Kuponzahlung erfolgt genau einmal pro Jahr, und zwar immer zu einem festen Tag und Monat. Außerdem erfolgt die letzte Kuponzahlung zeitgleich mit der Tilgung, die wiederum endfällig, d. h. in einer Summe, und zwar genau zum Nennwert, erfolgt.<sup>717</sup>
- Die Kuponzahlung ist über die Laufzeit konstant und beträgt mindestens 3% (d. h. Stufenzins-, Nullkupon- und „Quasi-“Nullkuponanleihen<sup>718</sup> werden nicht berück-

---

716 D. h.: WKN, tägliche Kurse, Datum der Kurse, Urdatum (bei fortgeschriebenen Kursen), Börsenplatz, Kurszusatz, Anleihebezeichnung, Endfälligkeit, Rückzahlungskurs, Emissionsrating von MOODY'S, Zinstermine, Kuponhöhe je Zinstermin.

717 Grund für diese Einschränkungen ist, daß „ungewöhnliche“ Zahlungsströme (z. B. Tilgung nicht zum Nennwert oder Tilgung und letzte Kuponzahlung an unterschiedlichen Tagen) einen unverhältnismäßig höheren Programmieraufwand bei der Berechnung der täglichen Renditen bedeuten würden. Diese Einschränkung wirkt sich jedoch nur bei einigen wenigen Anleihen aus.

sichtig). Hierfür liegt der Grund darin, daß die Vergleichsrendite aus den REX-Koeffizienten abgeleitet wird, welche nur für konstante Kupons (und auch nicht für Nullkuponanleihen) berechnet werden kann.

- Die Restlaufzeit beträgt mindestens 0,5 und höchstens 10,5 Jahre. Dies ist dadurch bedingt, daß die Anleihen, die als Input-Daten zur REX-Berechnung verwendet werden, auch eine maximale Restlaufzeit von 10,5 Jahren aufweisen.
- Den Kursfeststellungen liegen Umsätze zu Grunde, d. h. Tax-Kurse o. ä. bleiben unberücksichtigt. Hierdurch wird gewährleistet, daß nur tatsächliche Marktpreise in die Untersuchung eingehen.

#### 4.4.1.2 Ermittlung der Renditen und Spreads

Bei der Berechnung der Anleiherenditen stellt sich die grundsätzliche Frage, ob (und inwieweit) steuerliche Aspekte dabei zu berücksichtigen sind. Problematisch bei einer Ermittlung von Nach-Steuer-Renditen und dementsprechend Nach-Steuer-Rendite-spreads wäre, daß nicht nur die relevanten (und ggf. auch zukünftigen) Grenzsteuersätze unbekannt sind, sondern auch, daß Annahmen über die Art der Anleger (private versus institutionelle) getroffen werden müßten.<sup>719</sup> Ebenfalls wurde dargestellt, daß eine steuerliche Erfassung von Kursveränderungen (bei institutionellen Anlegern) schon eine starke Annäherung der tatsächlichen Nachsteuer-Rendite an die „um den Steuersatz bereinigte Vorsteuerrendite“ mit sich bringt.<sup>720</sup> Weiterhin spricht für eine Vor-Steuer-Betrachtung, daß es sich bei den REX-Renditen als Benchmark ebenfalls um Größen vor Steuer handelt, bei deren Berechnung jedoch die eventuell existierenden Kuponeffekte berücksichtigt werden. Aus diesen Gründen wird auf eine Einbeziehung von Steuern verzichtet.

Entsprechend ihrer zukünftigen Zahlungen werden die Anleihekurse nach ISMA<sup>721</sup> in Renditen umgerechnet, d. h. unter Berücksichtigung von Kuponhöhe, (exakter) Restlaufzeit und eventuell anfallender Stückzinsen. Da auch die ISMA-Formel für  $m > 2$  nicht

---

718 Hierbei handelt es sich um Optionsanleihen, die aufgrund der beigefügten Optionsscheine mit einem sehr geringen Kupon ausgestattet sind. Optionsanleihen ex Optionsschein, die einen Kupon von mindestens 3% aufweisen, werden jedoch berücksichtigt.

719 Zur ausführlichen Diskussion der Problematik steuerlicher Aspekte vgl. Kapitel 3.3.6 (S. 120).

720 Vgl. Kapitel 3.3.6.2 (S. 128).

721 Vgl. Gleichung (16).

nach der gesuchten Rendite aufgelöst werden kann, ist zur Berechnung das NEWTON-Verfahren angewendet worden,<sup>722</sup> wobei sich zwei Iterationsschritte als ausreichend erwiesen haben.<sup>723</sup>

Die Berechnung der Renditespreads erfolgt dergestalt, daß zu jeder Anleiherendite anhand der (sieben) täglichen REX-Regressionskoeffizienten<sup>724</sup> eine „entsprechende“ kupon- und restlaufzeitangepaßte REX-Rendite berechnet wird. Der Spread einer Anleihe ergibt sich als:<sup>725</sup>

$$\eta_{it}(m, K) = y_{it}(m, K) - \text{rex}_{it}(m, K) \quad (201)$$

mit:

- $\eta_{it}(m, K)$  : Spread der Anleihe i mit Restlaufzeit m und Kuponhöhe K im Zeitpunkt t
- $y_{it}(m, K)$  : ISMA-Rendite der Anleihe i mit Restlaufzeit m und Kuponhöhe K im Zeitpunkt t
- $\text{rex}_{it}(m, K)$  : zur Anleihe i gehörige REX-Rendite mit Restlaufzeit m und Kuponhöhe K im Zeitpunkt t

#### 4.4.1.3 Klassifizierung

Im weiteren Verlauf werden nicht mehr individuelle Renditen und Renditespreads je Börsentag und Anleihe, sondern nur noch durchschnittliche Renditen und Renditespreads je Tag und Ratingklasse betrachtet. Dabei werden die jeweiligen Renditen ihrem Rating entsprechend den fünf Klassen Aaa, Aa, A, Baa und Ba zugeordnet.<sup>726</sup> Aus-

722 Zum NEWTON-Verfahren (eigentlich: „Iterationsverfahren nach NEWTON-RAPHSON“) vgl. LOCAREK: FINANZMATHEMATIK (1997), S. 20. Das NEWTON-Verfahren benötigt einen geeigneten Startwert. Dieser wurde hier anhand des Näherungsverfahrens von ALTROGGE (vgl. Gleichung (10)) ermittelt, wobei in der Formel nach ALTROGGE, die für ganzjährige Restlaufzeit entworfen wurde, hier die exakte Restlaufzeit (z. B.  $m = 3,78$  [Jahre]) eingesetzt wurde.

723 Ein Vergleich von dem jeweiligen tatsächlichen Dirty Price mit dem rechnerischen, durch Diskontierung der Cashflows anhand der ermittelten Zinssätze, hat gezeigt, daß Abweichungen nicht vor der sechsten Dezimalstelle auftraten.

724 Vgl. Kapitel 3.3.5.4 (S. 118).

725 Vgl. Gleichung (49). Im weiteren Verlauf der Arbeit wird aufgrund der Indexierung mit i und t auf die Aufführung der Größen m und K verzichtet.

726 De facto handelt es sich dabei um die Bildung von Renditen für Rating-Indizes. Eine ähnliche Vorgehensweise wählt DUFFEE: SPREADS (1998), S. 2227.

gangspunkt ist dabei das mit den Daten mitgelieferte Emissionsrating. Zusätzlich werden im Falle von Ratingänderungen die entsprechenden Anleihen bei Ankündigung der Änderung aus der alten Klasse herausgenommen und der neuen Klasse zugeordnet.<sup>727</sup> Dieses Vorgehen hat den Vorteil, daß eventuelle „Ausreißer“ über die Durchschnittsbildung das Gesamtergebnis nicht verzerren können. Solche Ausreißer können z. B. entstehen, wenn den Kursen zwar Umsätze zu Grunde liegen, diese Umsätze aber sehr gering und die Kurse eventuell nicht marktgerecht sind. Außerdem ist nicht separat für jede Ratingänderung zu untersuchen, ob die Kursreaktion nicht schon vor dieser Änderung erfolgt ist.<sup>728</sup>

#### 4.4.1.4 Exkurs: Behandlung ZAST-freier Anleihen

Zwar werden bei der *Berechnung* der Renditen steuerliche Aspekte ausgeklammert, bei der *Auswahl* der Anleihen ist dies nicht möglich. Grund dafür ist, daß zwar zum 01.01.1993 „generell“ in Deutschland die ZAST eingeführt wurde, diese ZAST aber nicht gleichermaßen auf die Kupon-Erträge aller Anleihen erhoben wurde: Für alle vor dem 24.09.1992 begebenen Anleihen der WELTBANK sowie für alle vor dem 04.11.1992 begebenen Anleihen der INTERAMERIKANISCHEN ENTWICKLUNGSBANK (IADB) galt eine Befreiung von der ZAST.<sup>729</sup> Eine Analyse der Renditen der Anleihen dieser Emittenten legt den Verdacht nahe, daß es aufgrund dieser Befreiung und gleichzeitiger Erhebung der ZAST bei allen anderen Emissionen zu einer Verzerrung der relativen Spreads gekommen ist. Die Indizien dafür lassen sich in Abbildung 4-27 ablesen: Die durchschnittlichen Spreads über diese ZAST-befreiten Anleihen<sup>730</sup> werden denen der Anleihen der EUROPÄISCHEN INVESTITIONSBANK (EIB) gegenübergestellt.<sup>731</sup> (Bei allen drei Emittenten handelt es sich um Supranationale Organisationen, die über den gesamten Zeit-

---

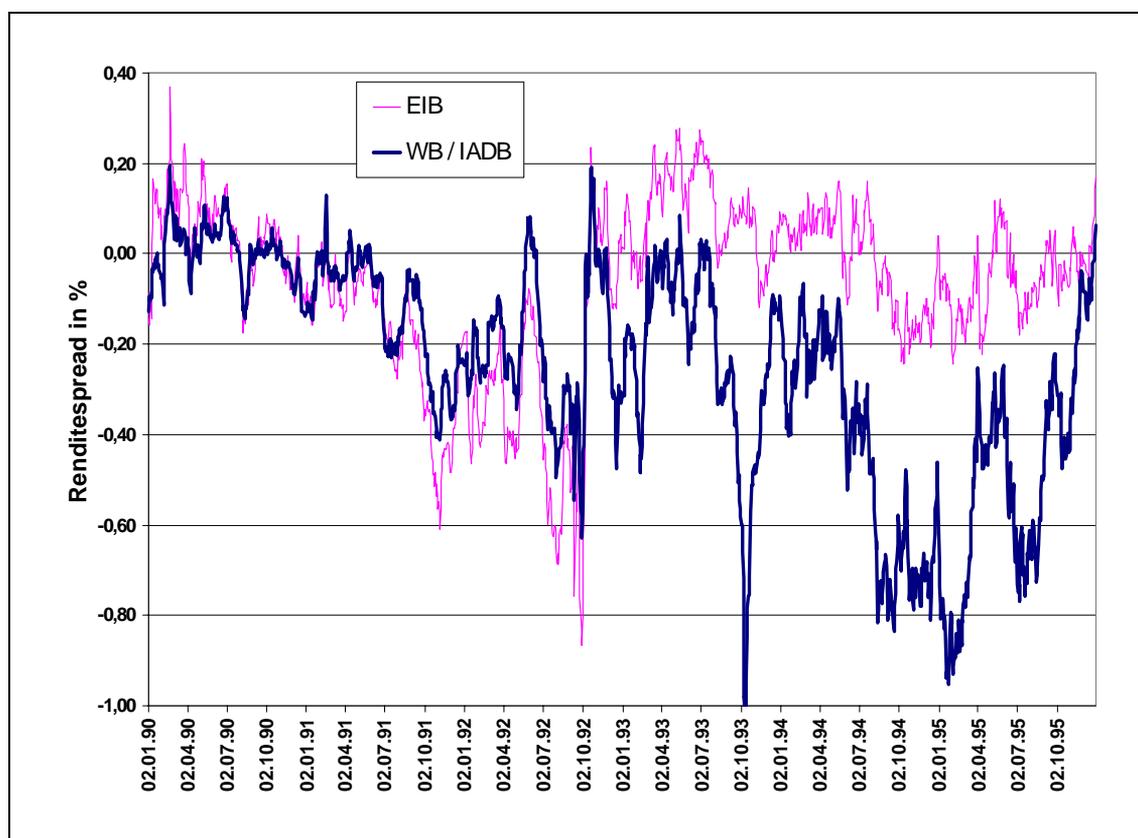
727 Die gelieferten Daten enthielten nur das Rating ex Emission. Die relevanten Ratingänderungen wurden zum Teil von Herrn Christoph Kaserer zur Verfügung gestellt, dem hierfür herzlich gedankt sei, zum Teil wurden sie vom Verfasser erhoben.

728 Vgl. dazu Kapitel 4.3.1 (S. 223).

729 Vgl. STEINER/BRUNS: WERTPAPIERMANAGEMENT (1998), S. 163, FN 27.

730 Im Durchschnitt enthält die Gruppe WB/IADB 31,4 Anleihen.

731 Im Durchschnitt enthält die Gruppe EIB 17,7 Anleihen. Dieser Durchschnitt enthält jedoch nicht alle Anleihen der EIB, sondern wurde so gewählt, daß er in durchschnittlicher Restlaufzeit und durchschnittlicher Kuponhöhe ungefähr den ZAST-befreiten entsprach, um den steuerlichen Effekt isoliert betrachten zu können.



**Abbildung 4-27: Renditespreads der ZAST-freien Anleihen gegenüber denen der Kontrollgruppe (EUROPÄISCHE INVESTITIONSBANK) 1990 – 1995<sup>a</sup>**

a Quelle: Eigene Berechnungen.

raum konstant das identische Rating Aaa aufweisen.) Vor Einführung dieser ZAST wiesen alle drei Emittenten annähernd die gleichen Renditespreads auf. Mit Einführung der ZAST sanken jedoch die Spreads der ZAST-befreiten Anleihen relativ zu denen der EIB deutlich. (Tendenziell ist dieser Effekt schon vorher, sprich mit der Beschlußfassung über die Einführung, zu erkennen). Dies ist ein starkes Indiz dafür, daß die Anleger quellensteuerbefreite (deutlich) präferieren. Aufgrund der Stärke des Auseinanderlaufens der Spreads dürfte der Grund dafür auch nicht nur im Steuerstundungseffekt, sondern in einer tatsächlichen Steuerunehrlichkeit<sup>732</sup> liegen.

Aufgrund dieser festgestellten Diskrepanz werden im Folgenden der Klasse Aaa (bei den anderen Klassen stellt sich das Problem nicht) nur nicht-quellensteuerbefreite Anleihen zugeordnet.<sup>733</sup>

732 Vgl. Kapitel 3.3.6.1 (S. 122).

733 Auch auf die Aufnahme der (wenigen) nach den jeweiligen Stichtagen begebenen Anleihen der beiden genannten Emittenten wird aus Konsistenzgründen verzichtet.

#### 4.4.1.5 Ergebnis der Bereinigung

Nach der genannten Bereinigung verblieb die in Tabelle 4-19 dargestellte Anzahl von durchschnittlich pro Tag in die Untersuchung eingehenden Kursen.<sup>734</sup> Insgesamt handelt

Jahr	Aaa	Aa	A	Baa	Ba	Summe
1990	93,8	72,8	29,8	26,7	9,9	232,9
1991	91,8	71,3	33,7	30,8	10,0	237,5
1992	89,2	79,0	46,4	35,1	13,0	262,7
1993	103,1	83,3	44,7	32,1	16,4	279,6
1994	115,2	76,6	35,9	26,1	20,2	274,0
1995	112,6	71,4	29,9	17,5	17,5	248,9
1990 – 1995	100,9	75,7	36,7	28,0	14,5	255,9

**Tabelle 4-19: Durchschnittliche Anzahl der untersuchten Anleihen je Klasse und Jahr**

es sich dabei um 445 verschiedene Emissionen<sup>735</sup> mit insgesamt 389.497 Tageskursen.

#### 4.4.2 Deskriptive Statistik zu den untersuchten Daten

##### 4.4.2.1 Beschreibung des Zinsumfeldes

Wie man der Abbildung 3-11 zum Verlauf der REX-Renditen entnehmen kann, ist der Untersuchungszeitraum 1990 – 1995 durch ein interessantes und wechselhaftes Zinsumfeld gekennzeichnet: Im Jahr 1990 lag eine mehr oder weniger flache Zinskurve auf hohem Niveau (ca. 8,5% bis 9%) vor. Zu Beginn des Jahres 1991 sanken die langfristigen Zinsen leicht, während die kurzfristigen Zinsen weiter anstiegen. Als Ergebnis lag bis Ende 1992 eine inverse Zinskurve vor. Gegen Ende 1992 fielen die kurzen und die langen Zinsen, wobei die kurzfristigen Zinsen deutlich stärker fielen, so daß mehr oder

734 In der Klasse B waren durchschnittlich nur 3,3 Anleihen pro Tag vertreten, so daß diese Klasse aufgrund des zu geringen Umfanges nicht untersucht wird. Im Gegensatz zu der in Kapitel 4.3.2.1 (S. 226) vorgestellten Untersuchung von NÖTH erfolgt in dieser Arbeit auch keine Zusammenfassung der Klassen Ba und B zu Junk, da diese Klassen unterschiedliche Renditespreads aufweisen und deshalb die Ergebnisse schwierig zu interpretieren wären.

735 Eine Auflistung der Emissionen ist dem Anhang (S. 293) zu entnehmen.

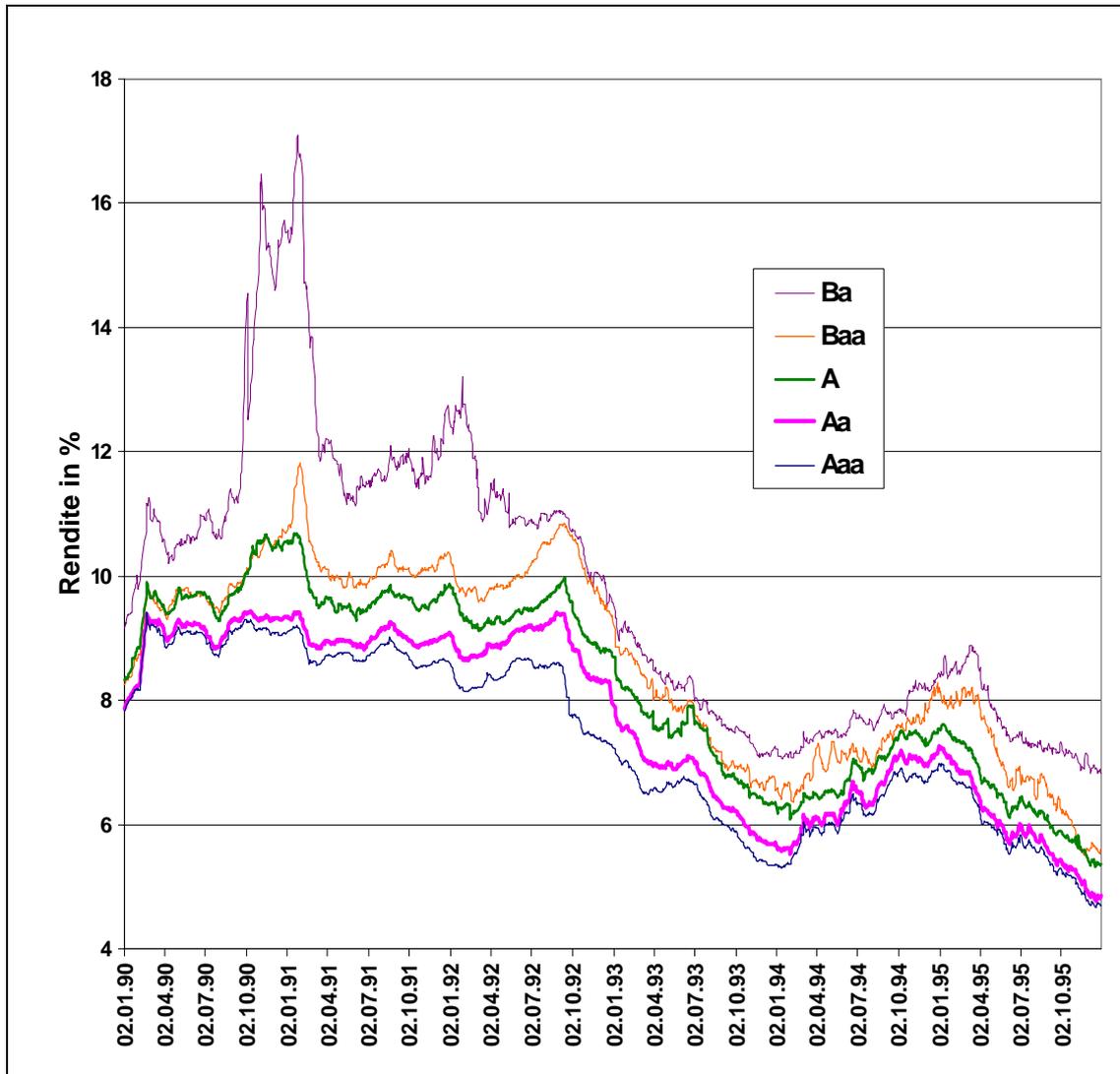
weniger wieder eine flache Zinskurve vorlag. Bis Ende 1993 sanken die kurz- und langfristigen Zinsen ungefähr gleichmäßig weiter (bis auf ca. 5,5%). Anfang 1994 stiegen die langfristigen Zinsen noch einmal relativ stark an (bis auf 7,5% Ende 1994), während die kurzfristigen Zinsen nur noch leicht anzogen, so daß ab Anfang 1994 wieder eine normale Zinskurve vorlag. Ende 1994 drehten die Zinsen dann erneut, und bis Ende 1995 fielen die kurzen Zinsen bis auf ca. 3,5%, die langen bis auf ca. 5,5% zurück.

Insgesamt ist auch zu beobachten, daß die REX-Rendite (gesamt) sich in Höhe und Veränderung sehr ähnlich wie die 10jährige REX-Rendite verhält. Grund hierfür ist, daß grundsätzlich (sofern keine flache Zinskurve vorliegt) die Zinsstrukturkurven am kurzen Ende deutlich steiler verlaufen als am langen Ende.

Zusammenfassend läßt sich festhalten, daß in dem Untersuchungszeitraum einerseits sowohl Phasen mit hohem als auch mit niedrigem Zinsniveau und daß andererseits normale, flache und inverse Zinsstrukturkurve vorlagen. Insofern lassen sich in der Untersuchung relativ „allgemeingültige“, d. h. von einem speziellen Zinsumfeld unabhängige, Ergebnisse gewinnen.

#### **4.4.2.2 Beschreibung der Renditen**

In Abbildung 4-28 ist der Verlauf der Renditen je Klasse für den Untersuchungszeitraum dargestellt. Man kann dabei sehr gut eine optische „Verwandschaft“ mit den für den REX in Abbildung 3-11 dargestellten Werten erkennen, was jedoch nicht überraschend ist. Auffällig ist jedoch, daß die kurzfristigen Schwankungen der Zeitreihen stärker ausgeprägt sind, als dies beim REX der Fall ist. Auch weisen die relativen Abstände zwischen den verschiedenen Klassen sehr starke Schwankungen auf. Teilweise unterscheiden sich die durchschnittlichen Renditen einer Klasse auch nicht von denen einer benachbarten Klasse. Für dieses Phänomen liegen jedoch – zumindest zum Teil – die Gründe in unterschiedlichen Kuponhöhen und Restlaufzeiten der in die einzelnen Klassen eingehenden Anleihen. Aufgrund dieser Effekte und aufgrund des nicht konstanten Zinsniveaus wäre eine deskriptive statistische Analyse der Renditen an dieser Stelle wenig aussagekräftig, so daß auf sie verzichtet wird.



**Abbildung 4-28: Renditen je Rating 1990 – 1995<sup>a</sup>**

<sup>a</sup> Quelle: Eigene Berechnungen.

#### 4.4.2.3 Beschreibung des Bonitätspreads

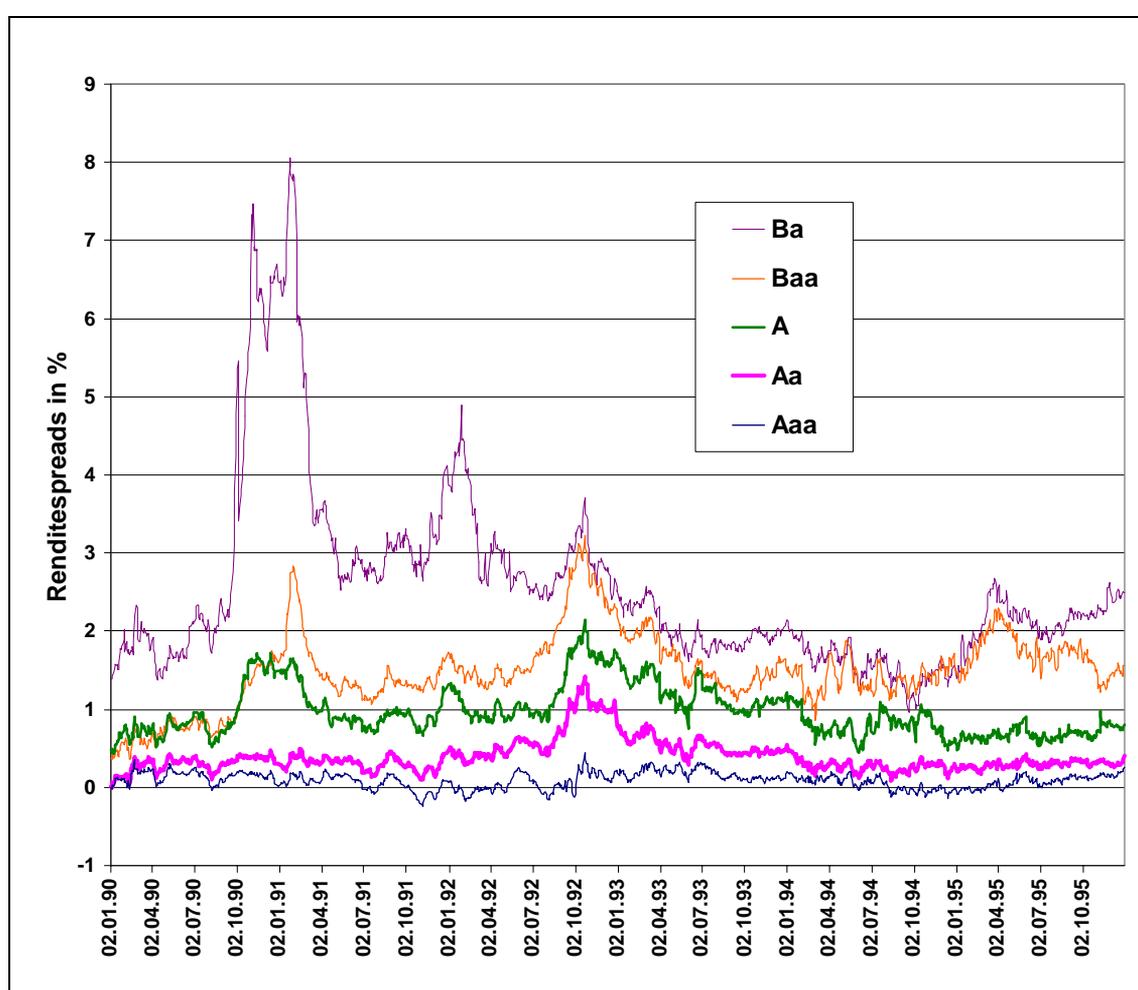
Einige statistische Kennzahlen über die nach Gleichung (201) ermittelten Spreads enthält Tabelle 4-20, die durchschnittlichen Spreads sind in Abbildung 4-29 dargestellt.

Auffällig an den Spreads sind verschiedene Aspekte. Die Aaa-gerateten Anleihen weisen zwar im Schnitt leicht positive Spreads auf (ca. neun Basispunkte), sie liegen jedoch auch nicht selten im negativen Bereich bzw. nahe Null. Dies kann dadurch erklärt werden, daß Bundesanleihen ebenfalls mit Aaa geratet sind. Auch ist deutlich zu erkennen, daß die Aaa-Spreads in der Regel dann steigen, wenn auch die Spreads der anderen Klassen sich ausweiten (sehr deutlich z. B. im November 1992).

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Median	0,102	0,337	0,899	1,452	2,217
Mittelwert	0,091	0,394	0,970	1,495	2,546
Maximum	0,451	1,429	2,151	3,224	8,056
Minimum	-0,236	0,000	0,419	0,350	0,956
Standardabweichung <sup>a</sup>	0,103	0,207	0,320	0,475	1,196

**Tabelle 4-20: Statistische Kennzahlen der Spreads je Risikoklasse (in Prozent)**

a Stichprobenstandardabweichung.



**Abbildung 4-29: Renditespreads je Rating 1990 – 1995<sup>a</sup>**

a Quelle: Eigene Berechnungen.

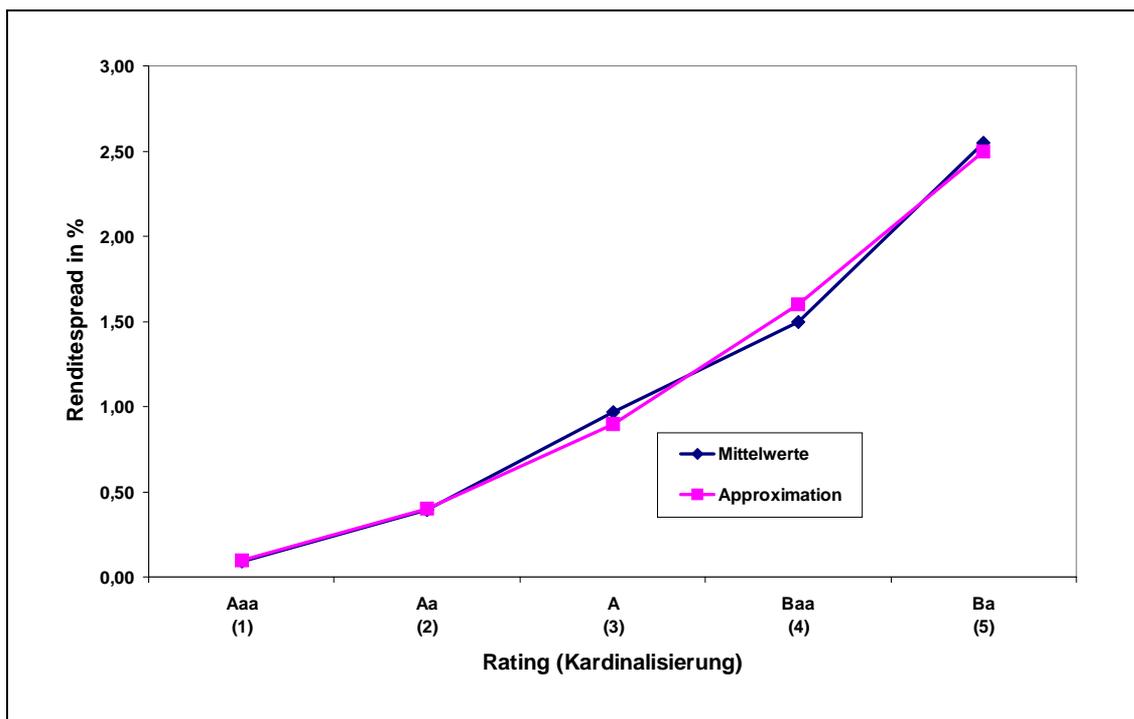
Die durchschnittlichen Spreads der Aa-Anleihen sind mit fast 40 Basispunkten ungefähr gut vier mal so hoch wie die der Aaa-Anleihen; Anfang 1990 weisen aber auch diese Anleihen überhaupt keinen Renditevorteil gegenüber den REX-Renditen auf.

