

Lang, Michael; Cremers, Heinz; Hentze, Rainald

Working Paper

Ratingmodell zur Quantifizierung des Ausfallrisikos von LBO-Finanzierungen

Frankfurt School - Working Paper Series, No. 136

Provided in Cooperation with:

Frankfurt School of Finance and Management

Suggested Citation: Lang, Michael; Cremers, Heinz; Hentze, Rainald (2010) : Ratingmodell zur Quantifizierung des Ausfallrisikos von LBO-Finanzierungen, Frankfurt School - Working Paper Series, No. 136, Frankfurt School of Finance & Management, Frankfurt a. M.

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/30176>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Frankfurt School – Working Paper Series

No. 136

**Ratingmodell zur Quantifizierung des Ausfallrisikos
von LBO-Finanzierungen**

Engl.: Rating Model for Estimating the Probability of Default in LBO Transactions

by Michael Lang, Heinz Cremers, Rainald Hentze

February 2010



Frankfurt School of
Finance & Management
Bankakademie | HfB

Sonnemannstr. 9–11 60314 Frankfurt am Main, Germany

Phone: +49 (0) 69 154 008 0 Fax: +49 (0) 69 154 008 728

Internet: www.frankfurt-school.de

Abstract

Credit risk measurement and management become more important in all financial institutions in the light of the current financial crisis and the global recession. This particularly applies to most of the complex structured financing forms whose risk cannot be quantified with common rating methods.

This paper explains the risk associated with leveraged buyout (LBO) transactions and demonstrates the implementation of a new rating method based on a logistic regression (logit function), a rating system commonly used by banks. The system estimates probabilities of default for various time horizons between three months and two years.

Input variables contain information about the transaction (based on financial covenants) as well as macroeconomic parameters. The most important factor is a firm's cyclicality. Leverage and capital structure are statistically significant and are also utilized in this ratings system, however they are far less important compared to cyclicality when this method is employed. The validation results demonstrate a very good calibration and discriminatory power between defaulting and non-defaulting LBO transactions.

Key words: Logistic Regression, Logit, Credit Risk, Credit Risk Modeling, Rating, Probability of Default, PD, Basel II, Rating Validation, Rseudo-R-Square, Alpha Error, Beta Error, Minimum Classification Error, Cumulative Accuracy Profile Curve, CAP, Receiver Operating Characteristic, ROC, Area Under the Curve, AUC, Brier Score, Bootstrapping, Leveraged Buyout, LBO, Buyout, Leveraged Finance, Private Equity

JEL classification: C01, C02, C12, C22, C52, G01, G11, G21, G24, G32, G33

ISSN: 14369753

Contact:

Michael Lang
Acquisition Finance/Corporate Finance
Landesbank Hessen-Thüringen Girozentrale
Neue Mainzer Straße 52-58
60311 Frankfurt am Main
Tel.: +49-69-9132-3542
Michael.Lang@helaba.de

Prof. Dr. Heinz Cremers
Centre for Practical Quantitative Finance
Frankfurt School of Finance & Management
Sonnemannstraße 9-11
60314 Frankfurt am Main
Tel.: +49-69-154008-213
H.Cremers@frankfurt-school.de

Dipl.-Bw. Rainald Hentze
Senior Vice President
Acquisition Finance/Corporate Finance
Landesbank Hessen-Thüringen Girozentrale
Neue Mainzer Straße 52-58
60311 Frankfurt am Main
Tel.: +49-69-9132-3658
Rainald.Hentze@helaba.de

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	3
Verzeichnis der Tabellen	5
Verzeichnis der Abbildungen	6
Abkürzungsverzeichnis	8
Symbolverzeichnis	10
1 Zusammenfassung	12
2 Einleitung.....	12
2.1 Thema	12
2.2 Methodische Vorgehensweise	13
2.3 Stand der Forschung & Vergleichbare Studien	13
3 LBO-Finanzierungen bei Private Equity Beteiligungen.....	14
3.1 Finanzierung	14
3.2 Private Equity	16
3.3 LBO-Finanzierung bzw. Akquisitionsfinanzierung	17
4 Kreditrisiko (Bonitätsrisiko).....	21
4.1 Definition.....	21
4.2 Ratingverfahren im weitesten Sinn	22
4.3 Ratingverfahren nach Basel II.....	23
4.3.1 Hintergrund der Einführung des Basel II Akkords.....	23
4.3.2 Value at Risk (VaR)	23
4.3.3 Kreditrisikostandardansatz vs. Interner Ratingansatz	25
4.3.4 Exkurs: Risikoadjustierte Performancemessung	26
4.3.5 Externe Ratings	26
4.3.6 Messung von Portfoliorisiken.....	27
4.4 Vorliegender Ratingansatz	28
5 Quantitative Methoden zur Risikoquantifizierung	29
5.1 Logistische Regression (Logit-Modell).....	29
5.1.1 Grundlagen	29
5.1.2 Datenaufbereitung	31
5.1.3 Bestimmung der Regressionsparameter	32
5.1.4 Pseudo R-Quadrat-Statistiken zur Überprüfung der Güte des Gesamtmodells	34
5.1.5 Gütekriterien der Anpassung auf Basis der Log-Likelihood-Funktion	36
5.1.6 Beurteilung der Klassifikationsergebnisse	36
5.1.7 Minimaler Klassifizierungsfehler	38
5.1.8 Optimierung des Ratingverfahrens	39
5.2 Validierung	42
5.2.1 Qualitative vs. Quantitative Validierung.....	42

5.2.2	Cumulative Accuracy Profile Curve und Gini-Koeffizient	44
5.2.3	Receiver Operating Characteristic und Area Under the Curve.....	45
5.2.4	Brier Score	45
5.2.5	Bootstrap-Verfahren.....	46
6	Auswahl der Kennzahlen	48
6.1	Zusammenstellung von relevanten Kennzahlen	48
6.1.1	Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Einflussfaktoren.....	48
6.1.2	Zielmarkt und Eingrenzung der Kennzahlen	50
6.1.3	Konjunkturzyklus.....	50
6.1.4	Saisonale Schwankungen.....	52
6.2	Volkswirtschaftliche Faktoren	53
6.2.1	Realer Wachstum des Bruttoninlandsproduktes (BIP)	53
6.2.2	Auslastung der Volkswirtschaft	53
6.2.3	Exportquote.....	54
6.2.4	Industrieller Auftragseingang	55
6.2.5	Arbeitslosenquote.....	55
6.2.6	ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum	56
6.3	Kapitalmarktindikatoren	57
6.3.1	Umlaufrenditen von Staatsanleihen	57
6.3.2	Credit Spreads	58
6.4	Typische LBO-Kennzahlen.....	59
6.4.1	EBITDA – Earnings Before Interests, Taxes, Depreciation and Amortization	59
6.4.2	Zinsdeckungsgrad	59
6.4.3	Kapitaldienstfähigkeit	60
6.4.4	Nettoverschuldungsgrad.....	60
6.4.5	Finanzierungsstruktur – Eigenkapitalanteil des Investors an der Transaktion	60
7	Ergebnis.....	62
7.1	Aufbau des Ratingverfahrens.....	62
7.2	Stichprobe	64
7.3	Im Vorfeld der Auswertung getroffene Kennzahleneingrenzung.....	65
7.4	Bestimmung der Regressionsparameter.....	65
7.5	Validierung.....	66
7.6	Sensitivitäten.....	75
7.7	Weitere Optimierungsansätze	77
8	Fazit.....	78
Anhang.....		79
Einführung in das Capital Asset Pricing Model (CAPM).....		79
Grundlagen der linearen Regressionsanalyse.....		82
Leverage Effect		83
Chancenverhältnis bzw. Odds der Logistischen Regression.....		84
Zusammenhang zwischen dem Gini-Koeffizienten und der AUC.....		85
Schranken und Ausfallraten		86
Literaturverzeichnis		98

Verzeichnis der Tabellen

<i>Tabelle 1:</i> Eigenschaften der einzelnen LBO-Finanzierungsmittel	20
<i>Tabelle 2:</i> Quantitative und Qualitative Faktoren im Rahmen von Ratingverfahren	22
<i>Tabelle 3:</i> Faktorenermittlung nach dem Standardansatz und nach internen Ansätzen	26
<i>Tabelle 4:</i> Ratingklassen von externen Ratingagenturen	27
<i>Tabelle 5:</i> Kennzahlen und Ausfallverhalten.....	32
<i>Tabelle 6:</i> Klassifizierungstabelle	36
<i>Tabelle 7:</i> Score-Ermittlung ausgehend aus der Ausfallrate.....	40
<i>Tabelle 8:</i> Kalibrierung und Trennschärfe	43
<i>Tabelle 9:</i> Zyklizität	52
<i>Tabelle 10:</i> ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum: Salden	56
<i>Tabelle 11:</i> Informationen zur vorliegenden Stichprobe	64
<i>Tabelle 12:</i> Verbleibende Regressionsparameter.....	65
<i>Tabelle 13:</i> Regressionsparameter	66
<i>Tabelle 14:</i> p_k -Statistik	66
<i>Tabelle 15:</i> Anzahl der Iterationen.....	67
<i>Tabelle 16:</i> Gütekriterien des Modells auf Basis der Log-Likelihood-Funktion.....	67
<i>Tabelle 17:</i> Pseudo- R^2 -Statistiken	68
<i>Tabelle 18:</i> Beurteilung der Klassifikationsergebnisse an der Stelle mit dem minimalen Klassifizierungsfehler (Teil 1).....	68
<i>Tabelle 19:</i> Beurteilung der Klassifikationsergebnisse an der Stelle mit dem minimalen Klassifizierungsfehler (Teil 2).....	70
<i>Tabelle 20:</i> Gini-Koeffizient, AUC und Brier-Score des Modells	71

Verzeichnis der Abbildungen

<i>Abbildung 1: Unternehmensbilanz</i>	14
<i>Abbildung 2: Eigenkapital vs. Fremdkapital</i>	15
<i>Abbildung 3: Struktur von LBO-Finanzierungen mit OpCo-HoldCo-Gestaltung</i>	18
<i>Abbildung 4: Anteil der vorrangigen und nachrangigen Mittel an LBO-Finanzierungen</i>	19
<i>Abbildung 5: (a) Marktrisiko und (b) Kreditrisiko</i>	21
<i>Abbildung 6: Point-in-Time-Rating vs. Through-the-Time-Rating</i>	23
<i>Abbildung 7: Erwarteter vs. Unerwarteter Verlust</i>	24
<i>Abbildung 8: Ökonomisches Eigenkapital nach Basel II</i>	24
<i>Abbildung 9: Kreditrisiko von Einzelpositionen vs. Kreditportfoliorisiko</i>	28
<i>Abbildung 10: Logistische Regression</i>	29
<i>Abbildung 11: Grundlegende Zusammenhänge zwischen den Betrachtungsgrößen der Logistischen Regression</i>	30
<i>Abbildung 12: Logistische Regression vs. Lineare Regression</i>	31
<i>Abbildung 13: Klassifizierungsfehler</i>	38
<i>Abbildung 14: Behandlung von Ausreißern</i>	39
<i>Abbildung 15: Ausfallraten zwischen den einzelnen Schranken</i>	41
<i>Abbildung 16: Validierung von Ratingverfahren</i>	43
<i>Abbildung 17: Konfidenzintervall</i>	46
<i>Abbildung 18: Cumulative Accuracy Profile Curve und Area Under the Curve</i>	47
<i>Abbildung 19: Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Einflussfaktoren auf die Ausfallwahrscheinlichkeit</i>	49
<i>Abbildung 20: EURO-15-Raum</i>	50
<i>Abbildung 21: DJ EURO STOXX 50 vs. Arbeitslosenquote im EURO-15-Raum</i>	51
<i>Abbildung 22: Europäisches Buyout-Volumen in Mrd. Euro</i>	51
<i>Abbildung 23: Industrielle Produktion ohne Baugewerbe für den EURO-15-Raum</i>	52
<i>Abbildung 24: BIP-Wachstum gegenüber dem Vorquartal im EURO-15-Raum</i>	53
<i>Abbildung 25: Durchschnittliche Auslastung der Volkswirtschaft</i>	53
<i>Abbildung 26: Auslastung der Volkswirtschaft im EURO-15-Raum</i>	54
<i>Abbildung 27: Exportquote im EURO-15-Raum</i>	54
<i>Abbildung 28: Industrieller Auftragseingang im EURO-16-Raum</i>	55
<i>Abbildung 29: Arbeitslosenquote im EURO-15-Raum</i>	55

<i>Abbildung 30:</i> ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum: Salden	56
<i>Abbildung 31:</i> ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum: Indexwerte	56
<i>Abbildung 32:</i> Mit der Svensson-Methode ermittelte Umlaufrenditen für EURO Staatsanleihen und Bundeswertpapiere Restlaufzeit von einem Jahr.....	57
<i>Abbildung 33:</i> Mit der Svensson-Methode ermittelte Umlaufrenditen für Bundeswertpapiere mit Restlaufzeit zwischen einem und zehn Jahren.....	58
<i>Abbildung 34:</i> iTraxx Europe und iTraxx Europe Crossover	59
<i>Abbildung 35:</i> Flussdiagramm zum Ratingverfahren	63
<i>Abbildung 36:</i> Klassifizierungsfehler.....	69
<i>Abbildung 37:</i> Fehler 1. Ordnung	69
<i>Abbildung 38:</i> Fehler 2. Ordnung	69
<i>Abbildung 39:</i> Cumulative Accuracy Ratio und Receiver Operating Characteristic (1Q, 2Q und 3Q).....	72
<i>Abbildung 40:</i> Cumulative Accuracy Ratio und Receiver Operating Characteristic (4Q, 5Q und 6Q).....	73
<i>Abbildung 41:</i> Cumulative Accuracy Ratio und Receiver Operating Characteristic (7Q und 8Q).....	74
<i>Abbildung 42:</i> Verteilung der Ausfallwahrscheinlichkeiten	75
<i>Abbildung 43:</i> Ausfallprognose zu einer tatsächlich ausgefallenen Transaktion	76
<i>Abbildung 44:</i> Ausfallprognose zu einer tatsächlich nicht ausgefallenen Transaktion	76
<i>Abbildung I:</i> Einfluss der Finanzierungsstruktur auf das Levered Beta und die Eigenkapitalkosten	80
<i>Abbildung II:</i> Gewichtete Durchschnittliche Kapitalkosten	81
<i>Abbildung III:</i> Lineare Regressionsanalyse	82
<i>Abbildung IV:</i> Leverage-Effect – ROI-Veränderung bei unterschiedlichem Fremdkapitaleinsatz.....	83

Abkürzungsverzeichnis

AG	Aktiengesellschaft
AUC	Area Under the Curve
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BVK	Bundesverband Deutscher Kapitalbeteiligungsgesellschaften
bzw.	beziehungsweise
CAP	Cumulative Profile Curve
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CCF	Credit Conversion Factor
COMM	Commitments
D/E	Debt-To-Equity-Ratio
DJ	Dow Jones
EAD	Exposure at Default
EBIT	Earnings Before Interests and Taxes
EBITDA	Earnings Before Interests, Taxes, Depreciation and Amortization
EK	Eigenkapital
EL	Expected Loss
EUR	Euro
EVCA	European Venture Capital Association
EWB	Einzelwertberichtigung
EZB	Europäische Zentralbank
FIRB	Fortgeschrittener Interner Rating-Ansatz
FK	Fremdkapital
ggf.	gegebenenfalls
GmbH	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
HGB	Handelsgesetzbuch
HoldCo	Holding Company
i.d.R.	in der Regel
ifo	Institut für Wirtschaftsforschung
IPO	Initial Public Offering
IRB	Internal Ratings Based
IRBA	Internal Ratings Based Approach

k.A.	keine Angaben
KGaA	Kommanditgesellschaft auf Aktien
KSA	Kreditrisikostandardansatz
LBO	Leveraged Buyout
LGD	Loss Given Default
LTM	Last Twelve Months
NewCo	neugegründete Gesellschaft
OpCo	Operating Company
OUT	Outstandings
p.a.	per annum
PD	Probability of Default
PIK	Payment in Kind
RARORAC	Risk-adjusted Return on Risk-adjusted Capital
ROC	Receiver Operating Characteristic
ROC	Return on Capital
ROI	Return on Investments
S.	Seite
s.	siehe
sog.	so genannt
TopCo	Unterbeteiligungsgesellschaft
u.U.	unter Umständen
UL	Unexpected Loss
v.a.	vor allem
VaR	Value at Risk
VBA	Visual Basic for Applications
vs.	versus
WACC	Weighted Average Cost of Capital
z.B.	zum Beispiel
z.T.	zum Teil

Symbolverzeichnis

a	Anteil der korrekt klassifizierten Kreditnehmer
a_g	Anteilswert der Gruppe g an der Gesamtstichprobe
a_P	Fläche zwischen der Ursprungsdiagonalen und der CAP-Kurve
a_R	Fläche zwischen der Ursprungsdiagonalen und der CAP-Kurve
b	Regressionsparameter
b_0	Regressionsparameter aus vorhergehender Iteration
b_1	Regressionsparameter aus aktueller Iteration
b_k	k -ter Regressionsparameter
β_{levered}	Levered Beta
$\beta_{\text{unlevered}}$	Unlevered Beta
$defrate_m$	Ausfallrate im m -ten Quantil
e	eulersche Zahl
ε_i	Residualgröße
$f(X_1, \dots, X_K)$	Funktion in Abhängigkeit von K abhängigen Variablen X
$F_{\chi_m^2}$	Chi-Quadrat-Verteilung mit m Freiheitsgraden
Φ	Normalverteilung
g	Nummer der Gruppe
G	Anzahl der Gruppen
i	Nummer des Kreditnehmers
k	Nummer der Kennzahl bzw. des Regressionsparameters
K	Anzahl der Parameter
L	Likelihood-Funktion
L_0	Nullmodell
\ln	Logarithmus Naturalis (natürlicher Logarithmus)
$\ln L_0$	Logarithmiertes Nullmodell
$\ln L$	Log-Likelihood-Funktion
LR	Likelihood-Ratio
$\Lambda(\text{Score}_i)$	Logistische Funktion
M	Anzahl der Quantile
n	Anzahl der Elemente in allen Gruppen
N	Stichprobenumfang
N_D	Anzahl der ausgefallenen Kreditnehmer

N_{ND}	Anzahl der nicht ausgefallenen Kreditnehmer
n_g	Anzahl der Elemente in Gruppe g
p	Wahrscheinlichkeit
p_k	p -Wert der k -ten Kennzahl
$P(Ausfall_i)$	Wahrscheinlichkeit für den Ausfall des i -ten Kreditnehmers
PD_D	Probability of Default eines ausgefallenen Kreditnehmers
PD_{ND}	Probability of Default eines nicht ausgefallenen Kreditnehmers
PD_i	Probability of Default des i -ten Kreditnehmers
PZW	proportionale Zufallswahrscheinlichkeit
r_f	risikofreier Zinssatz (<i>engl.</i> : Risk free Rate)
r_m	Marktrendite
$R1$	Wirtschaftsklima-Index
$R2$	Wirtschaftsklima-Beurteilung-Index
$R3$	Wirtschaftsklima-Erwartung-Index
$R4$	Wirtschaftsklima-Saldo
$R5$	Wirtschaftsklima-Beurteilung
$R6$	Wirtschaftsklima-Erwartung
R^2	Bestimmtheitsmaß
R^2_{max}	maximal erreichbares R^2
t_k	t -Wert der k -ten Kennzahl
x_{ik}	k -te Kennzahl des i -ten Kreditnehmers
\mathbf{x}_i	Kennzahlen des i -ten Kreditnehmers
X	unabhängige Variable
χ^2	Chi-Quadrat
Y	abhängige Variable
\bar{y}	Mittelwert der beobachteten abhängigen Variablen
\hat{y}_i	mit der linearen Regression geschätzter Wert des i -ten Kreditnehmers
y_i	Ereigniskodierung (hier: Ausfallkodierung) des i -ten Kreditnehmers
z_i	Score des i -ten Kreditnehmers
σ_{b_k}	Standardabweichung der k -ten Kennzahl b

1 Zusammenfassung

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden die risikorelevanten Faktoren von Leveraged Buyout Finanzierungen bei Private Equity Transaktionen untersucht und ein Ratingverfahren zur Bestimmung der Ausfallwahrscheinlichkeit dieser Transaktionen vorgestellt. Obwohl das Verfahren über mehrere Basel II konforme Kriterien verfügt, dient es nicht dazu, die Eigenkapitalhinterlegung bei Banken zu bestimmen, sondern ausschließlich dazu die Ausfallgefährdung zu bestimmen. Im Mittelpunkt der Betrachtung stehen vorrangige Verbindlichkeiten.

Das Ratingverfahren basiert auf der logistischen Regression und bestimmt die Ausfallgefährdung für unterschiedliche Prognosehorizonte zwischen einem Quartal und zwei Jahren. Es handelt sich somit um ein Point-in-Time-Ratingverfahren. Die Ausfallwahrscheinlichkeiten zeigen eine zeitpunktorientierte Momentaufnahme und können zwischen den einzelnen Ratingstichtagen erheblich schwanken.

Der Ausfall wird über einen Regressionsansatz durch ausgewählte Kenngrößen dargestellt. Zur Bestimmung der Regressionsparameter wird das Newton-Rhapson-Verfahren angewandt. Im nächsten Schritt werden die ermittelten Parameter und das gesamte Modell unter Anwendung zahlreicher statistischer Testverfahren überprüft. Dabei werden äußerst signifikante Ergebnisse festgestellt.

Bei der Modellerstellung werden unterschiedliche unternehmensspezifische und makroökonomische Größen berücksichtigt und ihre Trennschärfe bei der Klassifizierung in ausfallgefährdete und nicht ausfallgefährdete Transaktionen untersucht. Die makroökonomischen Größen umfassen neben volkswirtschaftlichen Faktoren auch Kapitalmarktindikatoren, wie Zinsniveau und CDS-Spreads.

Insbesondere die Zyklizität der Unternehmen sowie die branchentypischen Financial Covenants (Total Leverage Ratio, Total Debt Ratio und Total Interest Cover Ratio) sowie die Financial Covenant Headrooms erweisen sich als wichtige Größen bei der Bestimmung des Risikogehaltes von Leveraged Buyout Transaktionen. Je nach Prognosehorizont tragen auch der Eigenkapitalanteil des Investors an der Transaktion sowie das BIP-Wachstum gegenüber dem Vorquartal sowie das ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum zur Bestimmung der Ausfallwahrscheinlichkeit bei.