Die A-Spreads, die sich im ganzen Jahr 1990 in ihrer Höhe nicht von den Baa-Spreads unterscheiden, sind mit durchschnittlich 97 Basispunkten gut zehn mal so hoch wie die Aaa- und fast zweieinhalb mal so hoch wie die Aa-Spreads.

Auffällig an den Baa-Spreads ist, daß sie in 1994 der Höhe nach nicht von den „schlechteren“ Ba-Spreads zu unterscheiden sind, obwohl sie 1991 so nah an denen der „besseren“ Klasse A lagen. Sie weisen auch zu denselben Zeitpunkten wie die Ba-Anleihen die größten Ausschläge nach oben aus (März 1991, November 1993, April 1995).

Allen Klassen ist gemein, daß die Ausschläge nach oben stärker ausfallen als die nach unten; so ist immer der maximale Spread im Zeitverlauf deutlich weiter vom Mittelwert entfernt als der minimale. Dies kann man auch daran ablesen, daß (bis auf Aaa) der Mittelwert immer größer als der Median ist. Schließlich nimmt neben den Mittel- und maximalen Werten bei allen Klassen auch die Standardabweichung der Renditespreads mit schlechterer Bonität zu.

In Abbildung 4-30 sind die ermittelten durchschnittlichen Spreads je Risikoklasse (vgl. Tabelle 4-20) graphisch in einem Rating-Rendite-Diagramm dargestellt.



**Abbildung 4-30: Durchschnittliche Spreads je Rating 1990 – 1995<sup>a</sup>**

a Quelle: Eigene Berechnungen.

Dort ist nicht nur die bereits diskutierte fehlende Äquidistanz der Renditespreads<sup>736</sup> festzustellen, sondern es deutet sich ein *quadratischer* Zusammenhang zwischen Rating und Spread an: In der Abbildung werden die Mittelwerte zusätzlich durch eine quadratische Funktion der Form

$$\eta_i = \frac{1}{10} \cdot \text{Rating}_i^2 \quad (202)$$

gut approximiert, wobei das Rating für die Klassen Aaa bis Ba anhand der kardinalen Größen 1 bis 5 operationalisiert wird. Bei dieser Darstellung handelt es sich jedoch nur um eine Heuristik, die jegliche weitere Einflußfaktoren (wie z. B. das Zinsniveau) auf die Spreads ausklammert.<sup>737</sup>

Der bei der Betrachtung der Zeitreihen festgestellte „Gleichlauf“ zwischen den verschiedenen Spreads läßt sich anhand der Korrelation messen.<sup>738</sup> Tabelle 4-21 enthält eine ent-

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa	1,000000	0,439778	0,401045	0,077817	0,047977
Aa		1,000000	0,798391	0,677834	0,149243
A			1,000000	0,605241	0,551233
Baa				1,000000	0,320052
Ba					1,000000

**Tabelle 4-21: Korrelationsmatrix der Spreads 1990 – 1995**

sprechende Korrelationsmatrix. Dabei lassen sich die folgenden Sachverhalte beobachten:

- Nah beieinander liegende Klassen weisen recht hohe positive Korrelationen auf.
- Je weiter die Klassen voneinander entfernt sind, desto geringer sind tendenziell auch die Korrelationen zwischen diesen Klassen.

736 Vgl. Kapitel 2.4.3.6 (S. 52).

737 Diese Beobachtung soll auch nur zum Anlaß genommen werden, nachfolgend neben linearen auch quadratische Zusammenhänge zwischen Renditespread und Rating zu untersuchen.

738 Aufgrund der beobachteten Kupon- und Restlaufzeiteffekte wäre eine solche Berechnung für die Renditen wenig aussagekräftig.

- Sind die Anleihen drei oder vier Klassen voneinander entfernt, so liegt nur noch eine sehr geringe positive Korrelation vor (Aaa-Baa; Aaa-Ba, Aa-Ba).
- Interessanterweise liegen die höchsten Korrelationen nicht zwischen Aaa und Aa (0,439778), sondern zwischen Aa und A (0,798391) vor. Auch korreliert Baa mit seinem direkten „Nachbarn“ A höher (mit 0,605241). Sogar mit dem „übernächsten Nachbarn“ Aa liegt eine noch höhere Korrelation (0,677834) vor.

### 4.4.3 Analyse der Renditen und Spreads

#### 4.4.3.1 Diskussion testbarer Hypothesen

In der nachfolgenden Untersuchung soll der Zusammenhang von Rating und Rendite(spread) untersucht werden, d. h. insbesondere wird die Risikoabgeltungshypothese betrachtet. Zusätzlich wird durch Berücksichtigung des Zinsniveaus auch die Zyklushypothese betrachtet.

Nicht getestet werden dabei Hypothesen bezüglich emittenten- und emissionspezifischer Faktoren (Liquidity-/Neglected Firm-Hypothese, Spezialisierungshypothese und Regulierungshypothese), da über die Anleihen einer Klasse eine Durchschnittsbildung vorgenommen wird. Kupon- und Restlaufzeiteffekte werden zwar nicht explizit untersucht, sie sind jedoch durch die Wahl der adäquaten Benchmark berücksichtigt. Da nur Ratings einer Agentur (MOODY'S) zur Verfügung stehen, können die Doppelzertifizierungshypothese und Reliabilityhypothese nicht untersucht werden. Auch werden nur geratete Anleihen betrachtet, so daß auch die (schwer sinnvoll zu testende<sup>739</sup>) Signalinghypothese nicht untersucht wird. Schließlich wird die Market Anticipation-Hypothese nicht getestet, da auch bei HEINKE kein signifikanter Zusammenhang zwischen Renditespreads und Zinsvolatilität festgestellt wurde.<sup>740</sup>

Zur Untersuchung der Risikoabgeltungshypothese werden nachfolgend sowohl die Renditen als auch die Renditespreads untersucht. Hinsichtlich der Renditen werden in dieser Arbeit als Ausgangspunkt der Analyse Regressionsansätze verwendet, die denen in der

---

739 Vgl. FN 694, S. 221.

740 Vgl. Kapitel 4.3.2.2 (S. 228). Dieses Ergebnis kann durch eigene Voruntersuchungen des Verfassers bestätigt werden.

dargestellten Untersuchung von NÖTH ähnlich sind. Dabei werden jedoch die folgenden Modifikationen vorgenommen:

- Als Referenzzinssatz wird nicht *die* Umlaufrendite, sondern die REX-Rendite gewählt.
- Um Renditeunterschiede aufgrund unterschiedlicher Restlaufzeiten und Kuponhöhen zu bereinigen, wird jedoch nicht *der* Gesamt-REX, sondern je Anleihe eine *individuelle* REX-Rendite betrachtet: Für jede Anleihe wird – anhand ihrer Parameter Kuponhöhe und Restlaufzeit – eine „vergleichbare“ REX-Rendite durch Verwendung der REX-Regressionskoeffizienten berechnet, d. h. die Rendite einer fiktiven Anleihe, die im REX enthalten ist.<sup>741</sup>
- Aus diesen Gründen kann auf eine explizite Berücksichtigung der Restlaufzeit im Regressionsansatz verzichtet werden.
- Anstatt die Anleihen einzeln zu untersuchen, werden Anleihe-Klassen je Rating gebildet. Die zu untersuchenden Renditen sind somit durchschnittliche Renditen von verschiedenen Anleihen gleichen Ratings.<sup>742</sup>

Weiterhin werden auch die Renditespreads vergleichbaren Untersuchungen unterzogen; dabei werden – soweit möglich – die Untersuchungsansätze der Renditen modifiziert auf die Spreads übertragen.

#### 4.4.3.2 Analyse der Renditen

Bei einer Untersuchung der Renditen lautet die zu testende Hypothese:

- Es besteht ein Zusammenhang zwischen der Rendite und dem Rating einer durchschnittlichen Anleihe einer Ratingklasse, wenn die Rendite um die restlaufzeit- und

---

741 Vgl. Gleichung (201). M. a. W.: Die Renditedifferenz zwischen einer Anleihe und ihrem REX-Pendant kann dann nur noch auf das unterschiedliche Risiko zurückzuführen sein. Wenn im folgenden von Spreads die Rede ist, so sind diese immer – so wie hier dargestellt – durch Verwendung einer in Kuponhöhe und Restlaufzeit adäquaten REX-Rendite ermittelt worden.

742 Man kann es auch als „Portfolio-Renditen“ bezeichnen, da eine Portfoliobildung vorgenommen wird. Auf die Verwendung des Begriffs „Portfolio“ wird in diesem Zusammenhang jedoch verzichtet, da mit ihm in der Regel auch eine Risikoreduktion assoziiert wird, die an dieser Stelle aber nicht untersucht wird. Betrachtet wird also nur eine „durchschnittliche“ Anleihe einer Rating-Klasse.

kuponadäquate REX-Rendite bereinigt wird.

Als (erster) Regressionsansatz wird der folgende gewählt:<sup>743</sup>

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \text{rex}_{it} + \beta_3 \cdot \text{Rating}_{it} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \varepsilon_{it} \quad (203)$$

mit:

$y_{it}$  : Rendite der Anleihe(klasse)  $i$  im Zeitpunkt  $t$

$i$  : Index für die Anleihe(klasse) $n$ ; hier:  $i = 1, 2, 3, 4, 5$

$t$  : Zeitindex

$\beta_j$  : Regressionskoeffizienten; hier  $j = 1, 2, 3$

$\text{rex}_{it}$  : REX-Rendite für eine Anleihe(klasse) mit gleicher RLZ und Kuponhöhe wie Anleihe(klasse)  $i$  im Zeitpunkt  $t$

$\text{Rating}_{it}$  : Rating der Anleihe(klasse)  $i$  im Zeitpunkt  $t$  (kardinalisiert)

$u_{it}$  : Störterm (allgemein) der Anleihe(klasse)  $i$  im Zeitpunkt  $t$

$\varepsilon_{it}$  : white noise<sup>744</sup>

Für die Größe „Rating“ werden dabei folgende Rangplätze vergeben („Kardinalisierung“): Aaa = 1; Aa = 2; A = 3; Baa = 4; Ba = 5.

Bei diesem Ansatz – den ähnlich auch NÖTH verwendet – wird aber implizit unterstellt, daß die Renditeunterschiede der verschiedenen Klassen gleichermaßen von der jeweiligen REX-Rendite und sonst ausschließlich auf die jeweiligen Ratings zurückzuführen

743 Bei allen folgenden Regressionen werden immer alle fünf Klassen gleichzeitig betrachtet; dabei handelt es sich je nach Ansatz entweder um *ein* Modell mit mehreren Gleichungen wie z. B. in (203) oder um *fünf* (unabhängige) Regressionsgleichungen wie z. B. in (205).

744 Für das sog. „weiße Rauschen“ (WNP),  $\varepsilon_{it}$  gelten die üblichen Annahmen: 1. Der Erwartungswert der Störgrößen ist gleich Null [ $E(\varepsilon_{it}) = 0$ ]. 2. Die Varianz der Störgrößen ist unabhängig von  $t$ . 3. Die Kovarianzen für Störgrößen mit unterschiedlichem Zeitindex [d. h. zwischen  $\varepsilon_{it}$  und  $\varepsilon_{it+1}$ ] sind gleich Null. Vgl. dazu FROHN: ÖKONOMETRIE (1995), S. 17. Außerdem ist für die anschließenden Tests im Rahmen der OLS-Schätzungen die Annahme nötig, daß die  $\varepsilon_{it}$  normalverteilt sind (vgl. GUJARATI: ECONOMETRICS (1988), S. 90), was hier aufgrund des großen Stichprobenumfangs als unproblematisch angesehen werden kann. Sind die Störterme normalverteilt, dann ist die Unkorreliertheit mit der Unabhängigkeit äquivalent, vgl. BAMBERG/BAUR: STATISTIK (1998), S. 126).

sind, da eine Anpassung mit über alle Klassen konstanten Koeffizienten  $\beta_1$  und  $\beta_2$  erfolgt. Dies hat zwar den Vorteil, daß der Einfluß des Rating isoliert werden kann (anhand des Koeffizienten  $\beta_3$ ), läßt aber unberücksichtigt, daß die Renditen unterschiedlicher Klassen ggf. auch unterschiedlich stark durch das Zinsniveau erklärt werden. Ein alternativer Regressionsansatz würde auf die Annahme der konstanten Abhängigkeit vom Zinsniveau verzichten und  $\beta_2$  durch  $\beta_{i2}$  ersetzen, so daß der Regressionsansatz lautet:<sup>745</sup>

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_{i2} \cdot rex_{it} + \beta_3 \cdot Rating_{it} + u_{it}$$

mit  $u_{it} = \varepsilon_{it}$  (204)

Die in den Gleichungen (203) und (204) dargestellten Regressionen weisen aber noch eine weitere Schwäche auf: Aufgrund der Art der Operationalisierung des Rating (in Verbindung mit dem konstant gehaltenen Koeffizienten  $\beta_3$ ) unterstellen sie hier eine Äquidistanz der Renditeunterschiede von Klasse zu Klasse, die aber wohl nicht der Realität entspricht.<sup>746</sup> Um dieses Problem durch die Regression zu erfassen, können alternativ auch alle Klassen einzeln untersucht werden (dann kann und braucht das Rating nicht mehr explizit operationalisiert zu werden<sup>747</sup>), z. B. anhand:

$$y_{it} = \beta_{i1} + \beta_{i2} \cdot rex_{it} + u_{it}$$

mit  $u_{it} = \varepsilon_{it}$  (205)

Im Gegensatz zu den beiden erstgenannten Ansätzen ist dieses Modell nicht mehr über die Klassen interdependent, da für jede Klasse ausschließlich „individuelle“ Koeffizienten geschätzt werden.

Die Ergebnisse zu den in Gleichung (203) und (205) formulierten Regressionen sind in Tabelle 4-22 bzw. Tabelle 4-23 dargestellt.<sup>748</sup>

---

745 In einem zweiten Schritt können dann Restriktionen hinsichtlich der  $\beta_{i2}$  untersucht werden.

746 Vgl. Kapitel 2.4.3.6 (S. 52).

747 Der Einfluß des Rating wird stattdessen implizit durch die je Klasse individuellen Konstanten  $\beta_{i1}$  abgebildet.

748 Alle Schätzungen erfolgen mit der Methode der kleinsten Quadrate (OLS). Die Ergebnisse der in Regressionsgleichung (204) dargestellten Regression sind nicht dargestellt, da sie bezüglich der noch zu diskutierenden DURBIN-WATSON-Statistik genauso problematisch sind wie (203).

Klasse	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\bar{R}^2$	DW
Aaa	-1,240276 (-31,0739)	1,073416 (216,3489)	0,603172 (119,1407)	0,967240	0,013394
Aa				0,967990	0,016681
A				0,945817	0,022599
Baa				0,870360	0,011099
Ba				0,737384	0,008758

**Tabelle 4-22: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (203)<sup>a</sup>**

a t-Statistik in Klammern.

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_{i2}$	$\bar{R}^2$	DW
Aaa	0,174877 (12,56280)	0,988400 (524,7931)	0,994579	0,066460
Aa	0,390743 (13,87127)	1,000443 (262,8542)	0,978737	0,021811
A	0,700623 (16,30658)	1,037192 (178,0703)	0,954801	0,025844
Baa	1,983164 (35,70239)	0,931415 (122,3158)	0,908816	0,014034
Ba	-0,473147 (-3,479416)	1,419741 (76,58929)	0,796224	0,012654

**Tabelle 4-23: Ergebnisse der Regressionsgleichungen (205)**

mit:

$\bar{R}^2$  : korrigiertes Bestimmtheitsmaß<sup>749</sup>

DW : DURBIN-WATSON-Statistik

$\hat{\beta}_i$  : OLS-Schätzer für  $\beta_i$

**Interpretation der Ergebnisse:**

In den Ergebnissen der beiden Regressionen (203) und (205) sind alle (drei bzw. zehn) Koeffizienten hoch signifikant von Null verschieden. Auch das Bestimmtheitsmaß deu-

---

749 Zum Vergleich mit späteren Regressionen, die eine andere Anzahl von Regressionskoeffizienten aufweisen, wird hier immer das *korrigierte* Bestimmtheitsmaß veröffentlicht.

tet jeweils auf einen hohen Erklärungsgehalt hin. Der Koeffizient  $\beta_3$  der ersten Regression i. H. v. ca. 0,6 wäre ökonomisch so zu interpretieren, daß (äquidistant) der Spread von Klasse zu Klasse ca. 0,6 beträgt, d. h. daß z. B. eine Anleihe der Klasse Aa 0,6 (%) mehr Rendite als Aaa erbringt oder A 1,2 mehr als Aaa. In diesem Zusammenhang ist aber die bereits angesprochene Problematik der Äquidistanz zu berücksichtigen. Schwierigkeiten bereitet die (ökonomische) Interpretation der Konstante, die stark negativ ist. In der (zweiten) Regression (205) liegen die Koeffizienten  $\beta_{12}$  für das Zinsniveau (REX) bis auf die Klasse Ba nahe dem Wert Eins, nur bei Ba liegt der Wert mit 1,4 deutlich höher. Die Konstanten  $\beta_{11}$  für das implizite Rating steigen erwartungsgemäß von Klasse zu Klasse und zeigen auch an, daß die Abstände mit schlechterer Bonität größer werden. Die Klasse Ba stellt aber auch hier mit einer negativen Konstante eine Ausnahme dar.

Zu beachten sind jedoch in beiden Regressionen die ausgewiesenen Werte für die DURBIN-WATSON-Statistik, welche auf serielle Korrelation der Residuen testet.<sup>750</sup> In beiden Untersuchungen nimmt sie jeweils einem Wert von nahe Null an, d. h. es liegt eine sehr starke serielle Korrelation vor. (Ein Wert von 2 entspräche Unkorreliertheit.) Diese Korrelation ist jedoch unvereinbar mit der Modellannahme, daß die Störterme unkorreliert sind. Dies bedeutet aber, daß die bisherigen Ergebnisse – obwohl sie ökonomisch sinnvoll erscheinen und die Werte für das Bestimmtheitsmaß und die t-Statistiken auf hohe Signifikanz deuten – nur sehr eingeschränkt brauchbar sind.

Ursächlich hierfür kann eine mangelnde Stationarität<sup>751</sup> der Zeitreihen sein, da bei komplexeren nichtstationären Prozessen regelmäßig autokorelierte Störterme zu erwarten sind.<sup>752</sup> Vor diesem Hintergrund sind auch das jeweils hohe (korrigierte) Bestimmtheitsmaß und die hoch signifikanten Werte der t-Statistik zu relativieren; sie zeigen hier Zusammenhänge an, die nicht tatsächlich vorhanden sein müssen. Dieses Problem entsteht regelmäßig, wenn nichtstationäre Prozesse regressiert werden.<sup>753</sup>

Hinsichtlich der dargestellten Arbeit von NÖTH<sup>754</sup> ist anzumerken, daß er in seiner

---

750 Vgl. GUJARATI: ECONOMETRICS (1988), S. 375-379.

751 Eine Zeitreihe ist per Definition (schwach) stationär, wenn ihr Erwartungswert, ihre Varianz und die Kovarianzen über die Zeit konstant sind.

752 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 206.

753 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 198. Aus diesem Grund wird in Kapitel 4.4.3.4 (S. 253) die Stationarität der Zeitreihen untersucht.

Arbeit nur jeweils die geschätzten Koeffizienten und das Bestimmtheitsmaß veröffentlicht, jedoch nicht die zugehörige DURBIN-WATSON-Statistik. Aufgrund der Tatsache, daß seine Ansätze den in diesem Abschnitt verwendeten vergleichbar sind, muß angenommen werden, daß bei ihm die Residuen ebenfalls einer starken seriellen Korrelation unterliegen und somit seine Ergebnisse mit Vorsicht zu interpretieren sind.

Eine Möglichkeit, die dargestellten Regressionsansätze unter Berücksichtigung der Autokorrelationen zu modifizieren, besteht darin, einen sog. „First-Order Autoregressive Correction [AR(1)]“-Term im Modell aufzunehmen. D. h. für den jeweiligen Störterm  $u_{it}$  werden die bisherigen Annahmen aufgegeben; statt dessen wird gesetzt:<sup>755</sup>

$$u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

mit  $|\rho_i| < 1$  (206)

mit:

$\rho_i$  : Autokorrelationskoeffizient (erster Ordnung)

$u_{it-1}$  : Störterm der Anleihe(klasse)  $i$  im Zeitpunkt  $t-1$

Gleichung (206) kennzeichnet einen autoregressiven Prozeß erster Ordnung (als Spezialfall eines autoregressiven Prozesses  $L$ -ter Ordnung).<sup>756</sup> M. a. W.: Da für eine lineare Regressionsgleichung der (allgemeinen) Form

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_{it} + u_{it}$$
 (207)

auch gelten muß

$$y_{it-1} = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_{it-1} + u_{it-1}$$
 (208)

kann (207) unter Verwendung der Gleichung (206) auch in der folgenden Form dargestellt werden:

$$y_{it} = \rho_i \cdot y_{it-1} + \beta_1 \cdot (1 - \rho_i) + \beta_2 \cdot (x_{it} - \rho_i \cdot x_{it-1}) + \varepsilon_{it}$$
 (209)

Als erster Regressionsansatz zur Analyse der Renditen wird (203) um einen AR(1)-Term

754 Vgl. Kapitel 4.3.2.1 (S. 226).

755 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 103.

756 Vgl. FROHN: ÖKONOMETRIE (1995), S. 106.

modifiziert; es ergibt sich:<sup>757</sup>

$$y_{it} = \beta_1 \cdot \text{rex}_{it} + \beta_2 \cdot \text{Rating}_{it} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{210}$$

Der zweite Regressionsansatz, analog zu (204), lautet:

$$y_{it} = \beta_{i1} \cdot \text{rex}_{it} + \beta_2 \cdot \text{Rating}_{it} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{211}$$

Der dritte Regressionsansatz, analog zu (205), würde lauten:

$$y_{it} = \beta_{1i} + \beta_{2i} \cdot \text{rex}_{it} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \tag{212}$$

Die Ergebnisse der Regression (210) sind in Tabelle 4-24, die Ergebnisse zur Regression

Klasse	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\rho}_i$	$\bar{R}^2$ <sup>a</sup>	DW
Aaa	0,336835 (23,08035)	1,274324 (4,692125)	0,999711 (2649,055)	0,999799	1,185441
Aa			0,999700 (1994,936)	0,999754	1,531899
A			0,999633 (1538,134)	0,999422	1,842560
Baa			0,999595 (1060,459)	0,999056	1,665672
Ba			0,998871 (1329,637)	0,997981	1,721105

**Tabelle 4-24: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (210)**

a Vgl. FN 757.

(211) sind in Tabelle 4-25 aufgeführt.<sup>758</sup>

---

757 Eine Konstante innerhalb der Regressionsgleichung ist nicht aufgeführt, da sie sich in den Berechnungen als nicht signifikant von dem Wert Null verschieden erwiesen hat. (Der Grund dürfte in der Existenz des AR(1)-Termes liegen.) Außerdem ergeben sich bei Aufnahme einer Konstanten AR-Terme von größer als Eins; dies verstößt gegen Bedingung (206). Da das absolute Glied hier jedoch wegfällt, ist die Verwendung des Bestimmtheitsmaßes, das dann *theoretisch* sogar Werte größer als 1 annehmen könnte, problematisch. Zur Vollständigkeit wird das Bestimmtheitsmaß bei den nachfolgenden Ergebnissen aber aufgeführt.

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\rho}_i$	$\bar{R}^{-2a}$	DW
Aaa	0,528751 (15,72596)	1,228939 (2,407990)	0,999690 (1679,349)	0,999833	1,348749
Aa	0,475423 (14,04975)		0,999688 (1330,057)	0,999771	1,651760
A	0,237406 (7,687532)		0,999667 (2050,068)	0,999431	1,779842
Baa	0,254429 (7,563463)		0,999664 (1455,443)	0,999061	1,654357
Ba	0,226639 (7,344389)		0,999267 (1458,885)	0,997986	1,718425

**Tabelle 4-25: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (211)**

a Vgl. FN 757.

mit:

$\hat{\rho}_i$  : OLS-Schätzer für  $\rho_i$

Den in Tabelle 4-24 und Tabelle 4-25 für die Mehrgleichungsmodelle (210) bzw. (211) dargestellten Ergebnissen ist zu entnehmen, daß die Renditen im Zeitverlauf viel weniger stark vom Zinsniveau abhängen, als es die – mangels Berücksichtigung der Autokorrelationen nur sehr eingeschränkt brauchbaren – Ergebnisse der Regression (203) (Tabelle 4-22) suggerieren. Zwar ist der Einfluß des Zinsniveaus auf Renditen signifikant, die geschätzten Koeffizienten ( $\beta_1$  bzw.  $\beta_{i1}$ ) nehmen jedoch Werte von deutlich unter Eins an. Erwartungsgemäß hat das Rating einen sehr starken Einfluß auf die Renditen. Aufgrund der recht hohen Werte der DW-Statistik sind die Ergebnisse auch aussagekräftig. Auch weisen die dargestellte Regressionen einen sehr hohen Erklärungsgehalt auf, da das (korrigierte) Bestimmtheitsmaß durchweg Werte größer 0,99 annimmt.<sup>759</sup> Diese hohen Werte sind jedoch teilweise auf die AR-Terme zurückzuführen; der Autokorrelationskoeffizient liegt jeweils für alle fünf Klassen mit ca. 0,99 sehr nahe Eins und dominiert entsprechend die Zeitreihen. Diese Dominanz läßt sich auch sehr gut an der

758 Die Regression (212) führt jedoch zu keinen sinnvollen Ergebnissen, da sich vier der fünf AR-Terme als größer als Eins ergeben und somit gegen Bedingung (206) verstoßen wird. Aus diesem Grund wird auf eine Darstellung der Ergebnisse verzichtet.

759 Dieser Wert ist u. U. problematisch, vgl. FN 757.

Umformung nach (209) erkennen: Unter Berücksichtigung der berechneten Werte hängt  $y_{it}$  sehr stark von  $y_{it-1}$  ab. Da der AR-Term auch als Koeffizient von  $y_{it-1}$  interpretiert werden kann, hängen – anders ausgedrückt – die Renditen neben dem Rating zum überwiegenden Teil von den Vortagesrenditen und nur schwach vom Zinsniveau ab.

Bei einem Vergleich der Ergebnisse von (211) und (210), die sich hinsichtlich der Bedeutung des Rating sowie hinsichtlich der AR-Terme, der Bestimmtheitsmaße und der DW-Statistik nur unwesentlich unterscheiden, wird aber deutlich, daß die Renditen der unterschiedlichen Ratingklassen verschieden stark vom Zinsniveau abhängen. Wie Tabelle 4-25 zu entnehmen ist, hängt die Rendite mit abnehmender Bonität weniger stark von dem Zinsniveau ab.

#### 4.4.3.3 Analyse der Spreads

Bei den bisherigen Untersuchungen zu den Renditen der verschiedenen Ratingklassen ist zu beachten, daß diese Renditen Kupon- und Laufzeiteffekte aufweisen (können). Darüber hinaus nehmen sie mit steigendem Zinsniveau auch erwartungsgemäß zu. Eine Untersuchung der Renditespreads erlaubt es nun, von den genannten Effekten zu abstrahieren und gleichzeitig zu untersuchen, ob die Spreads sich bei Zinserhöhungen ausweiten oder verringern. Bei den nachfolgenden Regressionen der Spreads werden die bisherigen Ergebnisse dahingehend aufgenommen, daß das Zinsniveau je Klasse individuell regressiert wird und gleichzeitig durch Aufnahme eines AR(1)-Terms die autokorrelierten Störterme berücksichtigt werden. Die Spreads sind dabei jeweils definiert als:<sup>760</sup>

$$\eta_{it} = y_{it} - rex_{it} \quad (213)$$

Als erste Möglichkeit wird neben dem Rating der individuelle Einfluß des Zinsniveaus untersucht (analog zu Gleichung (211)), so daß der Ansatz lautet:<sup>761</sup>

$$\eta_{it} = \beta_{1i} \cdot rex_t + \beta_2 \cdot Rating_{it} + u_{it}$$

<sup>760</sup> Vgl. Gleichungen (49) und (201).

<sup>761</sup> Eine Konstante innerhalb der Regressionsgleichung ist auch hier nicht aufgeführt, vgl. FN 757, S. 247. Zu beachten ist auch, daß in der Definitionsgleichung (213) für die Spreads der REX auch mit  $i$  indiziert ist, in Gleichung (214) jedoch nicht. Anders ausgedrückt: Zur Berechnung der Spreads wird der „individuelle“ (d. h. laufzeitbereinigte) REX verwendet, in der Regression wird der (allgemeingültige) REX als Regressor für *das* Zinsniveau verwendet.

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (214)$$

mit:

$\eta_{it}$  : Rendite der Anleihe(klasse) i im Zeitpunkt t

$rex_t$  : REX-Rendite im Zeitpunkt t

Bei Verwendung von Gleichung (214) ergeben sich die in Tabelle 4-26 dargestellten Ergebnisse.

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\rho}_i$	$\bar{R}^2$ <sup>a</sup>	DW
Aaa	-0,394293 (-11,98328)	1,413492 (10,29327)	0,999691 (1146,542)	0,962597	1,551986
Aa	-0,428159 (-13,02018)		0,999561 (636,3879)	0,986659	1,761101
A	-0,592893 (-18,03904)		0,999436 (953,9636)	0,982812	1,952116
Baa	-0,563772 (-17,49729)		0,998063 (505,7333)	0,988719	1,738403
Ba	-0,656697 (-20,22256)		0,998406 (1204,425)	0,992366	1,727287

**Tabelle 4-26: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (214)**

a Vgl. FN 757.

Aufgrund der festgestellten Äquidistanz<sup>762</sup> der Spreads kann alternativ das (kardinalisierte) Rating quadratisch als Regressor verwendet werden, so daß der Regressionsansatz lautet:

$$\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot rex_t + \beta_2 \cdot (\text{Rating}_{it})^2 + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (215)$$

Die Ergebnisse zur Regression (215) sind in Tabelle 4-27 aufgeführt.

Für die in Tabelle 4-26 und Tabelle 4-27 dargestellten Ergebnisse gilt, daß beide einen sehr hohen Wert für das Bestimmtheitsmaß<sup>763</sup> aufweisen, so daß die Zeitreihen durch die

762 Vgl. Abbildung 4-30 und Kapitel 2.4.3.6 (S. 52).

763 Dieser Wert ist u. U. problematisch, vgl. FN 757.

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\rho}_i$	$\bar{R}^2$ <sup>a</sup>	DW
Aaa	-0,394364 (-11,98502)	0,292446 (7,973788)	0,999811 (1891,284)	0,962598	1,552126
Aa	-0,428251 (-13,01396)		0,999803 (1685,344)	0,986679	1,761678
A	-0,593086 (-18,02586)		0,999704 (1954,108)	0,982812	1,952662
Baa	-0,563930 (-17,20514)		0,999200 (827,1187)	0,988714	1,739647
Ba	-0,658481 (-20,05721)		0,998381 (1193,438)	0,992366	1,727192

**Tabelle 4-27: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (215)**

a Vgl. FN 757.

Regressionen sehr gut erklärt werden. Es zeigt sich nun, daß das Zinsniveau jeweils einen signifikant negativen Einfluß auf die Renditespreads aufweist; die geschätzten Koeffizienten nehmen dabei mit abnehmender Bonität betragsmäßig zu. Wie schon bei den Renditen zeigt sich auch hier bei den Spreads, daß die AR(1)-Terme die Ergebnisse dominieren, d. h. auch die Spreads werden sehr stark durch ihre jeweiligen Vortageswerte erklärt. Hinsichtlich der unterschiedlichen Regression des Rating muß festgestellt werden, daß auch der quadratische Ansatz die Spreads gut erklärt, wenn auch nicht besser als der lineare Ansatz.