2 Einleitung

2.1 Thema

Vor dem Hintergrund der aktuellen Finanzkrise und der globalen Rezession sowie der Umsetzung des Basel II Akkords gewinnen Risikomessung und -steuerung bei allen Finanzinstituten zunehmend an Bedeutung. Dies gilt vor allem für äußerst komplexe strukturierte Finanzierungsformen, deren Risiko mit den gewöhnlichen Ratingmethoden, welche im klassischen Firmenkundengeschäft oder Privatkundengeschäft angewandt werden, nicht messbar ist.

Gegenstand dieser Arbeit ist die Quantifizierung des Ausfallrisikos von LBO-Finanzierungen im EURO-15-Raum (s. *Zielmarkt und Eingrenzung der Kennzahlen*, S. 50) mit Hilfe eines Ratingmodells. Dabei stehen neben den üblichen betriebswirtschaftlichen Kennzahlen auch volkswirtschaftliche Kennzahlen und Kapitalmarktindikatoren im Vordergrund. Das Ausfallrisiko wird nicht nur über eine, sondern über mehrere Perioden zwischen drei Monaten und zwei Jahren ermittelt.

Zunächst wird der Begriff Finanzierung als Form von Mittelherkunft definiert und die Besonderheiten von der Private-Equity-Anlageklasse sowie der LBO-Finanzierung vorgestellt. Im folgenden Abschnitt wird das Kreditrisiko erläutert und Methoden zur Risikomessung und -steuerung, auch vor dem Hintergrund der Basel II Anforderungen dargestellt. Anschließend wird der Logit-Ansatz zur Risikomessung vorgestellt und unterschiedliche Ansätze zur Validierung der Ratingergebnisse erklärt. Schließlich werden die zur Ermittlung des hier vorgestellten Ratingmodells herangezogenen Kennzahlen aufgeführt und erklärt, bevor schließlich das Ergebnis der Arbeit vorgestellt wird.

2.2 Methodische Vorgehensweise

Aufgrund hochkomplexer Zusammenhänge und sehr umfangreicher Berechnungen wird das vorliegende Ratingmodell in Form einer MS Access Datenbank unter Verwendung von zahlreichen VBA Scripts und MS Excel Formeln erstellt. Die Grundlagen bilden dabei die Bücher „Credit Risk Modeling using Excel and VBA“ von Löffler und Posch sowie „Multivariate Analysemethoden“ von Backhaus et al. (s. *Literaturverzeichnis*, S. 98). Ihre Ausführungen werden an vielen Stellen ergänzt und ausgebaut, und auf diese Weise zu einem ganzheitlichen Tool zusammengesetzt. Dieses Tool dient nicht nur der Erstellung des Ratingmodells und seiner Validierung, sondern ausgehend von den ermittelten Parametern des Ratingmodells, auch der Ermittlung der Ausfallwahrscheinlichkeiten von LBO-Transaktionen. Der Umfang der Berechnung ist dermaßen hoch, dass sie selbst mit moderner Technik einige Tage ausgeführt werden müssen. Ohne die EDV-Unterstützung ist das Modell nicht umsetzbar.

Aufgrund der äußerst dynamischen Gestaltung kann das Tool ohne nennenswerte Schwierigkeiten weiter ausgebaut und auch auf andere Kreditbereiche übertragen und ausgeweitet werden.

2.3 Stand der Forschung & Vergleichbare Studien

Entsprechend den aktuell vorliegenden Informationen handelt es sich bei dieser Arbeit um die bisher erste Studie, in welcher mit Hilfe der logistischen Regression und unter Einbeziehung unterschiedlichster firmenspezifischer und von der Volkswirtschaft vorgegebener Faktoren die Ausfallwahrscheinlichkeit über unterschiedliche Laufzeiten hinweg berechnet wird und vor allem der Einfluss mehrerer unterschiedlicher Faktoren auf den Risikogehalt einer Transaktion untersucht wird.

3 LBO-Finanzierungen bei Private Equity Beteiligungen

3.1 Finanzierung

Unter dem Begriff Finanzierung wird die Kapitalbeschaffung eines Unternehmens zusammengefasst. Dabei wird zwischen Innenfinanzierung und Außenfinanzierung unterschieden. Die Innenfinanzierung erfolgt durch Abschreibungen, Rückstellungen und Einbehaltung von Gewinnen. Bei Außenfinanzierung wird einem Unternehmen externes Kapital durch Anteilseigner oder Eigentümer (Eigenfinanzierung), neue Gesellschafter (Beteiligungsfinanzierung) oder externe Gläubiger (Fremdfinanzierung) zugeführt. Das Kapital (Mittelherkunft) wird in der Bilanz auf der Passivseite ausgewiesen. Dem wird das Vermögen (Mittelverwendung) auf der Aktivseite gegenübergestellt. Sind die Verbindlichkeiten eines Unternehmens höher als sein Vermögen, so wird von Überschuldung gesprochen und das Eigenkapital auf der Aktivseite ausgewiesen (negatives Eigenkapital). (Brockhaus, 2008)

Abbildung 1: Unternehmensbilanz

keine Überschuldung (Vermögenswerte > Fremdkapital)		Überschuldung (Vermögenswerte < Fremdkapital)	
Aktiva	Passiva	Aktiva	Passiva
Vermögenswerte (<i>engl.</i> : Assets)	Eigenkapital (<i>engl.</i> : Equity)	Eigenkapital (<i>engl.</i> : Equity)	Fremdkapital (<i>engl.</i> : Liabilities)
	Fremdkapital (<i>engl.</i> : Liabilities)	Vermögenswerte (<i>engl.</i> : Assets)	

In Abhängigkeit von der rechtlichen Stellung als Eigen- und Fremdkapitalgeber verfügen die Kapitalgeber über unterschiedliche Rechte und Pflichten. Anteilseigner und Gesellschafter verfügen über die Möglichkeit, das Unternehmen zu führen und das Management zu überwachen. Jedoch sind ihre Forderungen gegenüber dem Unternehmen denen der Fremdkapitalgeber nachrangig. (Damodaran, 2006, S. 277 ff.)

Das Fremdkapital hat einen vorrangigen fixen Anspruch auf feste oder variable Verzinsung von überlassenem Kapital, während die Forderungen der Eigenkapitalgeber erst nach vollständiger Begleichung von Forderungen der Fremdkapitalgeber bedient werden. Dadurch haben die Eigenkapitalgeber keinen festen Anspruch auf Verzinsung ihres Kapitals in Form von Dividenden oder sonstigen Ausschüttungen. Ihnen verbleibt nur der Residualgewinn nach Zinsaufwand und Steuern. Die Eigenkapitalgeber tragen das unternehmerische Risiko und erwirtschaften Verlust, wenn die Aufwendungen eines Geschäftsjahres die Erträge übersteigen. (Damodaran, 2006, S. 277 ff.)

Tritt die Insolvenz ein, so verlieren die Eigenkapitalgeber i.d.R. das gesamte eingesetzte Kapital und erleiden einen Totalverlust. Ihr anfänglich eingebrachtes Kapital wird praktisch wertlos. Demgegenüber können die Fremdkapitalgeber i.d.R. etwa durch Verwertung von Sicherheiten einen Teil ihrer Forderungen zurückerhalten.

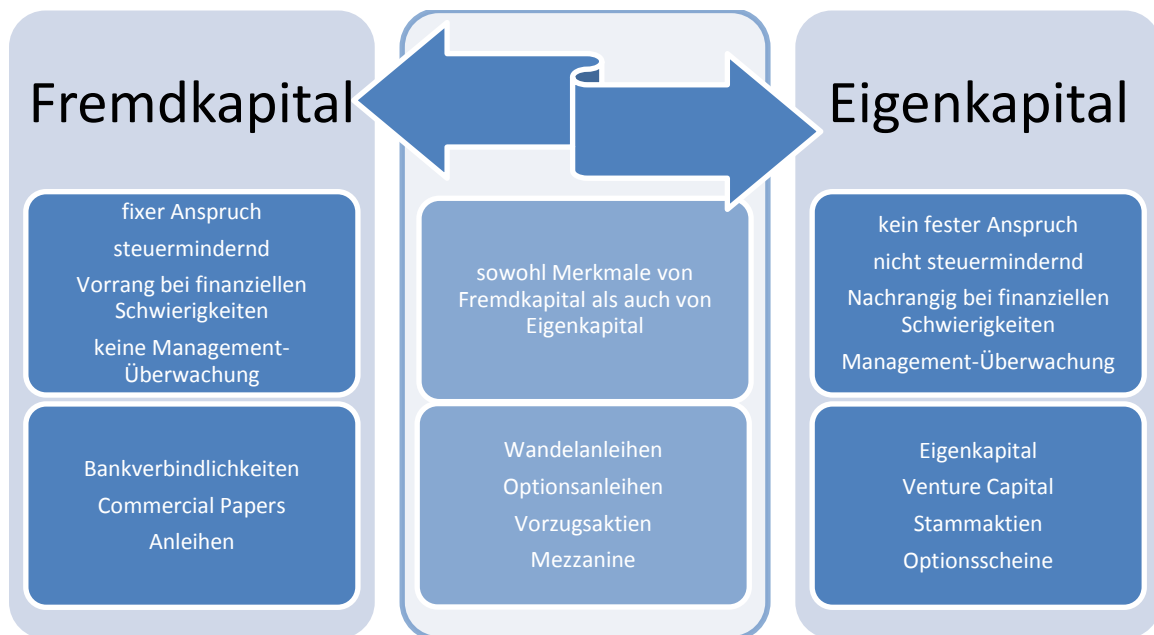
Steuerrechtlich wird die Vergütung für das überlassene Fremdkapital als Aufwand angesehen und kann, in Deutschland jedoch unter Beachtung der Zinsschranke, steuermindernd wirken (Kessler et al., 2008, S. 872 ff.). Die Eigenkapital-Verzinsung stellt dagegen keinen Aufwand dar und wird als Art der Gewinnverwendung nach allen Ausgaben und Steuern angesehen.

Durch ihren Wissensvorsprung über den Unternehmenszustand können Eigenkapitalgeber, insbesondere wenn sie, wie bei nicht börsennotierten Unternehmen oft üblich, die Geschäftsführung innehaben, zu ihren Gunsten auf Kosten von Fremdkapitalgebern handeln, indem sie etwa finanzielle Schwierigkeiten verschweigen oder zusätzliches Fremdkapital aufnehmen. Bei zusätzlicher Kreditaufnahme müssten die bestehenden Kreditgeber die vorhandenen Sicherheiten ggf. mit den neuen Gläubigern teilen. Mit höherer Verschuldung verschlechtert sich auch die Bonität der Kreditnehmer. Dadurch verlieren die bestehenden Forderungen gegenüber dem Unternehmen an Wert. (Damodaran, 2006, S. 24 f.)

Um dieser Problematik vorzubeugen, werden bei vielen Finanzierungsformen Sicherheiten bereitgestellt. Vor allem im Firmenkundengeschäft enthalten die Kreditverträge außerdem detaillierte Angaben zu Rechten und Pflichten beider Vertragspartner. Dadurch erhalten die Fremdkapitalgeber u.a. das Recht, die gesamten Forderungen fällig zu stellen, sobald der Kreditnehmer nicht seinen Pflichten nachkommt (Emmerstorfer, 2004, S. 147 ff.).

Neben den typischen Eigen- und Fremdkapitalfinanzierungen existieren mehrere Finanzierungsformen, welche sowohl über Eigenschaften von Eigen- als auch von Fremdfinanzierungen verfügen. Diese Finanzierungsformen sind den klassischen Fremdfinanzierungen gegenüber nachrangig, den Forderungen der Eigenkapitalgeber gegenüber vorrangig. Sie können je nach Vertragsgestaltung z.T. steuermindernd wirken. Diese Kapitalgeber erhalten i.d.R. keine Mitbestimmungs- und Kontrollrechte im Unternehmen. (Damodaran, 2006, S. 277 ff.)

Abbildung 2: Eigenkapital vs. Fremdkapital (Damodaran, 2006, S. 277)



Bei einzelnen Formen, etwa bei stimmrechtslosen Vorzugsaktien, werden die Kapitalgeber wie gewöhnliche Aktionäre mit vollumfassenden Stimmrechten behandelt, wenn sie über einen gewissen Zeitraum hinweg keine Dividenden erhalten. Diese Rechte bleiben so lange bestehen, bis ihre Forderungen beglichen werden (Grill und Perczynski, 2006, S. 239). In *Abbildung 2* sind die Eigenschaften von Eigen- und Fremdkapital gegenübergestellt und einige Beispiele für die unterschiedlichen Finanzierungsformen aufgeführt.

3.2 Private Equity

Unter Private Equity Finanzierungen (Beteiligungsfinanzierungen) werden die von außerhalb des organisierten Kapitalmarktes eingebrachten Eigenmittel subsummiert. Durch die Kapitaleinlage erwerben die Private Equity Investoren i.d.R. das gesamte Unternehmen oder zumindest die Mehrheit und sichern sich dadurch umfassende Kontroll-, Informations- und Mitentscheidungsrechte bis hin zur Managementunterstützung. Die Private Equity Beteiligungen sind von Venture Capital (Wagniskapital bzw. Frühphasenfinanzierung), welche v.a. in junge Unternehmen aus dem Hochtechnologiebereich investieren, abzugrenzen. Dementsprechend werden Private Equity Finanzierungen häufig als Spätphasenfinanzierungen bezeichnet. Die Transaktionen erfolgen i.d.R. in Form von Leveraged Buyouts. (Ernst et al., 2007, S. 57 ff.)

Die Anlässe von Private Equity Beteiligungen sind vielfältig und umfassen im Wesentlichen Wachstumsfinanzierung, Brückenfinanzierungen im Rahmen von Börsengängen (*engl.*: Initial Public Offering – IPO), Überführung von börsennotierten Gesellschaften in private Unternehmungen (*engl.*: Public-to-Private), Ablösung bestehender Gesellschafter bei offener Nachfolgeregelung sowie Spin-Offs bei Ausgliederung von Unternehmensteilen aus Konzernen. Die Beteiligungsveräußerung kann später über einen IPO, Verkauf an einen strategischen Investor (*engl.*: Trade Sale), Rückkauf durch Altgesellschafter (*engl.*: Buy Back) oder Weiterveräußerung an andere Finanzinvestoren (Secondary Purchase) erfolgen. Die wichtigsten Kapitalgeber für Private Equity Beteiligungen sind Pensionsfonds, Kreditinstitute, Versicherungen sowie vermögende Privatkunden. (Ernst et al., 2007, S. 67 ff.)

Die hohen Renditeerwartungen haben zur Etablierung dieser alternativen Anlageklasse beigetragen. In Deutschland wurden in der Vergangenheit durchschnittliche Renditen zwischen 15 und 18 Prozent erzielt. Die hohen Erträge stammen überwiegend aus dem späteren Verkauf der Zielunternehmen und weniger aus laufenden Ausschüttungen. Die überdurchschnittlich hohen Erträge werden durch effiziente Kapitalallokation, Verkauf von nicht betriebsnotwendigem Vermögen, Abbau von Underperformance im Unternehmen, den Know-How-Transfer von Finanzinvestoren sowie mögliche Synergieeffekte erzielt. Durch verstärkten Fremdkapitaleinsatz kann der Hebeleffekt aus Fremdfinanzierung (*engl.*: Leverage Effect) realisiert werden, wodurch die Private Equity Investoren überproportionale Erträge erzielen können (s. *Leverage Effect*, S. 83). (Ernst et al., 2007, S. 77 ff.)

3.3 LBO-Finanzierung bzw. Akquisitionsfinanzierung

Die Leveraged Buyout (LBO) Finanzierungen bzw. Akquisitionsfinanzierungen zur Finanzierung von Unternehmensübernahmen durch Finanzinvestoren zeichnen sich durch einen hohen Fremdkapitalanteil aus und werden dem Segment strukturierter bzw. komplexer Finanzierungen zugeordnet. Aufgrund von z.T. sehr großen Transaktionen und dementsprechend hohem Fremdkapitalbedarf wird der Kredit von einem Bankkonsortium und nicht von einer einzelnen Bank zur Verfügung gestellt. Es handelt sich dabei um sog. Konsortialkredite (*engl.*: Syndicated Loans). Das Fremdkapital wird sowohl in Form von vorrangigen als auch von nachrangigen eigenkapitalähnlichen Forderungen gewährt. Als Spezialfinanzierung ist die Akquisitionsfinanzierung von den übrigen Kreditsegmenten abzugrenzen. (Ernst et al., 2007, S. 127 ff.)

Um die Rechte der Gläubiger untereinander zu bestimmen, wird im Rahmen einer LBO-Finanzierung üblicherweise entweder eine vertragliche Nachrangigkeit (*engl.*: Contractual Subordination) in Form einer Gläubigervereinbarung zwischen den Kreditgebern (*engl.*: Intercreditor-Agreement) vereinbart oder die gesamte Transaktion in Form von einer Operating-Company-Holding-Company-Struktur (OpCo-HoldCo-Struktur) mit strukturierter Nachrang (*engl.*: Structural Subordination) aufgebaut. (Ernst et al., 2007, S. 175 ff.)

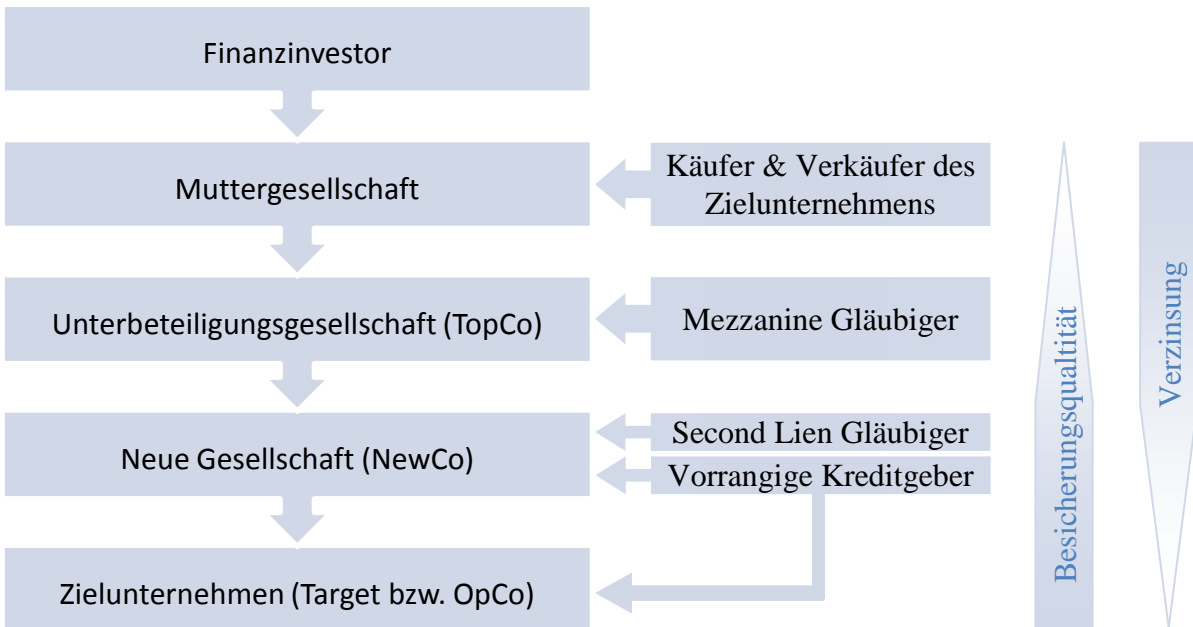
Eine typische LBO-Struktur mit OpCo-HoldCo-Gestaltung sieht vor, dass die vom LBO-Fond eingesammelten Mittel als Eigenkapital eingesetzt werden und im Rahmen einer Holding-Struktur Fremdkapital auf unterschiedlichen Ebenen der Holding vergeben wird. Die Güte der Absicherung wird dadurch bestimmt, auf welcher Ebene die Kredite gewährt werden. Vorrangige Kredite werden auf der Ebene der Erwerbsgesellschaft (Holding Company – HoldCo) und des Zielunternehmens (Operating Company – OpCo) gewährt. Sie sind am besten besichert und weisen die geringere Verzinsung aus. Die Forderungen von Gläubigern mit nachrangigem Kapital (Second Lien, Mezzanine, Verkäufer- und Käuferdarlehen) werden erst nach denen der Vorranggläubiger bedient. Die Nachranggläubiger erhalten für das höhere Risiko, welches sie übernehmen, eine höhere Verzinsung. (Deutsche Bundesbank, 2007, S. 17)

Aus Sicht der Fremdkapitalgeber übernimmt das Eigenkapital die Funktion des Risikopuffers und soll mögliche Verluste abfangen. Umso höher der Eigenkapitalanteil an der Finanzierung ist, desto höher ist dieser Puffer. Für vorrangige Mittel wird er um das nachrangige Kapital erhöht.

Typischerweise wird v.a. auf der höchsten Holding-Ebene eine Rechtsform gewählt, welche den Rückgriff auf das Vermögen der Investoren nicht zulässt. Somit können die Kreditgeber bei Nicht-Erfüllung der Verpflichtungen oder sonstiger vertraglich festgehaltener Modalitäten nicht auf das Vermögen des Investors zurückgreifen. In Deutschland eignet sich dafür die Rechtsform einer Kapitalgesellschaft – also AG, GmbH oder KGaA. Den Gläubigern steht somit nur das Vermögen der Kapitalgesellschaft als Sicherheit zu. Je weniger Eigenmittel der Investor in das Unternehmen investiert, umso höher ist das Risiko der Kreditgeber. Wegen der hohen Verschuldung und der daraus resultierenden Risiken werden LBO-Finanzierungen immer dem Non-Investmentgrade-Segment zugeordnet. Da die meisten LBO-Kreditnehmer nicht börsennotiert sind und das Fremdkapital überwiegend nicht durch Emission von Anlei-

hen aufgenommen wird, verfügen die meisten LBO-Finanzierungen über keine externen Ratings von großen Ratingagenturen.

Abbildung 3: Struktur von LBO-Finanzierungen mit OpCo-HoldCo-Gestaltung
(Deutsche Bundesbank, 2007, S. 16)



In der Praxis ist üblicherweise nicht die OpCo-HoldCo-Struktur, sondern vielmehr die Nachrangregelung in Form von Intercreditor Agreements vorzufinden. Dabei werden die Rechte der einzelnen Gläubiger, also der Vor- bzw. Nachrang einzelner Finanzierungstranchen vertraglich definiert und alle Verbindlichkeiten auf der Ebene der Erwerbsgesellschaft gewährt (Ernst et al., 2007, S. 176).

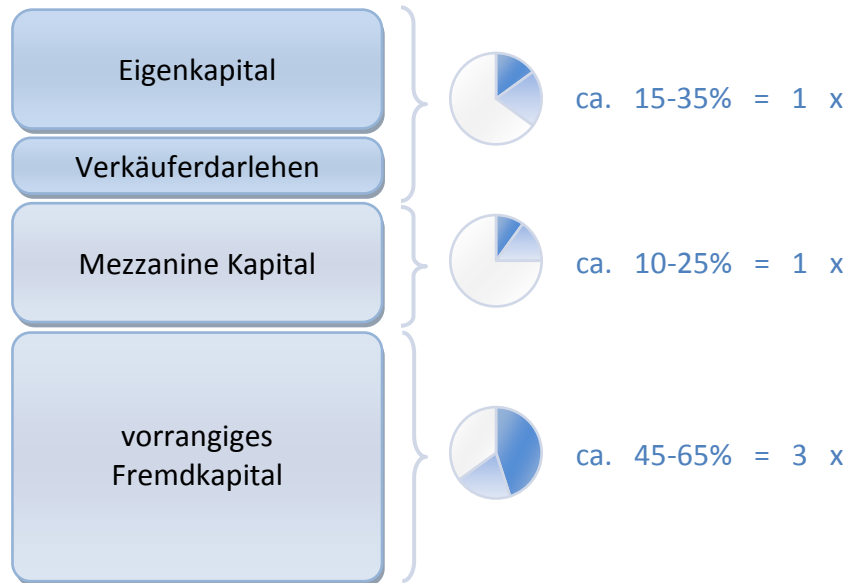
Aufgrund der eingeschränkten Sicherheiten handelt es sich bei LBO-Finanzierungen um Cash-Flow orientierte Finanzierungen. Im Mittelpunkt der Betrachtung stehen zukünftige Zahlungsströme des Zielunternehmens, welche die Erbringung von Zins- und Tilgungsleistungen gewährleisten müssen.

Obwohl die Laufzeit der Kredite bei LBO-Finanzierungen bislang 7 bis 9 Jahre beträgt (juristische Laufzeit), schwankt ihre tatsächliche Laufzeit meistens zwischen 2 und 5 Jahren. Ursachen davon sind frühzeitige Weiterveräußerung der Zielunternehmen oder Rekapitalisierung (engl.: Recapitalization, Vereinbarung neuer Finanzierungsstruktur zu veränderten Konditionen). In Anbetracht der aktuellen Finanzkrise wird sich die durchschnittliche Bestandsdauer von bislang drei Jahren bei LBO-Krediten mangels Exit-Möglichkeiten der Investoren verlängern.

Das bereitgestellte Mezzanine-Kapital enthält neben der Zinskomponente i.d.R. auch eine thesaurierende Komponente mit Zinseszinsen (payment in kind – PIK), welche endfällig getilgt wird. Vorrangigen Kredite werden z.T. schon laufend getilgt.

Der typische Anteil der einzelnen Finanzierungsformen an einer LBO-Transaktion ist in *Abbildung 4* dargestellt. Die vorhin erwähnten Second Lien Tranchen werden i.d.R. dem vorrangigen Fremdkapital zugerechnet, können aber genauso gut dem Mezzanine zugeordnet werden.

Abbildung 4: Anteil der vorrangigen und nachrangigen Mittel an LBO-Finanzierungen (Proventis, 2008)



Manchmal wird ein Teil der Kaufsumme nicht sofort nach dem Kauf beglichen, sondern in Form von nachrangigen Verkäuferdarlehen (*engl.*: Vendor Loans) zur Verfügung gestellt. Weiterhin sind in der Praxis auch Gesellschafterdarlehen (*engl.*: Shareholder Loans) möglich.

Die wesentlichen Merkmale der einzelnen LBO-Finanzierungsmittel sind abschließend in *Tabelle 1* aufgeführt.

Tabelle 1: Eigenschaften der einzelnen LBO-Finanzierungsmittel (Proventis, 2008)

Finanzierungsart	Quelle	Erwartete Rendite p.a.	Sicherheiten	Motivation
Eigenkapital	Gesellschafter, Management, Private Equity	20-30%	keine	Finanzinvestor: Wertsteigerung Strategie: Synergieeffekte
Verkäuferdarlehen	Verkäufer (ausscheidender Gesellschafter)	5-15%	i.d.R. keine	Commitment ggü. dem neuen Gesellschafter
Mezzanine Kapital	Anbieter von Standard- bzw. Individualprogrammen (z.B. Banken), Private Equity, Hedge Fonds	10-15%	i.d.R. keine	Zinsen und Partizipation an Wertsteigerung (Equity Kicker)
Vorrangiges Fremdkapital	Universalbanken	6-9%	i.d.R. keine, da abhängig vom Cash Flow	Zinsen

Die Kreditverträge enthalten finanzielle Zusicherungen (*engl.*: Financial Covenants), welche dazu dienen, dass die Kreditnehmer vorgegebene Kennzahlen (v.a. Verschuldungsgrad, Zinsdeckungsgrad und Kapitaldienstfähigkeit) einhalten. Bei Nicht-Erfüllung steht den Fremdkapitalgebern das Recht zu, die gesamten Forderungen fällig zu stellen. Das Risiko einer Transaktion richtet sich somit auch danach, wie streng diese Covenants sind und danach, wie viel Spielraum sie dem Kreditnehmer lassen. (s. *Typische LBO-Kennzahlen*, S. 59)

Als prominente Beispielfälle für LBO-Transaktionen in Deutschland sind u.a. Kion Group (Linde Gabelstapler), Grohe, ProSiebenSat1 Media, MAN Roland Drucksysteme, MTU Aero Engines und Autoteile Unger zu nennen (BVK, 2009).

4 Kreditrisiko (Bonitätsrisiko)

4.1 Definition

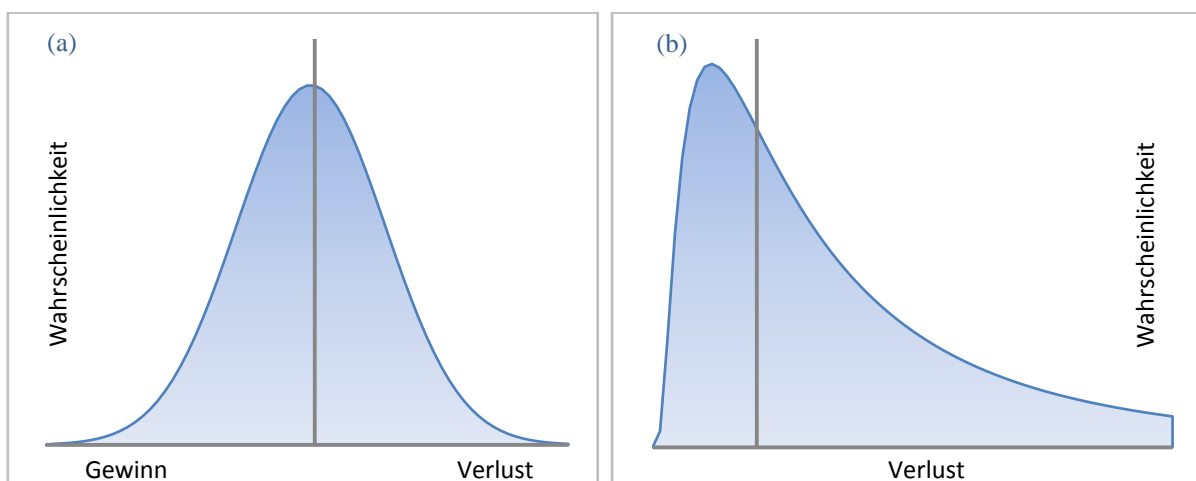
Als Risiko wird in der Betriebswirtschaftslehre eine mögliche zukünftige Abweichung eines tatsächlichen Wertes von dem Erwartungswert definiert (z.B. erwartete Rendite vs. realisierte Rendite). Das Risiko liegt also darin, dass mögliche Gewinne und Verluste nicht sicher vorhergesagt werden können. Da eine positive Abweichung nach oben (Upside Risk bzw. Upside Chance) aber nicht als schädlich empfunden wird, steht bei Kreditrisikomethoden i.d.R. eine negative Abweichung nach unten (Downside Risk) im Mittelpunkt der Betrachtung.

Bei Bewertung von Marktpreisrisiken, etwa bei Aktien, wird bei Renditen von einer Normalverteilung (zunehmend auch Fat-Tails-Verteilungen) ausgegangen. Einem Downside Risk steht dabei eine Upside Chance mit ähnlicher Wahrscheinlichkeit und Größe gegenüber. (Heidorn, 2006, S. 253)

Im Fokus der vorliegenden Arbeit stehen jedoch Kreditrisiken (Bonitätsrisiken). Bei ihrer Bewertung muss berücksichtigt werden, dass der Sekundärmarkt für nicht zum Börsenhandel zugelassene Forderungen, etwa für syndizierte Kredite, weniger liquide ist als der Markt für börsengehandelte Positionen. Es ist zum Teil nur sehr schwer ihren Marktwert und somit den Erwartungswert oder die Standardabweichung für diese Positionen zu bestimmen.

Im Gegensatz zu Marktpositionen bestehen bei Krediten und Anleihen geringere Gewinnchancen, etwa bei Ratingverbesserung oder Spreadverringern (Heidorn, 2006, S. 253). Die Gewinne können durch Sekundärmarktthandel realisiert werden. Dem gegenüber stehen deutlich größere Verlusthöhen und Verlustwahrscheinlichkeiten, etwa durch Downrating, Spreadausweitung oder Insolvenz (Heidorn, 2006, S. 253). Somit lässt sich die Bewertung der Kreditrenditen nur anhand einer linkssteifen bzw. rechtsschiefen Verteilung durchführen (Vetter und Cremers, 2008, S. 39 f.).

Abbildung 5: (a) Marktrisiko und (b) Kreditrisiko (Heidorn, 2006, S. 253)



4.2 Ratingverfahren im weitesten Sinn

Um das Bonitätsrisiko der Kreditnehmer zu bestimmen, wird im Rahmen eines Ratingverfahrens die zukünftige Fähigkeit eines Unternehmens, seine Zins- und Tilgungsverpflichtungen termingerecht und vollständig erfüllen zu können, eingeschätzt. Die Einschätzung erfolgt dabei anhand von quantitativen und qualitativen Faktoren, welche schließlich zu einer Gesamtnote – einem Score – zusammengefasst werden.

Quantitative Faktoren, auch als harte Faktoren (*engl.*: Hard Facts) bezeichnet, sind i.d.R. unternehmensspezifische Kennzahlen und Planzahlen. Sie dienen der Analyse der Vermögens-, Finanz- und Ertragslage des Unternehmens und können aus den Jahresabschlüssen sowie der Managementplanung entnommen werden (Nolden und Weber, 2005, S. 36).

Qualitative Faktoren, auch als weiche Faktoren (*engl.*: Soft Facts) bezeichnet, werden von Kreditanalysten bewertet und stellen i.d.R. die Branche, die Marktstellung, das Management oder die Eigentümer in den Mittelpunkt. Ferner kann dabei auch beurteilt werden, wie realistisch die vorliegenden Planzahlen oder wie zuverlässig die Jahresabschlüsse sind. Letzteres kann u.a. daran beurteilt werden, ob die Jahresabschlüsse uneingeschränkt testiert sind.

Obwohl im Vorfeld definiert wird, nach welchen Kriterien die qualitativen Faktoren beurteilt werden, gibt es bei ihrer Bewertung dennoch einen gewissen Spielraum, sodass sie von unterschiedlichen Analysten unterschiedlich beurteilt werden können.

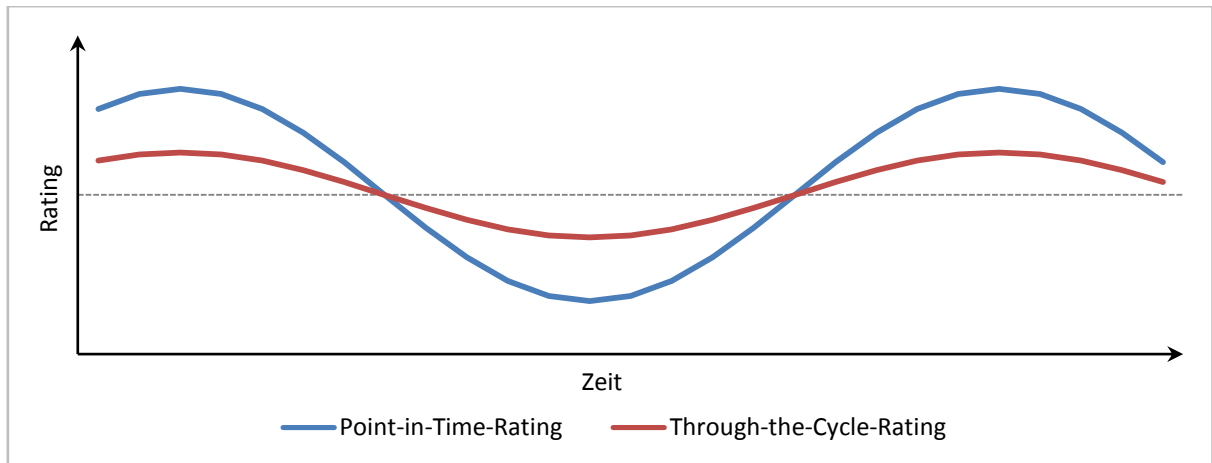
Tabelle 2: Quantitative und Qualitative Faktoren im Rahmen von Ratingverfahren

quantitative Faktoren (Hard Facts)			qualitative Faktoren (Soft Facts)
Vermögenslage	Finanzlage	Ertragslage	
<ul style="list-style-type: none"> ▪ Eigenkapitalquote ▪ Anlageintensität ▪ Anlagedeckungsgrad ▪ Verschuldungsgrad 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Cashflow ▪ Liquidität ▪ Schuldentilgungsdauer 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Cashflow-Rendite ▪ Eigenkapitalrentabilität ▪ Gesamtkapitalrentabilität ▪ Umsatzwachstum ▪ Materialaufwandsquote ▪ Personalaufwandsquote 	<ul style="list-style-type: none"> ▪ Branche ▪ Marktstellung ▪ Management ▪ Eigentümer ▪ Güte der Planzahlen ▪ Aussagekraft des Jahresabschlusses

Am Ende eines Ratingverfahrens wird die Ausfallwahrscheinlichkeit ermittelt und oftmals Kreditnehmer mit ähnlichem Bonitätsrisiko zu Ratingklassen zusammengefasst (s. *Externe Ratings*, S. 26).

Die Ratings im weitesten Sinn lassen sich anhand von ihrem Zeitbezug in zwei Kategorien unterteilen. Through-the-Cycle-Ratings beziehen sich auf einen vollständigen Konjunkturzyklus, während die Point-in-Time-Ratings auf eine zeitpunktorientierte Momentaufnahme abstellen. Letztere weisen eine geringere Volatilität auf. (Müller-Masiá, 2005, S. 64 ff.)

Abbildung 6: Point-in-Time-Rating vs. Through-the-Time-Rating (Müller-Masiá, 2005, S. 65)



4.3 Ratingverfahren nach Basel II

4.3.1 Hintergrund der Einführung des Basel II Akkords

Im Rahmen der seit 2007 in Kraft getretenen Solvabilitätsverordnung (SolvV) müssen Banken in Deutschland im Rahmen der Kreditvergabe interne und externe Ratings gemäß dem Basel II Akkord heranziehen. Die Kreditkonditionen sollen transparenter und stärker an der Bonität der Kreditnehmer ausgerichtet werden (Lübbering und Niestrath, 2007, S. 12 f.). Dabei müssen Kreditinstitute die gewährten Kredite in Abhängigkeit von der Schuldner-Bonität unterschiedlich mit Eigenkapital unterlegen. Bei Kreditvergabe an bonitätsschwache Unternehmen muss entsprechend mehr Eigenkapital unterlegt werden als bei Vergabe an solide geratete Unternehmen. Diese Mehrkosten werden in den Kreditkonditionen mit eingepreist (Lübbering und Niestrath, 2007, S. 12 f.).

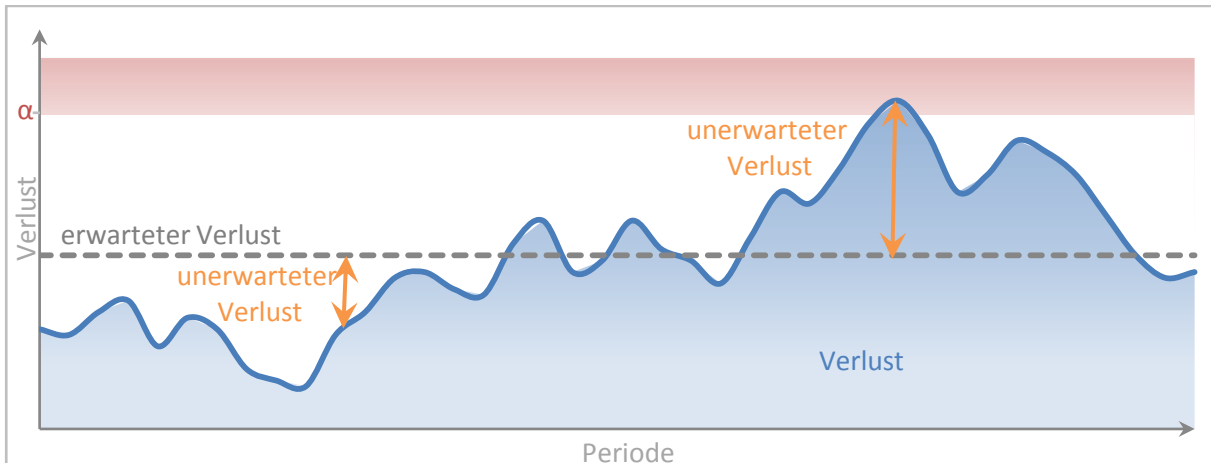
Bei internen Ratings handelt es sich i.d.R. um Point-in-Time-Ratings, welche sich auf eine Momentaufnahme beschränken (Müller-Masiá, 2005, S. 65). Dagegen handelt es sich bei externen Ratings i.d.R. um Through-the-Cycle-Ratings (Müller-Masiá, 2005, S. 65). Die zur Erstellung des Ratingmodells herangezogenen historischen Daten müssen gemäß dem Baseler Akkord einen Zeitraum von mindestens fünf Jahren umfassen.

4.3.2 Value at Risk (VaR)

Das von JP Morgan entwickelte Downside-Risikomaß „Wert im Risiko“ (*engl.*: Value at Risk – VaR) ist eine der zentralen Größen im Rahmen von Basel II und wird mit Hilfe der rechts-schiefen bzw. linkssteifen Verlustverteilung dargestellt. Jeder möglichen Verlustgrenze wird eine Eintrittswahrscheinlichkeit zugeordnet. Ziel ist, Verlustschränken anzugeben, die nur mit bestimmter Wahrscheinlichkeit (etwa 0,1%) überschritten werden.

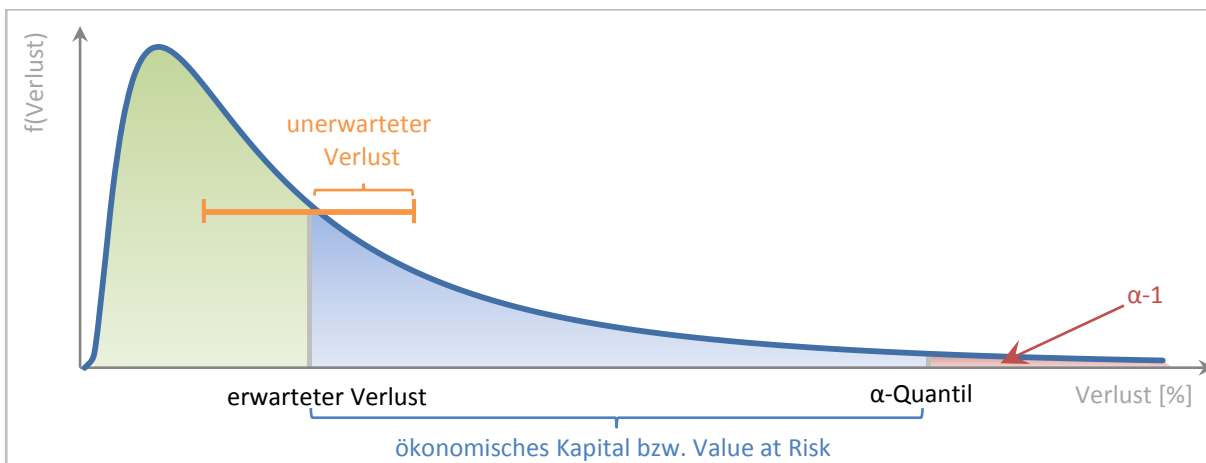
Der erwartete Verlust (*engl.*: Expected Loss – EL) entspricht dem auf Basis historischer Daten ermittelten mathematischen Erwartungswert der Verlustverteilung und wird durch Vertragskonditionen (Margen) abgedeckt. Da die Verlusthöhe hohen Schwankungen unterliegt, stellt der unerwartete Verlust (*engl.*: Unexpected Loss – UL) das eigentliche Risiko dar. Der unerwartete Verlust kann in einzelnen Perioden deutlich höher als der erwartete Verlust ausfallen. Um diesem Risiko gerecht zu werden, müssen Kreditinstitute ökonomisches Eigenkapital als Puffer für das Gesamtrisiko aufweisen. (Heidorn, 2009, S. 26)

Abbildung 7: Erwarteter vs. Unerwarteter Verlust



Das ökonomische Eigenkapital (notwendige Eigenkapital) muss hoch genug sein, um vor möglichen Verlusten bei einem Konfidenzniveau von 99,9% zu schützen. Es entspricht der Differenz aus dem α -Quantil der Verlustverteilung und dem erwarteten Verlust. Dieser Zusammenhang ist in *Abbildung 7* dargestellt.

Abbildung 8: Ökonomisches Eigenkapital nach Basel II (Vetter und Cremers, 2008, S. 22)



Somit beschreibt der Value at Risk das Verlustpotential einer Position oder eines Portfolios, in einer Zeitperiode als absolute Wertänderung, welche mit einer vorgegebenen Wahrscheinlichkeit (Konfidenzniveau) nicht überschritten wird.