Andere Autoren<sup>764</sup> konnten jedoch nicht nur einen Einfluß vom Zinsniveau, sondern auch *zusätzlich* einen Einfluß von der *Steigung* der *Zinsstrukturkurve* feststellen. Dabei wird das Zinsniveau nicht mehr anhand einer *durchschnittlichen* (risikolosen) Rendite über alle Laufzeiten (hier: REX), sondern anhand des kurzfristigen risikolosen Zinssatzes (hier: einjähriger REX) erfaßt. Die Steigung der Zinsstrukturkurve wird als Differenz zwischen lang- und kurzfristigem Zins im relevanten Bereich (hier: ein bis zehn Jahre) operationalisiert. Entsprechend wird hier der folgende Ansatz betrachtet:

$$\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \text{rex}1_t + \beta_{i2} \cdot (\text{rex}10_t - \text{rex}1_t) + \beta_3 \cdot \text{Rating}_{it} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (216)$$

764 Vgl. z. B. HEINKE: RATING (1998), S. 362.

mit:

$rex1_t$  : einjährige REX-Rendite im Zeitpunkt t

$rex10_t$  : zehnjährige REX-Rendite im Zeitpunkt t

$rex10_t - rex1_t$  : Steigung der Zinskurve im Zeitpunkt t

Da hier der kurzfristige Zins zweimal erscheint, ist der nachfolgende Ansatz völlig gleichwertig:

$$\eta_{it} = \beta^*_{i1} \cdot rex1_t + \beta_{i2} \cdot rex10_t + \beta_3 \cdot Rating_{it} + u_{it}$$

mit  $\beta^*_{i1} = \beta_{i1} - \beta_{i2}$  (217)

Den zu Regression (216) in Tabelle 4-28 dargestellten Ergebnissen ist zusätzlich zu den

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_{i2}$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\rho}_i$	$\bar{R}^2$ <sup>a</sup>	DW
Aaa	-0,459287 (-11,82402)	-0,162809 (-5,497468)	1,439712 (4,067046)	0,999678 (1445,938)	0,96369	1,48246
Aa	-0,520053 (-13,38871)	-0,199685 (-6,743638)		0,999698 (1039,376)	0,98798	1,72166
A	-0,699153 (-17,99952)	-0,326544 (-11,02888)		0,999626 (1380,790)	0,98402	1,93375
Baa	-0,723247 (-18,62437)	-0,241424 (-8,154464)		0,999585 (973,0013)	0,98936	1,70033
Ba	-0,813217 (-20,95875)	-0,373319 (-12,57980)		0,999081 (1393,241)	0,99253	1,73537

**Tabelle 4-28: Ergebnisse des Mehrgleichungsmodells (216)**

a Vgl. FN 757.

schon diskutierten Beobachtungen zu entnehmen, daß tatsächlich neben dem Zinsniveau auch die Steigung der Zinskurve einen Einfluß auf die Renditespreads aufweist (alle zehn Koeffizienten sind hochsignifikant von Null verschieden). Sowohl der kurzfristige Zins als auch die Steigung haben dabei jeweils einen *negativen* Einfluß auf die Spreads, der wiederum mit abnehmender Bonität betragsmäßig zunimmt. Eine isolierte Erhöhung des kurzfristigen Zinses (bei konstanter Steigung, d. h. einem gleichmäßigen Anstieg des langfristigen Zinssatzes) führt ebenso zu einer Verringerung der Spreads wie eine steiler

werdende Zinsstruktur und eine isolierte Erhöhung des langfristigen Zinssatzes. Diese Aussagen sind auch den Ergebnissen unter Berücksichtigung der Umformung nach (217) zu entnehmen; es kann festgestellt werden, daß der Wert  $\beta^*_{i1}$  für alle Klassen negativ ist. Problematisch ist jedoch auch bei diesen Ergebnissen die Dominanz des Autokorrelationskoeffizienten.

#### 4.4.3.4 Untersuchungen zur Stationarität der Zeitreihen

Aufgrund der bisherigen Ergebnisse ist für die Renditen und Spreads zu überprüfen, ob es sich um *stationäre* Zeitreihen handelt. Die Frage nach der Stationarität läßt sich anhand des ADF-Einheitswurzeltests (AUGMENTED DICKEY-FULLER-Test) direkt überprüfen. Dabei werden hier weder ein Trend noch eine Konstante zugelassen und die Anzahl der verzögerten Differenzen beträgt 1, d. h. es wird hier eine Kleinste-Quadrate Schätzung für die Gleichungen

$$\Delta y_{it} = \rho_i \cdot y_{it-1} + \beta \cdot \Delta y_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (218)$$

durchgeführt. Getestet wird hier jeweils die Nullhypothese  $H_0: \rho_i = 0$  sowohl für die zu untersuchenden Zeitreihen als auch für deren erste Differenzen. Weicht  $\rho_i$  signifikant von Null ab, dann wird die Hypothese, daß  $y_{it}$  eine Einheitswurzel enthält, zurückgewiesen; damit wird dann die Alternativ-Hypothese, daß  $y_{it}$  stationär ist, akzeptiert. Als Test-Statistik dient die t-Statistik, die jedoch nicht der üblichen t-Verteilung, sondern der sogenannten DICKEY-FULLER-Verteilung genügt.<sup>765</sup> Die Ergebnisse des ADF-Tests für die Renditen sind in Tabelle 4-29 aufgeführt. Gemäß den dort dargestellten Ergebnissen weisen die Niveaus der Renditen eine Einheitswurzel auf (genauer: Die Null-Hypothese „Keine Einheitswurzel“ könnte nur mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von über 5% bei Aaa und Aa bzw. über 10% bei A, Baa und Ba zurückgewiesen werden), während dies für die ersten Differenzen nicht der Fall ist. Folglich ist davon auszugehen, daß es sich bei den Renditen im Untersuchungszeitraum um I(1)-Variablen handelt.<sup>766</sup>

Die gleiche Untersuchung ist für die Spreads durchzuführen. Ex ante ist zwar denkbar,

765 Zum ADF-Test vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 205-207.

766 I(1)-Variablen sind integriert der Ordnung eins, d. h. es handelt sich um nichtstationäre Prozesse, die nach Bildung von ersten Differenzen stationär sind [integriert der Ordnung Null = I(0)].

Reihe	t-Statistik (Niveau)	t-Statistik <sup>a</sup> (Erste Differenzen)
Aaa	-1,775409	-20,28266*
Aa	-1,752659	-19,97870*
A	-1,538191	-22,53937*
Baa	-1,071989	-21,80537*
Ba	-0,653044	-22,19573*
Kritische Werte	5%: -1,9396 10%: -1,6157	1%: -2,5671

**Tabelle 4-29: ADF-Tests der Renditen**

a \* bezeichnet Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von (weniger als) 1 Prozent.

daß die Spreads stationär sind, da sie ja durch eine Art „Differenzbildung“ (jeweilige Rendite minus entsprechender REX-Rendite) ermittelt werden. Jedoch entsprechen die in Tabelle 4-30 dargestellten Ergebnisse der ADF-Tests für die Spreads – bis auf Aaa –

Reihe	t-Statistik (Niveau)	t-Statistik <sup>a</sup> (Erste Differenzen)
Aaa	-3,885494	-26,77889*
Aa	-1,233435	-27,74235*
A	-0,797320	-29,29842*
Baa	-0,499942	-26,01368*
Ba	-0,692172	-23,41565*
Kritische Werte	5%: -1,9396 10%: -1,6157	1%: -2,5671

**Tabelle 4-30: ADF-Tests der Spreads**

a \* bezeichnet Signifikanz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von (weniger als) 1 Prozent.

den Ergebnissen der Renditen: Die Niveaus weisen eine Einheitswurzel auf, während dies für die ersten Differenzen nicht der Fall ist. Jedoch ist bei der Interpretation des hohen Wertes der t-Statistik für die Niveaus der Aaa-Spreads zu beachten, daß unter gewissen Umständen beim ADF-Test die Wahrscheinlichkeit für einen Fehler 1. Art (= fälschliche Ablehnung der Nullhypothese) groß ist und somit das vorgegebene Signifikanzniveau nicht immer eingehalten werden kann.<sup>767</sup> Vor diesem Hintergrund und auf-

grund der Tatsachen, daß bei den anderen Spreads die Ergebnisse eindeutig sind und die bisherigen Regressionen für Aaa tendenziell keine anderen Ergebnisse als für die übrigen Spreads ergeben haben, kann für die Spreads *aller* Klassen davon ausgegangen werden, daß es sich bei ihnen im Untersuchungszeitraum um I(1)-Variablen handelt.

#### 4.4.3.5 Analyse der Spreadänderungen

Das Problem der Nichtstationarität wird durch einen Übergang zu differenzierten Variablen (die dann stationär sind) überwunden. Hierdurch bleibt das traditionelle Instrumentarium der Regressionsanalyse anwendbar und es werden valide Ergebnisse erreicht. Bei dieser Strategie lassen jedoch nur noch Beziehungen zwischen differenzierten Größen schätzen; der eigentlich interessierende Niveauezusammenhang zwischen den Variablen geht verloren.<sup>768</sup>

Statistische Kennzahlen der nachfolgend untersuchten Spreadänderungen enthält Tabelle 4-31. Auch hier zeigt sich genau wie bei den absoluten Spreads, daß deren maxi-

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Mittelwert	0,000	0,000	0,000	0,001	0,001
Maximum	0,126	0,145	0,328	0,209	0,899
Minimum	-0,112	-0,299	-0,335	-0,311	-2,055
Standardabweichung <sup>a</sup>	0,027	0,031	0,050	0,056	0,109

**Tabelle 4-31: Statistische Kennzahlen der Spreadänderungen je Risikoklasse (in Prozent)**

a Stichprobenstandardabweichung.

male und minimale Änderungen mit sinkender Bonität betragsmäßig zunehmen. Das Gleiche gilt auch für die Standardabweichung.

Nachfolgend werden nun die Spreadänderungen untersucht. Dazu werden bei Gleichung (216) die ersten Differenzen der Regressoren und Regressanden gebildet. Da bei Bildung der (ersten) Differenzen grundsätzlich keine Konstanten mehr erscheinen,<sup>769</sup> „ver-

767 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 207.

768 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 204-205.

schwindet“ hier auch das operationalisierte Rating, da es sich bei ihm aufgrund der Kardinalisierung quasi auch um eine Konstante handelt. Der Regressionsansatz lautet folglich:<sup>770</sup>

$$\Delta\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \Delta\text{rex}1_t + \beta_{i2} \cdot \Delta(\text{rex}10_t - \text{rex}1_t) + u_{it}$$

mit  $u_{it} = \varepsilon_{it}$  (219)

mit:

$\Delta\eta_{it}$  : Erste Differenz der Spreads der Anleihe(klasse)  $i$  im Zeitpunkt  $t$ <sup>771</sup>

$\Delta\text{rex}1_t$  : Erste Differenz der einjährigen REX-Rendite im Zeitpunkt  $t$ <sup>772</sup>

$\Delta\text{rex}10_t$  : Erste Differenz der zehnjährigen REX-Rendite im Zeitpunkt  $t$ <sup>773</sup>

$\Delta(\text{rex}10_t - \text{rex}1_t)$  : Erste Differenz der Steigung der Zinskurve im Zeitpunkt  $t$ <sup>774</sup>

Analog zu Gleichung (217) gilt auch bei diesem Ansatz:

$$\Delta\eta_{it} = \beta^*_{i1} \cdot \Delta\text{rex}1_t + \beta_{i2} \cdot \Delta\text{rex}10_t + u_{it}$$

mit  $\beta^*_{i1} = \beta_{i1} - \beta_{i2}$  (220)

Da den in Tabelle 4-32 aufgeführten Ergebnissen zu entnehmen ist, daß auch die Störterme der in Gleichung (219) regressierten Differenzen offensichtlich noch Autokorrelationen aufweisen (abzulesen an den Werten der DW-Statistik), müssen auch hier die Störterme durch einen AR-Term modelliert werden. Der zu untersuchende Ansatz lautet folglich:

769 Vgl. GUJARATI: ECONOMETRICS (1988), S. 381.

770 Einen ähnlichen Ansatz zur Analyse der Spreadänderungen verfolgen DUFFEE für den US-Markt (der jedoch als kurzfristigen risikolosen Zins die Rendite von Dreimonats Treasury Bills und als langfristigen Zins die Rendite 30jähriger Treasury Bonds verwendet) sowie DÜLLMANN/UHRIG-HOMBURG/WINDFUHR für den deutschen Markt, vgl. DUFFEE: SPREADS (1998), S. 2228 bzw. DÜLLMANN/UHRIG-HOMBURG/WINDFUHR: ANALYSIS (1998), S. 19.

771  $= \eta_{it} - \eta_{it-1}$

772  $= \text{rex}1_t - \text{rex}1_{t-1}$

773  $= \text{rex}10_t - \text{rex}10_{t-1}$

774  $= (\text{rex}10_t - \text{rex}1_t) - (\text{rex}10_{t-1} - \text{rex}1_{t-1}) = (\text{rex}10_t - \text{rex}10_{t-1}) - (\text{rex}1_t - \text{rex}1_{t-1})$

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_{i2}$	$\bar{R}^{-2}$ <sup>a</sup>	DW
Aaa	-0,458407 (-33,69411)	-0,162997 (-15,68658)	0,455250	1,481949
Aa	-0,519381 (-32,96029)	-0,199626 (-16,58703)	0,450114	1,721908
A	-0,698327 (-24,89774)	-0,326464 (-15,23995)	0,335453	1,934049
Baa	-0,723222 (-21,33181)	-0,241118 (-9,311767)	0,247453	1,700748
Ba	-0,817639 (-11,39904)	-0,372943 (-6,807619)	0,094224	1,736110

**Tabelle 4-32: Ergebnisse der Regressionsgleichungen (219)**

a Vgl. FN 757.

$$\Delta\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \Delta\text{rex}1_t + \beta_{i2} \cdot \Delta(\text{rex}10_t - \text{rex}1_t) + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (221)$$

Die Ergebnisse zur Regression (221) sind in Tabelle 4-33 aufgeführt. Ihnen ist zu ent-

Klasse	$\hat{\beta}_{i1}$	$\hat{\beta}_{i2}$	$\hat{\rho}_i$	$\bar{R}^{-2}$ <sup>a</sup>	DW
Aaa	-0,496667 (-36,85642)	-0,171417 (-17,42549)	0,276619 (11,11680)	0,494144	2,020865
Aa	-0,537682 (-33,64304)	-0,204392 (-17,15578)	0,143731 (5,611304)	0,460875	2,022890
A	-0,706062 (-24,97089)	-0,329530 (-15,35179)	0,033690 (1,303765)	0,336116	1,999090
Baa	-0,734928 (-21,38496)	-0,234026 (-9,144305)	0,150355 (5,881302)	0,264131	2,021203
Ba	-0,828679 (-11,38832)	-0,367410 (-6,755166)	0,131913 (5,144468)	0,109736	2,030383

**Tabelle 4-33: Ergebnisse der Regressionsgleichungen (221)**

a Vgl. FN 757.

nehmen, daß die Änderungen der Spreads recht gut durch die Änderungen von Zinsniveau und Steigung der Zinsstruktur erklärt werden, wenn ein AR(1)-Term berücksichtigt wird, der – mit Ausnahme der Ratingklasse A – zwischen 0,13 und 0,28 liegt. (Aufgrund

des geringen Wertes der t-Statistik kann die Hypothese, daß  $\rho_A$  gleich Null ist, nicht verworfen werden. Die Reihe der ersten Differenzen der A-Spreads läßt sich folglich besser ohne einen AR(1)-Term darstellen, also entsprechend den Ergebnissen aus Tabelle 4-32.) Die zehn geschätzten Koeffizienten sind alle hochsignifikant von Null verschieden: Der Koeffizient  $\beta_{i1}$  ist für alle Bonitätsklassen signifikant negativ. Dies bedeutet, daß die Spreads bei einem Anstieg des Zinsniveaus (operationalisiert durch den einjährigen REX) *abnehmen*. Weiterhin ist dieser Zusammenhang mit niedrigerer Bonität stärker ausgeprägt. Ebenso ist der Koeffizient  $\beta_{i2}$  für alle Bonitätsklassen signifikant negativ. Daraus folgt, daß bei zunehmender Steigung der Zinsstrukturkurve die Renditespreads ebenfalls zurückgehen. Dabei ist zu beachten, daß die Steigung anhand der Differenz aus lang- und kurzfristiger REX-Rendite operationalisiert wird. Der Einfluß der kurzfristigen Rendite wird jedoch (auch) anhand des Koeffizienten  $\beta_{i1}$  gemessen. In einer Ceteris-paribus-Betrachtung – d. h. bei konstantem (kurzfristigem) Zinsniveau – kommt eine Steigung der Zinsstrukturkurve folglich durch eine Erhöhung der langfristigen REX-Rendite zustande. Auch hier gilt grundsätzlich, daß mit niedrigerer Bonität dieser Zusammenhang stärker ausgeprägt ist. (Eine Ausnahme bildet hier jedoch die Klasse Baa, bei welcher der Zusammenhang schwächer als bei der Klasse A ist.) Da für alle Ratingklassen der Koeffizient  $\beta_{i1}$  jeweils betragsmäßig größer als  $\beta_{i2}$  ist, kann unter Berücksichtigung der in Gleichung (220) formulierten Beziehung  $\beta^*_{i1} = \beta_{i1} - \beta_{i2}$  festgestellt werden, daß für alle Klassen gilt:  $\beta^*_{i1} < 0$ .

Interessant ist auch ein Vergleich zu den in Tabelle 4-28 für Gleichung (216) dargestellten Ergebnissen für die entsprechenden Regressionen der *undifferenzierten* Zeitreihen: Die dort geschätzten Koeffizienten weisen die gleichen Vorzeichen auf und unterscheiden sich in der absoluten Höhe nur unwesentlich. Lediglich das korrigierte Bestimmtheitsmaß<sup>775</sup> fällt nun jeweils geringer aus; dies ist jedoch darauf zurückzuführen, daß die undifferenzierten Regressionen durch den sehr nahe bei Eins liegenden Autokorrelationskoeffizienten dominiert werden.

---

775 Dieser Wert ist u. U. problematisch, vgl. FN 757.

#### 4.4.3.6 Untersuchung auf GRANGER-Kausalität der Spreads und Spreadänderungen

Es wurde bereits festgestellt, daß die Renditespreads miteinander korrelieren (vgl. Tabelle 4-21). Diese Korrelationen alleine liefern jedoch noch keine sinnvollen Aussagen über die *Abhängigkeiten* der Spreads verschiedener Klassen; sie *müssen* miteinander vielmehr in einem gewissen Grade korrelieren, da sie alle auch von der Entwicklung des Zinsumfeldes abhängen (wie in den vorangegangenen Abschnitten nachgewiesen wurde). Deshalb ist die Frage nach der *Ursächlichkeit* zu stellen. Indizien hierfür liefert die sog. GRANGER-Kausalität. Der Begriff „Kausalität“ bezeichnet jedoch auch hierbei keine tatsächliche Ursache-Wirkung im herkömmlichen Sprachgebrauch, sondern drückt lediglich aus, inwieweit Informationen der einzelnen Zeitreihen zur Schätzung anderer Zeitreihen verwendet werden können.<sup>776</sup> Die Tests auf GRANGER-Kausalität zweier Zeitreihen bestehen in Regressionen der X-Werte (und Y-Werte) auf (ein oder mehrere) vorhergehende X-Werte und Y-Werte („Lags“); getestet wird dabei, ob die Koeffizienten der vorhergehenden X-Werte für die Y-Werte bzw. die der vorhergehenden Y-Werte für die X-Werte als Null betrachtet werden können (d. h. die zu testende Null-Hypothese lautet: „Keine GRANGER-Kausalität“). Bei den (jeweils paarweisen) Tests auf GRANGER-Kausalität sind immer vier theoretisch mögliche Ergebnisse zu unterscheiden:

- Weder ist X für Y noch ist Y für X GRANGER-Kausal („Unabhängigkeit“);
- Nur X ist für Y GRANGER-Kausal („unidirectional causality“);
- Nur Y ist für X GRANGER-Kausal („unidirectional causality“);
- Sowohl X ist für Y als auch Y ist für X GRANGER-Kausal („Feedback“ oder „bilateral causality“).

Die GRANGER-Tests der Spreads ergeben die in Tabelle 4-34 (für einen Lag) und Tabelle 4-35 (für zwei Lags<sup>777</sup>) dargestellten Werte der F-Statistik. Die Tabellen sind dabei von links nach rechts zu lesen, z. B. bedeutet die erste Zeile von Tabelle 4-34, daß die Aaa-Spreads GRANGER-Kausal für Aa, A, Baa, aber nicht GRANGER-Kausal für Ba

<sup>776</sup> Vgl. GUJARATI: ECONOMETRICS (1988), S. 541-543.

<sup>777</sup> Für drei und vier Lags entsprechen die Ergebnisse (Ablehnung/keine Ablehnung) denen für zwei Lags, so daß diese nicht aufgeführt sind.

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa		13,6632*	3,21399***	9,93264*	0,92203 (keine GK)
Aa	0,05504 (keine GK)		2,49683 (keine GK)	0,00036 (keine GK)	1,65985 (keine GK)
A	0,02350 (keine GK)	0,09908 (keine GK)		0,18851 (keine GK)	0,00405 (keine GK)
Baa	0,46123 (keine GK)	0,58154 (keine GK)	0,05104 (keine GK)		6,04535**
Ba	0,32702 (keine GK)	0,00108 (keine GK)	1,53295 (keine GK)	3,14610***	

**Tabelle 4-34: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreads bei einem Lag<sup>a</sup>**

a \* signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (\*\* 5%; \*\*\* 10%).

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa		19,0104*	6,53120*	12,6924*	1,40197 (keine GK)
Aa	1,12466 (keine GK)		2,35075***	2,99566***	1,39572 (keine GK)
A	1,79600 (keine GK)	0,80857 (keine GK)		1,92318 (keine GK)	0,57503 (keine GK)
Baa	1,00713 (keine GK)	2,33861***	2,95523***		4,76730*
Ba	0,39137 (keine GK)	0,90682 (keine GK)	3,67350**	5,97934*	

**Tabelle 4-35: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreads bei zwei Lags<sup>a</sup>**

a \* signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (\*\* 5%; \*\*\* 10%).

sind.<sup>778</sup>

Zusammenfassend sind die Ergebnisse für die Spreads in Tabelle 4-36 aufgeführt; dabei bezeichnet ein Fragezeichen („?“), daß das Ergebnis von der Anzahl der berücksichtigten Lags abhängig ist. Insgesamt ist interessant, daß die Aaa-Spreads offensichtlich Ein-

778 Korrekt muß es natürlich heißen: „die Hypothese, daß Aaa für Aa nicht GRANGER-Kausal ist, wird zurückgewiesen“, und „die Hypothese, daß Aaa für Ba nicht GRANGER-Kausal ist, wird nicht zurückgewiesen“.

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa		JA	JA	JA	NEIN
Aa	NEIN		?	?	NEIN
A	NEIN	NEIN		NEIN	NEIN
Baa	NEIN	?	?		JA
Ba	NEIN	NEIN	?	JA	

**Tabelle 4-36: Zusammenfassende Ergebnisse der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreads**

fluß auf die Aa-, A-, und Baa-Spreads aufweisen, während es umgekehrt nicht der Fall ist. Dies kann so interpretiert werden, daß für die Renditespreads dieser drei letztgenannten Klassen auch die Aaa-Anleihen eine Art Benchmark darstellen.

Die einzige eindeutige wechselseitige GRANGER-Kausalität liegt zwischen den Spreads der Klassen Baa und Ba vor. Das bedeutet, daß für diese Klassen auch die bessere bzw. schlechtere Klasse eine Orientierungsgröße darstellt. Weiterhin ist festzustellen, daß, wenn zwei (oder mehr) Lags aufgenommen werden, sich auch Aa und Baa für andere Klassen als GRANGER-Kausal erweisen. Dies deutet darauf hin, daß in dem „mittleren“ Bereich auch die Spreads dieser Klassen Einfluß auf andere Klassen haben, wenn auch erst mit einer gewissen Zeitverzögerung.

Die Ergebnisse der GRANGER-Tests der *Spreadänderungen* (= erste Differenzen) ergeben die in Tabelle 4-37 (für einen Lag) und Tabelle 4-38 (für zwei Lags) dargestellten Werte der F-Statistik. Zusammenfassend sind die Ergebnisse für die Spreadänderungen in Tabelle 4-39 aufgeführt. Dabei ist festzustellen, daß bei den Änderungen der Spreads tendenziell verstärkt GRANGER-Kausalitäten gegenüber den Spreads selbst vorliegen. Insgesamt können bei den Spreadänderungen in zehn Fällen diese Kausalitäten festgestellt werden (von denen bei den Spreads eine fraglich und vier nicht eindeutig waren) sowie weitere vier, die von der Anzahl der berücksichtigten Lags abhängen. Wechselseitige GRANGER-Kausalitäten sind bei den Spreadänderungen bei den Aaa-A, Aa-Baa und Baa-Ba festzustellen.

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa		18,1465*	8,65816*	9,85884*	0,99671 (keine GK)
Aa	1,60706 (keine GK)		2,92412***	5,93897**	0,91215 (keine GK)
A	3,56184***	1,34928 (keine GK)		3,91981**	1,14222 (keine GK)
Baa	1,07883 (keine GK)	4,34848**	5,82859**		3,94706**
Ba	0,30438 (keine GK)	1,94317 (keine GK)	6,17542**	10,9195*	

**Tabelle 4-37: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreadänderungen bei einem Lag<sup>a</sup>**

a \* signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (\*\* 5%; \*\*\* 10%).

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa		9,87718*	5,01693*	4,91110*	1,07170 (keine GK)
Aa	0,91531 (keine GK)		1,81558 (keine GK)	2,95369***	3,21042**
A	2,35866***	1,06923 (keine GK)		2,17921 (keine GK)	0,56148 (keine GK)
Baa	4,29023**	4,77039*	3,85919**		2,32274***
Ba	0,20068 (keine GK)	1,15276 (keine GK)	5,10779*	5,63328*	

**Tabelle 4-38: F-Statistik der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreadänderungen bei zwei Lags<sup>a</sup>**

a \* signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von weniger als 1% (\*\* 5%; \*\*\* 10%).

#### 4.4.3.7 Analyse der Spreadänderungen unter Berücksichtigung der anderen Klassen

Aufgrund der in Kapitel 4.4.3.6 (S. 259) gewonnenen Erkenntnisse zu den GRANGER-Kausalitäten ist davon auszugehen, daß die Spreads und deren Veränderungen einzelner Klassen zumindest teilweise durch Spreads anderer Klassen (bzw. deren Veränderungen) mitbestimmt werden. Aufgrund der dargestellten Probleme der Nichtstationarität der Spreads wird dies an deren ersten Differenzen untersucht. Neben Zinsniveau und Zins-

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa		JA	JA	JA	NEIN
Aa	NEIN		?	JA	?
A	JA	NEIN		?	NEIN
Baa	?	JA	JA		JA
Ba	NEIN	NEIN	JA	JA	

**Tabelle 4-39: Zusammenfassende Ergebnisse der Tests auf GRANGER-Kausalitäten der Spreadänderungen**

struktur werden nun auch die Veränderungen der Spreads der jeweils anderen Klassen als Regressoren aufgenommen. Da bei den Untersuchungen zur GRANGER-Kausalität in einigen Fällen die Ergebnisse nicht eindeutig waren, wird die Regressionsgleichung (221) in einem ersten Schritt um die Spreadänderungen aller jeweils vier anderen Klassen erweitert. Formal lautet der Regressionsansatz:

$$\Delta\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \Delta\text{rex}1_t + \beta_{i2} \cdot \Delta(\text{rex}10_t - \text{rex}1_t) + \beta_{i3} \cdot \Delta\eta_{1t} + \beta_{i4} \cdot \Delta\eta_{2t} + \beta_{i5} \cdot \Delta\eta_{3t} \\ + \beta_{i6} \cdot \Delta\eta_{4t} + \beta_{i7} \cdot \Delta\eta_{5t} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

$$\text{und } \beta_{ij} = 0, \text{ falls } j - i = 2 \quad (222)$$

Die sich aus der Regressionsgleichung (222) ergebenden Koeffizienten sind in Tabelle 4-40, die statistischen Auswertungen zu den fünf Gleichungen sind in Tabelle 4-41 aufgeführt.

Wie Tabelle 4-40 zu entnehmen ist, sind bis auf  $\beta_{17}$  (Erklärungsgehalt von Ba für Aaa),  $\beta_{27}$  (Erklärungsgehalt von Ba für Aa),  $\beta_{53}$  (Erklärungsgehalt von Aaa für Ba) und  $\beta_{54}$  (Erklärungsgehalt von Aa für Ba) alle Koeffizienten der Spreadänderungen jeweils anderer Klassen signifikant von Null verschieden. Vor einer intensiveren Diskussion der Ergebnisse werden die Regressionen erneut durchgeführt, wobei auf diese vier Regressoren verzichtet wird. Somit können anschließend auch Restriktionen hinsichtlich der Koeffizienten sinnvoll getestet werden.

Regressand <sup>a</sup>	Koeffizient	Regressor <sup>b</sup>	Koeffizient	t-Statistik	Wkt.
Aaa	$\hat{\beta}_{11}$	$\Delta \text{rex } 1_t$	-0,169335	-11,19277	0,0000
	$\hat{\beta}_{12}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,049506	-5,401118	0,0000
	$\hat{\beta}_{14}$	Aa	0,432569	21,70077	0,0000
	$\hat{\beta}_{15}$	A	0,051905	4,727469	0,0000
	$\hat{\beta}_{16}$	Baa	0,040666	4,676978	0,0000
	$\hat{\beta}_{17}$	Ba	0,005674	1,437220	0,1507
	$\hat{\rho}_1$	[AR(1)]	0,083342	3,178508	0,0015
Aa	$\hat{\beta}_{21}$	$\Delta \text{rex } 1_t$	-0,130823	-8,076320	0,0000
	$\hat{\beta}_{22}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,051967	-5,156682	0,0000
	$\hat{\beta}_{23}$	Aaa	0,575192	23,38293	0,0000
	$\hat{\beta}_{25}$	A	0,125686	10,32382	0,0000
	$\hat{\beta}_{26}$	Baa	0,044612	4,612058	0,0000
	$\hat{\beta}_{27}$	Ba	0,004626	1,058300	0,2900
	$\hat{\rho}_2$	[AR(1)]	-0,085533	-3,307807	0,0009
A	$\hat{\beta}_{31}$	$\Delta \text{rex } 1_t$	-0,178224	-5,287988	0,0000
	$\hat{\beta}_{32}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,130770	-6,338409	0,0000
	$\hat{\beta}_{33}$	Aaa	0,274092	4,673008	0,0000
	$\hat{\beta}_{34}$	Aa	0,529789	10,30485	0,0000
	$\hat{\beta}_{36}$	Baa	0,112716	5,691978	0,0000
	$\hat{\beta}_{37}$	Ba	0,038951	4,361798	0,0000
	$\hat{\rho}_3$	[AR(1)]	-0,082166	-3,178137	0,0015

Tabelle 4-40: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (222)

Regressand <sup>a</sup>	Koeffizient	Regressor <sup>b</sup>	Koeffizient	t-Statistik	Wkt.
Baa	$\hat{\beta}_{41}$	$\Delta \text{rex}1_t$	-0,256860	-5,633823	0,0000
	$\hat{\beta}_{42}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,050103	-1,837124	0,0662
	$\hat{\beta}_{43}$	Aaa	0,354540	4,664982	0,0000
	$\hat{\beta}_{44}$	Aa	0,281508	4,203528	0,0000
	$\hat{\beta}_{45}$	A	0,174363	5,367446	0,0000
	$\hat{\beta}_{47}$	Ba	0,040425	3,474416	0,0005
	$\hat{\rho}_4$	[AR(1)]	0,065243	2,515543	0,0119
Ba	$\hat{\beta}_{51}$	$\Delta \text{rex}1_t$	-0,278685	-2,708770	0,0068
	$\hat{\beta}_{52}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,154836	-2,559511	0,0105
	$\hat{\beta}_{53}$	Aaa	0,243147	1,435052	0,1513
	$\hat{\beta}_{54}$	Aa	0,165828	1,117590	0,2638
	$\hat{\beta}_{55}$	A	0,285118	3,961726	0,0001
	$\hat{\beta}_{56}$	Baa	0,191391	3,343398	0,0008
	$\hat{\rho}_5$	[AR(1)]	0,095412	3,686486	0,0002

**Tabelle 4-40: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (222)**

- a Genannt ist jeweils die Klasse, deren erste Differenzen der Spreads entsprechend Gleichung (222) regressiert werden.
- b Genannt ist neben Zinsniveau und Zinsstruktur jeweils die Klasse, deren erste Differenzen der Spreads entsprechend Gleichung (222) als Regressoren verwendet werden.

Dementsprechend lautet der (endgültige) Regressionsansatz:

$$\Delta \eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \Delta \text{rex}1_t + \beta_{i2} \cdot \Delta(\text{rex}10_t - \text{rex}1_t) + \beta_{i3} \cdot \Delta \eta_{1t} + \beta_{i4} \cdot \Delta \eta_{2t} + \beta_{i5} \cdot \Delta \eta_{3t} \\ + \beta_{i6} \cdot \Delta \eta_{4t} + \beta_{i7} \cdot \Delta \eta_{5t} + u_{it}$$

$$\text{mit } u_{it} = \rho_i \cdot u_{it-1} + \varepsilon_{it}$$

Klasse	$\bar{R}^{-2}$ <sup>a</sup>	DW	F-Statistik	Wkt.
i = 1 (Aaa)	0,666481	1,996051	500,2491	0,000000
i = 2 (Aa)	0,682742	2,000194	538,6444	0,000000
i = 3 (A)	0,489615	2,008498	240,6666	0,000000
i = 4 (Baa)	0,352010	2,003864	136,7181	0,000000
i = 5 (Ba)	0,144080	2,018449	43,0555	0,000000

**Tabelle 4-41: Statistik der Regressionsgleichungen (222) für i = 1 bis 5 (Aaa bis Ba)**

a Vgl. FN 757.

und  $\beta_{ij} = 0$ , falls  $j - i = 2$

und  $\beta_{17} = \beta_{27} = \beta_{53} = \beta_{54} = 0$  (223)

Die sich bei Berechnung der Regressionsgleichung (223) ergebenden Koeffizienten sind in Tabelle 4-42, die statistischen Auswertungen sind in Tabelle 4-43 aufgeführt.

Regressand <sup>a</sup>	Koeffizient	Regressor <sup>b</sup>	Koeffizient	t-Statistik	Wkt.
Aaa	$\hat{\beta}_{11}$	$\Delta \text{rex } 1_t$	-0,171166	-11,34587	0,0000
	$\hat{\beta}_{12}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,050461	-5,517477	0,0000
	$\hat{\beta}_{14}$	Aa	0,434073	21,80260	0,0000
	$\hat{\beta}_{15}$	A	0,053610	4,909823	0,0000
	$\hat{\beta}_{16}$	Baa	0,041826	4,829399	0,0000
	$\hat{\beta}_{17}$	Ba	0		
	$\hat{\rho}_1$	[AR(1)]	0,083520	3,185333	0,0015

**Tabelle 4-42: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (223)**

Regressand <sup>a</sup>	Koeffizient	Regressor <sup>b</sup>	Koeffizient	t-Statistik	Wkt.
Aa	$\hat{\beta}_{21}$	$\Delta \text{rex}1_t$	-0,131976	-8,167454	0,0000
	$\hat{\beta}_{22}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,052673	-5,238728	0,0000
	$\hat{\beta}_{23}$	Aaa	0,576782	23,49059	0,0000
	$\hat{\beta}_{25}$	A	0,127288	10,53577	0,0000
	$\hat{\beta}_{26}$	Baa	0,045734	4,756145	0,0000
	$\hat{\beta}_{27}$	Ba	0		
	$\hat{\rho}_2$	[AR(1)]	-0,085852	-3,321287	0,0009
A	$\hat{\beta}_{31}$	$\Delta \text{rex}1_t$	-0,178224	-5,287988	0,0000
	$\hat{\beta}_{32}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,130770	-6,338409	0,0000
	$\hat{\beta}_{33}$	Aaa	0,274092	4,673008	0,0000
	$\hat{\beta}_{34}$	Aa	0,529789	10,30485	0,0000
	$\hat{\beta}_{36}$	Baa	0,112716	5,691978	0,0000
	$\hat{\beta}_{37}$	Ba	0,038951	4,361798	0,0000
	$\hat{\rho}_3$	[AR(1)]	-0,082166	-3,178137	0,0015
Baa	$\hat{\beta}_{41}$	$\Delta \text{rex}1_t$	-0,256860	-5,633823	0,0000
	$\hat{\beta}_{42}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,050103	-1,837124	0,0662
	$\hat{\beta}_{43}$	Aaa	0,354540	4,664982	0,0000
	$\hat{\beta}_{44}$	Aa	0,281508	4,203528	0,0000
	$\hat{\beta}_{45}$	A	0,174363	5,367446	0,0000
	$\hat{\beta}_{47}$	Ba	0,040425	3,474416	0,0005
	$\hat{\rho}_4$	[AR(1)]	0,065243	2,515543	0,0119

**Tabelle 4-42: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (223)**

Regressand <sup>a</sup>	Koeffizient	Regressor <sup>b</sup>	Koeffizient	t-Statistik	Wkt.
Ba	$\hat{\beta}_{51}$	$\Delta \text{rex } 1_t$	-0,408711	-4,567668	0,0000
	$\hat{\beta}_{52}$	$\Delta \text{ZSK}_t$	-0,198569	-3,419236	0,0006
	$\hat{\beta}_{53}$	Aaa	0		
	$\hat{\beta}_{54}$	Aa	0		
	$\hat{\beta}_{55}$	A	0,352543	5,294340	0,0000
	$\hat{\beta}_{56}$	Baa	0,224834	4,029495	0,0001
	$\hat{\rho}_5$	[AR(1)]	0,096100	3,712632	0,0002

**Tabelle 4-42: Koeffizienten der Regressionsgleichungen (223)**

- a Genannt ist jeweils die Klasse, deren erste Differenzen der Spreads entsprechend Gleichung (223) regressiert werden.
- b Genannt ist neben Zinsniveau und Zinsstruktur jeweils die Klasse, deren erste Differenzen der Spreads entsprechend Gleichung (223) als Regressoren verwendet werden.

Klasse	$\bar{R}^2$ <sup>a</sup>	DW	F-Statistik	Wkt.
i = 1 (Aaa)	0,666243	1,996083	599,4582	0,0000
i = 2 (Aa)	0,682717	2,000427	646,0975	0,0000
i = 3 (A)	0,489615	2,008498	240,6666	0,0000
i = 4 (Baa)	0,352010	2,003864	136,7181	0,0000
i = 5 (Ba)	0,141528	2,018383	62,7812	0,0000

**Tabelle 4-43: Statistik der Regressionsgleichungen (223) für i = 1 bis 5 (Aaa bis Ba)**

- a Vgl. FN 757.

Wie den in Tabelle 4-42 und Tabelle 4-43 dargestellten Ergebnissen zu entnehmen ist, werden die Änderungen der Spreads durch das Modell (223) jeweils recht gut erklärt. Wichtig ist, daß neben Veränderungen von Zinsniveau und der Zinsstruktur auch jeweils die drei (bei Aaa und Aa) bzw. vier (A und Baa) bzw. zwei (Ba) anderen Klassen einen signifikanten Einfluß auf die jeweiligen Änderungen der Spreads aufweisen. Dies bedeutet, daß sich die Spreads einer Klasse auch dann verändern, wenn zwar das Zinsumfeld unverändert bleibt, sich die Spreads der anderen Klassen aber ändern. Beispielsweise schätzt die Regression den Koeffizienten  $\beta_{14}$  auf ca. 0,43, d. h. eine Erhöhung der Aa-

Spreads um einen Prozentpunkt, die *nicht* durch eine Veränderung des Zinsniveaus verursacht ist, geht mit einer gleichzeitigen Erhöhung der Aaa-Spreads um ca. 0,43 Prozentpunkte einher. Für die übrigen Klassen gilt (in Klammern jeweils der betragsmäßig wichtigste Regressor mit dem entsprechenden Wert des Koeffizienten): Aa (Aaa mit ca. 0,58), A (Aa mit ca. 0,53), Baa (Aaa mit ca. 0,35) und Ba (A mit ca. 0,35). Aber auch die übrigen Regressoren weisen noch signifikant von Null verschiedene Werte auf; dabei ist in den drei Klassen Aaa, Aa und A der Einfluß der anderen Spreadänderungen jeweils um so geringer, je „weiter“ die als Regressor verwendete Klasse entfernt ist. Bei Aa und A ist außerdem festzustellen, daß die „nächst-bessere“ Klasse einen stärkeren Einfluß als die „nächst-schlechtere“ aufweist. In der Klasse Baa ist der erstgenannte Einfluß jedoch genau umgekehrt: hier hat Aaa einen größeren Einfluß als Aa, und Aa einen größeren als A. Bei den Ba-Anleihen schließlich, die (neben Zinsniveau und Zinsstruktur) nur durch A und Baa erklärt werden können, weist auch A einen größeren Einfluß als Baa auf.

Durch die Aufnahme der Spreadänderungen der anderen Ratingklassen im Ansatz (223) steigt gegenüber dem Regressionsmodell (221), bei dem als Regressoren nur das Zinsniveau und die Steigung der Zinsstrukturkurve verwendet worden waren, auch jeweils das (korrigierte) Bestimmtheitsmaß<sup>779</sup> deutlich an. So betragen die Werte nun bei Aaa ca. 0,67 (nach ca. 0,49), bei Aa ca. 0,69 (nach ca. 0,46), bei A ca. 0,49 (nach ca. 0,33), bei Baa ca. 0,35 (nach ca. 0,26) und bei Ba ca. 0,14 (nach ca. 0,11). Durch die Aufnahme der zusätzlichen Regressoren wird der Anteil der durch das Modell erklärten Varianz an der Gesamtvarianz folglich stark erhöht. Die Werte von Aaa und Aa sind dabei als recht hoch zu werten; die Werte von A und Baa liegen in einem zufriedenstellenden Bereich. Lediglich bei Ba ist ein relativ „unbefriedigender“ Wert von 0,14 zu verzeichnen.<sup>780</sup>

Die Tatsache, daß mit abnehmender Bonität auch die durch die Regression erklärte Varianz abnimmt, ist offensichtlich so zu werten, daß sich in den unteren Klassen die Preise (und somit auch die Renditen) der Anleihen „unabhängiger“ vom Zinsniveau und den anderen Klassen einstellen. Dies kann ein Indiz dafür sein, daß in diesen Marktsegmen-

---

779 Dieser Wert ist u. U. problematisch, vgl. FN 757.

780 Kritisch zur dominierenden Rolle des Bestimmtheitsmaßes bei der Modellbewertung äußert sich z. B. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 55, der darauf hinweist, daß es wichtiger ist, ob die einbezogenen Regressoren signifikanten Einfluß besitzen. Dies ist hier erfüllt.

ten verstärkt spekulative Anleger aktiv sind und/oder daß diese Papiere auch eine abnehmende Liquidität aufweisen; beides könnte die stärkeren Ausschläge erklären. Ein dritter (alternativer oder besserer) Erklärungsansatz besteht darin, daß hier die Kursbewegungen durch weitere, im Modell eben nicht erfaßte, *makroökonomische* Daten erklärt werden. Denkbar wären hier z. B. Entwicklungen am Aktienmarkt. Dafür spräche auch, daß einige Autoren die „Junk-Bonds“ als *aktienähnliche* Wertpapiere mit einem „vergleichbaren“ Risiko-Rendite-Profil qualifizieren, so daß riskantere Anleihen, wenn sie denn als Alternative (im weiteren Sinne) zu Aktien aufgefaßt werden, sich gar nicht unabhängig von den Aktienmärkten entwickeln können. Neben diesem systematischen Effekt könnte auch noch eine Rolle spielen, daß die vom Markt wahrgenommene Ausfallwahrscheinlichkeit in den schlechteren Bonitätsklassen im Zeitverlauf stärker schwankt und entsprechende Preisanpassungen nach sich zieht. Schließlich ist zu bedenken, daß bei dieser Untersuchung die Anzahl der je Börsentag in die jeweiligen Klassen einfließenden Anleihen ebenfalls mit schlechterer Bonität abnimmt.<sup>781</sup>

Hinsichtlich der Frage, *warum* die Spreadänderungen auch durch die jeweils anderen Ratingklassen erklärt werden, sind ebenfalls verschiedene Erklärungsansätze möglich. Dabei kann unterschieden werden, ob Ursache-Wirkung-Zusammenhänge vorliegen oder ob – nicht im Modell erfaßte Größen neben dem Zinsumfeld – alle Spreads gleichzeitig beeinflussen:

Erstens ist es denkbar, daß die Marktakteure zwischen den verschiedenen Klassen gewisse Abstände für „angemessen“ halten; kommt es demnach zu Ab- oder Zunahmen der Spreads in einer Klasse, ziehen die anderen Klassen entsprechend nach, um die relativen Abstände wieder herzustellen. Nur in diesem Fall läge auch ein tatsächlicher Ursache-Wirkung-Zusammenhang vor. Alternativ oder zusätzlich kann die Beobachtung auch dadurch erklärt werden, daß vom Markt Risikoprämien „je Einheit Ausfallrisiko“ gefordert werden. In diesem Fall müssen auch die Spreads aller Klassen zunehmen (abnehmen), wenn sich das allgemeine Ausfallrisiko über alle Ratingkategorien erhöht (verringert). Dabei ist es sogar unerheblich, ob sich das Risiko *objektiv* verändert hat oder ob es nur (subjektiv) als verändert wahrgenommen wird. Auch ist eine dritte Erklä-

---

781 Vgl. Tabelle 4-19.

rung möglich: Selbst bei konstanten Ausfallrisiken (je Rating) müssen Veränderungen in (dem Grad) der *Risikoaversion* der Marktteilnehmer zu Änderungen der Renditespreads führen; beispielsweise wird eine Zunahme der Risikoaversion auch zu einer Zunahme der Renditespreads führen, weil dann eine höhere Renditeprämie „pro Einheit (Ausfall-) Risiko“ vom Markt gefordert wird.

Schließlich wird ein Teil der nicht durch das Modell erklärten Schwankungen auch darauf zurückzuführen sein, daß die Spreads je Ratingklasse – losgelöst von jeglichen „greifbaren“ Parametern“ – einer „natürlichen“ Schwankung unterliegen, im Idealfall sich beispielsweise *ceteris paribus* in gewissen Korridoren bewegen. Dies würde auch erklären, warum – für einen zumindest zum Teil unterstellten Ursache-Wirkung-Zusammenhang – in einzelnen Klassen autonome Spreadänderungen auftreten.

#### 4.4.3.8 WALD-Tests auf Restriktionen der Koeffizienten

Zwar verändern sich durch die Aufnahme zusätzlicher Regressoren im Ansatz (223) gegenüber dem Regressionsmodell (221) betragsmäßig die Schätzer für alle  $\beta_{i1}$  und für alle  $\beta_{i2}$  (die den Einfluß von Zinsniveau bzw. Zinsstruktur erfassen); diese zehn Koeffizienten sind jedoch nach wie vor signifikant negativ. Außerdem gilt weiterhin unter Berücksichtigung der in Gleichung (220) formulierten Beziehung  $\beta^*_{i1} = \beta_{i1} - \beta_{i2}$  für alle Ratingklassen  $i$ :  $\beta^*_{i1} < 0$ .<sup>782</sup>

Aufgrund des gewählten Regressionsansatzes ergeben sich über alle Klassen für alle  $\beta_{i1}$  einerseits und für alle  $\beta_{i2}$  andererseits unterschiedliche Schätzer. Anhand des WALD-Tests<sup>783</sup> wird deshalb überprüft, ob diese Unterschiede aus statistischer Sicht als signifikant zu werten sind. Hier wird dabei einerseits getestet, ob diese Koeffizienten für jeweils *benachbarte* Klassen als identisch angenommen werden können, andererseits, ob diese Koeffizienten über *alle* Klassen als identisch angenommen werden können. Die Ergebnisse dieser Tests sind in Tabelle 4-44 dargestellt. Dabei kann festgestellt werden, daß bei diesem Test für jeweils (paarweise) benachbarte Klassen die Hypothese, daß der

782 Zur Diskussion diese Ergebnisse vgl. Kapitel 4.4.3.5 (S. 255).

783 Vgl. HARVEY: ZEITREIHEN (1994), S. 169-172. Für lineare Regressionsmodelle wie das hier verwendete könnte zur Überprüfung von Restriktionen hinsichtlich der Koeffizienten statt des WALD-Tests auch der „einfachere“ F-Test, durchgeführt werden, ohne daß sich grundsätzlich die Ergebnisse ändern; vgl. GUJARATI: ECONOMETRICS (1995), S. 269.

Null-Hypothese	$\chi^2$	Wkt.	Entscheidung <sup>a</sup>
$\beta_{11} = \beta_{21}$	3,14280	0,076263	keine Ablehnung
$\beta_{21} = \beta_{31}$	1,53103	0,215958	keine Ablehnung
$\beta_{31} = \beta_{41}$	1,92361	0,165459	keine Ablehnung
$\beta_{41} = \beta_{51}$	2,28638	0,130513	keine Ablehnung
$\beta_{11} = \beta_{21} = \beta_{31} = \beta_{41} = \beta_{51}$	15,95798	0,003076	Ablehnung
$\beta_{12} = \beta_{22}$	0,02648	0,870720	keine Ablehnung
$\beta_{22} = \beta_{32}$	11,57881	0,000667	Ablehnung
$\beta_{32} = \beta_{42}$	5,56423	0,018331	Ablehnung
$\beta_{42} = \beta_{52}$	5,35470	0,020666	Ablehnung
$\beta_{12} = \beta_{22} = \beta_{32} = \beta_{42} = \beta_{52}$	19,20803	0,000715	Ablehnung

**Tabelle 4-44: WALD-Test der in Tabelle 4-42 dargestellten Regressionskoeffizienten**

a Bei 5% Irrtumswahrscheinlichkeit.

Koeffizient für das Zinsniveau identisch ist, nicht zurückgewiesen werden kann. Jedoch muß die Hypothese, daß über *alle* Klassen der Einfluß des Zinsniveaus identisch ist, zurückgewiesen werden. Noch eindeutiger sind die Ergebnisse für die Koeffizienten der Zinsstruktur: Bis auf die Hypothese  $\beta_{12} = \beta_{22}$  können hier auch die Hypothesen der paarweisen Identität benachbarter Klassen nicht einmal akzeptiert werden, so daß die Hypothese konstanter Koeffizienten über alle Klassen erst recht abgelehnt werden muß. Dies bestätigt, daß die Spreadänderungen verschiedener Klassen tatsächlich unterschiedlich von Veränderungen des Zinsumfeldes betroffen sind. Grundsätzlich reagieren die Spreads mit abnehmender Bonität dabei betragsmäßig stärker auf die Zinsänderungen. Von diesem Grundsatz stellen die Klasse Aa jedoch bei dem Einfluß des kurzfristigen Zinsniveaus und die Klasse Baa bei dem Einfluß der Zinsstrukturkurve jeweils eine Ausnahme dar.

#### 4.4.3.9 Spread-VAR

Die Tatsache, daß die Spreads einzelner Klassen zumindest teilweise auch durch Spreads anderer Klassen und ihre eigenen Vortageswerte mitbestimmt werden,<sup>784</sup> kann auch anhand von sog. vektorautoregressiven Modellen (kurz: Vektor Autoregressionen) untersucht werden. Eine Vektor Autoregression (VAR) ist ein Gleichungssystem, in dem die Regressoren in allen Gleichungen grundsätzlich identisch sind und dabei einen vorhergegangenen Wert (oder mehrere) der endogenen Variablen enthalten. Ein solches Modell ist interdependent und dynamisch.<sup>785</sup> VARs können danach unterschieden werden, ob nur endogene oder zusätzlich auch exogene Variablen im Gleichungssystem enthalten sind.

In einem VAR der einfachsten Form sind ausschließlich endogene Variablen im Gleichungssystem enthalten, d. h. als Regressor und als Regressand erscheinen hier nur die Spreads. Im vorliegenden Fall von fünf Klassen der zu untersuchenden Rendite-Spreads lauten die entsprechenden Gleichungen (bei einem Lag):<sup>786</sup>

$$\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \eta_{1t-1} + \beta_{i2} \cdot \eta_{2t-1} + \beta_{i3} \cdot \eta_{3t-1} + \beta_{i4} \cdot \eta_{4t-1} + \beta_{i5} \cdot \eta_{5t-1} + \varepsilon_{it} \quad (224)$$

Wie den in Tabelle 4-45 dargestellten Ergebnissen des VAR (224) zu entnehmen ist, nehmen die auf der „Hauptdiagonale“ liegenden Koeffizienten alle Werte zwischen 0,96 und 0,99 an, die allesamt hochsignifikant von Null verschieden sind.

Das Gleichungssystem (224) kann durch Einbeziehung der REX-Rendite als exogener Variabler erweitert werden; das entsprechende System lautet dann:

$$\begin{aligned} \eta_{it} \\ = \beta_{i1} \cdot \eta_{1t-1} + \beta_{i2} \cdot \eta_{2t-1} + \beta_{i3} \cdot \eta_{3t-1} + \beta_{i4} \cdot \eta_{4t-1} + \beta_{i5} \cdot \eta_{5t-1} + \beta_{i6} \cdot rex_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (225)$$

Die Ergebnisse des VAR (225) sind in Tabelle 4-46 dargestellt.

Schließlich kann noch überprüft werden, ob das Rating im VAR einen Einfluß auf die

784 Vgl. Kapitel 4.4.3.3 (S. 249) und Kapitel 4.4.3.6 (S. 259).

785 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 304.

786 Auf die Aufnahme einer Konstante wird verzichtet, da diese sich als nicht signifikant von Null verschieden erwiesen hat.

Klasse	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa(-1)	0,965938 (123,238)	-0,030500 (-3,37340)	-0,027482 (-1,87261)	-0,056173 (-3,37598)	-0,039434 (-1,22631)
Aa(-1)	-0,000718 (-0,10099)	0,989212 (120,539)	0,028686 (2,15346)	0,009498 (0,62887)	-0,054769 (-1,87639)
A(-1)	0,003897 (0,83803)	0,005458 (1,01753)	0,978928 (112,437)	0,009032 (0,91501)	0,063680 (3,33801)
Baa(-1)	0,000125 (0,06989)	0,001461 (0,71005)	0,000773 (0,23127)	0,990365 (261,455)	-0,010495 (-1,43366)
Ba(-1)	-0,000299 (-0,34489)	-0,000226 (-0,22633)	0,003732 (2,30185)	0,002644 (1,43831)	0,991527 (279,123)
$\bar{R}^2$	0,934162	0,978397	0,976115	0,986014	0,991804

**Tabelle 4-45: Ergebnisse der VAR (224)<sup>a</sup>**

a t-Statistik in Klammern.

Klasse	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa(-1)	0,966164 (123,236)	-0,030088 (-3,32912)	-0,026292 (-1,79627)	-0,055346 (-3,32818)	-0,037456 (-1,16623)
Aa(-1)	0,001265 (0,17252)	0,992834 (117,440)	0,039155 (2,85977)	0,016773 (1,07829)	-0,037363 (-1,24367)
A(-1)	0,002020 (0,40839)	0,002031 (0,35620)	0,969022 (104,947)	0,002148 (0,20474)	0,047209 (2,33012)
Baa(-1)	-0,000471 (-0,25289)	0,000374 (0,17407)	-0,002371 (-0,68192)	0,988180 (250,113)	-0,015723 (-2,06051)
Ba(-1)	-0,000483 (-0,54831)	-0,000563 (-0,55432)	0,002757 (1,67509)	0,001966 (1,05154)	0,989906 (274,117)
REX	0,000343 (1,11360)	0,000626 (1,76366)	0,001810 (3,14788)	0,001258 (1,92557)	0,003010 (2,38534)
$\bar{R}^2$	0,934172	0,978428	0,976256	0,986040	0,991830

**Tabelle 4-46: Ergebnisse der VAR (225)**Spreads aufweist. Das entsprechende Gleichungssystem lautet dann:<sup>787</sup>

$$\eta_{it} = \beta_{i1} \cdot \eta_{1t-1} + \beta_{i2} \cdot \eta_{2t-1} + \beta_{i3} \cdot \eta_{3t-1} + \beta_{i4} \cdot \eta_{4t-1} + \beta_{i5} \cdot \eta_{5t-1} + \beta_6 \cdot \text{Rating}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (226)$$

787 Hierbei wird die Ratingklasse wieder kardinal anhand der Werte 1 bis 5 operationalisiert.

Die Ergebnisse des VAR (226) sind in Tabelle 4-47 dargestellt.

Klasse	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Aaa(-1)	0,963919 (52,83976)	-0,034537 (-1,892062)	-0,033539 (-1,835433)	-0,064249 (-3,510912)	-0,049529 (-2,701460)
Aa(-1)	0,005192 (0,312928)	1,001033 (59,94607)	0,046417 (2,750277)	0,033139 (1,935247)	-0,025217 (-1,446318)
A(-1)	-0,000114 (-0,010530)	-0,002564 (-0,234781)	0,966895 (87,52530)	-0,007012 (-0,624896)	0,043625 (3,813531)
Baa(-1)	-0,002014 (-0,482792)	-0,002815 (-0,666038)	-0,005642 (-1,306536)	0,981812 (220,9402)	-0,021187 (-4,606040)
Ba(-1)	-8,65E-05 (-0,042942)	0,000198 (0,098265)	0,004368 (2,164323)	0,003492 (1,728005)	0,992587 (490,3335)
Rating	0,004686 (5,400801)				
$\bar{R}^2$	0,934287	0,978418	0,976310	0,986085	0,991820

**Tabelle 4-47: Ergebnisse der VAR (226)**

Hinsichtlich des Zinsniveaus (REX) kann festgestellt werden, daß dieser im VAR keinen signifikanten Einfluß auf die Spreads aufweist, da die entsprechenden Koeffizienten nicht signifikant von null verschieden sind (vgl. Tabelle 4-46). Die Koeffizienten für das Rating sind zwar signifikant positiv (vgl. Tabelle 4-47), aber mit knapp 0,005 betragsmäßig vernachlässigbar gering. Die übrigen Koeffizienten und deren t-Statistiken unterscheiden sich in diesen beiden Ansätzen nicht nennenswert von den in Tabelle 4-45 für das rein endogene VAR-System dargestellten.

Aufgrund der auf der „Hauptdiagonale“ liegenden Koeffizienten mit Werten zwischen 0,96 und 0,99 und der jeweils hohen Bestimmtheitsmaße ist festzustellen, daß die Werte der (absoluten) Spreads zum überwiegenden Teil durch ihre (eigenen) Vortageswerte erklärt werden. (Daneben hat z. B. Aaa(-1) noch einen signifikanten, aber ebenfalls betragsmäßig vernachlässigbaren Einfluß auf Aa und Baa oder A(-1) auf Ba.) Dies bestätigt die Befunde hinsichtlich der (Niveaus von) Renditen und Spreads, bei denen der AR(1) jeweils die Ergebnisse dominierte.

Bei den hier vorgestellten VARs handelt es sich um sehr „einfache“ Ansätze; dies kann

auch als Ausblick auf weitere Untersuchungen verstanden werden: Wie in Kapitel 4.4.3.4 (S. 253) nachgewiesen wurde, handelt es sich bei den Renditespreads um nichtstationäre Variablen. Die Untersuchung langfristiger Zusammenhänge zwischen mehreren solchen nichtstationären Variablen erlaubt das Konzept der *Kointegration*. Die Grundidee dabei ist, daß eine stabile langfristige Relation zwischen den einbezogenen Variablen bestehen kann.<sup>788</sup> Von dieser langfristigen Beziehung werden sich aber temporäre Abweichungen ergeben. Sind diese Abweichungen jedoch stationär, besteht eine Tendenz zu ihrer Rückbildung, die den langfristigen steady-state wieder etabliert. Sofern diese Bedingung erfüllt ist, sind die untersuchten Variablen kointegriert. Definitiv sind zwei Variablen  $x_t$  und  $y_t$  kointegriert, wenn beide Größen integriert mit dem gleichen Integrationsgrad sind und eine Linearkombination dieser Variablen existiert, die einen Prozeß erzeugt, der integriert mit einem geringeren Integrationsgrad ist. Liegt hier sogar der „Idealfall“ vor, nämlich daß dieser Prozeß dann stationär ist, so beschreibt dieser stationäre Prozeß dann die temporären Abweichungen vom langfristigen steady-state.<sup>789</sup>

Aus diesen Gründen würde es sich anbieten, die Kointegrationsbeziehungen der Renditespreads zu untersuchen. Die Kointegrationsgleichungen können in einem zweiten Schritt dann in „verfeinerten“ VARs, die sich durch eine Vektor-Fehler-Korrektur auszeichnen, eingebaut werden.<sup>790</sup>

## 4.5 Weitere Berechnungen

Abschließend sollen nun einige der in Kapitel 4.4.3.7 (S. 262) angesprochenen Erklärungsansätze näher beleuchtet werden. Dazu werden aus dem in Kapitel 4.4.2 (S. 234) vorgestellten Datenmaterial anhand der in Kapitel 3.5.3 (S. 161) und Kapitel 3.5.5 (S. 189) dargestellten Berechnungs- bzw. Bewertungsansätze die sich ergebenden Parameter ermittelt. Da diese Berechnungen jedoch jeweils auf Annahmen über das vom

788 Als Indiz für eine solche langfristig stabile Relation zwischen den Spreads kann gewertet werden, daß die Änderungen der Spreads auch durch die Änderungen der Spreads der jeweils anderen Ratingkategorien erklärt werden, vgl. Kapitel 4.4.3.7 (S. 262).

789 Vgl. ECKEY/KOSFELD/DEGER: ÖKONOMETRIE (1995), S. 209.

790 Diese Untersuchungen der Spreads anhand von VARs unter Berücksichtigung der Kointegrationsbeziehungen sollen jedoch an dieser Stelle nicht durchgeführt werden, sondern zukünftigen Arbeiten zum Thema vorbehalten bleiben.

Markt verwendete Bewertungsmodell aufbauen und/oder zusätzliche Annahmen über *nicht beobachtbare* Parameter (z. B. *erwartete* Ausfallwahrscheinlichkeiten) benötigen, sind die nachfolgenden Ausführungen nur als beispielhaft zu verstehen.