Die notwendigen Eigenmittel hängen von der Ausfallwahrscheinlichkeit des einzelnen Kreditnehmers (*engl.*: Probability of Default – PD), der Verlustquote bei Ausfall (*engl.*: Loss Given Default – LGD) sowie dem ausfallgefährdeten Betrag (*engl.*: Exposure at Default – EAD) ab. PD kann auch als „EL pro Einheit Exposure und pro Einheit LGD“ beschrieben werden. Die notwendigen Eigenmittel lassen sich mit Hilfe der folgenden Gleichung bestimmen:

$$\begin{aligned} \text{Eigenmittel} &= \text{EAD} \times \text{Risikogewicht} \\ &= \text{EAD} \times \text{LGD} \times \text{PD} \end{aligned}$$

Bei einem Kredit entspricht der EAD dem ausstehenden Kreditbetrag, welcher jedoch nicht immer für ein Jahr im Voraus bekannt ist. Während die Höhe der Darlehen (*engl.*: Term Loans) i.d.R. vertraglich festgelegt und dadurch im Voraus bekannt ist, kann etwa die Höhe der tatsächlich in Anspruch genommenen Betriebsmittellinien nur geschätzt werden. Deswegen wird der EAD als Summe aus den tatsächlich abgerufenen Linien (*engl.*: Outstandings – OUT) und den mit dem Kreditumrechnungsfaktor (*engl.*: Credit Conversion Factor – CCF) multiplizierten nicht abgerufenen Linien (*engl.*: Commitments – COMM) angegeben. Je höher der CCF ist, desto stärker werden die nicht gezogenen Linien gewichtet und umso höher ist der EAD.

$$\text{EAD} = \text{OUT} + \text{CCF} \times \text{COMM}$$

Der LGD kann auch als Quotient aus 100 Prozent und der Verwertungsrate (*engl.*: Recovery Rate) bestimmt werden. Die Recovery Rate gibt in Prozent an, welchen Anteil der ausstehenden Forderungen der Gläubiger nach einem Kreditausfall aus Verwertung von Sicherheiten und anderen Rechten zurückerhält.

$$\text{LGD} = 1 - \text{Recovery Rate}$$

4.3.3 Kreditrisikostandardansatz vs. Interner Ratingansatz

Bei der Umsetzung des Baseler Ansatzes steht es den Kreditinstituten offen, ob sie den Kreditrisikostandardansatz (KSA) oder einen internen Ratingansatz (Internal Rating Based Approach – IRBA bzw. IRB) anwenden. Bei dem KSA werden die Ausfallwahrscheinlichkeiten diskret bestimmt (0%, 0,8%, 1,6%, 4,0%, 8,0% oder 12,0%). Bei dem IRB-Basis-Ansatz (IRBB) werden die Ausfallwahrscheinlichkeiten unter Heranziehung historischer Ausfalldaten und Anwendung statistischer Methoden bestimmt.

Die Ratingnoten des internen Ratingansatzes werden häufig mit den Ratingnoten der Ratingagenturen verknüpft. Bei dem fortgeschrittenen IRB-Ansatz (FIRB) werden neben den Ausfallwahrscheinlichkeiten auch die Verlustquote bei Ausfall und der ausfallgefährdete Betrag

(genauer: CCF) bestimmt. In *Tabelle 3* sind die einzelnen Faktoren bei allen drei Ansätzen gegenübergestellt:

Tabelle 3: Faktorenermittlung nach dem Standardansatz und nach internen Ansätzen

	KSA	IRBA	FIRB
PD	0%, 0,8%, 1,6%, 4,0%, 8,0% oder 12,0%	interne Schätzung	interne Schätzung
CCF	75%	75%	interne Schätzung
LGD (Vorang/Nachrang)	45% / 75%	45% / 75%	interne Schätzung

4.3.4 Exkurs: Risikoadjustierte Performancemessung

Der Anreiz mehr Faktoren auf Grundlage vorliegender institutseigener historischer Daten zu ermitteln, besteht vor allem in einer möglichen Eigenkapitalentlastung. In der Regel ist bei Anwendung eines IRB-Ansatzes geringere Eigenkapitalunterlegung möglich, wodurch die Rentabilität der Kreditinstitute verbessert wird. Zur Messung der Rentabilität eignet sich u.a. Risk-adjusted Return on Risk-adjusted Capital (RARORAC), eine Modifikation des Return on Capital (ROC) bei welcher das risikoadjustierte Ergebnis ins Verhältnis zum risikoadjustierten Kapital gesetzt wird (Böger, Heidorn und Rupprecht, 2009, S. 27 ff.):

$$\text{RARORAC} = \frac{\text{risikoadjustiertes Ergebnis}}{\text{Value at Risk}} = \frac{\text{Ergebnis} - \text{Standardrisikokosten}}{\text{Value at Risk}}$$

4.3.5 Externe Ratings

Kapitalmarktnahe Unternehmen mit börsennotierten Anteilen oder Anleihen verfügen i.d.R. über Ratings, welche von großen Ratingagenturen (Fitch, Moody's, Standard & Poors) erstellt und von den betroffenen Unternehmen veröffentlicht werden. Diese werden in zwei wesentliche Gruppen, Investmentgrade und Non-Investmentgrade unterteilt. Letztere Gruppe hat deutlich höhere Ausfallwahrscheinlichkeiten. Es handelt sich dabei um Through-the-Cycle-Ratings, welche sich auf den vollständigen Konjunkturzyklus beziehen.

Tabelle 4: Ratingklassen von externen Ratingagenturen

Ratingklasse			
S&P	Fitch	Moody's	
AAA	AAA	Aaa	Investmentgrade
AA+	AA+	Aa1	
AA	AA	Aa2	
AA-	AA-	Aa3	
A+	A+	A1	
A	A	A2	
A-	A-	A3	
BBB+	BBB+	Baa1	
BBB	BBB	Baa2	
BBB-	BBB-	Baa3	Non-Investmentgrade / Speculative Grade
BB+	BB+	Ba1	
BB	BB	Ba2	
BB-	BB-	Ba3	
B+	B+	B1	
B	B	B2	
B-	B-	B3	
CCC+	CCC	Caa1	
CCC/CCC-		Caa2	
D	DDD/DD/D	/	

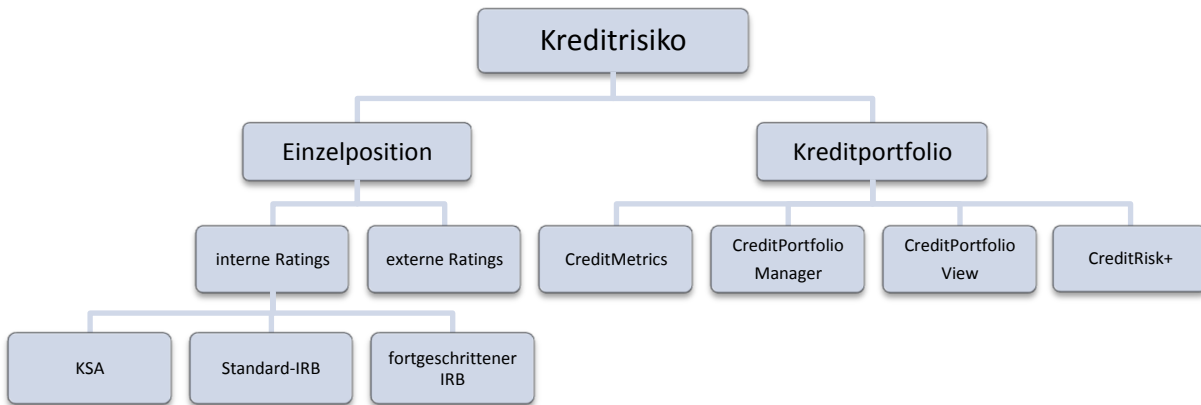
4.3.6 Messung von Portfoliorisiken

Die im Rahmen von Ratingverfahren ermittelten Ausfallwahrscheinlichkeiten für einzelne Kreditnehmer fließen später in Kreditrisikomodelle zur Risikomessung und Bewertung ganzer Portfolios ein.

Diese Modelle berücksichtigen, etwa durch Heranziehen von Ausfallkorrelationen unter den einzelnen Kreditnehmern, Branchen oder Ländern (CreditMetrics von JP Morgan) die vorliegende Portfolio-Diversifikation, oder bauen auf optionspreistheoretischen (KMV-PortfolioManager von Moody's) oder versicherungstechnischen (CreditRisk+ von Credit Suisse Financial Products) Ansätzen auf. Zum Teil werden dabei auch mikro- und makroökonomische Faktoren berücksichtigt (CreditPortfolioView von McKinsey).

Diese hochkomplexen Kreditrisikomodelle eignen sich überwiegend zur Risikomessung und Bewertung liquider Forderungen (Anleihen). Einzig CreditRisk+ zielt in erster Linie auf illiquide und begrenzt liquide Posten, wie etwa Bankkredite, ab. Oftmals erfordern diese Methoden die Anwendung von Monte-Carlo-Simulationen und stellen hohe Datenanforderungen.

Abbildung 9: Kreditrisiko von Einzelpositionen vs. Kreditportfoliorisiko



4.4 Vorliegender Ratingansatz

Im Folgenden wird ein neuer Ratingansatz für LBO-Finanzierungen vorgestellt, welcher zunächst nicht den Anforderungen von Basel II entspricht. Dabei wird nicht das Portfoliorisiko, sondern das Einzelrisiko bei wenig liquiden vorrangigen Kreditposten gemessen. Neben den betriebswirtschaftlichen Kennzahlen werden dabei kaum qualitative Faktoren, stattdessen aber objektiv messbare volkswirtschaftliche Faktoren und Kapitalmarktindikatoren berücksichtigt. Es wird keine Gewichtung zwischen diesen Faktoren vorgenommen.

Der Zweck des Ratings ist nicht die Eigenkapitalunterlegung, sondern einzig eine objektive und schnelle Einschätzung bezüglich der Ausfallgefährdung der LBO-Transaktionen. Der Zeithorizont umfasst dabei nicht nur ein Jahr sondern unterschiedliche Perioden zwischen drei Monaten und zwei Jahren. Das indikative Rating soll nicht der Berechnung der Kreditkonditionen dienen, sondern helfen das Risiko einzelner LBO-Transaktionen einzuschätzen. Es handelt sich dabei um ein Point-in-Time-Ratingverfahren, sodass die Ausfallwahrscheinlichkeiten der einzelnen Kreditnehmer zwischen den einzelnen Perioden starken Schwankungen unterliegen können.

5 Quantitative Methoden zur Risikoquantifizierung

5.1 Logistische Regression (Logit-Modell)

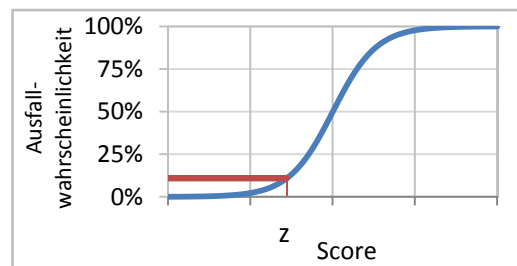
5.1.1 Grundlagen

Zur Quantifizierung des Kreditrisikos werden in der Praxis unterschiedliche Methoden, wie optionspreistheoretische Modelle (bzw. Asset-Value Modelle), Cashflow-(Simulations-) Modelle, künstliche neuronale Netze, diskriminanzanalytische Verfahren und logistische Regression angewandt. Oftmals werden diese Methoden miteinander kombiniert (Müller-Masiá et al., 2005, S. 55). Es hat sich jedoch herausgestellt, dass vor allem die logistische Regression gegenüber vielen dieser Ansätze deutlich überlegen ist. Diese Methode hat sich als äußerst robust erwiesen und kann mit unterschiedlichen Kennzahlen, unabhängig davon, wie sie verteilt sind, gleichermaßen verwendet werden (Lando, 2004, S. 79 f.). Dagegen liegt etwa bei der Diskriminanzanalyse eine Normalverteilung zugrunde.

Die logistische Regression ist eine Dependenzanalyse – ein Verfahren zur Analyse diskreter abhängiger Variablen. In Abhängigkeit von der Charakteristik eines Objektes wird überprüft, ob ein bestimmtes Ereignis (hier: Kreditausfall) eintritt. Die unabhängigen Variablen (auch Kovariaten genannt) können sowohl kategorial als auch metrisch skaliert sein. (Backhaus et al., 2006, S. 426 ff.)

Zur Ermittlung der Ausfallwahrscheinlichkeiten wird zunächst eine Funktion aufgestellt, mit welcher eine abhängige latente Variable, hier der Score z_i des i -ten Kreditnehmers berechnet wird. Dieser Score wird anschließend in eine Logit-Funktion eingesetzt, die beliebige Werte im Intervall zwischen 0 (0%) und 1 (100 %) annehmen kann (Lando, 2004, S. 75).

Abbildung 10: Logistische Regression



Das Ereignis (hier: Kreditausfall) wird mit der abhängigen Variablen y_i kodiert. Die Variable y_i kann die Werte 0 (Ereignis tritt nicht ein) und 1 (Ereignis tritt ein) annehmen. Wenn die prognostizierte Ausfallwahrscheinlichkeit einen später zu definierenden Schwellenwert überschreitet, nimmt y_i den Wert 1, sonst den Wert 0 an. Die Festlegung des Schwellenwertes wird in Abschnitt *Minimaler Klassifizierungsfehler*, S. 38 beschrieben.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } PD_i > \text{Schwellenwert} \\ 0 & \text{falls } PD_i \leq \text{Schwellenwert} \end{cases}$$

Die Summe aus der binär abhängigen Ausfallwahrscheinlichkeit $P(y_i=1)$ und der Gegenwahrscheinlichkeit $P(y_i=0)$ ergibt immer 100%. Die Ausfallwahrscheinlichkeit kann somit auch als die Differenz aus 100% und der Gegenwahrscheinlichkeit beschrieben werden. (Backhaus et al., 2006, S. 426)

$$P(y_i=0) + P(y_i=1) = 1 \quad \text{bzw.} \quad P(y_i=0) = 1 - P(y_i=1)$$

Die wahren Parameter der Logit-Funktion sind unbekannt und müssen mit Hilfe der logistischen Regressionsanalyse aus den vorliegenden Informationen zu den beobachteten Variablen ermittelt werden.

Der Score z_i (auch Logit genannt) des i -ten Kreditnehmers ist eine Linearkombination aus K unternehmensspezifischen und volkswirtschaftlichen Kennzahlen x_{ik} , welche mit den Koeffizienten b_k gewichtet werden (Backhaus et al., 2006, S. 431). Dabei nimmt x_{i1} immer den Wert 1 an, sodass das Produkt aus $b_1 x_{i1}$ für alle Unternehmen gleich ist. Die abhängigen Variablen z_i enthalten einen zufälligen Fehler ε_i (auch Residuum genannt) mit Erwartungswert Null.

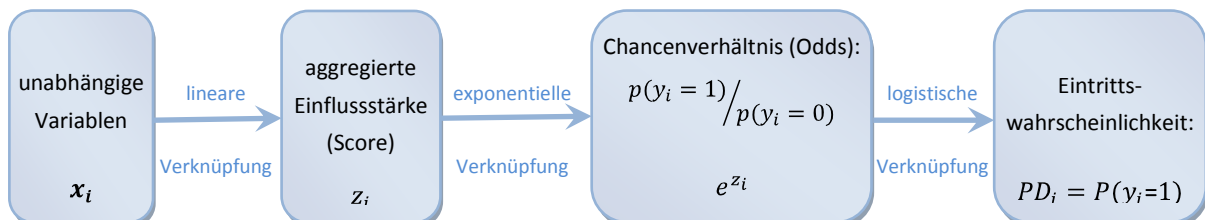
$$z_i = b_1 x_{i1} + b_2 x_{i2} + \dots + b_K x_{iK} + \varepsilon_i = \mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i \quad \text{mit} \quad \mathbf{x}_i = \begin{pmatrix} x_{i1} \\ x_{i2} \\ \vdots \\ x_{iK} \end{pmatrix}, \quad \mathbf{b} = \begin{pmatrix} b_1 \\ b_2 \\ \vdots \\ b_K \end{pmatrix} \quad \text{und} \quad x_{i1} = 1$$

Um die Wahrscheinlichkeitsbeziehung zwischen dem Ereignis ($y_i = 1$) und den unabhängigen Variablen x_{ik} herzustellen, wird der Wert der Exponentialfunktion e^{z_i} für den Score z_i ermittelt. Danach wird die logistische Funktion $\Lambda(\text{Score}_i)$ als Quotient aus e^{z_i} und $(1 + e^{z_i})$ aufgestellt. Die Verknüpfung der logistischen Regression mit dem Wert der Exponentialfunktion e^{z_i} erfolgt durch das Chancenverhältnis der logistischen Regression (auch Odds der logistischen Regression genannt). Dieses entspricht dem Quotienten aus der Eintrittswahrscheinlichkeit $p(y_i=1)$ sowie der Gegenwahrscheinlichkeit $p(y_i=0)$ und wird im Anhang unter *Chancenverhältnis bzw. Odds der Logistischen Regression* auf S. 84 genau definiert. (Backhaus et al., 2006, S. 431; Löffler und Posch, 2007, S. 2)

Die einzelnen Schritte der logistischen Regression sind in *Abbildung 11* dargestellt. Mathematisch lässt sich der Zusammenhang zwischen dem Score z_i und der Eintrittswahrscheinlichkeit eines Ausfalls bei einer Transaktion wie folgt darstellen (Backhaus et al., 2006, S. 431; Löffler und Posch, 2007, S. 2):

$$PD_i = P(y_i=1) = \Lambda(\text{Score}_i) = \Lambda(z_i) = \frac{e^{z_i}}{1 + e^{z_i}} = \frac{e^{\mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i}}{1 + e^{\mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i}} = \frac{1}{1 + e^{-\mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i}}$$

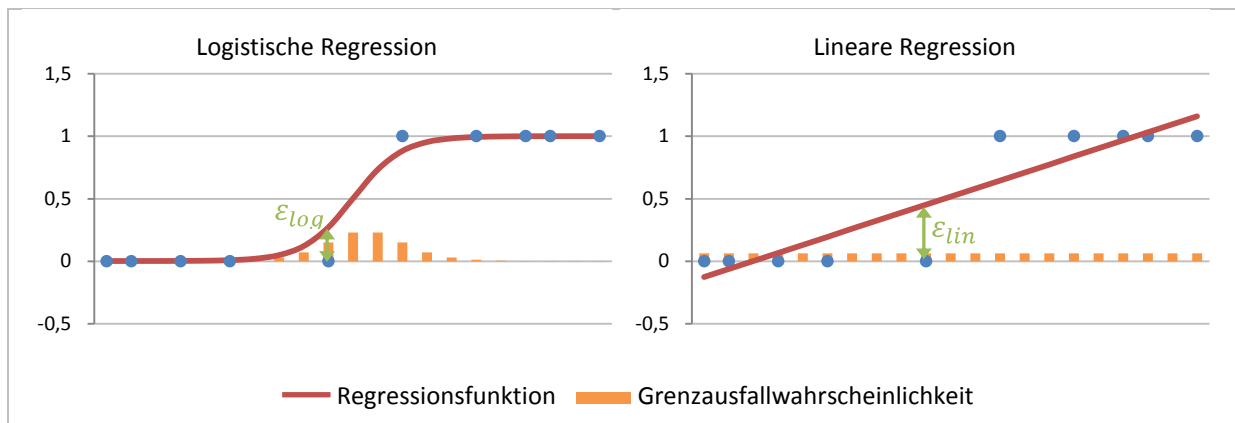
Abbildung 11: Grundliegende Zusammenhänge zwischen den Betrachtungsgrößen der Logistischen Regression (Backhaus et al., 2006, S. 434)



Bei einer linearen Regression nimmt die Ausfallwahrscheinlichkeit stets linear zu. Dadurch weisen die mit der linearen Regression ermittelten Werte z.T. hohe Fehler ε_i auf und können auch Werte annehmen, welche kleiner als 0 oder größer als 1 sind. Das heißt, dass auch Wahrscheinlichkeiten von unter 0% oder mehr als 100% ausgerechnet werden können, welche in der Realität nicht vorkommen. Die Grundlagen der linearen Regressionsanalyse werden im Anhang auf Seite 82 kurz dargestellt.

Der Vorteil der s-förmig verlaufenden logistischen Regressionsfunktion gegenüber der linearen Regressionsfunktion besteht darin, dass nur Werte zwischen 0 und 1 angenommen werden können und die Funktion sich an die y -Achse und die Gerade $y = 1$ anschmiegt. Die Fehler ε_i sind bei einer logistischen Regression sehr klein. Die Ausfallwahrscheinlichkeit nimmt nicht linear, sondern exponentiell zu, solange bis 50% erreicht werden. Nach dem Überschreiten von 50% (Wendepunkt der logistischen Funktion) geht die Grenzausfallwahrscheinlichkeit wieder zurück und nähert sich langsam an Null heran.

Abbildung 12: Logistische Regression vs. Lineare Regression



5.1.2 Datenaufbereitung

Um die Regressionsparameter \mathbf{b} zu bestimmen, wird im ersten Schritt auf Basis historischer Werte eine tabellarische Übersicht aller N Stichprobenunternehmen erstellt, welche zu jedem einzelnen Stichtag die Kennzahlen und die Angabe über den Ausfall y_i im vorgegebenen Zeitraum enthält. Dabei nimmt y_i den Wert 1 an, wenn es innerhalb dieses Zeitraums zu einem Ausfall gekommen ist. y_i nimmt den Wert 0 an, wenn es zu keinem Ausfall gekommen ist (s. *Grundlage*, S. 29). Diese Tabelle könnte für den Zeithorizont von einem Jahr wie folgt aussehen:

Tabelle 5: Kennzahlen und Ausfallverhalten (Löffler und Posch, 2007, S. 2)

Lfd. Nr. i	Firma	Zeitpunkt t	Ausfall $_{t+12 \text{ Monate}}$ y_i	Kennzahlen $_t$			
				x_{i2}	x_{i3}	...	x_{iK}
1	A	31.03.2002	1	0,1	2,1	...	-0,6
2	B	31.03.2002	0	0,4	0,7	...	-3,4
3	C	31.03.2002	0	0,3	1,3	...	-2,6
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
567	B	30.09.2007	1	0,2	1,9	...	-1,4
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
N	F	31.03.2009	0	0,4	0,2	...	0,4

Als Ausfall soll die Bildung einer Einzelwertberichtigung (EWB) definiert werden. Die EWB ist ein Instrument der Buchführung und leitet sich aus dem Vorsichtsprinzip (§251 (1) Nr. 4 HGB) her. Sie wird gebildet, wenn der bilanzielle Wertansatz des Kredites voraussichtlich zum Teil oder in voller Höhe ausfallen wird. Die Forderung gegenüber dem Kreditnehmer bleibt dabei in voller Höhe bestehen. Die EWBs entsprechen jedoch nicht dem tatsächlich eingetretenen Ausfall, welcher in Form von Abschreibungen berücksichtigt wird. Oft werden die Einzelwertberichtigungen im Zeitverlauf anteilig oder vollständig wieder aufgelöst, etwa wenn abzusehen ist, dass die Ausfallhöhe kleiner als erwartet sein wird. Die Höhe des tatsächlich erwirtschafteten Verlustes kann in vielen Fällen erst mehrere Monate oder sogar einige Jahre nach der Bildung von Einzelwertberichtigungen ermittelt werden. Wenn bei dem Logit-Modell an dem tatsächlichen Verlust als Ausfallkriterium festgehalten worden wäre, hätten laufende Geschäfte ggf. nicht in die Stichprobe eingeschlossen werden können. Die Anzahl der ausgefallenen Kredite wäre dann u.U. nicht groß genug, um zuverlässige Ergebnisse mit Hilfe des Logit-Modells ermitteln zu können.