#### 4.5.1 Berechnung der impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten

In einem ersten Schritt bietet es sich an, aus den beobachtbaren Renditen die *impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten* zu berechnen. Dies setzt jedoch die Kenntnis über das korrekte Bewertungsmodell und die Risikoeinstellung der Anleger voraus. Um an dieser Stelle die bereits diskutierte Problematik der Bewertung unter Risikoaversion auszuklammern,<sup>791</sup> werden die impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten hier für eine unterstellte *Risikoneutralität* der Anleger berechnet. Aus Gleichung (140) ergibt sich für die Ausfallwahrscheinlichkeit:

$$p = \frac{y - r}{(1 + y) \cdot \lambda} \quad (227)$$

Neben den (beobachtbaren) risikolosen Renditen und den risikobehafteten Renditen je Ratingklasse wird ein Schätzer für die erwartete Rückzahlungsquote bei Ausfall benötigt; diese wird nachfolgend mit  $q = 45\%$  (d. h.  $\lambda = 55\%$ ) angesetzt.<sup>792</sup> Die entsprechend Gleichung (227) ermittelten (impliziten) Ausfallwahrscheinlichkeiten sind zusammenfassend in Tabelle 4-48 sowie graphisch in Abbildung 4-31 dargestellt. Zwar gelten die

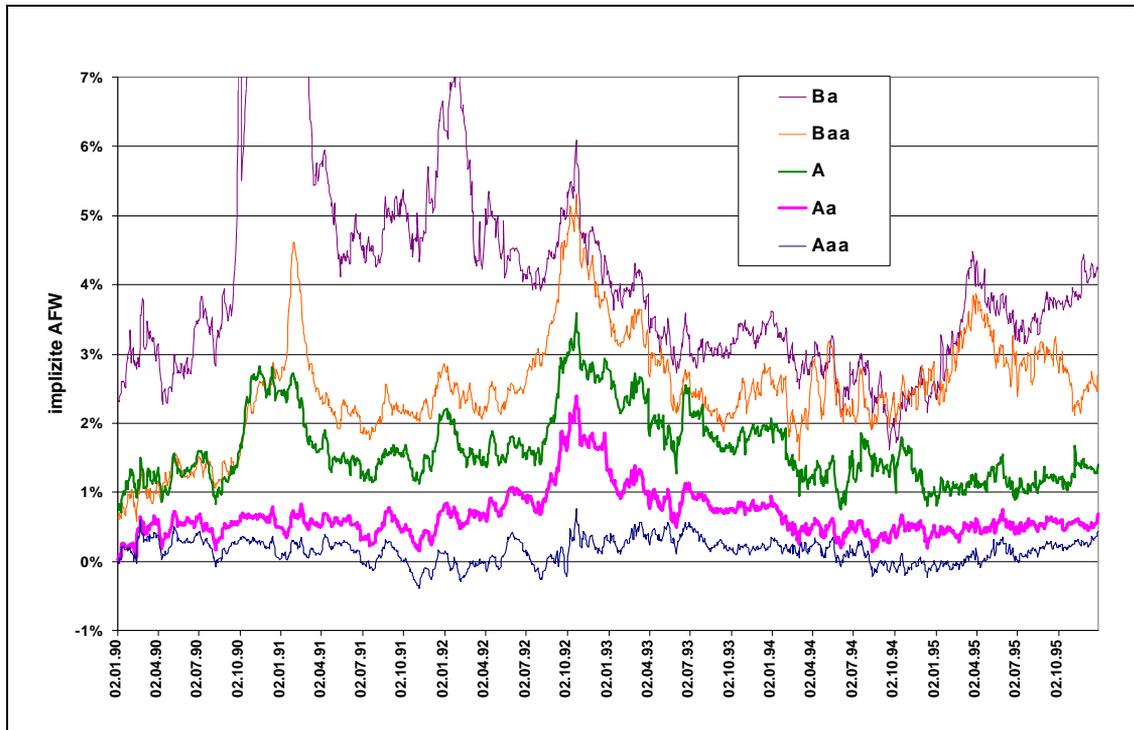
	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Median	0,17%	0,57%	1,50%	2,44%	3,73%
Mittelwert	0,15%	0,66%	1,63%	2,50%	4,19%
Maximum	0,76%	2,39%	3,58%	5,32%	12,51%
Minimum	-0,40%	0,00%	0,70%	0,58%	1,61%
Standardabweichung <sup>a</sup>	0,17%	0,35%	0,53%	0,79%	1,85%

**Tabelle 4-48: Statistische Kennzahlen der impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten je Rating**

a Stichprobenstandardabweichung.

791 Vgl. Kapitel 3.5.5.2 (S. 193).

792 Vgl. Kapitel 2.4.1.2 (S. 28) und Abbildung 2-4.



**Abbildung 4-31: Implizite Ausfallwahrscheinlichkeiten 1990 – 1995 je Rating bei Risikoneutralität<sup>a</sup>**

a Für erwartete Verlustquoten von 55%. Quelle: Eigene Berechnungen.

berechneten Werte in ihrer *absoluten* Höhe nur für eine angenommene Risikoneutralität – bei (konstanter) Risikoaversion ergäben sich jeweils entsprechend geringere Werte – jedoch sind dennoch aus den *relativen* Größen einige Aussagen ableitbar:

- Erstens ist festzustellen, daß die impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten je Rating zwar im Durchschnitt (Mittelwert/Median) mit schlechterer Bonität (erwartungsgemäß) zunehmen, aber *im Zeitverlauf* sehr großen Schwankungen unterworfen sind.<sup>793</sup> Diese Beobachtung läßt zwei Interpretationsmöglichkeiten zu: Entweder die von den Anlegern *erwarteten* Ausfallwahrscheinlichkeiten haben tatsächlich so stark geschwankt (und die entsprechenden Preisanpassungen ausgelöst) oder die von den Anlegern erwarteten Ausfallwahrscheinlichkeiten waren geringeren Schwankungen unterworfen, so daß die starken Veränderungen der Spreads auch auf andere Faktoren zurückzuführen sind.
- Die festgestellten Schwankungen nehmen mit abnehmender Bonität zu.

793 Die in der Klasse Aaa (rechnerisch) teilweise vorliegenden *negativen* impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten sind auf die zu diesen Zeitpunkten negativen Aaa-Spreads (gegenüber der Rex-Rendite) zurückzuführen.

- Die relativen Abstände zwischen den impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten der verschiedenen Klassen weisen eine sehr große Variation auf. Beispielsweise nehmen die impliziten Ausfallwahrscheinlichkeiten 1990 für A und Baa sowie 1994 für Baa und Ba ungefähr die gleichen Werte an. Dies kann entweder bedeuten, daß der Markt der Klassifizierung der Ratingagenturen nicht immer gefolgt ist oder daß neben der Ausfallwahrscheinlichkeit wiederum andere preisbestimmende Faktoren vorlagen. Es könnte sogar bedeuten, daß teilweise relative „Fehlbewertungen“ vorlagen.

#### 4.5.2 Berechnung der impliziten erwarteten Risikoprämien

Eine zweite Möglichkeit besteht darin, aus den beobachtbaren Daten die *erwarteten Renditeprämien* zu berechnen. Aus den Gleichungen (68) und (81) folgt:

$$\pi = y \cdot (1 - p \cdot \lambda) - p \cdot \lambda - r \quad (228)$$

Neben einem Schätzer für die erwartete Rückzahlungsquote bei Ausfall, die nach wie vor mit  $q = 45\%$  (d. h.  $\lambda = 55\%$ ) angesetzt wird, werden nun *angenommene Ausfallwahrscheinlichkeiten* je Ratingklasse benötigt. Aufgrund der in Kapitel 2.4.1.2 (S. 28) dargelegten Ausführungen werden diese erwarteten Ausfallwahrscheinlichkeiten nun mit ihren langfristigen Durchschnittswerten entsprechend Tabelle 2-6 angesetzt.

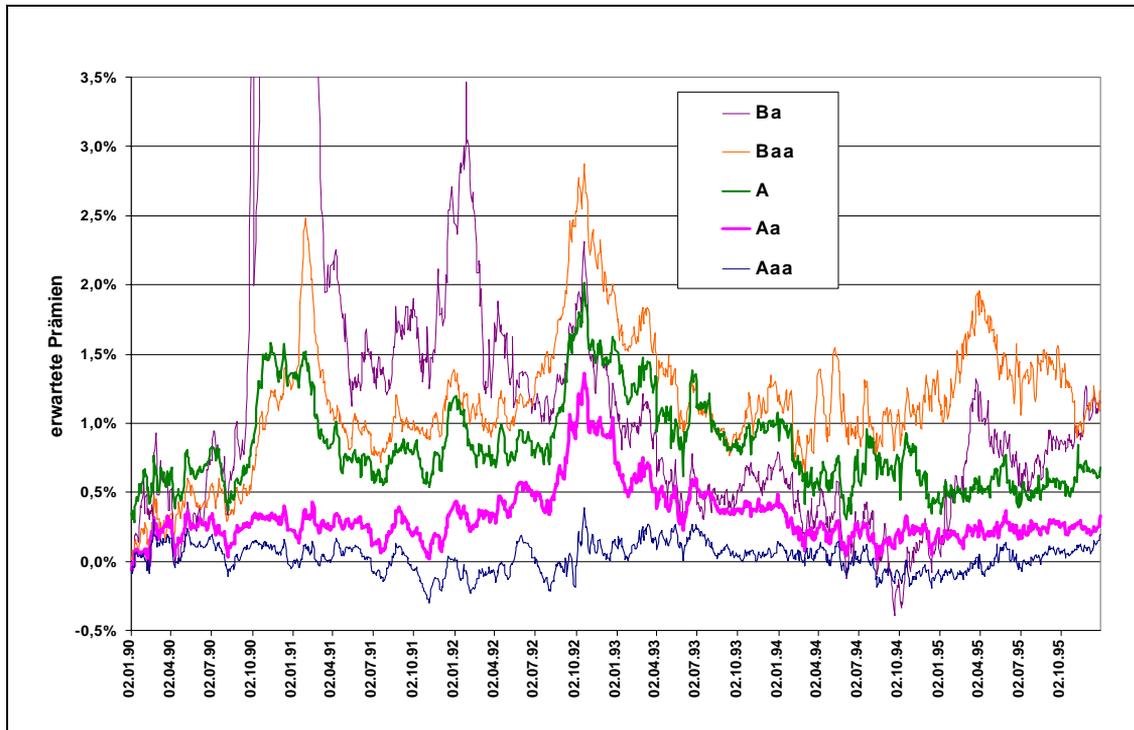
Die nach Gleichung (228) ermittelten (impliziten) erwarteten Renditeprämien sind zusammenfassend in Tabelle 4-49 sowie graphisch in Abbildung 4-32 dargestellt.

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Median	0,04%	0,27%	0,76%	1,11%	0,86%
Mittelwert	0,03%	0,32%	0,83%	1,15%	1,17%
Maximum	0,39%	1,36%	2,01%	2,88%	6,59%
Minimum	-0,30%	-0,07%	0,28%	0,01%	-0,40%
Standardabweichung <sup>a</sup>	0,10%	0,21%	0,32%	0,47%	1,17%

**Tabelle 4-49: Statistische Kennzahlen der erwarteten Risikoprämien je Rating**

a Stichprobenstandardabweichung.

Hier entsprechen die Beobachtungen weitestgehend denen der impliziten Ausfallwah-



**Abbildung 4-32: Erwartete Renditeprämien 1990 – 1995 je Rating<sup>a</sup>**

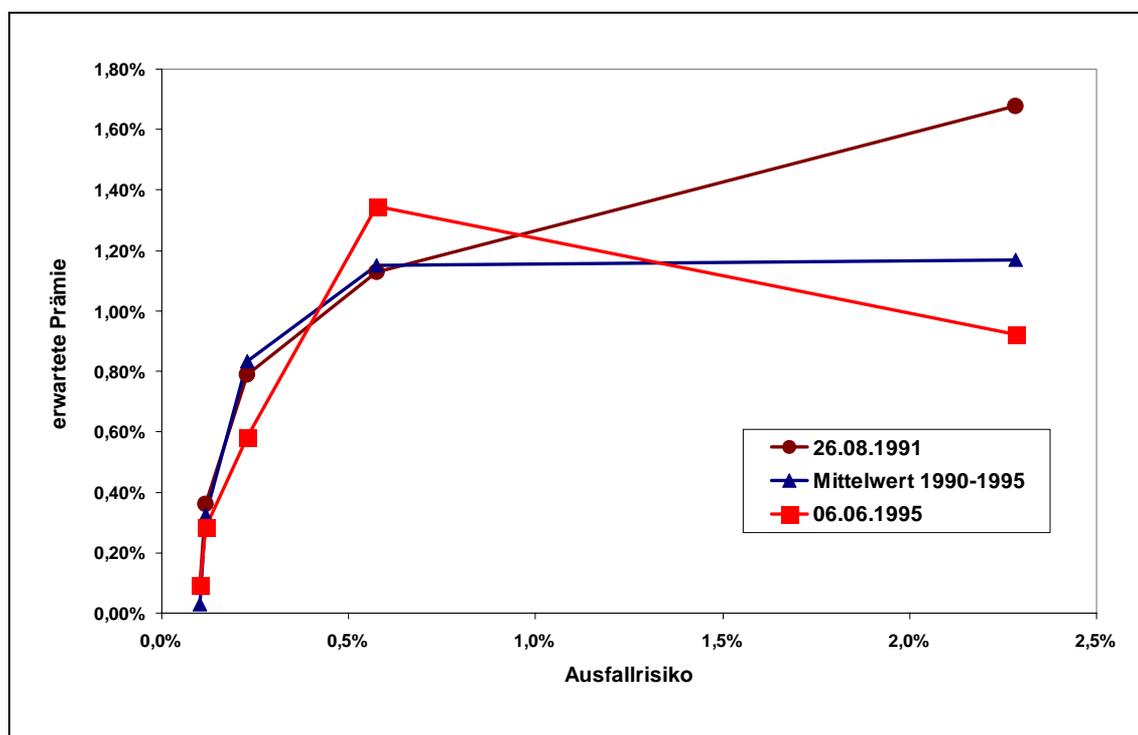
a Für erwartete Verlustquoten von 55% und erwartete Ausfallwahrscheinlichkeiten entsprechend Tabelle 2-6. Quelle: Eigene Berechnungen.

scheinlichkeiten. Einerseits liegen starke Schwankungen der erwarteten Risikoprämien im Zeitverlauf vor, andererseits entsprechen die relativen Abstände nicht immer den zu erwartenden: Beispielsweise sind die erwarteten Risikoprämien der Klasse Ba nur in dem Zeitraum von Mitte 1990 bis Mitte 1992 höher als die aller übrigen Klassen. Im Rest des betrachteten Zeitraums liegen sie unter denen der Klasse Baa, und teilweise sogar niedriger als alle anderen Klassen einschließlich Aaa (Oktober 1994).

Zur weiteren Analyse werden nun beispielhaft die erwarteten Renditeprämien je Klasse für zwei (willkürlich gewählte) Stichtage sowie für den in Tabelle 4-49 aufgeführten Mittelwert in Abbildung 4-33 graphisch dargestellt. Zur äquidistanten Rendite(prämie)-Risiko-Darstellung wird dabei auf der Abszisse die Ratingklasse durch die jeweilige (der Berechnung zugrunde liegende) Ausfallwahrscheinlichkeit ersetzt.<sup>794</sup>

In Abbildung 4-33 ist die für den 26.08.1991 ermittelte Kurve als „idealtypisch“ für risikoaverse Anleger zu bezeichnen, da über alle Klassen die erwartete Renditeprämie mit

794 Die markierten Punkte der drei Kurven repräsentieren dabei (von links nach rechts) die Klasse Aaa, Aa, A, Baa und Ba.



**Abbildung 4-33: Erwartete Renditeprämien im Durchschnitt 1990 – 1995 und für zwei Stichtage je Ausfallrisiko (äquidistante Darstellung)<sup>a</sup>**

a Quelle: Eigene Berechnungen.

steigendem Ausfallrisiko zunimmt. Dieser Fall stellt jedoch die Ausnahme dar; wie der Kurve für den Mittelwert von 1990 – 1995 zu entnehmen ist, weisen die Ba-Anleihen im Schnitt gegenüber den Baa-Anleihen keine positiven erwarteten Prämien auf. Für den 06.06.1995 gilt sogar, daß die erwartete Prämie der Ba-Anleihen zwar positiv, jedoch um 43 Basispunkte geringer als die der Baa-Anleihen ist.

Für diese Ergebnisse gibt es wieder verschiedene Erklärungsmöglichkeiten: Erstens beruhen die Berechnungen auf einer (aus den historischen Daten abgeleiteten) vorgegebenen und konstanten Ausfallwahrscheinlichkeit. Möglich ist, daß die Ausfallwahrscheinlichkeiten jedoch (nur!) für die Ratingkategorie Ba zu einigen Zeitpunkten objektiv geringer waren. Gegen diese Vermutung spricht jedoch das von den Ratingagenturen veröffentlichte Datenmaterial, das zwar auf Schwankungen der Ausfallwahrscheinlichkeiten hinweist, jedoch auch aufzeigt, daß dann *in allen Klassen gleichzeitig* die Ausfälle zu- oder abnehmen.<sup>795</sup> Wäre also am 06.06.1995 die Ausfallwahrscheinlichkeit für Ba geringer gewesen als angenommen (und somit die erwartete Renditeprämie auch *höher*,

795 Vgl. Kapitel 2.4.1.2 (S. 28).

d. h. Verschiebung des entsprechenden Punktes der Kurve von dieser Stelle nach links oben), dann hätte das Gleiche auch für die anderen Ratingkategorien gelten müssen, so daß das beobachtete Phänomen bestehen bleibt: Die Ba-Anleihen waren zu bestimmten Zeitpunkten für risikoaverse Anleger *nicht kaufenswert*, da sie von den Baa-Anleihen dominiert wurden.<sup>796</sup>

Für die Tatsache, daß dies aber von den Anlegern nicht realisiert wurde, kann es dann folgende zweite Erklärung geben: Am Anleihemarkt treffen die Anleger ihre Kaufentscheidungen möglicherweise *nicht* aufgrund des Trade-Offs zwischen Ausfallrisiko und *erwarteter* Rendite, da das Konzept der erwarteten Renditen bei Anleihen nur in der wissenschaftlichen Literatur betrachtet wird. Vielmehr ist es denkbar, daß nur der Zusammenhang zwischen dem Rating als Risikokennzahl und dem (*versprochenen*) Renditespread betrachtet wird; da die Spreads regelmäßig mit schlechterem Rating zunehmen (und zwar sogar *progressiv*, vgl. Abbildung 2-5), glauben die Anleger, ausreichend Kompensation für das übernommene Risiko zu erhalten. Selbst wenn das Risiko auf einer zweiten Stufe nicht nur ordinal, sondern anhand der Ausfallwahrscheinlichkeit operationalisiert wird, ergibt sich immer noch ein streng monotoner Zusammenhang zwischen Ausfallrisiko und (versprochenem) Renditespread (auch wenn dieser nur noch *degressiv* wächst, vgl. Abbildung 2-7).

### 4.5.3 Berechnung der impliziten Risikoaversion

Schließlich soll versucht werden, anhand des in Kapitel 3.5.5.3 (S. 195) dargestellten Erwartungswert-Varianz-Kriteriums die implizite Risikoaversion (gemessen anhand des Risikoaversionsparameters) zu berechnen. Da diese Berechnung auf noch strengeren Annahmen als die in den beiden vorangegangenen Abschnitten durchgeführten Berechnungen beruht, sind die Ergebnisse entsprechend vorsichtig zu interpretieren.

Aus den Gleichungen (152) und (153) ergibt sich für den Risikoaversionsparameter:<sup>797</sup>

---

796 Ein Wertpapier ist durch ein anderes dominiert, wenn letzteres bei gleichem Risiko eine höhere erwartete Rendite oder bei gleicher erwarteter Rendite ein geringeres Risiko oder sogar beides aufweist, vgl. SPREMAN: FINANZIERUNG (1996), S. 517.

797 Die erwarteten Ausfallwahrscheinlichkeiten sowie die erwartete Schwere des Ausfalls werden dabei in gleicher Höhe wie in Kapitel 4.5.2 (S. 279) angesetzt.

$$a = \frac{(1 - \alpha) \cdot y - \alpha - r}{50 \cdot (1 + y)^2 \cdot (\lambda - \alpha) \cdot \alpha} \quad (229)$$

Die Auswertung der entsprechend Gleichung (229) ermittelten – impliziten – Risikoaversionsparameter enthält Tabelle 4-50, die berechneten Werte im Zeitverlauf sind in

	Aaa	Aa	A	Baa	Ba
Median	0,023	0,131	0,188	0,110	0,022
Mittelwert	0,017	0,158	0,207	0,113	0,028
Maximum	0,215	0,650	0,493	0,274	0,142
Minimum	-0,162	-0,034	0,070	0,001	-0,010
Standardabweichung <sup>a</sup>	0,057	0,099	0,077	0,046	0,026

**Tabelle 4-50: Statistische Kennzahlen der impliziten Risikoaversion je Risikoklasse**

a Stichprobenstandardabweichung.

Abbildung 4-34 und Abbildung 4-35 dargestellt.<sup>798</sup>

Unabhängig von der konkreten Höhe des jeweiligen (impliziten) Risikoaversionsparameters<sup>799</sup> deuten die Ergebnisse einerseits darauf, daß der Grad der Risikoaversion im Zeitverlauf nicht konstant ist. Dies würde bedeuten, daß auch bei einem konstanten Ausfallrisiko je Rating von den Anlegern nicht immer Renditeprämien in gleicher Höhe gefordert werden, sondern daß hierfür auch andere Faktoren verantwortlich sind. Folgendes Beispiel der jüngeren Vergangenheit kann dazu genannt werden: Im August 1999 wurde eine deutliche Ausweitung der Spreads in den USA festgestellt. Als ein Grund wurde genannt, daß viele Anleger vor dem Hintergrund des Jahr-2000-Problems von Unternehmensanleihen in sicherere Staatsanleihen umgeschichtet haben.<sup>800</sup> In diesem Fall liegt tatsächlich eine geänderte Risikoeinstellung vor (oder die Anleihen waren ris-

798 Aus Gründen der Übersichtlichkeit erfolgt die Darstellung in zwei Abbildungen. Man beachte, daß diese zur Vergleichbarkeit identisch skaliert sind.

799 Der in der Klasse Aaa teilweise berechnete *negative* implizite Risikoaversionsparameter ist zwar formal mit den Modellannahmen nicht verträglich, deutet dann aber *ökonomisch* auf *Risikofreude*. Er ist auf die zu diesen Zeitpunkten *negativen Aaa-Spreads* (gegenüber der Rex-Rendite) bei einer gleichzeitig angenommenen *positiven Ausfallwahrscheinlichkeit* zurückzuführen.

800 Vgl. LANDGRAF: PREISVERZERRUNGEN (1999), S. 25.

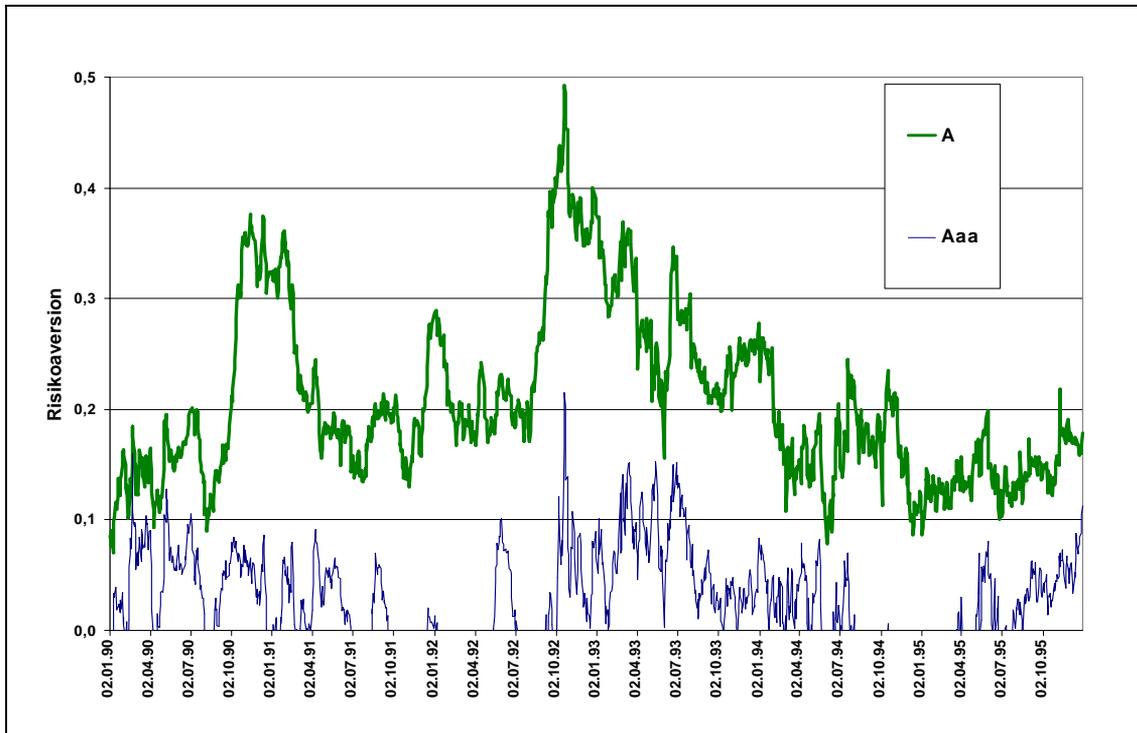


Abbildung 4-34: Implizite Risikoaversion 1990 – 1995 bei einem Rating von Aaa bzw. A<sup>a</sup>

a Quelle: Eigene Berechnungen.

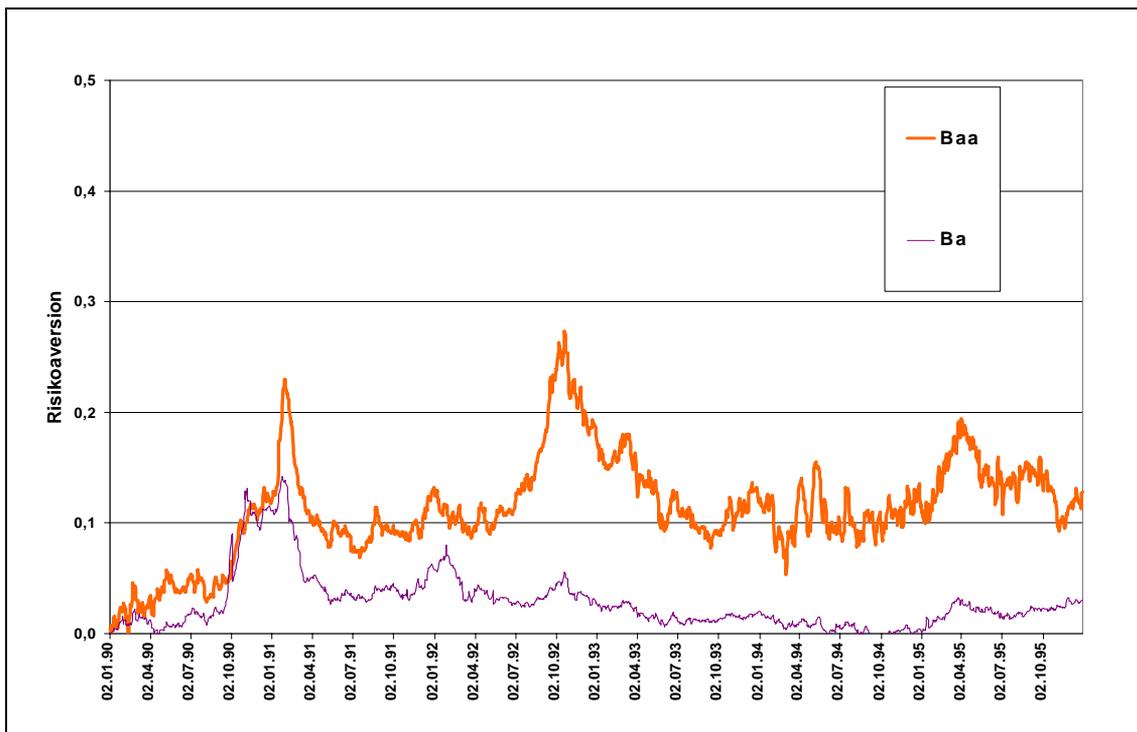


Abbildung 4-35: Implizite Risikoaversion 1990 – 1995 bei einem Rating von Baa bzw. Ba<sup>a</sup>

a Quelle: Eigene Berechnungen.

kanter geworden).

Andererseits deuten die Ergebnisse darauf, daß in den verschiedenen Ratingklassen Anleger mit unterschiedlichen Risikoeinstellungen aktiv sind. Beispielsweise weisen die Anleger der (riskantesten) Ba-Anleihen rechnerisch den *geringsten* Grad der Risikoaversion auf, d. h. sie sind *weniger* risikoscheu als die Anleger der übrigen Klassen. Dies deutet auf eine gewisse Segmentierung der Anlegergruppen.<sup>801</sup> Diese Interpretation setzt aber einerseits voraus, daß die hier angenommenen Ausfallwahrscheinlichkeiten ungefähr den von den Anlegern wahrgenommenen entsprechen, sowie daß sie sich auch an *erwarteten* Renditeprämien als Kompensation für das übernommenen Risiko orientiert haben.

---

801 Die von anderen Autoren genannten Hinweise zu einer Marktsegmentierung je Rating wurde im Zusammenhang mit der festgestellten fehlenden Äquidistanz der Spreads diskutiert, vgl. Kapitel 2.4.3.6 (S. 52).



## 5 Schlußbetrachtung

### 5.1 Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit dem Rating als Risikogröße für das Bonitätsrisiko von börsengehandelten Anleihen und ihrer Bepreisung in Abhängigkeit vom Rating. Dazu werden in Kapitel 2 (S. 5) die Grundlagen zum Rating erarbeitet. Es wird u. a. festgestellt, daß die Aussagekraft des Rating verschiedenen Grenzen unterliegt. Die wichtigsten Grenzen stellen dabei die Ordinalität bzw. Relativität sowie die eingeschränkte Vergleichbarkeit dar,<sup>802</sup> aus denen sich Probleme ergeben, die konkrete Höhe des Bonitätsrisikos (als Ausfallwahrscheinlichkeit) von mit einem Rating versehenen Anleihen für die Zukunft zu schätzen. In Kapitel 2.4.1.2 (S. 28) wird jedoch ein Ansatz präsentiert, unter Berücksichtigung dieser Grenzen dennoch begründete Schätzungen von Ausfallwahrscheinlichkeiten abzuleiten. Motivation dieser Überlegungen ist dabei, daß eine ausschließlich ordinale Risikogröße (wie das Rating) nur eingeschränkt bewertungsrelevant sein kann. Vielmehr ist anzunehmen, daß Veränderungen der absoluten Höhe jeweiliger Ausfallrisiken Einfluß auf die Anleihepreise bzw. deren Renditen aufweisen. Weitere Grenzen bei der Verwendung des Rating ergeben sich aus Ratings mit geringerer Informationsqualität („Ratings ohne Auftrag“)<sup>803</sup> sowie aus „Fehlratings“. Letztgenannte liegen einerseits bei verspäteten Ratingänderungen vor<sup>804</sup> und sind in verschiedenen Ereignisstudien nachgewiesen worden.<sup>805</sup> Außerdem wird aufgezeigt, daß Ratings auch fehlerhaft sein können, ohne daß ein entsprechender Nachweis dieser Fehlerhaftigkeit möglich ist.<sup>806</sup> Trotz all dieser Einschränkungen wird den Ratings ein großer Nutzen (für Investoren und Emittenten) zugeschrieben.<sup>807</sup> Auch genießen Ratings eine relativ weit verbreitete Verwendung durch Regulierungsbehörden; wie die aktuelle Diskussion um die Eigenkapitalunterlegung zeigt, wird dies sogar noch zunehmen.<sup>808</sup>

---

802 Vgl. Kapitel 2.4.3.1 (S. 43) und Kapitel 2.4.3.5 (S. 50).

803 Vgl. Kapitel 2.4.3.4 (S. 49).

804 Vgl. Kapitel 2.4.3.2 (S. 46).

805 Vgl. Kapitel 4.3.1 (S. 223).

806 Vgl. Kapitel 2.4.3.7 (S. 57).

807 Vgl. Kapitel 2.5.2.1 (S. 69) bzw. Kapitel 2.5.2.2 (S. 71).

808 Vgl. Kapitel 2.5.2.3 (S. 74).

In Kapitel 3 (S. 93) erfolgt eine Analyse festverzinslicher Wertpapiere. Dabei liegt der Schwerpunkt der Betrachtung in der Analyse des Bonitätsrisikos. Dazu werden zuerst für ausfallrisikobehaftete Anleihen Risiko- und Renditegrößen diskutiert.<sup>809</sup> In diesem Zusammenhang wird auch das Konzept der *erwarteten Renditen* bzw. *erwarteten Renditeprämien* aufgegriffen und weiterentwickelt, da die Renditen und der Renditespread risikobehafteter Anleihen jeweils eine *versprochene* Größe darstellen und somit *langfristig* am Markt nicht erzielbar sind – sofern man von dem (trivialen und unrealistischen) Sonderfall absieht, daß es bei den als risikobehaftet eingestuften Anleihen trotz dieses Risikos dauerhaft zu keinen Ausfällen kommt. Diese erwarteten Größen werden dabei auf theoretischer Ebene modelliert. Anschließend werden die in der Literatur vorgeschlagenen Bewertungsmodelle (das „stochastische“ Bewertungsmodell, welches Risikoneutralität unterstellt,<sup>810</sup> und der optionspreistheoretische Ansatz<sup>811</sup>) vorgestellt. Außerdem wird – aufbauend auf den zuvor entwickelten Risiko- und Renditegrößen – eine Bewertung bei Risikoaversion vorgenommen: Einerseits wird das Erwartungswert-Varianz-Kriterium, andererseits das CAPM auf Anleihen angewendet.<sup>812</sup>

In Kapitel 4 (S. 217) schließlich wird für den Zeitraum 1990 – 1995 anhand verschiedener ökonometrischer Verfahren der Zusammenhang zwischen dem Rating (und dem Zinsniveau) einerseits und den Renditen bzw. den Renditespreads der gerateten Anleihen andererseits untersucht. Die Betrachtung von Spreads (als Differenz zwischen der jeweiligen Rendite und einer restlaufzeit- und kuponangepaßten Rex-Rendite) hat dabei den Vorteil, daß die Ergebnisse nicht durch die – bei den Renditen noch vorliegenden – Restlaufzeit- und Kuponeffekte verzerrt werden.