Außerdem stellt eine Einzelwertberichtigung ein Ausfallkriterium nach Basel II dar. Die Einzelwertberichtigung kann daher immer angenommen werden, wenn die Kreditgeber auf einen Teil der ausstehenden Forderungen verzichten (*engl.*: Haircut) und Einzelwertberichtigungen vornehmen müssen.

5.1.3 Bestimmung der Regressionsparameter

Ausgehend aus der vorhandenen Stichprobe wird die Likelihood-Funktion L und daraus die Log-Likelihood-Funktion $\ln L$ aufgestellt (Löffler und Posch, 2007, S. 4).

$$L = \prod_{i=1}^N L_i = \prod_{i=1}^N \left[(\Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i))^{y_i} (1 - \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i))^{1-y_i} \right]$$

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [y_i \ln(\Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i)) + (1 - y_i) \ln(1 - \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i))]$$

mit $P(y_i=1) = \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i)$ bzw. $P(y_i=0) = 1 - \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i)$

Die Log-Likelihood-Funktion wird mit der Newton-Methode (auch bekannt als Newton-Raphson-Verfahren) maximiert und die zur Ermittlung von \mathbf{b} herangezogenen Kennzahlen mit der Wald-Statistik auf ihre Aussagekraft untersucht.

Zur Maximierung der konkaven Log-Likelihood-Funktion werden die Elemente des Startwertes \mathbf{b}_0 der ersten Iteration als Inverse der logistischen Funktion in Abhängigkeit von der durchschnittlichen Ausfallrate \bar{y} festgelegt. Bei weiteren Iterationen nehmen die Parameter \mathbf{b}_1 der vorhergehenden Iteration den Wert von \mathbf{b}_0 an. Das Iterationsverfahren wird so lange durchgeführt, bis die Veränderung des Wertes der Log-Likelihood-Funktion gegenüber der vorhergehenden Iteration nahezu Null beträgt. Die Parameter \mathbf{b}_1 der letzten Iteration werden als Regressionsparameter \mathbf{b} übernommen. (Löffler und Posch, 2007, S. 6 ff.)

$$\mathbf{b}_1 = \mathbf{b}_0 - \left[\frac{\partial^2 \ln L}{\partial \mathbf{b}_0 \partial \mathbf{b}'_0} \right]^{-1} \frac{\partial \ln L}{\partial \mathbf{b}_0} = \mathbf{b}_0 - \left[- \sum_{i=1}^N \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i)(1 - \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i \mathbf{x}'_i \right]^{-1} \times \sum_{i=1}^N (y_i - \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i)) \mathbf{x}_i$$

mit $\mathbf{b}_0 = \begin{pmatrix} \Lambda^{-1}(\bar{y}) \\ \Lambda^{-1}(\bar{y}) \\ \vdots \\ \Lambda^{-1}(\bar{y}) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \ln\left(\frac{\bar{y}}{1 - \bar{y}}\right) \\ \ln\left(\frac{\bar{y}}{1 - \bar{y}}\right) \\ \vdots \\ \ln\left(\frac{\bar{y}}{1 - \bar{y}}\right) \end{pmatrix}$ bei der ersten Iteration

Die Anzahl von Kennzahlen für jeden einzelnen Prognosehorizont soll schließlich auf vier bis zehn beschränkt werden. Kennzahlen mit geringer Trennschärfe zwischen ausfallgefährdeten und nicht ausfallgefährdeten Kreditnehmern sollen herausgenommen und die Regressionsparameter \mathbf{b} für die verbleibenden Kennzahlen neu geschätzt werden.

Bei der Reduktion der Kennzahlen sollte nicht nur auf die Aussagekraft der einzelnen Kennzahlen geschaut werden. Es kann durchaus vorkommen, dass eine Kennzahl allein kaum zur Trennschärfe beiträgt, aber in Kombination mit anderen Kennzahlen wichtige Informationen liefert. Jedes Mal, wenn eine Kennzahl aus dem Modell herausgenommen wird, sollte überprüft werden, ob das Pseudo- R^2 und andere in den folgenden Abschnitten vorgestellte Kennzahlen dadurch signifikant schlechter werden. Obwohl die Herausnahme einzelner Kennzahlen dazu beiträgt, dass nicht alle verfügbaren Informationen in die Berechnung einfließen, so muss auch beachtet werden, dass eine zu große Anzahl von Kennzahlen ein besseres Resultat suggerieren könnte, tatsächlich jedoch das Ergebnis ggf. verzerrt wird.

Schließlich muss berücksichtigt werden, dass zwischen den einzelnen Kennzahlen keine hohe Korrelation besteht, da sich sonst der Informationsgehalt dieser Kennzahlen nicht gegenseitig

ergänzt. Außerdem kann mit Kennzahlen, welche ein Mehrfaches von anderen herangezogenen Kennzahlen darstellen, keine Inverse Matrix zur Schätzung der Logit-Funktion ermittelt werden (s. *Bestimmung der Regressionsparameter*, S. 32).

Zur Feststellung, wie gut sich eine Kennzahl zur Ausfallprognose eignet, bietet sich ein 2-seitiger t -Signifikanztest an. Dazu muss, bei einem vorher definierten Konfidenzniveau α , der t_k -Wert berechnet werden. Dieser ergibt sich als Quotient des Koeffizienten b_k der k -ten Kennzahl und ihrer Standardabweichung σ_{b_k} . Diese statistische Methode wird auch Wald-Statistik genannt. (Löffler und Posch, 2007, S. 8 ff.)

Ausgehend von dem t_k -Wert kann schließlich der p_k -Wert berechnet werden. Die t_k -Werte eines Logit-Modells sind nicht wie bei der klassischen linearen Regression t -verteilt. Ihre Verteilung ist vielmehr mit der Normalverteilung vergleichbar. Zur Ermittlung des p_k -Wertes eines zweiseitigen Signifikanztests, wird somit die Normalverteilung angewandt. Der p_k -Wert ergibt sich aus der mit Faktor 2 multiplizierten Differenz von 1 und dem Wert der Dichtefunktion $\Phi(t_k)$ an der Stelle t_k . Umso näher der p_j -Wert an 0 ist, umso aussagekräftiger ist die der k -te Kennzahl.

$$p_k = 2 \times (1 - \Phi(t_k)) \quad \text{mit} \quad t_k = \frac{b_k}{\sigma_{b_k}}$$

Außerdem kann die Abweichung des Modells vom Idealfall (auch Devianz genannt) berechnet werden. Sie ist mit der Fehlerquadratsumme der klassischen Regressionsanalyse vergleichbar. Die Devianz entspricht dem -2 -fachen des logarithmierten Likelihoods $\ln L$ und folgt approximativ einer Chi-Quadrat-Verteilung (χ^2 -Verteilung) mit $(N - K - 1)$ Freiheitsgraden. Bei einem perfekten Modell nehmen der Likelihood den Wert 1 und die Devianz den Wert 0 an. Das Modell ist umso besser angepasst, je näher die Devianz an 0 ist. Die Hypothese, dass das Modell eine perfekte Anpassung besitzt kann nicht verworfen werden, wenn der Wert p_{Devianz} der Chi-Quadrat-Verteilung mit $(N - K - 1)$ Freiheitsgraden ein Signifikanzniveau von nahezu 1 erreicht. (Backhaus et al., 2006, S. 445)

$$p_{\text{Devianz}} = F_{\chi^2_{N-K-1}}(\text{Devianz}) \quad \text{mit} \quad \text{Devianz} = -2 \times \ln L$$

5.1.4 Pseudo R-Quadrat-Statistiken zur Überprüfung der Güte des Gesamtmodells

Zur Überprüfung der Kombination von Kennzahlen eignet sich das Pseudo- R^2 . Davon haben sich in der Praxis vor allem drei Variationen durchgesetzt – McFaddens R^2 , Cox und Snell R^2 und Nagelkerke R^2 . Das Pseudo- R^2 ist mit dem Bestimmtheitsmaß R^2 der linearen Regression vergleichbar, welches Werte zwischen 0 und 1 einnehmen kann. Ein höherer Wert deutet auf ein hohes Maß zur Quantifizierung der Trennkraft der unabhängigen Variablen. Studien haben belegt, dass das R^2 der linearen Regression bei US Corporates Werte von 35% und mehr erreichen kann.

Das Pseudo- R^2 nach McFadden ergibt sich aus der Differenz zwischen 1 und dem Quotienten aus dem Log-Likelihood $\ln L$ des Modells und dem Log-Likelihood $\ln L_0$ (Nullmodell). Das Nullmodell verfügt nur über eine Konstante, während die übrigen Regressionskoeffizienten mit Null gleichgesetzt werden. (Löffler und Posch, 2007, S. 9 ff.) Das Modell ist umso besser, je größer der Unterschied zwischen $\ln L$ und $\ln L_0$ ist. McFaddens R^2 kann im Idealfall den Wert 1 erreichen, was jedoch aufgrund der Konstruktion der Statistik bei realen Datensätzen nahezu unmöglich ist. Schon bei Werten ab 0,2 wird von einer akzeptablen Modellanpassung gesprochen, bei Werten ab 0,4 sogar von einer guten. (Backhaus et al., 2006, S. 448 f.)

$$\text{McFaddens } R^2 = 1 - \frac{\ln L}{\ln L_0}$$

Der Log-Likelihood $\ln L_0$ wird maximiert, wenn die vorhergesagte Ausfallwahrscheinlichkeit der durchschnittlichen Ausfallwahrscheinlichkeit \bar{y} entspricht. Dies wird erreicht, indem der Wert der logistischen Funktion $\Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i)$ mit einer Konstanten, also der historisch beobachteten Ausfallrate gleichgesetzt wird (Löffler und Posch, 2007, S. 7):

$$\Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i) = \bar{y}$$

Daraus ergibt sich (Löffler und Posch, 2007, S. 9):

$$\begin{aligned} \ln L_0 &= \sum_{i=1}^N [y_i \ln(\Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i)) + (1 - y_i) \ln(1 - \Lambda(\mathbf{b}'\mathbf{x}_i))] \\ &= \sum_{i=1}^N [y_i \ln(\bar{y}) + (1 - y_i) \ln(1 - \bar{y})] = N \times [\bar{y} \ln(\bar{y}) + (1 - \bar{y}) \ln(1 - \bar{y})] \end{aligned}$$

Mit Hilfe des Likelihoods des vollständigen Modells L und des Likelihoods des Nullmodells L_0 kann außerdem das Pseudo- R^2 nach Cox und Snell ermittelt werden. Bei dieser Methode erfolgt zusätzlich die Gewichtung über den Stichprobenumfang N . Cox und Snell R^2 kann nur Werte annehmen, welche kleiner als 1 sind, sodass der Maximalwert 1 nie erreicht wird. Ebenso wie bei McFaddens R^2 , wird schon bei Werten ab 0,2 von einer akzeptablen Modellanpassung gesprochen, bei Werten ab 0,4 sogar von einer guten. (Backhaus et al., 2006, S. 449)

$$\text{Cox und Snell } R^2 = 1 - \left[\frac{L_0}{L} \right]^{\frac{2}{N}}$$

Das Pseudo- R^2 nach Nagelkerke kann auch den Maximalwert 1 erreichen, sodass im Gegensatz zu Cox und Snell R^2 auch eine eindeutige inhaltliche Interpretation erlaubt ist. Dieses Gütekriterium ist am ehesten mit dem Bestimmtheitsmaß der linearen Regression vergleichbar und gegenüber anderen Pseudo- R^2 vorzuziehen. Ebenso wie bei den übrigen Pseudo- R^2 , wird schon bei Werten ab 0,2 von einer akzeptablen Modellanpassung gesprochen, bei Werten ab 0,4 sogar von einer guten. Ab 0,5 wird schließlich von sehr guten Werten gesprochen.

Nagelkerke R^2 ist definiert als der Quotient aus Cox und Snell R^2 und R_{max}^2 . (Backhaus et al., 2006, S. 449 f.)

$$\text{Nagelkerke } R^2 = \frac{\text{Cox und Snell } R^2}{R_{max}^2} \quad \text{mit} \quad R_{max}^2 = 1 - (L_0)^{\frac{2}{K}}$$

5.1.5 Gütekriterien der Anpassung auf Basis der Log-Likelihood-Funktion

Mit den ermittelten $\ln L_0$ und $\ln L$ kann außerdem der Likelihood-Ratio-Test (auch bekannt als „Modell-Chi-Quadrat-Test“) durchgeführt werden (Backhaus et al, 2006, S. 447). Dazu wird das Likelihood-Ratio LR, die Differenz aus der Log-Likelihood-Funktion $\ln L$ des Nullmodells $\ln L_0$, mit dem Faktor zwei multipliziert. Umso größer die Differenz ist, umso höher ist die Erklärungskraft der unabhängigen Variablen (Löffler und Posch, 2007, S. 9 f.).

Die Teststatistik folgt der Chi-Quadrat-Verteilung mit $(K - 1)$ Freiheitsgraden. Um die Signifikanz des gesamten Modells zu prüfen, wird der p_{LR} -Wert ermittelt. Das Modell ist umso besser, je näher dieser Wert an Null ist. (Löffler und Posch, 2007, S. 9 f.)

$$p_{LR} = F_{\chi_{K-1}^2}(\text{LR}) \quad \text{mit} \quad \text{LR} = 2 \times (\ln L - \ln L_0)$$

5.1.6 Beurteilung der Klassifikationsergebnisse

Die Klassifikationsfähigkeit der logistischen Regression wird anhand der richtigen Zuordnung der Elemente beurteilt. Bei einem Zwei-Gruppen-Fall mit gleicher Größe ist eine zufällige Trefferquote von 50% zu erwarten. Die Darstellung erfolgt i.d.R. mit Hilfe einer Klassifizierungstabelle (auch Klassifizierungsmatrix genannt).

Tabelle 6: Klassifizierungstabelle

		tatsächliche Zuordnung	
		insolvent	solvent
geschätzte Zuordnung	insolvent	$1 - \beta$ bzw. Trefferquote (engl.: hit rate)	α Fehler 1. Art bzw. Fehlalarmquote (engl.: false alarm rate)
	solvent	β Fehler 2. Art	$1 - \alpha$
Summe		1	1

Dabei wird der Anteil der solventen, aber als insolvent klassifizierten Kreditnehmer, als Fehler 1. Ordnung (auch α -Fehler, Fehlalarmquote oder *engl.*: false alarm rate genannt) bezeichnet. Der Anteil der insolventen, aber als solvent klassifizierten Kreditnehmer, wird als Fehler 2. Ordnung (auch β -Fehler) bezeichnet. Der Anteil der insolventen und als insolvent klassifizierten Kreditnehmer wird Trefferquote (*engl.*: hit rate) genannt. Der Anteil der als insolvent klassifizierten Kreditnehmer der Gesamtstichprobe entspricht der Alarmquote (*engl.*: alarm rate).

Die proportionale Zufallswahrscheinlichkeit PZW ist bei zwei unterschiedlich großen Gruppen z.T. deutlich höher als 50%. Sie entspricht der Summe aus den quadrierten Anteilswerten a_g der g -ten Gruppe an der Gesamtstichprobe N . Die Anzahl der Gruppen G entspricht bei einem Zwei-Gruppen-Fall genau 2. Der Anteilswert a_g kann auch als der Quotient aus der Anzahl der Elemente der g -ten Gruppe n_g und der Anzahl der Elemente in der Gesamtstichprobe N angegeben werden. (Backhaus et al., 2006, S. 453 ff.)

$$PZW = \sum_{g=1}^G \left(\frac{n_g}{N}\right)^2 = \sum_{g=1}^G a_g^2$$

Der Anteil der richtig klassifizierten Elemente ist immer überhöht, wenn er auf Basis der zur Schätzung der logistischen Regression herangezogenen Stichprobe berechnet wird. Der Stichprobeneffekt ist umso geringer, je größer die Stichprobe ist. Wenn eine ausreichend große Stichprobe vorliegt, kann sie zufällig in zwei Unterstichproben aufgeteilt werden. Mit der Lernstichprobe (*engl.*: In Sample) wird dann die logistische Regressionsfunktion geschätzt und mit der Kontrollstichprobe (*engl.*: Holdout-Sample bzw. Out of Sample) die Klassifizierung überprüft. Dadurch reduziert sich jedoch die zur Schätzung der logistischen Regressionsfunktion verwendete Stichprobe und damit auch die Zuverlässigkeit der geschätzten logistischen Regressionsfunktion. Dieses Verfahren ist nur bei großen Stichproben sinnvoll. (Backhaus et al., 2006, S. 453 f.)

Zur Überprüfung der Klassifikationsergebnisse kann außerdem der Press's Q -Test zur Kreuzvalidierung von Klassifikationsergebnissen eingesetzt werden. Die Prüfgröße Press's Q folgt einer Chi-Quadrat-Verteilung mit einem Freiheitsgrad. Durch Berechnung des Press's Q wird der Anteil der korrekt klassifizierten Kreditnehmer a nötig. Die Klassifizierung ist umso besser, je höher der Press's Q ist, welcher abschließend bei einem möglichst kleinem Signifikanzniveau α (i.d.R. kleiner als 5%) getestet wird. Press's Q und das Signifikanzniveau lassen sich wie folgt berechnen:

$$p_{\text{Press's } Q} = F_{\chi^2_1}(\text{Press's } Q) \quad \text{mit} \quad \text{Press's } Q = \frac{[N - (N \times G \times a)]^2}{N \times (G - 1)}$$

5.1.7 Minimaler Klassifizierungsfehler

Der Klassifizierungsfehler (*engl.*: Classification Error Rate) gibt an, wie häufig im Durchschnitt kreditwürdige und nicht kreditwürdige Kreditnehmer anhand von einem Schwellenwert (auch Cut-Off-Wert oder Trennwert genannt, *engl.*: Cut Value) falsch klassifiziert werden. In *Abbildung 13* sind die Dichtefunktionen der ausgefallenen und der nicht ausgefallenen Kreditnehmer dargestellt. Dabei ist der Anteil der als kreditwürdig eingestuften aber dennoch ausgefallenen Kreditnehmer rechts vom Schwellenwert blau eingefärbt. Entsprechend ist der Anteil der als nicht kreditwürdig eingestuften Kreditnehmer links vom Schwellenwert rot eingefärbt. Wird der Schwellenwert geändert, so verringert sich stets die eine Fläche, während die andere Fläche größer wird (s.

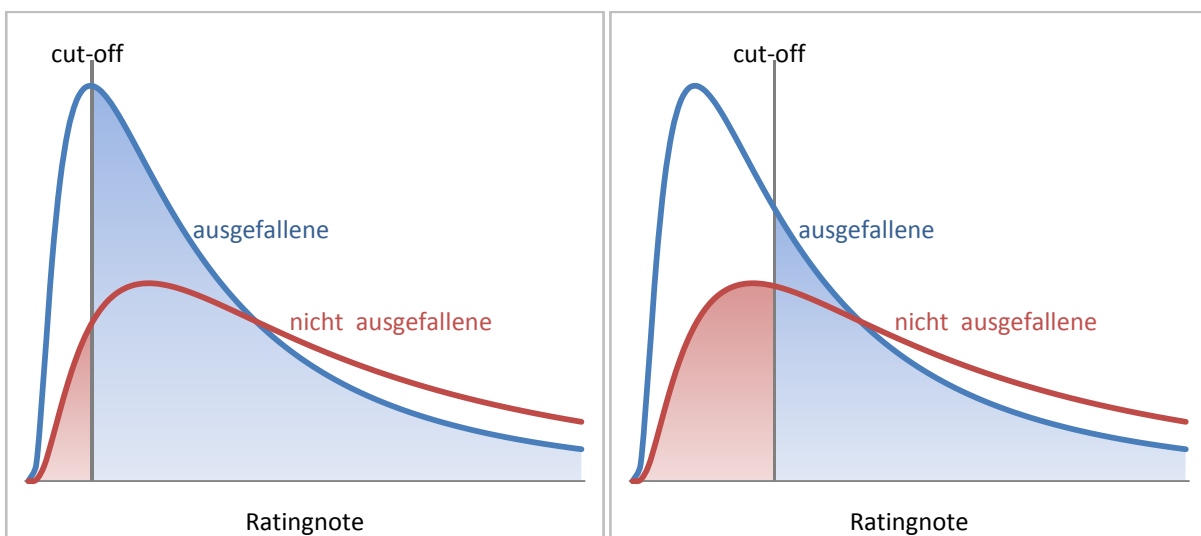
Beurteilung der Klassifikationsergebnisse, S. 36). Der Klassifizierungsfehler entspricht der Hälfte der Summe beider eingefärbter Flächen. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 72 f.)

Standardmäßig wird als Schwellenwert die Eintrittswahrscheinlichkeit [$p(y_i=1) = 0,5$] verwendet. Kreditnehmer mit Ausfallwahrscheinlichkeiten oberhalb von 50% werden den insolventen und der Rest den solventen Kreditnehmern zugeordnet. Der Klassifizierungsfehler ist an dieser Stelle jedoch i.d.R. nicht minimal.

$$y_i = \begin{cases} 1 & \text{falls } PD_i > \text{Schwellenwert} \\ 0 & \text{falls } PD_i \leq \text{Schwellenwert} \end{cases}$$

Zur Ermittlung des minimalen Klassifizierungsfehlers wird für jeden Schwellenwert zwischen dem besten und dem schlechtesten Ratingergebnis einer Stichprobe der Klassifizierungsfehler bestimmt und schließlich der Schwellenwert mit dem kleinsten Klassifizierungsfehler, also der minimale Klassifizierungsfehler (*engl.*: Minimum Classification Error Rate) ausgewählt. Umso kleiner dieser Wert ist, umso trennschärfer ist das Ratingverfahren. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 73)

Abbildung 13: Klassifizierungsfehler (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 73)



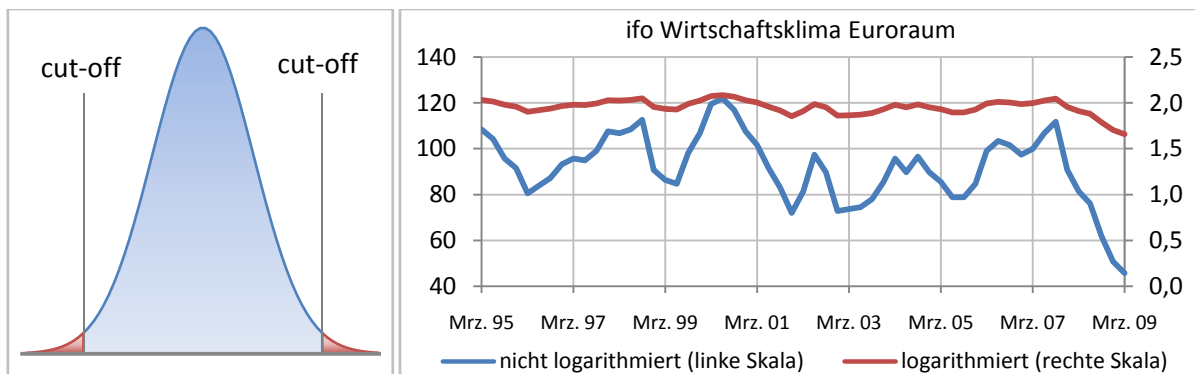
Alternativ kann der minimale Klassifizierungsfehler mit Hilfe der Kolmogoroff-Smirnoff-Statistik ermittelt werden. Dabei wird die maximale Differenz zwischen zwei Dichtefunktion gemessen. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 73)

5.1.8 Optimierung des Ratingverfahrens

Um die Qualität des Ratingverfahrens zu verbessern, sollte die vorliegende Stichprobe vor der Ermittlung des Vektors \mathbf{b} optimiert werden. Dazu existieren in der Praxis unterschiedliche Ansätze.