Bei den Untersuchungen erweist sich die „einfache“ lineare Regression der Zeitreihen als wenig brauchbar, da sehr hohe Autokorrelationen der Störterme vorliegen, dies aber gegen die Modellannahmen verstößt. Auch die Berücksichtigung von Autokorrelationskoeffizienten in der Regression führt zu unbefriedigenden Ergebnissen, da diese sehr nahe eins liegen und somit die Ergebnisse dominieren.<sup>813</sup> Weiterhin ergeben die Unter-

809 Vgl. Kapitel 3.5.2 (S. 156).

810 Vgl. Kapitel 3.5.5.1 (S. 190).

811 Vgl. Kapitel 3.5.5.5 (S. 211).

812 Vgl. Kapitel 3.5.5.3 (S. 195) bzw. Kapitel 3.5.5.4 (S. 202).

813 Vgl. Kapitel 4.4.3.3 (S. 249).

suchungen, daß die Zeitreihen (sowohl die der Renditen als auch die der Spreads) nicht stationär sind.<sup>814</sup> Deshalb werden anschließend die ersten Differenzen der Spreads, die nachweislich stationär sind, untersucht.

Die dabei gewonnenen Ergebnisse, die sich durch einen hohen Erklärungsgehalt der Regressionsgleichungen sowie durch eine hohe Signifikanz der Regressoren auszeichnen, gelten originär zwar nur für die *Veränderungen* der Spreads, lassen jedoch auch erhebliche Rückschlüsse auf die Spreads an sich zu: So läßt sich aufgrund der Ergebnisse insgesamt festhalten, daß die Renditen und Spreads hauptsächlich von ihren jeweiligen „Vortageswerten“<sup>815</sup> abhängen. Dies ist nicht unbedingt überraschend und hierfür gibt es folgenden Erklärungsansatz: Bei der Bepreisung der Anleihen erfolgt zu allererst durch die Marktteilnehmer eine Orientierung am Vortageswert, da dieser – mangels eines konkreten Bewertungsmodells – aus Sicht der Akteure den besten Schätzer für einen als mehr oder weniger „fair“ empfundenen Preis darstellt. Das aktuelle Zinsniveau spielt dabei eine untergeordnete Rolle. Das Rating ist insofern relevant, da es – im langfristigen Durchschnitt – die Abstände zwischen den Spreads verschiedener Klassen definiert.

Die *Veränderung* der jeweiligen Spreads hängt jedoch zum einen von Veränderungen des Zinsniveaus und der Zinsstruktur ab. Beide weisen dabei einen *negativen* Einfluß auf, d. h. Zinserhöhungen führen zu Verringerungen der Spreads. (Dies wurde auch in anderen Untersuchungen, z. B. für den US-amerikanischen Markt, nachgewiesen.) Zu beachten ist aber, daß sich Zinsänderungen *unterschiedlich stark* auf die fünf Ratingklassen auswirken; als Grundsatz gilt, daß der Effekt um so stärker ausfällt, je geringer die Bonität der Anleihen ist.<sup>816</sup>

Zusätzlich hängen die Spreadänderungen aber auch – selbst bei einem konstanten Zinsniveau – von Veränderungen der Spreads der anderen Bonitätsklassen ab. Diese weisen dabei jeweils einen *positiven* Einfluß auf, d. h. Ausweitungen der Spreads der anderen Klassen führen auch zu einer Ausweitung der betrachteten Spreads.<sup>817</sup>

---

814 Vgl. Kapitel 4.4.3.4 (S. 253).

815 So wie in den VARs oder den Modellen mit AR-Termen nachgewiesen. Der AR modelliert zwar originär nicht die Vortageswerte, deutet aber deren Einfluß an, wie man Gleichung (209) entnehmen kann.

816 Vgl. Kapitel 4.4.3.8 (S. 271).

817 Vgl. Kapitel 4.4.3.7 (S. 262).

Als Grund für diesen Sachverhalt dürfte eine Rolle spielen, daß die Ratings nur relative Risikogrößen darstellen und Änderungen der Renditespreads in anderen Klassen eine Änderung in der betrachteten Klasse nach sich ziehen, um die *relativen Abstände* wiederherzustellen. Dabei ist aber zu beachten, daß die relativen Spreads (d. h. gegenüber den anderen Klassen) sich keineswegs konstant im Zeitablauf verhalten. Ein zweiter Erklärungsansatz für die simultane Ausweitung (Verringerung) der Spreads über alle Klassen kann darin bestehen, daß – neben der allgemeinen Zinsniveauänderung – auch weitere exogene Faktoren, welche im Modell nicht erfaßt werden, die Spreadänderungen aller Klassen bestimmen. Dies können z. B. Daten makroökonomischer Natur wie Inflation, Konjunktur, Wechselkurse oder auch die Entwicklung der Aktienmärkte als eine alternative riskante Anlageform sein. Auch ist davon auszugehen, daß die von den Anlegern geforderten Anleiherenditen von schwankenden erwarteten Ausfallwahrscheinlichkeiten je Rating<sup>818</sup> sowie von Veränderungen der allgemeinen Risikoeinstellung<sup>819</sup> abhängen. Schließlich sind u. U. auch Liquiditätseffekte des Gesamtmarktes zu beachten. Beispielsweise wurde die im August 1999 in den USA beobachtbare Ausweitung der Spreads von Marktbeobachtern teilweise auch darauf zurückgeführt, daß die USA mit dem Verkauf ihrer US-Treasuries zurückhaltend waren und es gleichzeitig eine Emissionswelle von Unternehmensanleihen gab.<sup>820</sup>

## 5.2 Offene Fragen und Ausblick auf weiterführende Untersuchungen

Aus den vorgestellten Berechnungen und Ausführungen ergeben sich weitere Fragen, die zukünftig entsprechende Untersuchungen nach sich ziehen könnten. Folgende Aspekte sollen an dieser Stelle hervorgehoben werden:

Da bisher nicht abschließend geklärt werden konnte, in welcher Höhe sich Anleger bei riskanten Anleihen an *erwarteten Renditen* orientieren und wie *erwartete Ausfallwahrscheinlichkeiten* in die Preise einfließen, bieten sich an dieser Stelle Ansatzpunkte, auch wenn die genannten Größe nicht meß- oder beobachtbar sind. Eine Möglichkeit kann darin bestehen, *historisch erzielte* Renditen in diesen Segmenten zu verwenden. Neben

---

818 Vgl. Kapitel 4.5.1 (S. 277).

819 Vgl. Kapitel 4.5.3 (S. 282).

820 Vgl. LANDGRAF: PREISVERZERRUNGEN (1999), S. 25.

der grundsätzlichen Problematik dieser Vorgehensweise ist aber hier aus weiteren Gründen Vorsicht angebracht: Erstens wurde festgestellt, daß die Ausfallraten je Rating im (langfristigen) Zeitverlauf sehr stark schwanken; dies bedeutet verständlicherweise, daß die gemessene Performance sehr stark vom Erhebungszeitraum und somit von den tatsächlich eintretenden Ausfällen abhängen wird. Zweitens schwanken aber auch die Anleihekurse (bzw. -renditen) unabhängig von Veränderungen des allgemeinen Zinsniveaus sehr stark; da diese Schwankungen auch im kurzfristigen Bereich stark ausgeprägt sind und offensichtlich nicht (oder nicht nur) durch die von den Marktteilnehmern wahrgenommenen Ausfallraten erklärt werden können, wird die Performance ebenfalls sehr stark von den „Einstiegszeitpunkten“ abhängen. Drittens wird die Performance zusätzlich von Kursgewinnen oder -verlusten, die auf Veränderungen des allgemeinen Zinsniveaus zurückzuführen sind, überlagert werden. Diese Gründe werden es deshalb erfordern, einen ausreichend langen Zeitraum zu betrachten, um aussagekräftige Ergebnisse zu erhalten. Als Mindestwert sollte dabei ein vollständiger Konjunktur- oder Zinszyklus angesetzt werden, d. h. zehn bis zwölf Jahre.<sup>821</sup> Um in einem zweiten Schritt dann die gewonnenen Ergebnisse als Schätzwerte für in der Zukunft erzielbare Renditen zu verwenden, müssen die Aspekte „erwartete Ausfallraten“ und „aktuelles Preisniveau der Anleihen“ dann jedoch erneut berücksichtigt werden.

Weiterhin kann eine langfristige Performancemessung, die *Portfolios* von Anleihen gleichen Ratings untersucht, zusätzlich Aufschluß über die *Risikoreduktion durch Diversifikation* in dem Bereich gerateter Anleihen bringen, da auf theoretischer Ebene die Schätzung gemeinsamer Ausfallraten für drei oder mehr Anleihen äußerst problembehaftet ist.

Auf ökonometrischer Ebene schließlich scheint auch eine vektorautoregressive Modellierung unter Berücksichtigung von Kointegrationsbeziehungen angebracht, um die nicht durch Zinsänderungen verursachten Spreadänderungen genauer zu analysieren.

Aufgrund der Einführung der gemeinsamen Währung in Europa werden zudem alle zukünftigen Untersuchungen die Möglichkeit haben, einen wesentlich umfangreicheren

---

821 BLUME/KEIM stellen z. B. fest, daß von Januar 1997 bis Dezember 1986 niedrig geratete Anleihen höhere Erträge als besser geratete Anleihen erbracht haben, weisen aber gleichzeitig darauf hin, daß man sehr vorsichtig sein muß, solche Ergebnisse in die Zukunft fortzuschreiben, da nach ihrer Ansicht ein Zeitraum von zehn Jahren für solche Zwecke sehr kurz ist, vgl. BLUME/KEIM: BONDS (1987), S. 33.

Markt zu analysieren.

## Anhang

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
126680	Eurofima Anl.v.94	6,625	03.11.97	Aaa
126775	DSL Finance N.V. Anl.v.94	7,125	16.11.98	Aaa
126855	DePfa Finance N.V. Anl.v.94	7,375	07.12.99	Aa3
400250	Petroleos Mexicanos Anl.v.90	11,250	24.04.95	Ba2
400290	Republik Tuerkei Anl.v.90	10,000	24.04.97	Baa3
400420	Ungarische Nationalbank Anl.v.90	9,750	29.05.96	Baa2
400909	Republik Finnland Anl.v.90	9,000	13.07.95	Aaa
400930	Oil & Natural Gas Commission Anl.v.90	9,500	11.07.97	A2
401050	Skandinaviska Enskilda Banken Anl.v.90	9,000	10.08.00	Aa1
401091	Inabata & Co. Ltd. Anl.v.90 ex	4,875	02.08.94	A1
401343	Copyer Co. Ltd. Anl.v.90 ex	5,250	20.09.94	A1
401381	Shinsho Corp. Anl.v.90 ex	5,250	20.09.94	A1
401400	Ungarische Nationalbank Anl.v.90	10,000	10.10.95	Baa1
401444	Koenigreich Belgien Anl.v.90	9,000	09.10.95	Aa1
401506	Nippon Zeon C. Ltd. Anl.v.90 ex	5,250	18.10.94	A1
401705	Europaeische Investitionsbank Anl.v.90	9,000	20.11.97	Aaa
401845	Korea Development Bank Anl.v.90	9,000	18.12.95	A1
401855	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.90	9,000	20.12.95	Aaa
402091	Hokuetsu Metal Co. Ltd. Anl.v.91 ex	5,250	14.02.95	Aa3
402171	Mitsubishi Shindoh Co. Ltd. Anl.v.91 ex	5,125	21.02.95	Aa3
402174	Skandinaviska Enskilda Banken Anl.v.91	9,000	28.02.94	Aa1
402175	CS Holding Finance B.V. Anl.v.91	9,000	19.02.94	A1
402181	Kayaba Industry Co. Ltd. Anl.v.91 ex	5,125	21.02.95	A1
402280	Mexiko Anl.v.91	10,500	13.03.96	Ba2
403000	Ungarische Nationalbank Anl.v.91	10,500	27.03.96	Ba1
403150	SwedBank Anl.v.91	8,500	17.04.98	A1
403166	Metallgesellschaft Finance B.V. Anl.v.91 ex	8,500	12.04.01	Baa2
403181	Nisshin Steel Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,000	25.04.95	Baa2
403235	Deutsche Finance B.V. Anl.v.93	6,250	08.04.97	Aaa
403275	BMW Finance N.V. Anl.v.93	9,000	07.04.03	A1
403346	Minolta Camera Co. Ltd. Anl.v.91 ex	5,500	23.04.98	Baa3
403381	Daiwa House Industry Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,500	26.04.96	A3
403405	Union Bank of Finland Anl.v.91	9,000	29.04.94	Aa1
403445	Barclays Overseas Capital Corp. B.V. Anl.v.91	8,750	17.05.94	Aa1
403545	Merrill Lynch & Co. Inc. Anl.v.91	9,250	23.05.94	A2

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
403646	Sumitomo Chemical Comp. Ltd. Anl.v.91 ex	5,500	28.05.98	Baa1
403700	Republik Tuerkei Anl.v.91	10,500	03.06.96	Baa3
403711	Canon Inc. Anl.v.91 ex	4,000	31.05.95	A2
403761	Tokyu Recreation Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,000	20.06.95	Baa2
403771	Kanaden Corp. Anl.v.91 ex	4,000	20.06.95	A1
403781	Okabe Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,000	27.06.95	A1
403796	Yamazaki Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,500	13.06.96	A3
403805	Wiedereingliederungsf. d.Europarates Anl.v.91	10,000	24.06.93	Aa1
403826	Nichirei Corp. Anl.v.91 ex	4,500	25.06.96	Baa1
403835	Finnische Realkreditbank AG Anl.v.91	8,625	28.06.96	Aa2
403851	Fujisawa Pharmaceutical Company Ltd. Anl.v.91 ex	4,500	20.06.96	A3
403951	Shinko Shoji Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,000	11.07.95	A1
404001	Asahi Glass Co. Ltd. Anl.v.91 ex	4,000	03.07.95	A1
404065	Republik Finnland Anl.v.91	8,500	31.07.98	Aa1
404071	Daiken Corp. Anl.v.91 ex	4,250	25.07.95	A1
404720	Barclays Overseas Capital Corp. B.V. Anl.v.91	9,250	20.08.93	Aa1
404805	Union Bank of Finland Anl.v.91	9,250	03.09.93	Aa3
404816	Daito Seiki Co. Ltd. Anl.v.91 ex	5,375	22.08.95	Aa3
405100	Eurofima Anl.v.91	8,750	01.10.96	Aaa
405180	Japan Finance Corp. f.Munic. Enterpr. Anl.v.91	8,500	04.10.01	Aaa
405200	Ford Motor Credit Comp. Anl.v.91	9,250	07.10.94	A2
405260	Wiedereingliederungsf. d.Europarates Anl.v.91	8,625	21.10.96	Aa1
405270	Ungarische Nationalbank Anl.v.91	10,750	30.10.98	Ba1
405340	Republik Tuerkei Anl.v.91	10,750	28.10.96	Baa3
405360	ABN AMRO Bank N.V. Anl.v.91	8,500	04.11.96	Aa1
405460	Crediop Overseas Bank Ltd. Anl.v.91	8,250	17.10.01	Aa1
405465	Banque Nationale de Paris Anl.v.91	8,250	08.11.01	Aaa
405480	IMI Bank Intern. Anl.v.91	8,500	12.11.96	Aa1
405485	Deutsche Finance B.V. Anl.v.91	8,500	13.11.96	Aaa
405545	Nederlandse Gasunie N.V. Anl.v.91	8,375	19.11.98	Aaa
405550	Deutsche Finance B.V. Anl.v.91	8,750	27.11.95	Aaa
405580	Republik Finnland Anl.v.91	8,625	11.12.98	Aa1
405590	CB Finance Company B.V. Anl.v.91	8,750	15.11.95	Aa1
405665	Wiedereingliederungsf. d.Europarates Anl.v.91	8,250	04.12.01	Aa1
405725	Republik Venezuela Anl.v.91	10,500	02.12.96	Ba1

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
405735	Europäische Investitionsbank Anl.v.91	8,125	19.12.01	Aaa
405740	Total Comp. Francaise des Petroles Anl.v.91	8,500	17.12.01	A1
405750	Ford Motor Credit Comp. Anl.v.92	9,000	03.01.97	A2
405756	SXL Corp. Anl.v.91 ex	5,125	12.12.95	Ba2
405830	Montanunion Anl.v.91	8,625	19.12.96	Aaa
405855	Rabobank Nederland Anl.v.91	8,250	20.12.01	Aaa
406001	Republik Oesterreich Anl.v.92 S.B	8,000	30.01.02	Aaa
406016	Snow Brand Milk Products Co. Ltd. Anl.v.92 ex	5,125	30.01.96	A3
406030	General Electric Capital Corp. Anl.v.92	8,250	29.01.97	Aaa
406040	Europäische Investitionsbank Anl.v.92	8,000	30.01.02	Aaa
406065	Koenigreich Norwegen Anl.v.92	8,250	03.02.97	Aa1
406070	Finansieringsinst. for Ind. og H. A/S Anl.v.92 var	8,375	05.02.99	Aa3
406075	BP America Inc. Anl.v.92	8,125	04.02.02	A1
406131	Marudai Food Co. Ltd. Anl.v.92 ex	4,750	14.02.96	Baa1
406155	Koenigreich Belgien Anl.v.92	7,750	25.02.02	Aa1
406165	Republik Island Anl.v.92	8,500	18.02.02	A2
406195	Ungarische Nationalbank Anl.v.92	10,250	11.03.99	Ba1
406290	Finnische Realkreditbank AG Anl.v.92	8,500	21.02.97	Aa2
406330	Total Comp. Francaise des Petroles Anl.v.92	8,250	26.02.02	A1
406345	Banque Nationale de Paris Anl.v.92	8,000	28.02.02	Aaa
406350	Deutsche Finance B.V. Anl.v.92	8,250	12.03.96	Aaa
406490	Toyota Motor Credit Corp. Anl.v.92	8,375	23.03.95	Aaa
406560	Aktiebolaget Spintal (Swedmortgage) Anl.v.92	8,500	08.04.97	Aa2
406601	Asfinag Anl.v.92 S.B	8,000	22.04.02	Aaa
406625	Bank Nederlandse Gemeenten N.V. Anl.v.92	8,000	23.04.02	Aaa
406645	General Electric Company Anl.v.92	8,000	03.04.97	Aaa
406770	Finansieringsinst. for Ind. og H. A/S Anl.v.92	8,375	22.04.99	Aa3
407125	Republik Finnland Anl.v.92	8,250	25.06.02	Aa2
407130	Korea Development Bank Anl.v.92	8,500	16.06.97	A1
407135	Republik Oesterreich Anl.v.92	8,000	17.06.02	Aaa
407140	Europäische Investitionsbank Anl.v.92	8,000	11.06.98	Aaa
407145	Bariven S.A. Anl.v.92	10,750	08.07.97	Ba1
407290	Koenigreich Daenemark Anl.v.92	8,250	15.07.97	Aa1
407301	Oesterreichische Kontrollbank AG Anl.v.92 S.B	8,000	10.07.02	Aaa

Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
407325	Japan Finance Corp. f Munic. Enterpr. Anl.v.92	8,250	01.07.99	Aaa
407450	Volkswagen Comercial S.A. de C.V. Anl.v.92	8,625	12.08.97	Aa3
407460	Republik Tuerkei Anl.v.92	10,250	27.07.99	Baa3
407490	Mobil Oil Canada Ltd. Anl.v.92	8,375	03.08.97	Aa2
407525	Europaeische Investitionsbank Anl.v.92	8,000	30.07.97	Aaa
407777	Petrofina Delaware Inc. Anl.v.92	9,000	10.09.97	A2
408735	Irland Anl.v.92	7,750	22.10.02	Aa3
408775	Eurofima Anl.v.92	7,500	04.11.02	Aaa
408785	Europaeische Investitionsbank Anl.v.92	7,500	04.11.02	Aaa
408795	Compagnie Bancaire Anl.v.92	7,750	10.11.97	Aa3
408800	Koenigreich Schweden Anl.v.92	8,000	05.11.97	Aa1
408805	The Tokyo Electric Power Comp. Inc. Anl.v.92	7,625	06.11.02	Aaa
408810	Montanunion Anl.v.92	7,625	29.10.97	Aaa
408840	United Kingdom Anl.v.92	7,125	28.10.97	Aaa
408925	Republik Finnland Anl.v.92	7,750	20.11.97	Aa2
409030	Ungarische Nationalbank Anl.v.93	10,000	07.01.00	Ba1
409055	KfW Intern. Finance Inc. Anl.v.92	7,250	03.12.97	Aaa
409065	Stadt Tokyo Anl.v.92	7,375	20.12.02	Aaa
409095	Baskenland Anl.v.92	8,000	03.12.02	Aa2
409125	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.92	7,500	15.12.97	Aa1
409160	The Kansai Electric Power Comp. Inc. Anl.v.92	7,250	17.12.97	Aaa
409165	Montanunion Anl.v.92	7,125	16.12.97	Aaa
409355	Republik Finnland Anl.v.93	7,500	27.01.00	Aa2
409380	Bank Nederlandse Gemeenten N.V. Anl.v.93	7,000	03.02.00	Aaa
409400	Republik Italien Anl.v.93	7,250	10.02.98	Aa3
409430	Credit Foncier de France Anl.v.93	7,250	24.02.03	Aaa
409460	LKB Baden-Wuerttemberg Fin. N.V. Anl.v.93	7,000	09.02.98	Aaa
409515	Republik Tuerkei Anl.v.93	9,500	18.02.00	Ba3
409625	Iberdrola Intern. B.V. Anl.v.93	7,625	09.03.00	A1
409675	Europaeische Investitionsbank Anl.v.93	6,625	25.02.98	Aaa
409690	Koenigreich Spanien Anl.v.93	7,250	04.03.03	Aa2
409950	Montanunion Anl.v.93	6,625	03.03.98	Aaa
409955	Irland Anl.v.93	7,250	18.03.03	Aa3
409961	Commerzbank Overseas Finance N.V. Anl.v.93 ex	6,750	11.03.98	Aa1
410000	Ungarische Nationalbank Anl.v.93	9,250	17.03.00	Ba1

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
410005	Europäische Gemeinschaft Anl.v.93	6,500	10.03.00	Aaa
410060	Königreich Belgien Anl.v.93	6,375	30.03.98	Aa1
410115	KfW Intern. Finance Inc. Anl.v.93	6,625	15.04.03	Aaa
410125	Königreich Dänemark Anl.v.93	6,125	15.04.98	Aa1
410175	Metallgesellschaft Finance B.V. Anl.v.93	7,000	20.04.00	Baa2
410260	Depfa Finance N.V. Anl.v.93	6,500	03.05.00	Aa3
410345	Apasco S.A. de C.V. Anl.v.93	9,250	20.04.98	Ba2
410390	McDonald's Corp. Anl.v.93	6,250	27.05.98	Aa2
410395	Königreich Norwegen Anl.v.93	6,125	05.05.98	Aa1
410410	Banco Nacional de Comercio Ext. S.N.C. Anl.v.93	8,000	06.05.98	Ba2
410470	Volkswagen Intern. Finance N.V. Anl.v.93	7,000	26.05.03	Aa3
410675	Eurofima Anl.v.93	6,250	28.05.98	Aaa
410735	LKB Baden-Württemberg Fin. N.V. Anl.v.93	6,250	04.06.98	Aaa
410865	Deutsche Finance B.V. Anl.v.93	6,500	30.06.98	Aaa
410910	Republik Portugal Anl.v.93	7,125	02.07.03	A1
411160	Republik Türkei Anl.v.93	8,750	09.07.03	Baa3
411335	LKB Baden-Württemberg Fin. N.V. Anl.v.93	6,625	20.08.03	Aaa
411450	Ungarische Nationalbank Anl.v.93	8,750	08.09.03	Ba1
411500	Europäische Investitionsbank Anl.v.93	6,000	26.08.97	Aaa
411515	Deutsche Finance B.V. Anl.v.93	6,000	15.09.97	Aaa
411530	Commerzbank Overseas Finance N.V. Anl.v.93	6,000	15.09.98	Aa2
411810	Republik Venezuela Anl.v.93	8,750	15.10.00	Ba1
411820	Japan Finance Corp. f.Munic. Enterpr. Anl.v.93	6,125	20.10.03	Aaa
411850	Republik Argentinien Anl.v.93	8,000	05.10.98	B1
411975	Europäische Investitionsbank Anl.v.93	5,750	29.10.98	Aaa
412050	Europäische Gemeinschaft Anl.v.93	5,625	10.11.98	Aaa
412060	Bayernhypo Finance N.V. Anl.v.93	5,875	24.11.00	Aa2
412070	Deutsche Finance B.V. Anl.v.93	6,000	11.11.03	Aaa
412080	Commerzbank Overseas Finance N.V. Anl.v.93	5,875	27.10.00	Aa2
412095	Republik Türkei Anl.v.93	7,250	29.10.98	Baa3
412120	Schweizerische Kreditanstalt (London) Anl.v.93	6,250	18.11.03	Aa3
412415	Nord/LB Finance N.V. Anl.v.94	6,000	05.01.04	Aa1
412420	The Export-Import Bank of Japan Anl.v.93	5,875	17.12.03	Aaa
412755	Deutsche Finance Neth. B.V. Anl.v.94	5,750	09.02.04	Aaa

Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
412765	Bayerische Vereinsbank Overs.Finance N.V. Anl.v.94	5,000	17.02.99	Aaa
412770	Depfa Finance N.V. Anl.v.94	6,000	26.01.04	Aa3
412800	DSL Finance N.V. Anl.v.94	5,000	09.02.99	Aaa
412805	BHF Finance Neth. B.V. Anl.v.94	6,000	10.02.04	A1
412825	SuedwestLB Capital Markets Plc Anl.v.94	5,000	08.02.99	Aaa
412835	WestLB Finance Curacao N.V. Anl.v.94	6,000	09.02.04	Aa1
413510	Ford Credit Europe Plc Anl.v.94	6,000	30.03.99	A2
413600	Baden-Wuerttemberg L-Finance N.V. Anl.v.94	6,000	10.05.99	Aaa
413620	Europaeische Investitionsbank Anl.v.94	6,500	21.04.04	Aaa
413650	Deutsche Finance Neth. B.V. Anl.v.94	5,750	04.05.99	Aaa
414270	Bank of China Anl.v.94	7,125	14.07.99	A3
414300	Rabobank Nederland Anl.v.94	6,375	28.06.99	Aaa
414310	General Electric Capital Corp. Anl.v.94	6,375	12.07.99	Aaa
414320	Republik Argentinien Anl.v.94	8,000	11.07.97	B1
414405	CS Holding Finance B.V. Anl.v.94	6,750	29.07.99	A1
414550	Credit Local de France Anl.v.94	6,250	03.08.99	Aaa
414760	Europaeische Investitionsbank Anl.v.94	6,625	24.08.00	Aaa
414975	Ford Credit Europe Plc Anl.v.94	7,125	22.09.99	A2
415000	BMW Finance N.V. Anl.v.94	7,250	11.10.99	A1
415120	Baden-Wuerttemberg L-Finance N.V. Anl.v.94	6,750	30.09.98	Aaa
415150	Rabobank Nederland Anl.v.94	6,750	11.10.99	Aaa
415260	Koenigreich Belgien Anl.v.94	7,250	18.10.99	Aa1
415270	Banco Nacional S.A. Anl.v.94	10,250	27.10.97	B1
415290	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.94	7,250	21.10.99	Aaa
415300	Japan Finance Corp. f.Municipal Ent. Anl.v.94	7,750	28.10.04	Aaa
415390	Statkraft SF Anl.v.94	7,500	10.11.99	Aa1
468210	National Westminster Finance B.V. Anl.v.81	11,000	01.10.91	Aa1
468710	Australien Anl.v.81	9,375	15.12.91	Aa1
468741	National Westminster Finance B.V. Anl.v.82	9,875	01.01.92	Aa1
469010	Australien Anl.v.82	9,375	15.02.91	Aa1
469042	Koenigreich Daenemark Anl.v.82	10,125	01.03.92	Aa1
469290	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.82	9,250	15.04.92	Aaa
469412	Red Nacional de los Ferrocarril. Esp. Anl.v.82	10,000	16.05.92	Aa2
470019	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.82 A.II	9,250	15.08.92	Aaa

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
470401	Australien Anl.v.82	7,750	01.11.92	Aa1
470550	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.82	8,250	15.11.92	Aaa
470729	Irland Anl.v.83	8,875	06.01.91	Aa3
470848	Australien Anl.v.83	6,875	02.01.93	Aa1
471233	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.83	7,750	15.03.91	Aaa
471340	Red Nacional de los Ferrocarril. Esp. Anl.v.83	8,250	15.05.91	Aa2
471392	Koenigreich Daenemark Anl.v.83	8,000	01.05.93	Aa1
471693	Republik Oesterreich Anl.v.83	8,000	01.07.93	Aaa
471731	Eurofima Anl.v.83	7,500	15.07.90	Aaa
471740	Credit Foncier de France Anl.v.83	8,250	15.07.90	Aaa
471765	Sumitomo Finance Asia Ltd. Anl.v.83	8,000	01.08.91	Aaa
471937	Irland Anl.v.83	8,625	15.09.91	Aa3
472038	Republik Finnland Anl.v.83	8,000	01.11.90	Aaa
472043	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.83	8,500	01.11.93	Aaa
472251	Europaeische Investitionsbank Anl.v.83	8,000	01.12.91	Aaa
472417	Europaeische Wirtschaftsgemeinschaft Anl.v.84	8,000	26.01.92	Aaa
472541	Credit Nacional Anl.v.84	8,125	15.02.94	Aaa
472730	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.84	7,750	01.04.94	Aaa
472811	Koenigreich Daenemark Anl.v.84	7,875	16.04.94	Aa1
472825	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.84	8,000	12.04.91	Aaa
473000	Irland Anl.v.84	8,125	15.05.92	Aa3
473730	Banque Francaise du Commerce Exterieur Anl.v.84	8,125	15.09.94	Aaa
473778	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.84	8,000	15.09.94	Aaa
473875	Irland Anl.v.84	8,000	15.10.94	Aa3
474062	Koenigreich Daenemark Anl.v.84	7,750	01.11.94	Aa1
474200	Australien Anl.v.84	7,250	01.11.96	Aa1
474531	Union Bank of Switzerland Finance N.V. Anl.v.84 ex	3,000	15.12.91	Aaa
474890	Irland Anl.v.85	7,375	01.02.95	Aa3
474970	Ungarische Nationalbank Anl.v.85	7,750	15.02.93	Baa2
474980	Republik Oesterreich Anl.v.85	7,000	01.02.92	Aaa
475500	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.85	7,750	15.04.97	Aaa
475520	Red Nacional de los Ferrocarril. Esp. Anl.v.85	7,750	16.05.95	Aa2
475615	Irland Anl.v.85	7,750	15.05.97	Aa3
475650	Republik Portugal Anl.v.85	7,750	15.05.92	A1
475700	Europaeische Investitionsbank Anl.v.85	7,375	24.05.97	Aaa
475850	Malaysia Anl.v.85	7,500	15.06.95	Baa1

Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
476212	Credit Suisse Finance Panama S.A. Anl.v.85 ex	4,000	31.07.90	Aaa
476540	Ungarische Nationalbank Anl.v.85	7,000	01.10.93	Baa2
476541	Republik Portugal Anl.v.85	7,000	16.09.93	A1
476562	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.85	6,500	01.10.95	Aaa
476670	China Intern. Trust and Investment Corp. Anl.v.85	6,625	08.10.91	A3
476890	Lonrho Finance Public Ltd. Comp. Anl.v.85	7,250	01.11.92	Ba3
476905	Irland Anl.v.85	6,875	01.11.95	Aa3
476963	Ford Motor Credit Comp. Anl.v.85	7,000	20.11.95	Aa2
476971	Owens-Corning Fiberglas Corp. Anl.v.85	7,250	02.12.00	Ba3
477009	Europäische Investitionsbank Anl.v.85	6,875	16.11.95	Aaa
477119	Volkswagen Intern. Finance N.V. Anl.v.86 ex	3,000	09.01.96	Aa3
477165	CPC Intern. Inc. Anl.v.86	6,750	15.01.01	A2
477400	Europäische Investitionsbank Anl.v.86	6,375	01.02.96	Aaa
477512	Ungarische Nationalbank Anl.v.86	7,250	15.02.96	Baa2
477583	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.86 ex	6,250	28.02.96	Aaa
477623	Chrysler Financial Corp. Anl.v.86	6,750	11.03.96	Ba2
477639	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.86	6,250	15.03.96	Aaa
477640	Philip Morris Comp. Inc. Anl.v.86	6,000	20.03.96	A2
477667	Koenigreich Schweden Anl.v.86	6,125	15.03.98	Aa1
477716	Republik Oesterreich Anl.v.86	6,000	01.04.98	Aaa
477770	Europäische Investitionsbank Anl.v.86	5,625	27.03.96	Aaa
477781	Amsterdam-Rotterdam Bank N.V. Anl.v.86	5,750	01.04.94	Aa1
477901	Europäische Investitionsbank Anl.v.86	5,500	26.04.98	Aaa
477915	First Interstate Bancorp. Anl.v.86	5,750	07.05.96	A3
477976	Westpac Banking Corp. Anl.v.86	5,875	30.04.96	Aa2
478005	Union Oil Company of California Anl.v.86	6,125	07.05.98	Baa2
478008	The Bank of Nova Scotia Anl.v.86	5,625	07.05.96	Aa2
478010	Koenigreich Belgien Anl.v.86	5,500	29.04.96	Aa1
478169	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.86	5,625	27.05.96	Aaa
478178	Irland Anl.v.86	5,750	15.05.96	Aa3
478227	Nord/LB Finance N.V. Anl.v.86	6,000	01.06.01	Aa1
478234	Mo Och Domsjoe AB Anl.v.86	6,125	01.06.93	Baa2
478235	WestLB Finance Netherlands B.V. Anl.v.86	5,750	01.06.98	Aa1
478270	Daimler-Benz Intern. Finance B.V. Anl.v.86	5,750	28.05.01	Aa3
478285	General Motors Corp. Anl.v.86	5,750	12.06.96	A3

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
478313	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.86	6,250	29.05.96	Aaa
478330	Korea Development Bank Anl.v.86	6,625	01.06.93	A2
478389	Republik Portugal Anl.v.86	6,625	19.06.94	A1
478433	Eurofima Anl.v.86	6,250	19.06.96	Aaa
478520	Europäische Investitionsbank Anl.v.86	6,125	03.07.96	Aaa
478883	Fluor Corp. Anl.v.86	6,625	04.09.96	Ba1
478892	Oesterreichische Kontrollbank AG Anl.v.86	6,000	12.09.96	Aaa
478967	Ungarische Nationalbank Anl.v.86	6,875	16.09.96	Baa2
479050	Inco Ltd. Anl.v.86	6,500	01.10.91	Baa1
479120	Commerzbank Overseas Finance N.V. Anl.v.86	5,750	24.09.93	Aa1
479129	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.86	6,125	29.09.96	Aaa
479311	Koenigreich Daenemark Anl.v.86	5,875	30.10.91	Aa1
479312	Koenigreich Daenemark Anl.v.86	6,250	30.10.93	Aa1
479344	Union Bank of Finland Anl.v.86 ex	3,750	04.11.93	Aa2
479545	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.86	6,000	02.01.92	Aaa
479547	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.86 ex	6,000	02.01.92	Aaa
479590	Irland Anl.v.86	6,625	18.12.93	Aa3
479890	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.87	5,500	30.01.92	Aaa
479891	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.87	6,250	30.01.95	Aaa
479910	The Hammerson Property Inv.& Dev.Corp.Plc Anl.v.87	6,000	01.02.92	A1
479922	Chrysler Financial Corp. Anl.v.87	6,625	06.02.97	Ba2
479970	Commerzbank Overseas Finance N.V. Anl.v.87	5,500	28.01.92	Aa1
480040	Honeywell Inc. Anl.v.87	6,250	18.02.97	A2
480050	Montanunion Anl.v.87	5,875	13.02.97	Aaa
480092	Thomson-Brandt Intern. B.V. Anl.v.87	6,125	17.02.94	A2
480096	Wiedereingliederungsf. d.Europarates Anl.v.87 ex	5,875	18.02.94	Aa1
480144	Bank of Tokyo Holding N.V. Curacao Anl.v.87	5,750	26.02.93	Aa2
480170	The Tokyo Electric Power Comp. Inc. Anl.v.87	6,000	27.02.97	Aaa
480200	Oil & Natural Gas Commission Anl.v.87	6,375	25.02.94	A2
480206	Republik Oesterreich Anl.v.87	5,375	13.03.93	Aaa
480207	Republik Oesterreich Anl.v.87	5,875	13.03.97	Aaa
480208	Republik Oesterreich Anl.v.87	6,250	13.03.02	Aaa
480226	Bank von Griechenland Anl.v.87	6,750	04.03.94	Baa1
480230	Europäische Wirtschaftsgemeinschaft Anl.v.87	5,375	04.01.93	Aaa

Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
480330	Republik Island Anl.v.87	6,500	18.03.97	A2
480331	Ungarische Nationalbank Anl.v.87	6,750	16.03.94	Baa2
480332	Deutsche Bank Finance N.V. Anl.v.87	5,500	18.03.93	Aaa
480333	Christiania Bank og Kreditkasse Anl.v.87 cum	5,375	11.03.92	Aa3
480360	Nippon Telegraph & Telephone Corp. Anl.v.87	6,125	24.03.97	Aaa
480491	Ford Motor Credit Comp. Anl.v.87 ex	5,750	25.03.92	Aa2
480715	Irland Anl.v.87	6,500	29.04.97	Aa3
480900	Western Australian Treasury Corp. Anl.v.87	6,000	01.06.96	Aa1
481070	Archer-Daniels-Midland Co. Anl.v.87	6,000	03.06.97	A1
481110	Gillette Finance B.V. Anl.v.87	6,000	25.06.94	Baa3
481140	Electricite de France Anl.v.87	5,750	16.06.97	Aaa
481180	Bank von Griechenland Anl.v.87	5,750	23.06.92	Baa1
481181	Bank von Griechenland Anl.v.87	6,500	23.06.95	Baa1
481220	Oesterreichische Kontrollbank AG Anl.v.87	5,000	30.06.92	Aaa
481312	Wiedereingliederungsf. d.Europarates Anl.v.87 ex	6,125	01.07.97	Aa1
481333	Malaysia Anl.v.87	6,250	01.07.94	Baa1
481466	Europaeische Investitionsbank Anl.v.87	6,125	16.07.95	Aaa
481560	Republik Portugal Anl.v.87	5,750	01.08.92	A1
481561	Republik Portugal Anl.v.87	6,625	01.08.95	A1
481571	Bayer Capital Corp. N.V. Anl.v.87 ex	6,250	29.07.97	Aa2
481800	Europaeische Investitionsbank Anl.v.87	6,250	25.08.95	Aaa
481941	Deutsche Finance B.V. Anl.v.87 ex	5,000	02.01.93	Aaa
482201	Metallgesellschaft Finance B.V. Anl.v.87 ex	6,500	01.10.97	Baa2
482222	Oesterreichische Kontrollbank AG Anl.v.87	5,625	13.10.92	Aaa
482300	The Industrial Bank of Japan Ltd. Anl.v.87	5,875	20.10.92	Aa2
482400	Volksrepublik China Anl.v.87	6,000	21.10.92	A3
482450	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.87	7,000	28.10.94	Aaa
482520	News Intern. Public Ltd. Comp. Anl.v.87	6,625	12.11.92	Ba1
482600	Deutsche Finance B.V. Anl.v.87	5,500	15.01.93	Aaa
482680	Asiatische Entwicklungsbank Anl.v.87	6,000	17.12.94	Aaa
482700	Irland Anl.v.88	6,125	06.01.95	Aa3
482770	Commerzbank Overseas Finance N.V. Anl.v.88	5,375	07.01.93	Aa1
482790	Bank von Griechenland Anl.v.87	5,625	30.12.92	Baa1

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
482813	Aktiebolaget Svensk Exportkredit Anl.v.88	5,375	15.01.93	Aaa
482840	Mount Isa Finance N.V. Anl.v.88	6,000	07.01.94	Baa3
482970	Republik Oesterreich Anl.v.88	6,250	27.01.98	Aaa
483025	Forsmarks Kraftgrupp AB Anl.v.88	5,125	25.02.93	Aaa
483030	Europäische Investitionsbank Anl.v.88	6,125	02.02.98	Aaa
483070	Oesterreichische Kontrollbank AG Anl.v.88	5,000	29.01.93	Aaa
483075	Koenigreich Schweden Anl.v.88	5,500	03.03.95	Aa1
483100	Nippon Telegraph & Telephone Corp. Anl.v.88	6,125	08.02.98	Aaa
483128	Wiedereingliederungsf. d.Europarates Anl.v.88	5,750	15.02.95	Aa1
483130	Eurofima Anl.v.88	6,000	16.02.96	Aaa
483155	Japan Finance Corp. f.Munic. Enterpr. Anl.v.88	5,500	16.02.95	Aaa
483520	The Coca-Cola Comp. Anl.v.88	5,750	25.03.98	Aa2
483530	Ungarische Nationalbank Anl.v.88	6,250	30.03.95	Baa2
483550	Eurofima Anl.v.88	5,750	25.03.98	Aaa
483560	Enso-Gutzeit Oy Anl.v.88	5,000	30.03.93	A3
483590	Avon Capital Corp. Anl.v.88	6,125	06.05.98	Ba1
483610	Europäische Investitionsbank Anl.v.88	5,750	29.03.98	Aaa
483655	Amsterdam-Rotterdam Bank N.V. Anl.v.88	6,125	15.04.98	Aa2
483660	NZI Overseas Finance N.V. Anl.v.88	6,000	30.03.95	A2
483661	National Westminster Bank Plc Anl.v.88	6,000	27.04.98	Aa1
483699	Deutsche Finance B.V. Anl.v.88	5,000	07.04.93	Aaa
483725	Philip Morris Comp. Inc. Anl.v.88	4,750	13.04.93	A2
483737	Polly Peck Intern. Finance Ltd. Anl.v.88	6,000	20.04.93	Ba1
483777	Chrysler Financial Corp. Anl.v.88	5,625	20.04.95	Ba2
483860	Neuseeland Anl.v.88	5,000	10.05.93	Aa3
483865	Republik Portugal Anl.v.88	5,000	18.05.93	A1
483866	Republik Portugal Anl.v.88	6,000	18.05.98	A1
483880	The Japan Development Bank Anl.v.88	5,375	27.04.95	Aaa
483888	Malaysia Anl.v.88	6,000	02.05.95	Baa1
484055	Nordic Investment Bank Anl.v.88	4,875	13.05.93	Aaa
484060	Republik Tuerkei Anl.v.88	6,500	10.05.95	Baa3
484200	Maxwell Communication Corp. Plc Anl.v.88	6,000	15.06.93	B2
484210	Europäische Investitionsbank Anl.v.88	5,875	14.06.98	Aaa
484231	McDonald's Corp. Anl.v.88	5,250	15.06.93	Aa2
484270	3i Intern. B.V. Anl.v.88	6,250	06.07.98	A1

Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen

WKN	Name der Anleihe	Kupon	Fällig	Moody's Rating
484277	Philips Gloeilampenfabrieken N.V. Anl.v.88	5,750	15.06.95	A3
484379	Deutsche Finance B.V. Anl.v.88	5,250	08.07.93	Aaa
484400	Emhart Corp. Anl.v.88	5,500	23.06.93	A2
484444	Ungarische Nationalbank Anl.v.88	6,250	06.07.94	Baa2
484644	Koenigreich Thailand Anl.v.88	5,750	20.07.93	A2
484650	Eurofima Anl.v.88	6,250	20.07.98	Aaa
484715	Nippon Telegraph & Telephone Corp. Anl.v.88	6,000	28.07.95	Aaa
484790	Europaeische Investitionsbank Anl.v.88	5,500	09.08.93	Aaa
484791	Europaeische Investitionsbank Anl.v.88	6,250	09.08.96	Aaa
484999	McDonald's Corp. Anl.v.88	5,250	01.09.93	Aa2
485000	Montanunion Anl.v.88	5,500	01.09.93	Aaa
485030	Woolwich Equitable Building Society Anl.v.88 ex	6,000	27.09.93	Aa3
485190	CB Finance Company B.V. Anl.v.88	6,000	23.09.93	Aa1
485269	Koenigreich Belgien Anl.v.88	5,500	07.10.93	Aa1
485272	Electricite de France Anl.v.88	6,125	12.10.98	Aa1
485300	Caisse Nationale des Telecom. Anl.v.88	6,125	19.10.98	Aaa
485311	Volkswagen Intern. Finance N.V. Anl.v.88 ex	6,500	27.10.98	Aa3
485333	Europaeische Investitionsbank Anl.v.88	6,000	13.10.98	Aaa
485355	Asfinag Anl.v.88	6,000	03.11.98	Aaa
485360	Gillette Finance B.V. Anl.v.88	6,375	14.10.93	Baa3
485361	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.88	6,125	14.10.98	Aaa
485370	Eurofima Anl.v.88	5,875	17.10.96	Aaa
485510	Finnish Export Credit Ltd. Anl.v.88	6,125	24.11.98	Aaa
485540	Australian Industry Development Corp. Anl.v.88	6,125	11.08.98	Aa1
485620	The Industrial Bank of Japan Ltd. Anl.v.88	6,250	25.11.98	Aa2
485678	Republik Tuerkei Anl.v.88	6,500	08.11.95	Baa3
485680	Europaeische Investitionsbank Anl.v.88	5,875	10.11.98	Aaa
485690	Bank of Tokyo Holding N.V. Curacao Anl.v.88	5,625	01.12.93	Aa2
485699	Republik Venezuela Anl.v.88	8,250	14.11.93	Ba3
485909	Koenigreich Belgien Anl.v.88	5,250	14.12.93	Aa1
485920	Montanunion Anl.v.89	5,125	26.03.92	Aaa
485980	Lavoro Bank Overseas N.V. Anl.v.89	5,500	20.01.94	Aaa
486000	Credit Suisse Finance Ltd. Anl.v.89	5,375	25.01.94	Aa2
486015	Koenigreich Schweden Anl.v.89	5,250	26.01.94	Aa1
486020	Dai-Ichi Kangyo Bank Nederland N.V. Anl.v.89	5,500	26.01.94	Aa1

Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen

<b>WKN</b>	<b>Name der Anleihe</b>	<b>Kupon</b>	<b>Fällig</b>	<b>Moody's Rating</b>
486025	Union Bank of Finland Anl.v.89	5,500	18.01.94	Aaa
486075	Montanunion Anl.v.89	5,500	28.12.94	Aaa
486120	Volkswagen Intern. Finance N.V. Anl.v.89	5,500	25.01.94	Aa3
486132	Societe Generale Bank Nederland N.V. Anl.v.89	5,625	09.02.94	Aaa
486140	Eurofima Anl.v.89	6,250	16.02.99	Aaa
486170	Oesterreichische Kontrollbank AG Anl.v.89	5,500	15.02.94	Aaa
486180	Ungarische Nationalbank Anl.v.89	6,625	09.02.96	Baa2
486190	Europaeische Investitionsbank Anl.v.89	6,250	30.01.99	Aaa
486230	Abbey National Treasury Services Plc Anl.v.89	6,375	15.02.96	Aa1
486303	Republik Island Anl.v.89	6,625	16.02.99	A2
486340	Nordbanken Anl.v.89	6,250	21.02.96	Aa3
486383	Eurofima Anl.v.89	6,125	24.02.95	Aaa
486400	Irland Anl.v.89	6,500	01.03.99	Aa3
486606	Nordic Investment Bank Anl.v.89	6,750	22.03.99	Aaa
486610	Europaeische Investitionsbank Anl.v.89	6,500	09.03.99	Aaa
486630	Finansieringsinst. for Ind. og H. A/S Anl.v.89 var	6,750	29.03.94	Aa3
486666	Credit Foncier de France Anl.v.89	6,750	30.03.99	Aaa
486740	Republik Oesterreich Anl.v.89	6,750	14.04.99	Aaa
487008	Metropolitan Estate and Property Intern. Anl.v.89	7,000	19.05.99	A2
487270	Irland Anl.v.89	7,250	22.06.99	Aa3
487340	Ungarische Nationalbank Anl.v.89	8,000	16.06.97	Baa2
487800	Republik Tuerkei Anl.v.89	7,750	26.07.96	Baa3
488222	Afrikanische Entwicklungsbank Anl.v.89	7,250	25.09.99	Aaa
488250	Japan Finance Corp. f.Munic. Enterpr. Anl.v.89	6,875	20.09.99	Aaa
488380	Norsk Hydro A.S. Anl.v.89	7,250	05.10.99	Baa1
488500	Europaeische Patentorganisation Anl.v.89	7,125	02.10.99	Aaa
488750	Ungarische Nationalbank Anl.v.89	8,000	06.11.96	Baa2
489340	Montanunion Anl.v.89	7,750	21.12.94	Aaa
489520	Europaeische Investitionsbank Anl.v.90	8,000	01.02.00	Aaa
489990	Ungarische Nationalbank Anl.v.90	10,000	21.03.97	Baa2

**Tabelle A-51: Untersuchte Emissionen**



## Literaturverzeichnis

ALTMAN, Edward I.: The Anatomy of the [High-Yield] Bond Market, in: Financial Analysts Journal July/August (1987), Vol. 43, S. 12-25

ALTMAN, Edward I.: Analyzing [Risks] and Returns in the High Yield Junk Bond Market, in: Finanzmarkt und Portfolio Management Nr. 1 (1988), 2. Jg., S. 48-57

ALTMAN, Edward I.: Measuring Corporate Bond [Mortality] and Performance, in: Journal of Finance Nr. 4, September (1989), Vol. 44, S. 909-921

ALTMAN, Edward I.: [Defaults] and Returns on High-Yield Bonds Through the First Half of 1991, in: Financial Analysts Journal November/December (1991), Vol. 47, S. 67-77

ALTMAN, Edward I.: The Importance and Subtlety of Credit Rating [Migration], in: Journal of Banking and Finance Nr. 22 (1998), S. 1231-1247

ALTMAN, Edward I.; BENCIVENGA, Joseph C.: A [Yield] Premium Model For The High-Yield Debt Market, in: Financial Analysts Journal September/October (1995), Vol. 51, S. 49-56

ALTMAN, Edward I.; KISHORE Vellore M.: Almost Everything You Wanted to Know about [Recoveries] on Defaulted Bonds, in: Financial Analysts Journal November/December (1996), Vol. 52, S. 57-64

ALTMAN, Edward I.; NAMMACHER, Scott A.: The [Default] Rate Experience on High-Yield Corporate Debt, in: Financial Analysts Journal July/August (1985), Vol. 41, S. 25-41

ALTMAN, Edward I.; SAUNDERS, Anthony: Credit [Risk] Measurement: Developments over the last 20 Years, in: Journal of Banking and Finance Nr. 21 (1988), S. 1721-1742

AMBROSE, Brent; WARGA, Arthur: [Yield] Bogeys, in: Financial Analysts Journal September/October (1996), Vol. 52, S. 63-68

- ARNDT, Franz-Josef: Internationale [Pfandbrief]-Kampagne, in: Die Bank Nr. 11 (1996), o. Jg., S. 693-695
- ASQUITH, Paul; MULLINS, David W. Jr.; WOLFF, Eric D.: Original Issue High Yield [Bonds]: Aging Analyses of Defaults, Exchanges, and Calls, in: Journal of Finance Nr. 4, September (1989), Vol. 44, S. 923-952
- VAN AUBEL, Peter; RIDDERMANN, Friedrich: [Steuerarbitrage] bei stripbaren Bundesanleihen, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 11 (1998), 51. Jg., S. 611-616
- BAETGE, Jörg; SIERINGHAUS, Isabel: Bilanz-Bonitäts-[Rating] von Unternehmen, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 221-249
- BAMBERG, Günter; BAUR, Franz: [Statistik], 10., überarb. Aufl., München/Wien: R. Oldenbourg, 1998
- BAMBERG, Günter; COENENBERG, Adolf G.: Betriebswirtschaftliche [Entscheidungslehre], 9., überarb. Aufl., München: Vahlen, 1996
- BEHRENWALDT, Udo: Funktionen des [Rating] für Anleger, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 291-303
- BEIKE, Rolf; SCHLÜTZ, Johannes: [Hedging] von Reverse Floatern mit Zinsbegrenzungsverträgen, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 7 (1997), 50. Jg., S. 324-328
- BEIKE, Rolf; WIEDEMEIER, Ingo: [Bonds] mit atypischem Kursverhalten, in: Sparkasse Nr. 4 (1997), 114. Jg., S. 188-191
- BENKE, Holger: Benchmarkorientierung im [Zinsmanagement], in: Die Bank Nr. 2 (1993), o. Jg., S. 106-111
- BERBLINGER, Jürgen: [Versicherungen]: Bonitätsratings liefern ein Anlagekriterium, in: Handelsblatt vom 16.01.1996, S. 40

- BERBLINGER, Jürgen: Marktakzeptanz des [Rating] durch Qualität, in:  
BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 21-110
- BERBLINGER, Jürgen: Investoren können einfach und schnell die Güte von [Anleihen]  
vergleichen, in: Handelsblatt vom 05.05.1997, S. 44
- BEYER, Hans-Joachim: Überlegungen zur [Abschaffung] der §§ 795/808a BGB –  
Nachlese zur Anhörung im Bundesjustizministerium, in: Der Langfristige Kredit  
Nr. 14 (1989), S. 456-458
- BEYER, Horst-Tilo; BESTMANN, Uwe: [Finanzlexikon], 2., völlig Neubearb. und erw.  
Aufl., München: Vahlen, 1989
- BIERMANN, Harold; HASS, Jerome E.: An Analytic [Model] of Bond Risk Differentials,  
in: Journal of Financial and Quantitative Analysis December (1975), Vol. 10,  
S. 757-773
- BLACK, Fischer; SCHOLES, Myron: The Pricing of [Options] and Corporate Liabilities,  
in: Journal of Political Economy Nr. 3 (1973), Vol. 81, S. 637-654
- BLUME, Marshall E.; KEIM, Donald B.: Lower-Grade [Bonds]: Their Risks and Returns,  
in: Financial Analysts Journal July/August (1987), Vol. 43, S. 26-33
- BRÄUER, Norbert; ARLT, Ursula: [Bonitätsderivate] werden zu einer Revolution im  
Bankwesen führen, in: Handelsblatt Nr. 185 vom 25.09.1997, S. B6
- BRÄUER, Norbert; ZWERENZ, Peter: [Bonitätsrisiken] effizient steuern, in: Handelsblatt  
Nr. 189 vom 01.10.1998, S. 49
- BREALEY, Richard A.; MYERS, Stewart C.: Principles of Corporate [Finance], 5. Aufl.,  
New York: McGraw-Hill, 1996
- BRISTER, Bill M.; KENNEDY, Robert E.; LIU, Pu: The [Regulation] Effect of Credit  
Ratings on Bond Interest Yield: The Case of Junk Bonds, in: Journal of Business  
Finance and Accounting Nr. 4 (1994), Vol. 21, S. 511-531

- BRUNS, Christoph; MEYER-BULLERDIEK, Frieder: Professionelles [Portfoliomanagement], Stuttgart: Schäffer-Poeschel, 1996
- BUCHHOLZ, Angelika: Viel Lärm um MOODY's. US-Agentur macht sich durch ungefragte [Ratings] unbeliebt, in: Süddeutsche Zeitung Nr. 172 vom 27./28.07.1996, S. 27
- BÜHLER, Wolfgang: [Anlagestrategien] zur Begrenzung des Zinsänderungsrisikos von Portefeuilles aus festverzinslichen Titeln, in: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung Sonderheft Nr. 16 (1983), 53. Jg., S. 82-103
- BÜHLER, Wolfgang; RASCH, Steffen: [Steuer-Klientel-Effekte] an DM-Anleihemärkten. Discussion Paper Nr. 94-09, 1994
- BÜSCHGEN, Hans E. (HRSG.): [Handwörterbuch der Finanzwirtschaft], Stuttgart: Schäffer-Poeschel, 1976
- BÜSCHGEN, Hans E.; EVERLING, Oliver (HRSG.): [Handbuch Rating], Wiesbaden: Gabler, 1996
- CHANCE, Don M.: Default [Risk] and the Duration of Zero Coupon Bonds, in: Journal of Finance Nr. 1, March (1990), Vol. 45, S. 265-274
- CHRIST, Detlev; LÖFFLER, Reinhard: [Verlauf] eines internationalen Management Buy-Outs, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 16 (1989), 42. Jg., S. 764-766
- COENENBERG, Adolf G.: [Jahresabschluß] und Jahresabschlußanalyse, 14., überarb. Aufl., Landsberg am Lech: Moderne Industrie, 1993
- DELORME, Hermann: [Wertpapiere], in: BÜSCHGEN (HRSG.): Handwörterbuch der Finanzwirtschaft (1976), Sp. 1828-1834
- DEUTSCH, Josef; KIRSCHNER, Wolfgang; PETIT, Helmut: [Perspektiven] des Pfandbriefmarktes, in: Die Bank Nr. 1 (1996), o. Jg., S. 20-25
- DEUTSCHE BÖRSE AG (HRSG.): Deutscher Rentenindex [REX], Frankfurt am Main 1994

- DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): [Monatsbericht Juli 1997]
- DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): [Stripping] von Bundesanleihen, in: DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): Monatsbericht Juli 1997, S. 17-22
- DEUTSCHE BUNDESBANK (HRSG.): [Monatsbericht September 1999]
- DINKELBACH, Werner: Zum internen Zinssatz bei [Risiko], in: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung Nr. 4 (1987), 57. Jg., S. 384-393
- DOERKS, Wolfgang: Die Berücksichtigung von [Zinsstrukturkurven] bei der Bewertung von Kuponanleihen, in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 6 (1991), S. 275-280
- DOERKS, Wolfgang; HÜBNER, Stefan: [Konvexität] festverzinslicher Wertpapiere, in: Die Bank Nr. 2 (1993), o. Jg., S. 101-105
- DÖRGE, Sven: Ein [Verfahren] zur Ermittlung des internen Zinssatzes, in: Wisu – Das Wirtschaftsstudium Nr. 8/9 (1995), S. 665-667
- DÜLLMANN, Klaus; UHRIG-HOMBURG, Marliese; WINDFUHR, Marc: Risk Structure of Interest Rates: An Empirical [Analysis] for Deutschemark-denominated Bonds, Working Paper 98-01 der Universität Mannheim
- DUFFEE, Gregory R.: The Relation between Treasury Yields and Corporate Bond Yield [Spreads], in: Journal of Finance Nr. 6, December (1998), Vol. 53, S. 2225-2241.
- EBENROTH, Carsten Thomas; KOOS, Stefan: Juristische Aspekte des [Rating], in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 483-519
- ECKEY, Hans-Friedrich; KOSFELD, Reinhold; DEGER, Christian: [Ökonometrie], Wiesbaden: Gabler, 1995
- EICHWALD, Berthold: Die [Kreditarten], in: OBST/HINTNER (HRSG.): Geld-, Bank- und Börsenwesen (1993), S. 413-491

EILENBERGER, Guido: Lexikon der [Finanzinnovationen], 2. erw. Aufl., München Wien:  
R. Oldenbourg, 1993

ELLER, Roland: Modified [Duration] und Convexity. Analyse des Zinsrisikos, in: Die  
Bank Nr. 6 (1991), o. Jg., S. 322-326

ELLER, Roland: [Stripping] von Finanzinnovationen, in: Sparkasse Nr. 10 (1994),  
111. Jg., S. 487-491

EMDE, Achim: Das neue [Zinsabschlaggesetz], in: NWB Nr. 44 vom 26.10.1992,  
S. 3590-3596

ENGELN, Klaus C.: Bei [Metallgesellschaft] hatte MOODY'S keine gute Nase, in:  
Handelsblatt vom 17.01.1994, S. 10

ENGELN, Klaus C.: Auftragslose [Ratings] rechtlich bedenklich, in: Handelsblatt Nr. 70  
vom 10.04.1996, S. 39

ENGELN, Klaus C.: MOODY'S und S&P in der Schußlinie. Neue Forderungen nach einer  
europäischen [Ratingagentur] als Gegengewicht zu US-Oligopolisten, in:  
Handelsblatt Nr. 32 vom 16.02.1998, S. 32

ENGELN, Klaus C.: Heftiger [Widerstand] gegen Baseler Vorschläge, in: Handelsblatt  
vom 28.09.1999, S. 34

EVERLING, Oliver: [CIB] betreibt Rating in Manila, in: Börsen-Zeitung Nr. 135 vom  
18.07.1990, S. 16

EVERLING, Oliver: [CIS] Ratings für Banken in Asien, in: Börsen-Zeitung Nr. 158 vom  
18.08.1990, S. 12

EVERLING, Oliver: [CPR] befindet sich noch in der Startphase, in: Börsen-Zeitung  
Nr. 142 vom 01.03.1990, S. 11

EVERLING, Oliver: [CRISIL] ist in Indien konkurrenzlos, in: Börsen-Zeitung Nr. 156  
vom 16.08.1990, S. 4