Beim einfachsten Ansatz werden für jede Kennzahl die Ausreißer nach oben und nach unten aus der Stichprobe entfernt oder mit einem weniger extremen Wert überschrieben. So können zum Beispiel die jeweils höchsten oder niedrigsten 1% der Werte abgeschnitten oder mit den Werten des 1-Prozent- bzw. 99-Prozent-Percentils überschrieben werden. Dieses Verfahren wird Winsorisierung (*engl.*: Winsorization) genannt. Problematisch ist dabei jedoch, dass extreme Ausreißer in der Praxis tatsächlich vorkommen und somit nicht ohne weiteres aus der Stichprobe entfernt werden können, ohne diese zu verfälschen. Gerade vor dem Hintergrund der aktuellen Finanzkrise wird die Berücksichtigung von extremen Werten zunehmend wichtiger.

Abbildung 14: Behandlung von Ausreißern (links: Winsorisierung, rechts: Logarithmierung)



Ein sinnvollerer Ansatz ist dagegen das Logarithmieren der Kennzahlen (Löffler und Posch, 2007, S. 19). Dadurch, dass die Werte normiert werden und die Streuung geringer wird, verzerren Ausreißer die Stichprobe weniger stark.

Im fortgeschrittenen Ansatz wird die gesamte Stichprobe für jede einzelne Kennzahl der Größe nach sortiert und in M gleich große Gruppen oder Quantile aufgeteilt. Das M könnte bei großen Stichproben 50 und bei kleineren Stichproben etwa 10 betragen (Löffler und Posch, 2007, S. 19 ff.). Ein zu großes M führt nicht unbedingt zu besseren Ergebnissen – das M sollte mit Rücksicht auf jede einzelne Eigenschaft bzw. Kennzahl sorgfältig gewählt werden und kann für unterschiedliche Kennzahlen unterschiedlich hoch sein. Bei Kennzahlen mit starker Streuung sollte ggf. ein höheres M gewählt werden als bei solchen mit geringer Streuung.

Für alle M Intervalle wird eine Ausfallrate $defrate_m$ ausgerechnet (Löffler und Posch, 2007, S. 19). Danach wird auf die Formel zur Ermittlung der Ausfallwahrscheinlichkeit beim Logit-Ansatz zurückgegriffen. Es soll diesmal nicht die Ausfallwahrscheinlichkeit, sondern ausgehend von der historischen Ausfallrate in den einzelnen Intervallen der Score z_i ermittelt werden. Die historische Ausfallrate wird als Ausfallwahrscheinlichkeit in den Intervallen angenommen. Dazu wird der Ausdruck umgeformt zu:

$$z_m = \ln \frac{defrate_m}{1 - defrate_m}$$

Für Gruppen mit Ausfallwahrscheinlichkeiten von 0% muss anstelle von Null ein möglichst kleiner Wert, z.B. $1,0 \times 10^{-7}$, verwendet werden, da kein Logarithmus aus Null ermittelt werden kann. Damit kann für jede einzelne Gruppe ein Score ermittelt werden, welcher auf die Ausfallwahrscheinlichkeit schließen lässt. Im letzten Schritt wird in der ursprünglichen Stichprobe für jeden einzelnen Kreditnehmer die Kennzahl mit dem Score der Gruppe, welcher sie zugeordnet wird, ersetzt und damit die Regressionsparameter \mathbf{b} ermittelt.

Tabelle 7: Score-Ermittlung ausgehend aus der Ausfallrate

Gruppe m	Intervall		Ausfallrate _{m+12 Monate} $defrate_m$	Wert t_m	Score Z_m
1	> 1	$\leq \frac{N}{M}$	4,7%	$\text{Max}(defrate_1; 1,0 \times 10^{-7})$	$\ln \frac{t_1}{1 - t_1}$
2	$> \frac{N}{M}$	$\leq \frac{2 \times N}{M}$	3,1%	$\text{Max}(defrate_2; 1,0 \times 10^{-7})$	$\ln \frac{t_2}{1 - t_2}$
3	$> \frac{2 \times N}{M}$	$\leq \frac{3 \times N}{M}$	1,4%	$\text{Max}(defrate_3; 1,0 \times 10^{-7})$	$\ln \frac{t_3}{1 - t_3}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
M	$> \frac{(M-1) \times N}{M}$	$\leq N$	0,0%	$\text{Max}(defrate_M; 1,0 \times 10^{-7})$	$\ln \frac{t_M}{1 - t_M}$

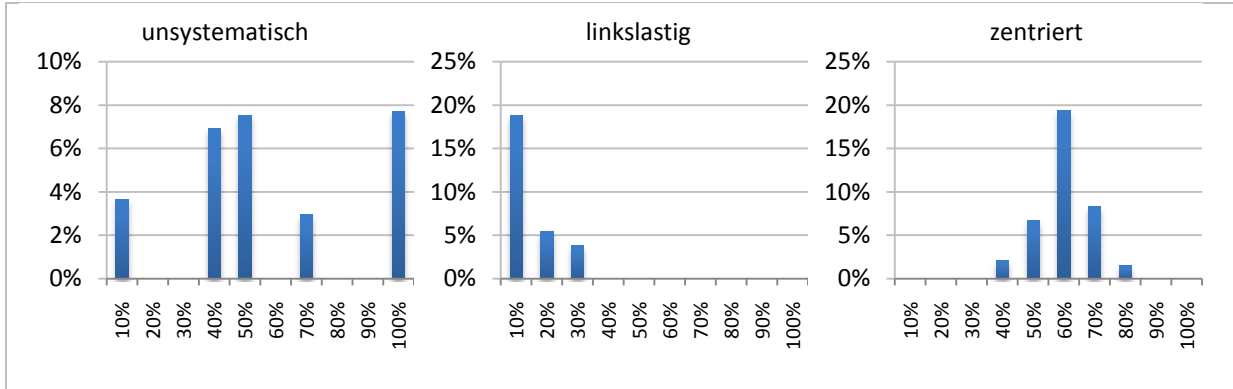
In *Abbildung 15* sind drei mögliche Ergebnisse dargestellt, welche festgestellt werden könnten. Im schlimmsten Fall kann die Ausfallrate in den einzelnen Quantilen weitgehend übereinstimmen und die Verteilung sehr unsystematisch sein. Folgen auf eine hohe Ausfallrate stets kleine Ausfallraten, könnte es ein Indiz dafür sein, dass die Anzahl der Gruppen M reduziert werden sollte.

Viel besser ist es, wenn die Verteilung links- oder rechtslastig ist. Daraus kann abgeleitet werden, dass in den unteren bzw. oberen Quantilen die höchsten Ausfallwahrscheinlichkeiten vorkommen. Ebenso ist es möglich, dass die Ausfallwahrscheinlichkeiten sowohl in unteren als auch in oberen aber auch nur in den mittleren Quantilen hoch sind.

Dieser Zusammenhang wird am Beispiel vom Umsatzwachstum deutlich. So kann ein niedriger Wert auf starken Wettbewerb oder erfolglose Produktpolitik zurückgeführt werden. Ein sehr hohes Umsatzwachstum ist mit hohem Bedarf an finanziellen Mitteln verbunden und

kann auch auf Kosten geringer Margen erreicht werden. Dementsprechend sind die Ausfallraten bei Unternehmen mit ausgewogenem Wachstum am niedrigsten. (Löffler und Posch, 2007, S. 19)

Abbildung 15: Ausfallraten zwischen den einzelnen Schranken



Bei der Ermittlung der Ausfallraten in den einzelnen Quantilen kann es auch bei sorgfältig gewählter Gruppenanzahl M durchaus vorkommen, dass nach einer Reihe geringer Ausfallwahrscheinlichkeiten auch hohe Werte auftreten. Die Ausreißer können nicht ausgeschlossen werden. Um ein möglichst gutes Ergebnis zu erzielen, sollte eine möglichst große Stichprobe vorhanden sein und die Anzahl der Gruppen mit Rücksicht auf den Stichprobenumfang festgelegt werden. Kennzahlen mit unsystematischer Verteilung von Ausfallraten sollten aus dem Ratingmodell ausgeschlossen werden.

5.2 Validierung

5.2.1 Qualitative vs. Quantitative Validierung

Die Validierung eines Ratingverfahrens kann auf qualitativer oder quantitativer Grundlage erfolgen. Qualitative Aspekte umfassen das Modelldesign, die Qualität der herangezogenen Daten sowie die Anwendung des Verfahrens.

Im Rahmen der Überprüfung des Modelldesigns muss sichergestellt werden, dass der Ratingprozess transparent und ausreichend dokumentiert ist. Der Einfluss der Risikofaktoren muss ökonomisch begründet sein. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 68)

Die Qualität der herangezogenen Daten wird dadurch bestimmt, dass diese vollständig und konsistent erhoben werden. Dazu ist eine große Menge historischer Daten notwendig. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 68 ff.)

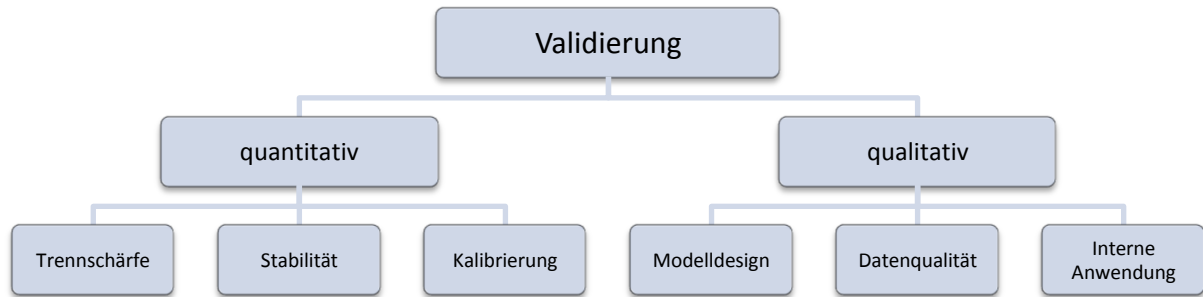
Die Anwendung des Verfahrens umfasst die prozessorientierte Validierung. Dabei werden die hausinternen Ratingprozesse überprüft, etwa die Höhe der Kreditlimite von Kreditnehmern entsprechend ihrem Rating. Ferner muss sichergestellt sein, dass die Ratinganwender das Ratingssystem verstehen und dieses im täglichen Geschäft anwenden. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 69)

Quantitative Aspekte beschäftigen sich mit der Trennschärfe, der Stabilität und der Kalibrierung eines Ratingverfahrens (Nalden und Weber, 2005, S. 40). Die Trennschärfe ist die Fähigkeit eines Ratingverfahrens ex ante zwischen ausgefallenen und nicht ausgefallenen Kreditnehmern zu diskriminieren, also im Voraus ausfallgefährdete Kreditnehmer zu erkennen. Ein Ratingverfahren ist umso besser, je weniger Kreditnehmer mit gering geschätzter Ausfallwahrscheinlichkeit tatsächlich ausfallen bzw. je weniger Kreditnehmer mit hoch geschätzter Ausfallwahrscheinlichkeit tatsächlich nicht ausfallen. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 63 ff.)

Bei der Ratingstabilität wird untersucht, ob sich die Qualität der vorhergesagten Ausfallwahrscheinlichkeiten im Zeitverlauf verschlechtert. Bei stabilen Ratingverfahren bleibt der unterstellte Zusammenhang zwischen beobachtbaren Merkmalausprägungen und dem Ausfallrisiko im Zeitverlauf robust (Nalden und Weber, 2005, S. 41). Um die hohe Qualität zu gewährleisten, wird untersucht, ob zwischen den gewählten Risikofaktoren empirische Korrelationen bestehen. In einem guten Modell sollten die einzelnen Faktoren kaum miteinander korrelieren. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 63 ff.)

Bei der Kalibrierung wird der Grad der Übereinstimmung von ex ante prognostizierten Ausfallwahrscheinlichkeiten und ex post realisierten bzw. historisch beobachteten Ausfallquoten überprüft. (Nalden und Weber, 2005, S. 40 f.) Die Abweichung der prognostizierten Werte von den tatsächlichen sollte möglichst gering sein.

Abbildung 16: Validierung von Ratingverfahren (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 60)



Die Trennschärfe und die Kalibrierung können anhand von *Tabelle 8* veranschaulicht werden. Dabei werden zwei unterschiedliche Ratingverfahren gegenübergestellt und die mit ihnen berechneten Ausfallwahrscheinlichkeiten mit den tatsächlichen Ausfallwahrscheinlichkeiten verglichen.

Tabelle 8: Kalibrierung und Trennschärfe (Löffler und Posch, 2007, S. 147)

Kreditnehmer	Ausfallwahrscheinlichkeit		
	Ratingverfahren 1	Ratingverfahren 2	tatsächlich
B1	1,00%	2,01%	1,50%
B2	5,00%	2,00%	2,00%
B3	20,00%	1,99%	2,50%
Ø	8,67%	2,00%	2,00%

Das erste Ratingverfahren kann die jeweiligen Kreditnehmer anhand ihrer Ausfallwahrscheinlichkeit richtig ordnen. Jedoch weichen die dabei ermittelten Ausfallwahrscheinlichkeiten sehr stark von den tatsächlich beobachteten ab.

Das zweite Ratingverfahren ermittelt eine durchschnittliche Ausfallwahrscheinlichkeit, welche mit der tatsächlich beobachteten übereinstimmt, obwohl sich die einzelnen Ausfallwahrscheinlichkeiten etwas von den tatsächlich beobachteten unterscheiden. Die Anordnung der Kreditnehmer entsprechend ihrer Bonität ist falsch. Für Kreditnehmer mit schlechterer Bonität werden niedrigere Ausfallwahrscheinlichkeiten ausgerechnet als für Kreditnehmer mit besserer Bonität.

Somit hat das erste Verfahren gute Ergebnisse bei der Kalibrierung und schlechte bei der Trennschärfe. Bei dem zweiten Verfahren ist es genau umgekehrt. (Löffler und Posch, 2007, S. 147)

Im Folgenden werden die quantitativen Methoden zur Validierung der Ratingverfahrens genauer vorgestellt. Insbesondere der Brier-Score, aber auch der Gini-Koeffizient haben sich in der Praxis als äußerst wirksam erwiesen, bei unterschiedlichen Portfoliogrößen und unter-

schiedlichen Portfolioausfallraten gute Ratingverfahren von schlechten zu unterscheiden (Nolden und Weber, 2005, S. 38).

5.2.2 Cumulative Accuracy Profile Curve und Gini-Koeffizient

Eine Cumulative Accuracy Profile Curve (CAP) dient der Visualisierung der Trennschärfe (*engl.*: Discriminatory Power) eines Ratingverfahrens. Die Kreditnehmer werden nach ihrem Ratingergebnis (bei diskreten Ratingkategorien) bzw. ihrer Ausfallwahrscheinlichkeit (bei kontinuierlicher Logit-Verteilung) beginnend mit dem schlechtesten Rating bzw. der höchsten Ausfallwahrscheinlichkeit geordnet. An der x-Achse wird im nächsten Schritt der kumulierte Anteil der Kreditnehmer und auf der y-Achse der kumulierte Anteil der ausgefallenen Kreditnehmer eingetragen.

Mathematisch gesehen entspricht der Wert an der x-Achse der Alarmquote (Anteil der als insolvent klassifizierten Unternehmen) und der Wert auf der y-Achse der Trefferquote (Anteil der insolventen und als insolvent klassifizierten Unternehmen), also der Differenz aus 100 Prozent und dem Alpha-Fehler (Wahrscheinlichkeit, dass solvente Unternehmen den insolventen Zugeordnet werden). (Deutsche Bundesbank, 2003)

Je steiler der Verlauf der Kurve nahe dem Ursprung und je schneller 100% an der y-Achse erreicht werden, umso höher ist die Qualität eines Ratingverfahrens. Aus einem Koordinatenpunkt (0,3 / 0,7) ließe sich etwa ablesen, dass die am schlechtesten eingestufteten 30% der Kreditnehmer 70% der Ausfälle auf sich vereinen.

Bei einem perfekten Ratingmodell müssen die am schlechtesten bewerteten Unternehmen ausfallen. Da keine Fehler vorhanden sind, muss der Verlauf der Kurve zwischen dem Ursprung und der 100-Prozent-Marke auf der y-Achse gerade sein. Bei einem schlechten Ratingverfahren und zufälligen Ratingergebnissen und Ausfallwahrscheinlichkeiten entspricht die Kurve der Ursprungsdiagonalen oder schmiegt sich an diese an.

Bei Ratingverfahren liegt die CAP-Kurve zwischen den beiden Extremen. Umso mehr sich die Kurve dem Verlauf des perfekten Modells nähert, umso besser ist das Ratingverfahren. Mit Hilfe des Gini-Koeffizienten (auch Accuracy Ratio oder Power Ratio genannt), dem Quotienten der Fläche a_R zwischen der Ursprungsdiagonalen und der CAP-Kurve des Ratingverfahrens sowie der Fläche a_P zwischen der Ursprungsdiagonalen und der CAP-Kurve des perfekten Modells, kann die Güte der Diskriminierung bestimmt werden (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 71).

Der Gini-Koeffizient kann dabei einen Wert zwischen +1 (perfektes Modell) und -1 (Verlauf der CAP-Kurve unterhalb der Ursprungsgeraden und somit gute Ratingnoten bei schlechter Bonität und umgekehrt schlechte Ratingnoten bei guter Bonität) annehmen. (Löffler und Posch, 2007, S. 149)

$$\text{Gini Koeffizient} = \frac{a_R}{a_P}$$

5.2.3 Receiver Operating Characteristic und Area Under the Curve

Eine andere Möglichkeit der Validierung eines Ratingverfahrens bietet die Receiver Operating Characteristic (ROC). Im Rahmen des Ratingverfahrens wird ein Schwellenwert (*engl.*: Cut-Off Value) festgelegt. Alle Kreditnehmer oberhalb des Schwellenwertes werden als kreditwürdig und alle unterhalb als nicht kreditwürdig definiert. Ein gutes Ratingverfahren wird unabhängig von dem Schwellenwert eine hohe Trefferquote bei der Bestimmung von nicht kreditwürdigen Kreditnehmern haben und nur wenige kreditwürdige Kreditnehmer als nicht kreditwürdig (Fehlalarmquote) einstufen. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 72)

Um die ROC-Kurve zu zeichnen, werden für alle Schwellenwerte zwischen dem besten und dem schlechtesten Ratingverfahren die Rate der kreditwürdigen, aber zu den nicht kreditwürdigen zugeordneten Kreditnehmern auf der x-Achse (Fehlalarmquote) und die Treffsicherheit bei Bestimmung von nicht kreditwürdigen Kreditnehmern (Trefferquote, also der Anteil der insolventen und als insolvent klassifizierten Unternehmen) auf der y-Achse eingetragen. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 72; S. 72; Hartmann-Wendels, 2005, S. 12)

Die Güte des Ratingmodells wird dabei mit Hilfe von Area Under the Curve (AUC), also der Fläche unterhalb der ROC-Kurve bestimmt. Bei einem perfekten Modell verläuft die ROC-Kurve parallel zur x-Achse und hat stets den Wert 100 Prozent auf der y-Achse. Der AUC ist in diesem Fall gleich 1. Bei einem zufälligen Modell verläuft die ROC-Kurve entlang der Ursprungsdiagonalen und der AUC entspricht 0,5. Werden Kreditnehmer mit guter Bonität schlecht bewertet und Kreditnehmer mit schlechter Bonität umgekehrt gut bewertet, verläuft die ROC-Kurve unterhalb der Ursprungsdiagonalen und der AUC ist umso näher an 0, je schlechter die Qualität des Ratingverfahrens ist.

In der Regel verläuft die ROC-Kurve oberhalb der Ursprungsdiagonalen und ist in ihrem Ursprung umso steiler, je besser sie ist. Zwischen dem Gini-Koeffizienten dem AUC besteht ein linearer Zusammenhang, sodass sich mit Hilfe des AUC der Gini-Koeffizient bestimmen lässt und umgekehrt bei gegebenem AUC stets der Gini-Koeffizient berechnet werden kann (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 73):

$$AUC = \frac{\text{Gini Koeffizient} + 1}{2} \quad \text{bzw.} \quad \text{Gini Koeffizient} = 2 \times (AUC - 0,5) = 2 \times AUC - 1$$

In *Abbildung 18* sind die möglichen Verläufe der Cumulative Accuracy Profile Curve und des Receiver Operating Characteristic dargestellt.