- EVERLING, Oliver: Die staatliche [Emissionsgenehmigung], in: Wisu – Das Wirtschaftsstudium Nr. 2 (1990), S. 93-97
- EVERLING, Oliver: [ENF] sucht europäische Maßstäbe, in: Börsen-Zeitung Nr. 216 vom 08.11.1990, S. 15
- EVERLING, Oliver: [NICE] operiert im Wachstumsmarkt Südkoreas, in: Börsen-Zeitung Nr. 212 vom 02.11.1990, S. 13
- EVERLING, Oliver: [KIS] Ratings erlauben Emissionen in Korea, in: Börsen-Zeitung Nr. 166 vom 30.08.1990, S. 13
- EVERLING, Oliver: MOODY'S erhebt globalen [Anspruch], in: Börsen-Zeitung, Nr. 215 vom 07.11.1990, S. 13.
- EVERLING, Oliver: [Bestimmungsgründe] des langfristigen Rating, in: Die Bank Nr. 11 (1991), o. Jg., S. 608-612
- EVERLING, Oliver: Credit [Rating] durch internationale Agenturen, Wiesbaden: Gabler, 1991
- EVERLING, Oliver: Nutzenaspekte des Rating für [Anleger], in: Der Langfristige Kredit Nr. 12 (1991), S. 14-17
- EVERLING, Oliver: Nutzenaspekte des Rating für [Emittenten], in: Der Langfristige Kredit Nr. 9 (1991), S. 272-275
- EVERLING, Oliver: [Projektgesellschaft] für europäisches Rating, in: Die Bank Nr. 6 (1991), o. Jg., S. 308-314
- EVERLING, Oliver: [Ratingagenturen] weltweit, in: Die Bank Nr. 3 (1991), o. Jg., S. 151-156
- EVERLING, Oliver: Ratings im Recht nationaler [Finanzmärkte], in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 8 (1991), 44. Jg., S. 349-354

- EVERLING, Oliver: Credit Rating für [Geldmarktpapiere], in: Die Bank Nr. 2 (1992), o. Jg., S. 78-82
- EVERLING, Oliver: [Ratings] für Versicherungen und Investmentfonds, in: Die Bank Nr. 4 (1992), o. Jg., S. 202-205
- EVERLING, Oliver: Ratings für [Vorzugsaktien], in: Die Bank Nr. 3 (1992), o. Jg., S. 151-155
- EVERLING, Oliver: [Rating], in: GERKE/STEINER (HRSG.): Handwörterbuch des Bank- und Finanzwesens (1995), Sp. 1601-1609
- EVERLING, Oliver: [Ratingagenturen] an nationalen und internationalen Finanzmärkten, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 3-17
- EVERLING, Oliver: [Rating] in der EWU, in: Die Bank Nr. 8 (1998), o. Jg., S. 480-484
- EVERLING, Oliver: Werben mit Ratings. [Bonitätseinstufungen] aus Sicht der Unternehmen, in: Handelsblatt Nr. 14 vom 21.01.1999, S. 25
- EVERLING, Oliver: Mehr als nur zwei [Ratings], in: Die Bank Nr. 4 (1999), o. Jg., S. 252-257
- EVERLING, Oliver; RIEDEL, Sven-Matthias: Technology [Rating]: Entscheidungshilfe für Innovationsfinanciers, in: Die Bank Nr. 9 (1998), o. Jg., S. 525-529
- FAMA, Eugene F.: Efficient Capital [Markets]: A Review of Theory and Empirical Work, in: Journal of Finance Nr. 5, Mai (1970), Vol. 25, S. 383-418
- FAMA, Eugene F.: Efficient Capital Markets: [Reply], in: Journal of Finance Nr. 1 (1976), Vol. 31, S. 143-145
- FAMA, Eugene F.: Efficient Capital [Markets II], in: Journal of Finance Nr. 5, Dezember (1991), Vol. 46, S. 1575-1617

- FELDBAUSCH, Friedrich K.; FELDBAUSCH, Johannes: [Bank-Wörterbuch].  
Deutsch-Englisch, Englisch-Deutsch, 4., aktual. u. erw. Aufl., Düsseldorf:  
Wirtschaft und Finanzen, 1997
- FONS, Jerome S.: The [Default] Premium and Corporate Bond Experience, in: Journal of  
Finance Nr. 1, March (1987), Vol. 42, S. 81-97
- FRANK, Bernd: Bei einem weichen Euro wandern [Rentengelder] in den Dollarraum, in:  
Handelsblatt Nr. 191 vom 06.10.1997, S. 43
- FROHN, Joachim: Grundausbildung in [Ökonometrie], 2., neubearb. Aufl., Berlin/New  
York: Walter de Gruyter, 1995
- FRÜHWIRTH, Manfred: Handbuch der [Renditeberechnung], München/Wien:  
R. Oldenbourg, 1997
- GEBHARDT, Günther; GERKE, Wolfgang; STEINER, Manfred (HRSG.): [Handbuch des  
Finanzmanagements]. Instrumente und Märkte der Unternehmensfinanzierung,  
München: Beck, 1993
- GERKE, Wolfgang; STEINER, Manfred (HRSG.): [Handwörterbuch des Bank- und  
Finanzwesens], 2., überarb. und erw. Aufl., Stuttgart: Schäffer-Poeschel, 1995
- GfK-NÜRNBERG, GESELLSCHAFT FÜR KONSUM-, MARKT- UND ABSATZFORSCHUNG  
E. V. (HRSG.): [Jahrbuch der Absatz und Verbrauchsforschung], Nr. 2/1999,  
45. Jg., Berlin: Duncker & Humblot, 1999
- GIERL, Heribert: [Vertrauen] im Beratungsgeschäft, in: GfK-NÜRNBERG (HRSG.):  
Jahrbuch der Absatz und Verbrauchsforschung (1999), S. 195-213
- GÖTTGENS, Michael: Bilanzielle Behandlung des [Bondstripping], in:  
Wirtschaftsprüfung Nr. 13 (1998), S. 567-573
- GRILL, Wolfgang; PERCZYNSKI, Hans: [Wirtschaftslehre] des Kreditwesens,  
29., überarb. Aufl., Bad Homburg v. d. H.: Dr. Max Gehlen, 1995

- GROSSEKETTLER, Heinz: [Finanzpolitik] öffentlicher Haushalte, in: GERKE/STEINER (HRSG.): Handwörterbuch des Bank- und Finanzwesens (1995), Sp. 810-819
- GROSS-ENGELMANN, Markus; WISWEDE, Günter: Attribution und [Kundenverhalten]. Perspektiven und aktuelle Anwendungsfelder einer einflußreichen Theorie, in: GfK-NÜRNBERG (HRSG.): Jahrbuch der Absatz und Verbrauchsforschung (1999), S. 168-194
- GÜNDLING, Heike; EVERLING, Oliver: Verfahren zur [Länderrisikobeurteilung], in: Die Bank Nr. 10 (1993), o. Jg., S. 590-595
- GÜNDLING, Heike; EVERLING, Oliver: Rating als Methode der [Finanzanalyse], in: Die Bank Nr. 12 (1994), o. Jg., S. 727-731
- GUJARATI, Damodar N.: Basic [Econometrics], 2. Aufl., New York: McGraw-Hill, 1988
- GUJARATI, Damodar N.: Basic [Econometrics], 3. Aufl., New York: McGraw-Hill, 1995
- HARFF, Christoph: Indexierte Staatsanleihen und [Preisniveaustabilität] in Europa, in: Wirtschaftsdienst Nr. 4 (1998), 78. Jg., S 247-252.
- HARVEY, Andrew C.: Ökonometrische Analyse von [Zeitreihen], 2. Aufl., München/Wien: R. Oldenbourg, 1994
- HASCHE-PREUSSE, Christine: [Stripping] von Bundesanleihen oder die Direktemission von Zerobonds. Eine Möglichkeit zur Senkung der Kapitalkosten des Bundes. Probleme bei der Besteuerung von Strips, in: Kredit und Kapital Nr. 4 (1996), 29. Jg., S. 592-603
- HEINEMANN, Friedrich: Begrenzte [Aussagekraft], in: EUmagazin Nr. 3 (1995), S. 28-29
- HEINKE, Volker G.: Bonitätsrisiko und Credit [Rating] festverzinslicher Wertpapiere. Eine empirische Untersuchung am Euromarkt, Bad Soden/Ts.: Uhlenbruch, 1998
- HENTSCHEL, Bert: [Dienstleistungsqualität] aus Kundensicht. Vom merkmals- zum ereignisorientierten Ansatz, Wiesbaden: DeutscherUniversitätsVerlag, 1992

- HIRSCH, Ulrich: [Rating] ist objektiv subjektiv, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 657-672
- HICKMAN, W. Bradock: Statistical Measures of Corporate [Bond] Financing Since 1900, Princeton, N. J.: Princeton University Press, 1960
- HO, Thomas S. Y.; PFEFFER, David M.: Convertible [Bonds]: Model, Value Attribution, and Analytics, in: Financial Analysts Journal September/October (1996), Vol. 52, S. 35-44
- HOLLENDER, Wolfgang: Refinanzierungsvorteile durch [Pfandbrief-Rating] sind noch nicht bewiesen, in: Der Langfristige Kredit Nr. 23 (1996), S. 715-718
- HOMOLKA, Walter; NGUYEN-KHAC, Tung-Quan: Ethisch-ökologisches [Rating], in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 675-699
- HURLEY, William J.; JOHNSON, Lewis D.; ROTH, Christian G.: On the [Pricing] of Bond Default Risk, in: Journal of Portfolio Management, Winter 1996, S. 66-70
- JAHANKHANI, Ali; PINCHES, George E.: Duration and the Nonstationarity of Systematic Risk for [Bonds], in: Journal of Financial Research (1982), Vol. 5, S. 151-160
- JASCHKE, Stefan; STEHLE, Richard; WERNICKE, Stephan: [Arbitrage] am deutschen Rentenmarkt und die Bestimmung der Zinsstruktur. Arbeitspapier, Version 3.2 vom 20.03.1998
- KAISER, Helmut: Euroland entdeckt die [Unternehmensanleihe], in: Handelsblatt Nr. 75 vom 20.04.1999, S. 61
- KAISER, Helmut; KRÄMER, Werner: Die [Auslandsabhängigkeit] des deutschen Rentenmarktes, in: Kapitalmarkt Nr. 3 (1997), S. 172-174
- KASERER, Christoph: Die Ankündigung von [Ratingänderungen] und die Kurseffekte auf dem Markt für DM-Auslandsanleihen. Eine empirische Untersuchung für den Zeitraum 1989 bis 1993, in: Österreichisches Bankarchiv Nr. 4 (1995), S. 263-273

- KASERER, Christoph: Stripped [Bonds], in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 4 (1998), S. 201-203
- KAYSER, Gunter; KOKALJ, Ljuba: [Finanzierung] von Unternehmen in den neuen Bundesländern, in: GERKE/STEINER (HRSG.): Handwörterbuch des Bank- und Finanzwesens (1995), Sp. 638-648
- KIEHLING, Hartmut: [Finanzplatz] Europa, München: Beck, 1992
- KILGER, Wolfgang.: Zur [Kritik] am internen Zinsfuß, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft Nr. 12 (1965), 35. Jg., S. 765-798
- KNEISSLER, Michael: Die [Gnadenlos]en, in: ZEITmagazin Nr. 45 (1997), S. 16-22
- KNIPP, Thomas: [Euro-Ratings]: Wenn Siemens besser ist als Waigel, in: Handelsblatt Nr. 83 vom 30.04.1997, S. 48
- KNIPP, Thomas: [Eurobonds]: Von Euro-Euros und Panama-Bonds, in: Handelsblatt vom 12.02.1997, S. 40
- VON KÖLLER, Karsten: Nutzen und Grenzen des [Ratings] – die Sicht einer Hypothekenbank, in: Der Langfristige Kredit Nr. 23 (1996), S. 711-714
- KRUSCHWITZ, Lutz: [Finanzierung] und Investition, 2., überarb. Aufl., München/Wien: R. Oldenbourg, 1999
- KRUSCHWITZ, Lutz; SCHÖBEL, Rainer: [Duration] – Grundlagen und Anwendungen eines einfachen Risikomaßes zur Beurteilung festverzinslicher Wertpapiere [I], in: Wisu – Das Wirtschaftsstudium Nr. 11 (1986), S. 550-554
- KRUSCHWITZ, Lutz; SCHÖBEL, Rainer: [Duration] – Grundlagen und Anwendungen eines einfachen Risikomaßes zur Beurteilung festverzinslicher Wertpapiere [II], in: Wisu – Das Wirtschaftsstudium Nr. 12 (1986), S. 603-608
- KUDISS, Reinhard: DM [Commercial Paper]: Ein neues Finanzierungsinstrument für die Industrie, in: Der Langfristige Kredit Nr. 22/23 (1991), S. 728-731

- LANDGRAF, Robert: [Unternehmensanleihen] gehört die Zukunft, in: Handelsblatt Nr. 253 vom 31.12.1998, S. 55
- LANDGRAF, Robert: [Preisverzerrungen] bei Anleihen bereits zu beobachten. Bisher keine Reaktion der Privatanleger, in: Handelsblatt Nr. 163 vom 25.08.1999, S. 25
- LEFFERS, Burkhard: Das [Rating] im Konsortialgeschäft der Banken, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 345-372
- LEHRBASS, Frank B.: Die Bewertung und Absicherung von [Partizipationsanleihen], in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 24 (1995), 48. Jg., S. 1245-1247
- LERBINGER, Paul: [Unternehmensakquisition] durch Leveraged Buy Out, in: Die Bank Nr. 3 (1986), o. Jg., S. 133-142
- LOCAREK, Hermann: [Finanzmathematik]. Lehr- und Übungsbuch, 3., verbesserte Aufl., München/Wien: R. Oldenbourg, 1997
- LOISTL, Otto: Grundzüge der betrieblichen [Kapitalwirtschaft], Berlin/Heidelberg: Springer, 1986
- LOISTL, Otto: Zur neueren Entwicklung der [Finanzierungstheorie], in: Die Betriebswirtschaft (1990), 50. Jg., S. 47-84
- LONGSTAFF, Francis A.; SCHWARTZ, Eduardo S.: A Simple Approach to Valuing Risky Fixed and Floating Rate [Debt], in: Journal of Finance Nr. 3, July (1995), Vol. 50, S. 789-817
- VAN LOOK, Frank: Bedeutung des [Rating] bei der Anlageberatung durch Kreditinstitute, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 521-541
- LOY, Hartmut: Neuregelungen beim [Zinsabschlag], in: NWB Nr. 4 vom 24.01.1994, S. 226-228
- LÜTHJE, Bernd; DECKERT, Mathias: Das [Rating] der öffentlichen Banken, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 455-466

- LUTTER, Marcus; WAHLERS, Henning W.: Der [Buyout]: Amerikanische Fälle und die Regeln des deutschen Rechts, in: Die Aktiengesellschaft Januar (1989), S. 1-17
- MAIER, Jürgen: [Duration] und Konvexität, in: Wisu – Das Wirtschaftsstudium Nr. 4 (1995), S. 295-297
- MAINERT, Alf: [Geldmarkt], in: OBST/HINTNER (HRSG.): Geld-, Bank- und Börsenwesen (1993), S. 1189-1206
- MARKOWITZ, Harry M.: [Portfolio Selection], in: Journal of Finance March (1952), Vol. 7, S. 77-91
- MARKOWITZ, Harry M.: The Early [History] of Portfolio Theory: 1600 – 1960, in: Financial Analysts Journal July/August (1999), Vol. 55, S. 5-16
- MARTIN, Andreas: Management [Buyout], in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 5 (1988), S. 247-249
- MELLA, Frank: [Junk-Bond] in Deutschland, in: Das Wertpapier Nr. 2 (1990), S. 97
- Merton, Robert C.: On the Pricing of Corporate [Debt]: The Risk Structure of Interest Rates, in: Journal of Finance Nr. 2, May (1974), Vol. 29, S. 449-470
- MEYER-PARPART, Wolfgang: [Ratingkriterien] für Unternehmen, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 111-173
- MEYER-PARPART, Wolfgang: [Finanzprogramm-Rating] zur Sicherheit. Ein fünfteiliger Rating-Ansatz, in: Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 21.05.1996, S. B10
- MILDE, Hellmuth: Leveraged [Buyout], in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 1 (1990), S. 7-12
- MILDE, Hellmuth: [Übernahmefinanzierung] und LBO-Transaktionen, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft Nr. 7 (1990), 60. Jg., S. 647-664

- MONRO-DAVIES, Robin: Die [Bonitätsbewertung] von Banken. Deutsche Übersetzung durch Hubert JAKOB, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 175-218
- MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): [Credit-Ratings] am Kapitalmarkt. Einführung, Frankfurt/London/New York: Moody's Investors Service, 1990
- MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): Corporate Bond [Default] and Default Rates. 1970-1993, New York: Moody's Investors Service, 1994
- MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): Corporate Bond [Default] and Default Rates. 1970-1994, New York: Moody's Investors Service, 1995
- MOODY'S INVESTORS SERVICE (HRSG.): Historical [Default] Rates of Corporate Bond Issuers, 1920-1998, New York: Moody's Investors Service, 1999
- MÜLLER, Horst: Funktionen des [Rating] für Banken, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 327-343
- MÜLLER, Mario: Sicher in die nächste [Pleite], in: Die Zeit Nr. 41 vom 01.10.1998, S. 40
- MUNSBERG, Friedrich: Der weite Weg zum [Pfandbrief-Future], in: Die Bank Nr. 9 (1996), o. Jg., S. 516-522
- MUNSBERG, Friedrich: [Pfandbrief] ist nicht gleich Pfandbrief, in: Die Bank Nr. 4 (1997), o. Jg., S. 204-211
- NARAT, Ingo: Wie [MOODY'S] seine Gütesiegel vergibt. Fonds-Rating (1), in: Handelsblatt Nr. 113 vom 16.06.1999, S. 47
- NARAT, Ingo: [S&P] will deutsche Fonds bewerten. Fonds-Rating (3), in: Handelsblatt Nr. 140 vom 23./24.07.1999, S. 37
- NÖTH, Markus: Untersuchung der Renditestruktur im Markt der [DM-Euroanleihen], in: Kredit und Kapital Nr. 4 (1995), 28. Jg., S. 535-568

- O. V.: Erstes [Pfandbrief-Rating]. Bestnote für DEPFA, in: Handelsblatt vom 18.01.1996, S. 40
- O. V.: Bei FOKKER-Anleihen droht der [Ausfall], in: Handelsblatt vom 29.01.1996, S. 36
- O. V.: Keine sanfte Landung bei [FOKKER] in Sicht, in: Handelsblatt vom 09./10.02.1996, S. 48
- O. V.: [Bemühungen] der Commerzbank im Fall FOKKER, in: Handelsblatt vom 27.03.1996, S. 36
- O. V.: [US-Indexbonds]. Die erste Auktion war ein grandioser Erfolg, in: Handelsblatt vom 03.03.1997, S. 31
- O. V.: [Währungsgesetz]. Indexierungsverbot in Bonn umstritten, in: Handelsblatt vom 26./27.09.1997, S. 21
- O. V.: [Rating-Agentur] unter Führung der Ausgleichsbank, in: Handelsblatt Nr. 13 vom 20.01.1999, S. 21
- O. V.: Rating-Agentur für [Mittelstandsfirmen]. Deutsche Ausgleichsbank als Gründungspartner, in: Handelsblatt Nr. 18 vom 27.01.1999, S. 23
- O. V.: Ratings werden zum Bestseller. [Unternehmenseinstufungen] erreichen Rekordniveau, in: Handelsblatt Nr. 18 vom 27.01.1999, S. 33
- O. V.: Bankenaufseher wollen weltweit die Messung der [Kreditausfallrisiken] bei Finanzinstituten verbessern, in: Handelsblatt Nr. 45 vom 05./06.03.1999, S. 29
- O. V.: Am [Eurobondmarkt] wächst das Segment für Unternehmensanleihen explosionsartig, in: Handelsblatt Nr. 68 vom 09./10.04.1999, S. 27
- O. V.: Markt für [Unternehmensanleihen] im Euroraum boomt, in: Handelsblatt Nr. 121 vom 28.06.1999, S. 29

- O. V.: Neuer Baseler Akkord soll für mehr als einhundert Länder gelten. Reformpaket für die [Neuregelung] der angemessenen Eigenkapitalausstattung setzt Banken unter Zeitdruck, in: Handelsblatt Nr. 179 vom 16.09.1999, S. 30
- O. V.: [EURORATINGS] AG spätestens im Herbst am Start. Großes Interesse an Ratingagentur für den Mittelstand, in: Handelsblatt Nr. 133 vom 14.07.1999, S. 27
- O. V.: KIRCH-Gruppe muss [Anleihe] verschieben, in: Handelsblatt vom 27.09.1999, S. 13
- O. V.: Deutsche Banken hadern mit der Bundesbank. Fatale Folgen der neuen [BIZ-Eigenkapitalvorschläge] für Banken und die deutsche Wirtschaft befürchtet, in: Frankfurter Allgemeine Zeitung Nr. 225 vom 28.09.1999, S. 33-34
- O. V.: MEISTER: Noch viele Fragen offen. Bundesbank ermutigt zur Diskussion über neue [Eigenkapitalvorschläge], in: Handelsblatt Nr. 190 vom 01./02.10.1999, S. 39
- O. V.: BERTELSMANN will [Bonitäten] bewerten, in: Handelsblatt Nr. 196 vom 11.10.1999, S. 37
- O. V.: Frühzeitig gegen [Steueränderungen] wappnen, in: Handelsblatt vom 21.10.1999, S. 37
- OBST, Georg; HINTNER, Otto (HRSG.): [Geld-, Bank- und Börsenwesen] (Hrsg. von Norbert KLOTEN und Johann Heinrich VON STEIN), 39., völlig neu bearb. Aufl., Stuttgart: Schäffer-Poeschel, 1993
- OEHLER, Andreas (HRSG.): [Credit Risk und Value-at-Risk Alternativen], Stuttgart: Schäffer-Poeschel, 1998
- OPITZ: [Mathematik]. Lehrbuch für Ökonomen, München: R. Oldenbourg, 1989
- PAUL, Walter: Rating als Instrument des [Finanzmarketing], in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 373-419

- PERRIDON, Louis; STEINER, Manfred: [Finanzwirtschaft] der Unternehmung, 9., überarb. u. erw. Aufl., München: Vahlen, 1997
- PYE, Gordon: Gauging the [Default] Premium, in: Financial Analysts Journal January/February (1974), Vol. 30, S. 49-52
- QUANDT, Kathrin: Neue Regeln für [Kreditrisiken] notwendig, in: Handelsblatt Nr. 89 vom 11.05.1998, S. 27
- QUANDT, Kathrin: [Ratings] für den Mittelstand. Deutsche Agenturen im Aufbau, in: Handelsblatt Nr. 49 vom 11.03.1999, S. 27
- VON RANDOW, Phillipp: [Rating] und Regulierung, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 543-576 (überarb. u. erw. Fassung der gleichnamigen Veröffentlichung in: Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft Nr. 2 (1995), 7. Jg., S. 140-156)
- REILLY, Frank K.; JOEHNK, Michael D.: The Association between Market-Determined Risk Measures for Bonds and Bond [Ratings], in: Journal of Finance Nr. 5, December (1976), Vol. 31, S. 1387-1403
- REINBOTH, Helmut: [Schuldscheindarlehen], in: BÜSCHGEN (HRSG.): Handwörterbuch der Finanzwirtschaft (1976), Sp. 1593-1603
- REZMER, Anke: Spannender als Aktien. [Firmenanleihen] in Fußstapfen der US-Bonds, in: Handelsblatt Nr. 133 vom 14.07.1999, S. 27
- RINNE, Horst: Taschenbuch der [Statistik], 2., überarb. u. erw. Aufl., Thun/Frankfurt am Main: Harri Deutsch, 1997
- RÖSLER, Peter: [Kreditfinanzierung] über Intermediäre, in: GEBHARDT/GERKE/STEINER (HRSG.): Handbuch des Finanzmanagements (1993), S. 401-428
- RUDOLPH, Bernd: [Duration]: Eine Kennzahl zur Beurteilung der Zinsempfindlichkeit von Vermögensanlagen, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 4 (1981), 34. Jg., S. 137-140

- RÜPPEL, Werner: [DM-Bonds], Frankfurt am Main: Kleinwort Benson Research GmbH, 1996
- RUWISCH, Helmut: Mit dem Euro werden [Anleihen] in Europa vergleichbar, in: Handelsblatt Nr. 234 vom 03.12.1998, S. 52
- SCHEURLE, Florian: Mißbrauchsbekämpfungs- und [Steuerbereinigungsgesetz]: Änderungen der Besteuerung von Kapitaleinkünften [I], in: Der Betrieb Nr. 9 vom 04.03.1994, S. 445-451
- SCHEURLE, Florian: Mißbrauchsbekämpfungs- und [Steuerbereinigungsgesetz]: Änderungen der Besteuerung von Kapitaleinkünften [II], in: Der Betrieb Nr. 10 vom 11.03.1994, S. 502-506
- SCHEURLE, Florian: „Stripped [Bonds]“ – Getrennte Kapital- und Zinsansprüche aus Anleihen, in: Der Betrieb Nr. 37 vom 12.09.1997, S. 1839-1840
- SCHMIDT, Mathias: Zweck, Ziel und Ablauf des [Ratings] aus Emittentensicht, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 253-271
- SCHMIDT, Reinhard H.; TERBERGER, Eva: Grundzüge der Investitions- und [Finanzierungstheorie], 3., vollst. neu bearb. u. wes. erw. Aufl., Wiesbaden: Gabler, 1996
- SCHNABEL, Helmut: Die Funktion des [Rating] für deutsche Industrieunternehmen als Emittenten, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 305-325
- SCHNEIDER, Dieter: [Investition], Finanzierung und Besteuerung, 7., vollst. überarb. u. erw. Aufl., Wiesbaden: Gabler, 1992
- SCHNEIDER, Erich: Der Maßstab für die [Rentabilität] von Investitionen unter Unsicherheit, in: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung Nr. 38 (1986), 56. Jg., S. 383-392
- SCHOLZ, Helmut: Bedeutung des [Ratings] für die Emission von Pfandbriefen, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 467-479

- SCHOOR, Hans Walter: [Einkommensbesteuerung] von Spekulationsgeschäften [I], in: Betrieb und Wirtschaft Nr. 6 (1998), S. 211-215
- SCHOOR, Hans Walter: [Einkommensbesteuerung] von Spekulationsgeschäften [II], in: Betrieb und Wirtschaft Nr. 7 (1998), S. 254-257
- SCHULTE, Reinhard: [Kursänderungsrisiken] festverzinslicher Wertpapiere, Wiesbaden: Gabler, 1996
- SCHWARZ, Georg: Der [Länderjumbo] am Kapitalmarkt, in: Der Langfristige Kredit Nr. 4 (1997), S. 117-121
- SCHWEBLER, Robert: Die Kapitalanlagen der [Assekuranz] als Quelle der langfristigen Finanzierung, in: GEBHARDT/GERKE/STEINER (HRSG.): Handbuch des Finanzmanagements (1993), S. 477-494
- SERFLING, Klaus; BADACK, Elke; JEITER, Vera: Möglichkeiten und Grenzen des Credit [Rating], in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 629-655
- SERFLING, Klaus; PRIES, Andreas: Möglichkeiten und Grenzen des [Rating], in: Die Bank Nr. 7 (1990), o. Jg., S. 381-384
- SHARPE, William F.; ALEXANDER, Gordon J.; BAILEY, Jeffery V.: [Investments], 5., überarb. Aufl., Englewood Cliffs, New Jersey 07632: Prentice Hall, 1995
- SIEBERS, Alfred B. J.; WEIGERT, Martin M. (HRSG.): [Börsen-Lexikon], München/Wien: R. Oldenbourg, 1995
- SÖNNICHSEN, Christoph: [Ratingsysteme] am Beispiel der Versicherungswirtschaft, in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 423-453
- SPELLMANN, Frank; UNSER, Matthias: Zinsänderungsrisiko und [Bonitätsänderungsrisiko] integriert betrachtet – ein Überblick über den Stand der Literatur, in: OEHLER (HRSG.): Credit Risk und Value-at-Risk Alternativen (1998), S. 259-280

- SPREMANN, Klaus: Wirtschaft, Investition und [Finanzierung], 5., vollst. überarb., erg. und aktual. Aufl., München/Wien: R. Oldenbourg, 1996
- STAHL, Markus: „[High-Yield]“ oder „Junk“? Der US-Markt für hochverzinsliche und risikoreiche Unternehmungsanleihen, in: Österreichisches Bankarchiv Nr. 11 (1988), S. 1067-1078
- STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): [Ratings] Handbook. December 1995, New York: Standard & Poor's Ratings Services, 1995
- STANDARD & POOR'S RATINGS SERVICES (HRSG.): Ratings [Performance] 1997. Stability & Transition, New York: Standard & Poor's Ratings Services, 1998
- STEHLE, Richard; JASCHKE, Stefan; WERNICKE, Stephan: Tax Clientele [Effects] in the German Bond Market. Arbeitspapier, Version 1.5 vom 14.02.1998
- STEINER, Manfred: [Rating]. Risikobeurteilung von Emittenten durch Ratingagenturen, in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 10 (1992), S. 509-515
- STEINER, Manfred; BRUNS, Christoph: [Wertpapiermanagement], 6., überarb. und erw. Aufl., Stuttgart: Schäffer-Poeschel, 1998
- STEINER, Manfred; HEINKE, Volker G.: Rating aus Sicht der modernen [Finanzierungstheorie], in: BÜSCHGEN/EVERLING (HRSG.): Handbuch Rating (1996), S. 579-628
- STÜBBE, Christoph: Grundlagen und Ausgestaltung des Jumbo-Pfandbriefindex [JEX], in: Die Bank Nr. 9 (1997), o. Jg., S. 536-540
- TENBROCK, Christian: Ein viel zu großes Rad. [US-Spekulationsfonds] machen gigantische Verluste, in: Die Zeit Nr. 41 vom 01.10.1998, S. 40-41
- THOMAS, Lee R.: The [Performance] of Currency-Hedged Foreign Bonds, in: Financial Analysts Journal May/June (1989), Vol. 45, S. 25-31

- UHLIR, Helmut; STEINER, Peter: Analyse spezifischer [Risiken], in: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung Nr. 7 (1983), 53. Jg., S. 632-657
- UHLIR, Helmut; STEINER, Peter: [Wertpapieranalyse], 3., durchgesehene Aufl., Heidelberg: Physica, 1994
- WALTER, Nicole: Anleihen ohne [Rating] haben nur noch wenig Chancen. Emissionen ohne Gütesiegel werden teurer und seltener, in: Handelsblatt Nr. 162 vom 24.08.1999, S. 27
- WALZ, Hartmut; WEBER, Thomas: Der [Zinsstrukturkurveneffekt], in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 3 (1989), S. 133-137
- WEBERSINKE, Hartwig: [Rentenmarkt], in: GERKE/STEINER (HRSG.): Handwörterbuch des Bank- und Finanzwesens (1995), Sp. 1633-1640
- WEISS, Thomas: [Bondstripping] – Novität am deutschen Rentenmarkt, in: Die Bank Nr. 6 (1997), o. Jg., S. 338-341
- WILKENS, Marco: Ermittlung und Verwendung marktorientierter und laufzeitkongruenter Kalkulationszinssätze in der [Kapitalwertmethode], in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium Nr. 9 (1995), S. 461-466
- WOLBERT, Hans: Die [Fremdfinanzierung] von Buyouts, in: Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen Nr. 14 (1989), 42. Jg., S. 670-676
- YAWITZ, Jess B.: An Analytical [Model] of Interest Rate Differentials and Different Default Recoveries, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis September (1977), Vol. 12, S. 481-490
- VON ZWEHL, Wolfgang; KAUFMANN, Michael: [Finanzierung] öffentlicher Unternehmen, in: GERKE/STEINER (HRSG.): Handwörterbuch des Bank- und Finanzwesens (1995), Sp. 628-637

HSSS AdminTools (c) 2001, last visited: Wed Jul 18 11:19:43 GMT+02:00 2001