5.2.4 Brier Score

Mit Hilfe des Brier Scores lässt sich neben der Trennschärfe auch die Kalibrierung überprüfen. Mit dieser Methode wird, ähnlich wie bei der Berechnung der Varianz, die Summe der quadrierten Abweichungen der geschätzten Ausfallwahrscheinlichkeiten PD_i vom Erwartungswert y_i durch die Anzahl N der Beobachtungen geteilt. Dabei nimmt y_i jeweils den Wert 1 bei Ausfall und sonst den Wert 0 an (s. *Logistische Regression (Logit-Modell)*, S. 29). Der

Brier Score kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen und ist umso besser je kleiner er ist. (Löffler und Posch, 2007, S. 156 f.)

$$\text{Brier Score} = \frac{1}{N} \times \sum_{i=1}^N (y_i - PD_i)^2$$

5.2.5 Bootstrap-Verfahren

Mit Hilfe vom Bootstrap-Verfahren (*engl.*: Bootstrapping) kann ferner das Konfidenzintervall des Gini-Koeffizienten, des AUC und des Brier-Scores ermittelt werden. Dazu muss aus den vorliegenden N Beobachtungen im Rahmen eines zufälligen Prozesses N -mal ein zufälliger Kreditnehmer ausgewählt und seine errechnete Ausfallwahrscheinlichkeit PD_i sowie der Ausfallstatus y_i (1 oder 0) notiert werden. Die Bootstrap-Menge weist die gleiche Anzahl N der Kreditnehmer aus wie die Grundgesamtheit. Jeder Kreditnehmer kann mehrmals in der zufälligen Stichprobe vorkommen, sodass es sich bei diesem Verfahren um einen „Versuch mit Zurücklegen“ handelt. (Löffler und Posch, 2007, S. 153 ff., Müller-Masiá, 2005, S. 61)

Für diese zufällige Stichprobe werden dann sowohl der Gini-Koeffizient als die AUC als auch der Brier-Score ermittelt. Der Zufallsprozess und die Berechnung werden M -mal durchgeführt und notiert. Am Ende können die Konfidenzintervalle [untere Schranke; obere Schranke] für den Gini-Koeffizienten, den AUC und den Brier-Scores beim Signifikanzniveau α ermittelt werden. Die untere Schranke wird mit dem $\left(\frac{\alpha}{2}\right)$ -Quantil und die obere Schranke mit dem $\left(1 - \frac{\alpha}{2}\right)$ -Quantil begrenzt. (Löffler und Posch, 2007, S. 153 ff.)

Abbildung 17: Konfidenzintervall

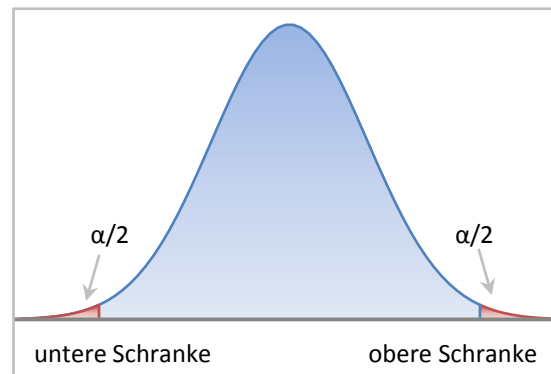
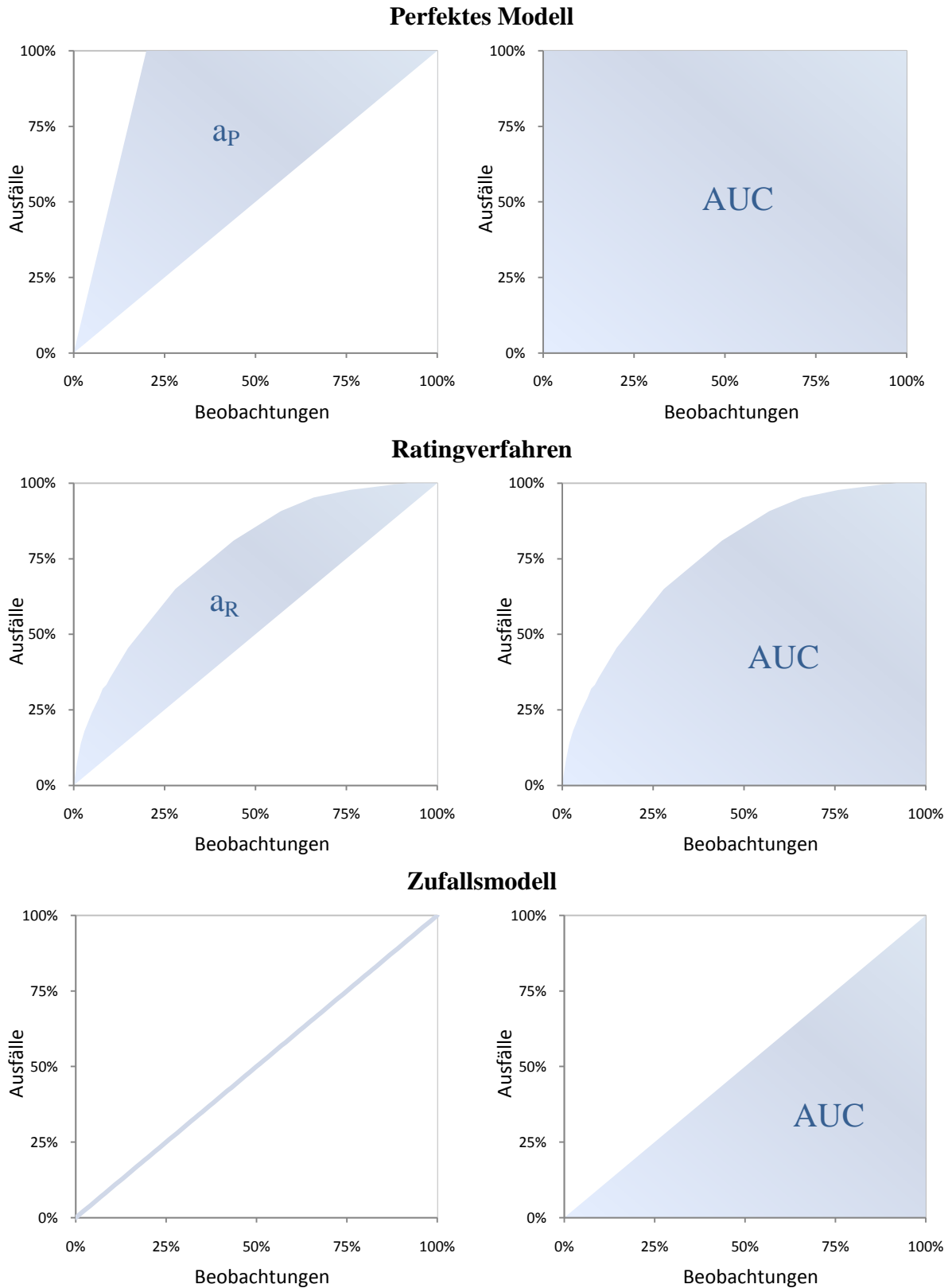


Abbildung 18: Cumulative Accuracy Profile Curve (links) und Area Under the Curve (rechts)
(Deutsche Bundesbank, 2003, S. 71 f.)



6 Auswahl der Kennzahlen

6.1 Zusammenstellung von relevanten Kennzahlen

6.1.1 Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Einflussfaktoren

Die LBO-Transaktionen umfassen mehrere Branchen, welche im Wesentlichen sehr unterschiedliche sektorspezifische Kennzahlen aufweisen (Anlageintensität, Forderungs- & Verbindlichkeitenintensität, Working-Capital-Intensität, Umsatzmarge). Um ein für alle LBO-Transaktionen gültiges Modell aufzubauen, wird im Folgenden auf industriespezifische Kennzahlen verzichtet, auch wenn dies in einzelnen Fällen zu Ungenauigkeiten bei der Ermittlung des Scores führen kann. Ein weiterer Grund für diese Vorgehensweise liegt darin, dass die vorhandene Stichprobe nicht ausreichend groß ist, um das Modell für unterschiedliche Industriesektoren anzupassen (s. *Stichprobe*, S. 64).

In Folge dessen wird sich die Analyse der unternehmensspezifischen Kennzahlen auf typische LBO-Kennzahlen beschränken. Diese sind für jede einzelne Transaktion schnell und leicht ermittelbar und umfassen die Schuld- und Kapitaldienstfähigkeit, die Höhe der Verschuldung und die Finanzierungsstruktur.

Zur Beurteilung der Bonität eines einzelnen Unternehmens ist es durchaus sinnvoll nicht nur die unternehmensspezifischen Größen zu betrachten, sondern einen Top-Down-Ansatz zu wählen und zu analysieren, wodurch diese Größen beeinflusst werden.

Das aktuelle Zinsniveau, die Arbeitslosenquote und viele weitere volkswirtschaftliche (v.a. makroökonomische) Faktoren beeinflussen unmittelbar die Rahmenbedingungen einer Wirtschaft und müssen als exogen gegeben betrachtet werden. Diese Größen haben starken Einfluss auf den Kapitalmarkt und die Erwartungen der einzelnen Marktteilnehmer. Der Kapitalmarkt reagiert i.d.R. schneller als die Realwirtschaft (Markt für Güter und Dienstleistungen) auf Veränderungen in der Volkswirtschaft. Kapitalmarktverwerfungen können bereits als Indiz für kommende Schwierigkeiten in der Realwirtschaft angesehen werden. Sie wirken sich unmittelbar in Form vom Zinsniveau und Risikoaufschlägen auf die Refinanzierungskosten der Unternehmen aus.

Diese Einflüsse können je nach Branche sehr unterschiedlich ausfallen. Während zyklische Branchen, wie etwa Bau und Chemie, sehr sensibel auf Verschlechterung der volkswirtschaftlichen Rahmenbedingungen reagieren, sind diese Auswirkungen für andere weniger zyklische Branchen, wie Pharmazie, sehr gering.

Aber auch innerhalb der einzelnen Branchen können die veränderten Rahmenbedingungen unterschiedlich sein. Ein äußerst wichtiger Faktor ist dabei die Finanzierungsstruktur eines einzelnen Unternehmens. Hoch verschuldete Unternehmen müssen sich bei steigendem Zinsniveau teurer refinanzieren. Je höher die Verschuldung ist, umso höher ist auch der Kapitalkostenaufschlag (*engl.*: Spread bzw. Credit Spread) für diese Unternehmen.

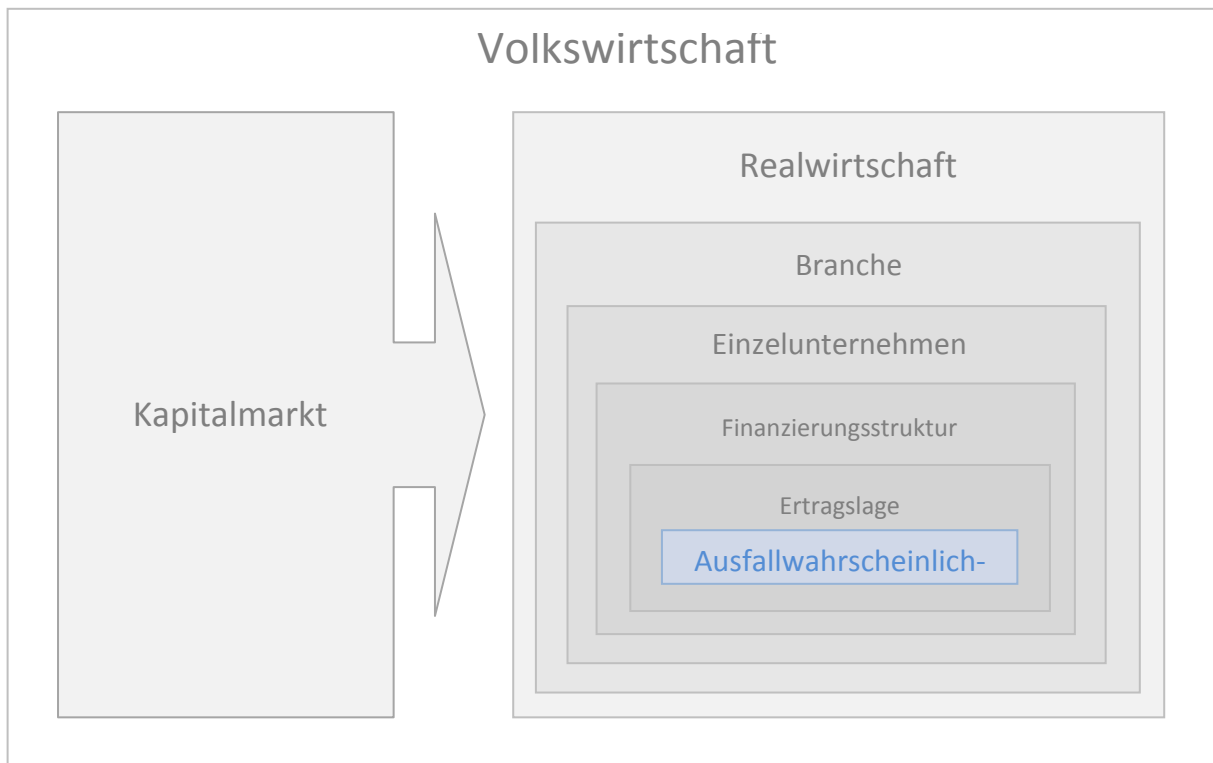
Schließlich spiegelt sich die Ausfallwahrscheinlichkeit eines Unternehmens auch in seiner Ertragskraft wieder. Profitable Unternehmen mit hohen Cash Flows und Margen sind weniger

stark ausfallgefährdet als ihre Konkurrenten mit ineffizienten Produktionsstrukturen und defizitären Bereichen.

Um diesen vielfältigen Faktoren bei der Bonitätsprüfung gleichermaßen gerecht zu werden, bietet es sich an, sie alle bei dem Ratingverfahren zu berücksichtigen. Je nach Fristigkeit können unterschiedliche Faktoren maßgeblich sein. So könnte für die kurzfristige Ausfallwahrscheinlichkeit das kurzfristige Zinsniveau und für die langfristige Ausfallwahrscheinlichkeit das langfristige Zinsniveau bedeutend sein.

Insbesondere muss beachtet werden, dass die meisten Faktoren von der Umwelt exogen vorgegeben oder sehr statisch sind (v.a. Finanzierungsstruktur). Nur die wenigsten von ihnen, allem voran die Ertragslage, sind dynamisch und können durch geschäftspolitische Entscheidungen vergleichsweise schnell beeinflusst werden. Im Folgenden werden die wesentlichen Faktoren vorgestellt.

Abbildung 19: Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Einflussfaktoren auf die Ausfallwahrscheinlichkeit



6.1.2 Zielmarkt und Eingrenzung der Kennzahlen

Die im Folgenden herangezogenen volkswirtschaftlichen Kennzahlen beziehen sich auf die EURO-15-Zone und umfassen somit Westeuropa, Skandinavien (außer Norwegen), Großbritannien und den Mittelmeerraum vor der EU-Osterweiterung in 2004. Entsprechend sind auch die Kapitalmarktindikatoren auf den europäischen Raum zugeschnitten. Dieser Wirtschaftsraum deckt sich im Wesentlichen auch mit der Stichprobe der herangezogenen LBO-Transaktionen. Obwohl ein sehr geringer Anteil der herangezogenen Stichprobe aus der Schweiz, welche nicht Teil der EURO-Zone ist, stammt, stellt dies wegen der starken wirtschaftlichen Verflechtungen zwischen der Schweiz und dem EURO-15-Raum keine größeren Probleme dar.

Abbildung 20: EURO-15-Raum



Die Auswahl folgender volkswirtschaftlicher Kennzahlen erfolgte nach Beratung durch Prof. Dr. Paul G. Schmidt von der Frankfurt School of Finance & Management.

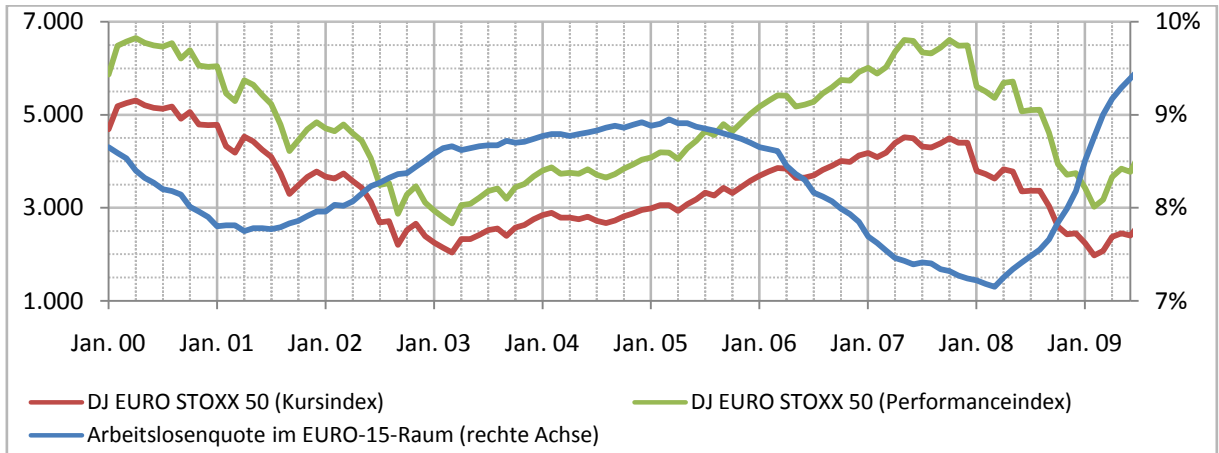
Ziel ist, das Ratingmodell möglichst praktikabel zu gestalten und nur leicht zugängliche und leicht zu kommunizierende Kennzahlen einzubeziehen.

6.1.3 Konjunkturzyklus

Um aus betriebswirtschaftlichen und volkswirtschaftlichen Kennzahlen zuverlässige Ratingergebnisse zu gewährleisten, sollten die historischen Daten zumindest einen ganzen Konjunkturzyklus enthalten. Die *Abbildung 21* gibt den Verlauf der Arbeitslosenquote und des DJ EURO STOXX50 (sowohl Kurs- als auch Performanceindex) wieder. Die Arbeitslosenquote folgt dabei dem Aktienindex um einige Monate verzögert in entgegengesetzter Richtung. Hätte die Abbildung auch das Bruttoinlandsprodukt für den EURO-15-Raum enthalten, wären die Konjunkturzyklen weniger deutlich zu sehen, da das BIP bis 2008 kontinuierlich gestiegen ist. Das BIP-Wachstum war in konjunkturschwachen Perioden deutlich niedriger als in wirtschaftlich guten Perioden.

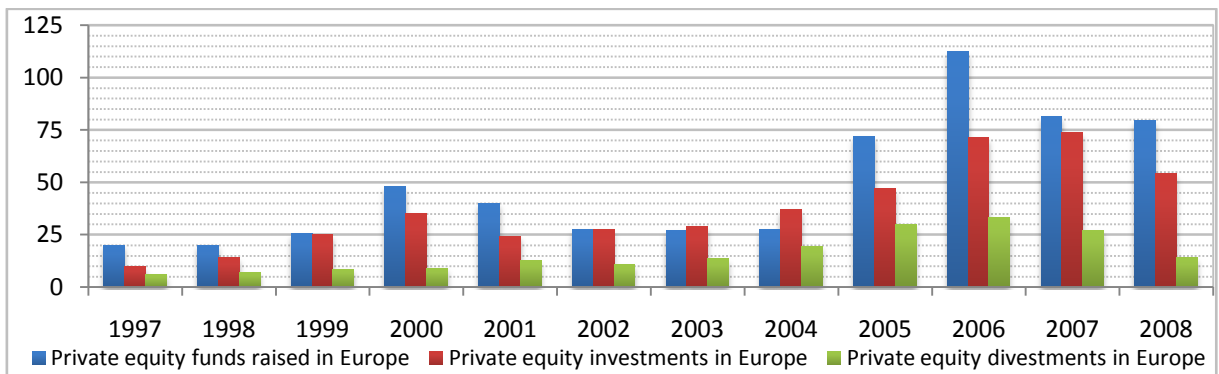
Die folgende Analyse wird sich auf den Zeitraum von 2001 bis Mitte 2009 beschränken, welcher neben dem Ende der New-Economy-Blase, den Terroranschlägen vom 11. September, den weltweiten Konjunkturanstieg in den Folgejahren sowie die Ölpreisschmelze und die aktuellen Finanz- und Wirtschaftskrise einschließt.

Abbildung 21: DJ EURO STOXX 50 vs. Arbeitslosenquote im EURO-15-Raum (EZB und STOXX, 2009)



Außerdem bietet sich dieser Zeitraum für die Analyse an, weil das Volumen von LBO-Transaktionen in Europa in diesem Zeitraum kontinuierlich gestiegen und seinen absoluten Höhepunkt erreicht hat. Die Zahlen beziehen sich auf den gesamten Private-Equity-Markt, wovon aktuell ca. 75% der LBO-Markt ausmacht. Der LBO-Konjunkturzyklus ist in der *Abbildung 22* dargestellt. Die Kreditklemme in der zweiten Jahreshälfte 2007 wirkt sich bereits negativ auf den Sektor aus. Durch die Lehman-Pleite wird diese Entwicklung weiter verstärkt, sodass der LBO-Markt nahezu vollständig zum Stillstand kommt. Es werden seitdem kaum große Transaktionen getätigt.

Abbildung 22: Europäisches Buyout-Volumen in Mrd. Euro (EVCA, 2009)



Da sich die vorliegende Stichprobe als nicht groß genug erweist, um die Branche in das Ratingverfahren einzubeziehen, wird stattdessen ein Zyklizität-Faktor einbezogen. Die Ausprägung wird auf einer Skala mit *starker*, *mittlerer* und *geringer* Zyklizität angegeben.

Dabei gibt es grundsätzlich zwei Möglichkeiten zur Umsetzung. Zum einen kann die Skalierung metrisch mit Werten 0 (gering), 0,5 (mittel) und 1 (stark) angegeben werden. Um die Trennschärfe zu verbessern, werden im Folgenden aber alle drei Ausprägungsmöglichkeiten

mit 0 (Eigenschaft trifft zu) oder 1 (Eigenschaft trifft nicht zu) kodiert. Die drei möglichen Ausprägungen sehen wie folgt aus:

Tabelle 9: Zyklizität

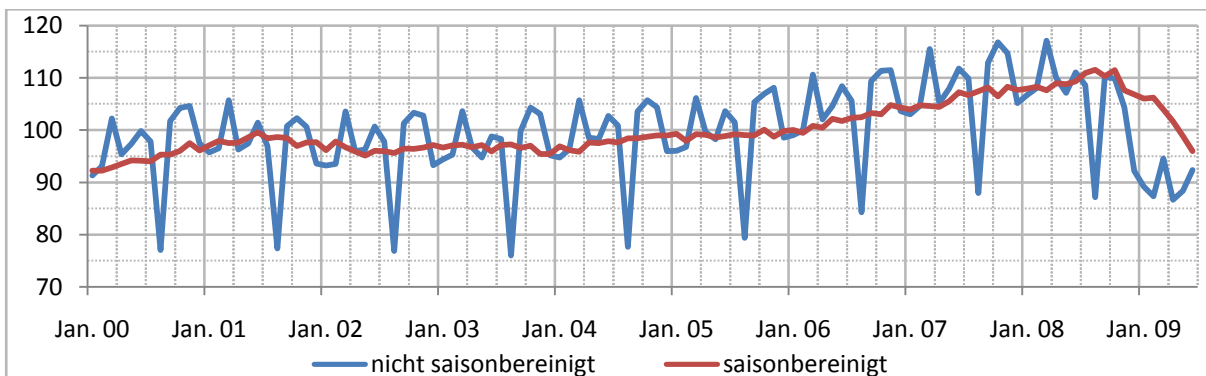
		Zyklizität		
		gering	mittel	stark
Faktorausprägung	gering	1	0	0
	mittel	0	1	0
	stark	0	0	1

Ein weiterer Vorteil dieser Vorgehensweise ist, dass die Zyklizität für das Gesamtunternehmen angegeben wird. Es kommt durchaus vor, dass v.a. größere Konzerne in mehreren Branchen tätig sind und diese Branchen unterschiedlich zyklisch sind. In solchen Fällen ist es einfacher die Ausprägung der Zyklizität für den Gesamtkonzern unter Beachtung der Umsatzanteile in den einzelnen Branchen zu ermitteln, als etwa für jedes einzelne Segment ein einzelnes Rating zu erstellen.

6.1.4 Saisonale Schwankungen

Die meisten LBO-Kennzahlen werden auf der Basis der vergangenen 12 Monate (Last Twelve Months – LTM) ermittelt. Dadurch werden saisonale Schwankungen, welche in einzelnen Branchen sehr hoch sein können, geglättet. In *Abbildung 23* ist der Index der Industrieproduktion für den EURO-15-Raum seit 2000 abgebildet. Während der saisonbereinigte Index einen weitestgehend glatten Verlauf hat, unterliegt der nicht saisonbereinigte Index regelmäßigen Schwankungen. Diese Schwankungen folgen einem bestimmten saisongetriebenem Muster. Der Tiefpunkt der Produktion wird jeweils im August erreicht. Die Ausschläge in der Produktion schlagen sich unmittelbar auch in der Ertragslage der Unternehmen wieder, welche v.a. mit EBITDA (s. 6.4.1 EBITDA, S. 59) gemessen wird.

Abbildung 23: Industrielle Produktion ohne Baugewerbe für den EURO-15-Raum (EZB, 2009)



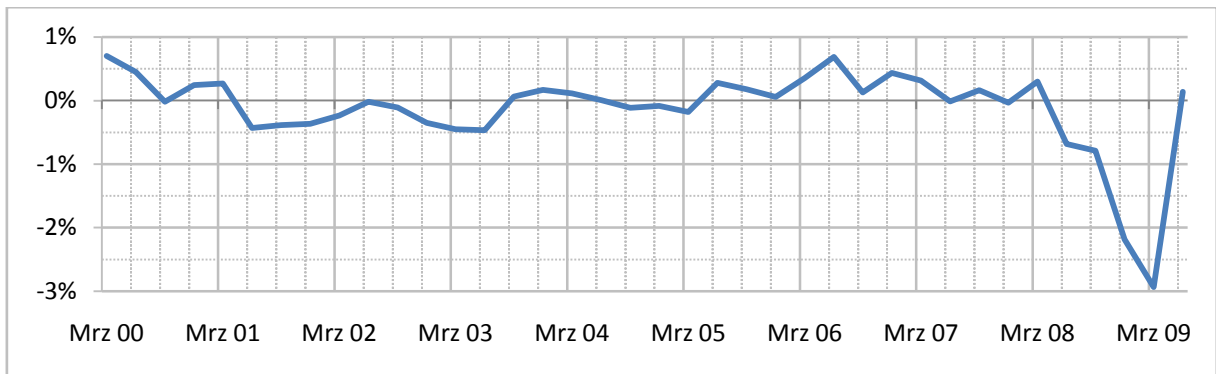
6.2 Volkswirtschaftliche Faktoren

6.2.1 Realer Wachstum des Bruttoninlandsproduktes (BIP)

Das nominale Bruttoinlandsprodukt (BIP) ist die Summe aller in einer Volkswirtschaft hergestellten Güter zu Marktpreisen. Wird das nominale BIP durch den Preisindex dividiert, ergibt sich das reale BIP, das um die Inflation bereinigt ist. Dieser Preisindex wird BIP-Deflator genannt. Die Veränderung des Bruttoinlandsproduktes gegenüber den Vorperioden wird als BIP-Wachstum bezeichnet. (Mankiw, 2007, S. 22 ff.)

$$\text{BIP}_{\text{Wachstum}} = \frac{\text{BIP}_{\text{real, Periode } t}}{\text{BIP}_{\text{real, Periode } t-1}} - 1 \quad \text{mit} \quad \text{BIP}_{\text{real}} = \frac{\text{BIP}_{\text{nominal}}}{\text{BIP Deflator}}$$

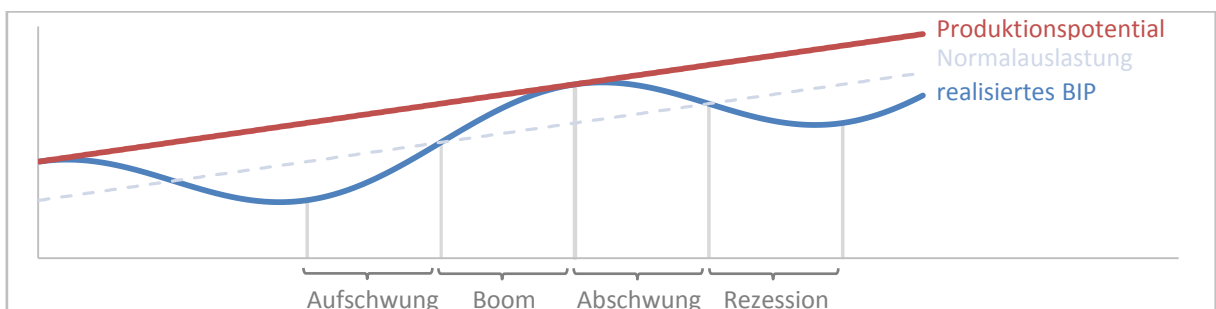
Abbildung 24: BIP-Wachstum gegenüber dem Vorquartal im EURO-15-Raum (EZB, 2009)



6.2.2 Auslastung der Volkswirtschaft

Um die Auslastung einer Volkswirtschaft (auch Auslastung des Produktionspotentials genannt) zu bestimmen, wird ein Basisjahr mit einer hohen Auslastung der Volkswirtschaft gewählt und angenommen, dass ein linearer Trend vorliegt. Das tatsächliche BIP ist jedoch zyklischen Schwankungen (Aufschwung, Boom, Abschwung, Rezession) ausgesetzt. Der Quotient aus der Ist-Auslastung (realisiertes BIP) und dem Produktionspotential ergibt die Auslastung der Volkswirtschaft. (Hardes, Schmitz und Uhly, 2002, S. 319 ff.)

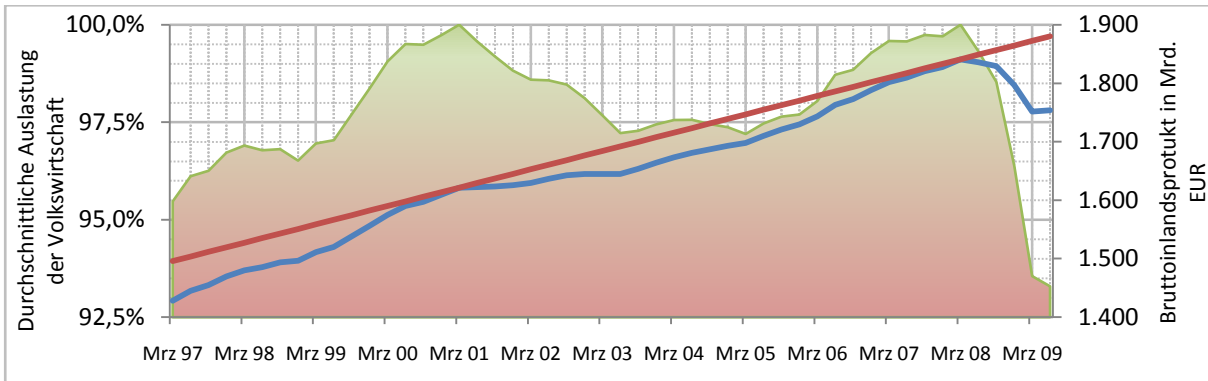
Abbildung 25: Auslastung der Volkswirtschaft (Hardes, Schmitz und Uhly, 2002, S. 319)



Das tatsächlich realisierte BIP verläuft über den gesamten Konjunkturzyklus unterhalb des Produktionspotentials und wird als Normalauslastung einer Volkswirtschaft bezeichnet. (Harden, Schmitz und Uhly, 2002, S. 319 ff.)

$$\text{Auslastung einer Volkswirtschaft} = \frac{\text{realisiertes BIP}}{\text{Produktionspotential}}$$

Abbildung 26: Durchschnittliche Auslastung der Volkswirtschaft im EURO-15-Raum (EZB, 2009)

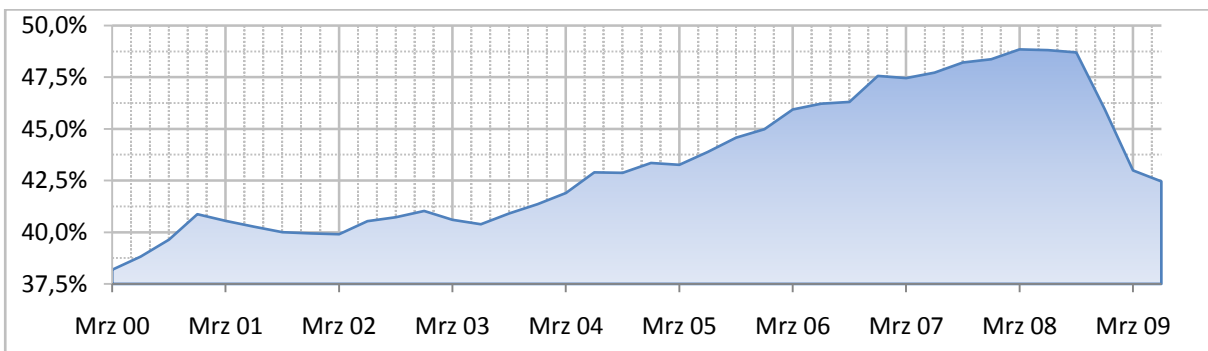


6.2.3 Exportquote

Die Exportquote ist der Quotient aus den Exporten und dem BIP einer Volkswirtschaft (Man-kiw, 2007, S. 115 f.). Sie gibt an, wie hoch der Anteil der Güter ist, die eine Volkswirtschaft exportiert.

$$\text{Exportquote} = \frac{\text{Exporte}}{\text{BIP}}$$

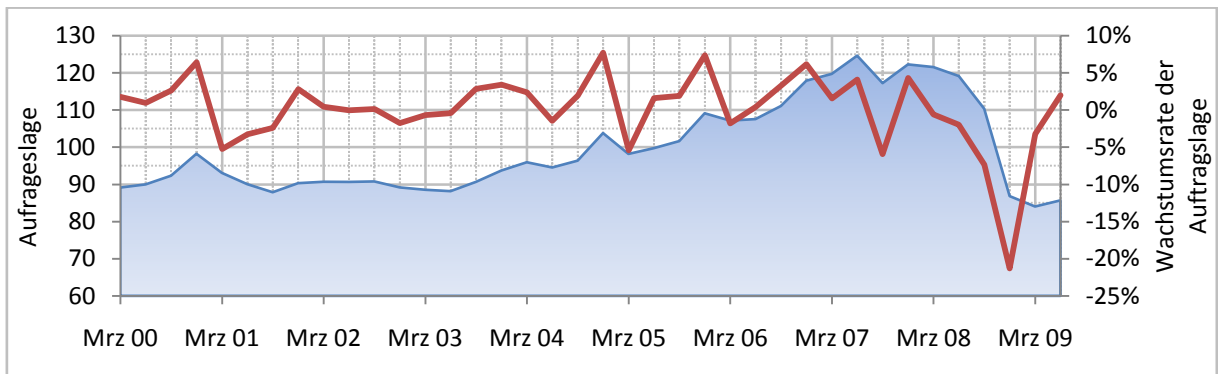
Abbildung 27: Exportquote im EURO-15-Raum (EZB, 2009)



6.2.4 Industrieller Auftragseingang

Der Auftragseingang der Industrie gibt an, wie hoch das zukünftige Auftragsvolumen der Industrie ist. Eine positive Entwicklung des industriellen Auftragseingangs hat i.d.R. auch positive Effekte auf den Dienstleistungssektor. Aufgrund dessen, dass keine Daten für den EURO-15-Raum vorhanden sind, werden die Daten für den EURO-16-Raum herangezogen. Dadurch, dass die Slowakei als 16. Euro-Mitgliedsstaat einen vergleichsweise geringen Anteil an der gesamten Volkswirtschaft des EURO-16-Raums hat, stimmen diese Zahlen fast mit denen für den EURO-15-Raum überein.

Abbildung 28: Industrieller Auftragseingang im EURO-16-Raum (EZB, 2009)

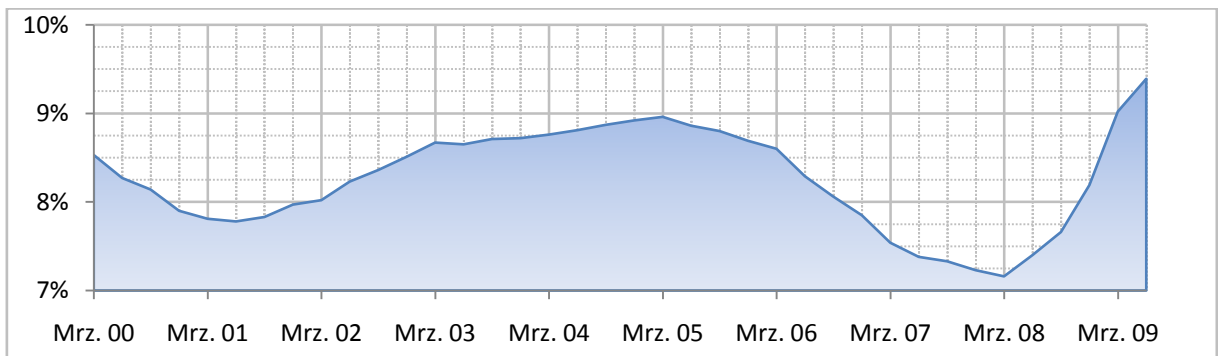


6.2.5 Arbeitslosenquote

Die Arbeitslosenquote ist ein Indikator für den Beschäftigungsmarkt und gibt den Anteil der Arbeitslosen an der Gesamtzahl der zivilen Erwerbspersonen an (Mankiw, 2007, S. 35).

$$\begin{aligned} \text{Arbeitslosenquote} &= \frac{\text{Registrierte Arbeitslose} \times 100}{\text{Zivile Erwerbstätige} + \text{Registrierte Arbeitslose}} \\ &= \frac{\text{Registrierte Arbeitslose} \times 100}{\text{Zivile Erwerbspersonen}} \end{aligned}$$

Abbildung 29: Arbeitslosenquote im EURO-15-Raum (EZB, 2009)



6.2.6 ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum

Das ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum wird quartalsweise ermittelt und gibt die Beurteilung R5 und die Erwartung R6 von Experten wider. Die Werte werden anhand von Umfragen ermittelt und als Salden ausgewiesen. Der Wirtschaftsklima-Saldo R4 ergibt sich aus dem Mittelwert der Salden R5 und R6. Zur Berechnung des Indexwertes wird der Saldo auf den Durchschnitt von 1995 normiert. Das Wirtschaftsklima ist umso besser, je höher der Index ist.

Tabelle 10: ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum: Salden

Saldo	Index
$R4 = \frac{R5}{R5 + R6} + \frac{R6}{R5 + R6}$	$R1 = \frac{R4}{R4_{1995}}$

Die Salden vom ifo Wirtschaftsklima-Index für den Euroraum sind in *Abbildung 30* und der Verlauf vom ifo Wirtschaftsklima-Index für den Euroraum ist in *Abbildung 31* dargestellt.

Abbildung 30: ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum: Salden (ifo Institut, 2009)

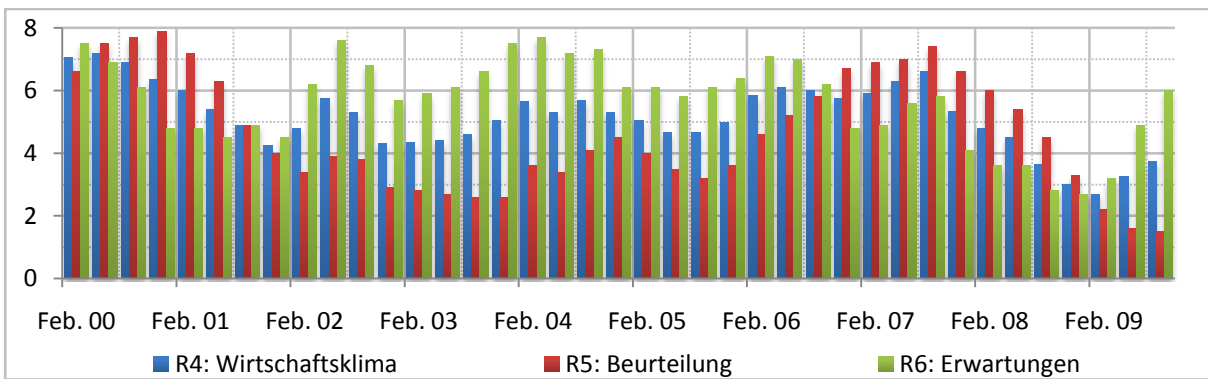
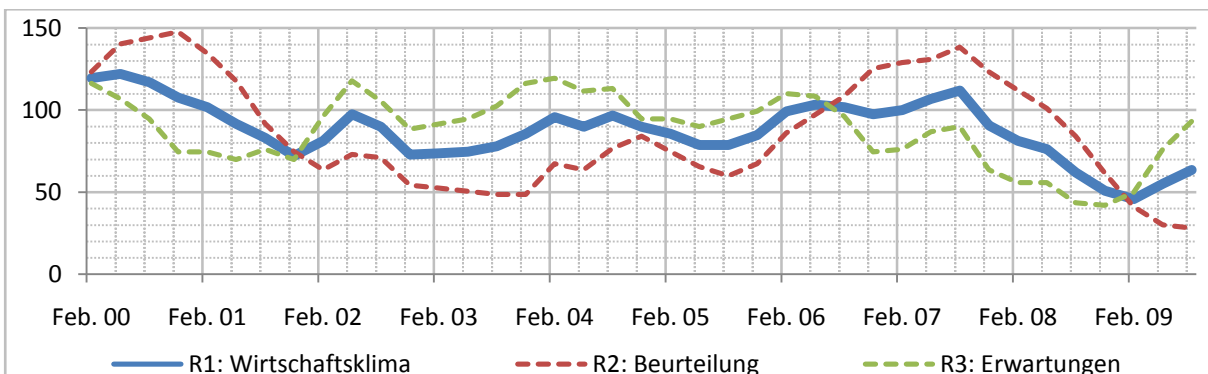


Abbildung 31: ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum: Indexwerte (ifo Institut, 2009)



6.3 Kapitalmarktindikatoren

6.3.1 Umlaufrenditen von Staatsanleihen

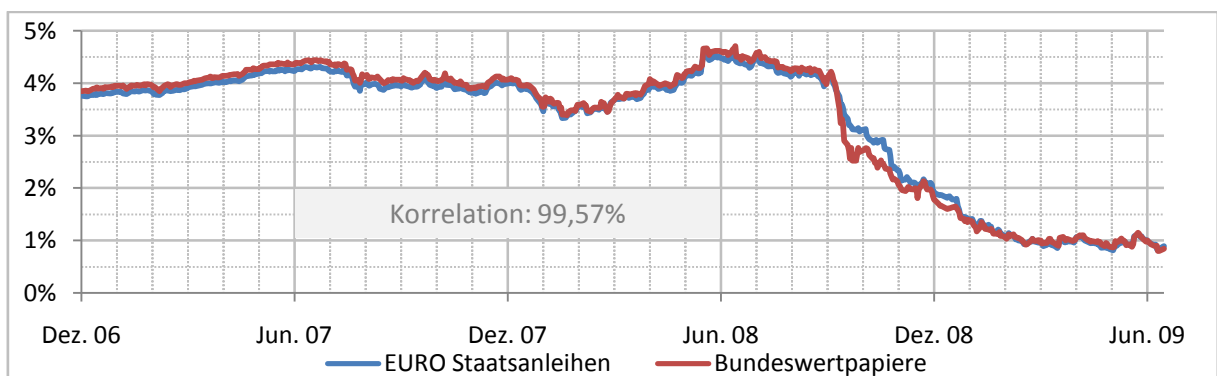
Die Umlaufrendite gibt die durchschnittliche Rendite der umlaufenden festverzinslichen Staatsanleihen an. Umlaufrenditen können für unterschiedliche Restlaufzeiten ermittelt werden und werden von der Deutschen Bundesbank für Bundesanleihen und von der Europäischen Zentralbank (EZB) für die Staatsanleihen im EURO-Raum veröffentlicht. Sie werden täglich mit der Svensson-Methode berechnet. Der Vorteil dieser Methode besteht darin, dass dabei nicht eine Zinskurve mit diskreten Zinssätzen, sondern eine Zinskurve mit kontinuierlichen Zinssätzen für beliebige Laufzeiten ermittelt wird, welche in der Finanzwirtschaft von hoher Bedeutung bei Diskontierung von zukünftigen Zahlungsströmen ist.

Die Daten der EZB liegen nur für den Zeitraum seit 2007 vor. Wie aus *Abbildung 32* ersichtlich ist, besteht jedoch ein sehr großer Zusammenhang zwischen den Umlaufrenditen für Bundeswertpapiere und den Renditen für festverzinsliche Staatsanleihen im Euroraum.

Die Bundesrepublik Deutschland ist die größte Volkswirtschaft im Euroraum und somit fließen ihre Umlaufrenditen mit hohem Maß in die Umlaufrenditen des EURO-Raums ein. Die einjährigen Umlaufrenditen sind nahezu perfekt korreliert. Da die Volatilität der Renditen in langer Frist abnimmt, kann diese Erkenntnis auch auf längerfristige Umlaufrenditen übertragen werden.

Jedoch ist die Umlaufrendite von Bundeswertpapieren, v.a. aktuell, aufgrund der sehr guten Ratings und geringer Ausfallerwartung zum Teil deutlich unter der Umlaufrendite von anderen EURO-Ländern, allen voran Irlands, Spaniens, Portugals, Griechenlands und auch Frankreichs. Dennoch wird im Folgenden aufgrund der längeren Datenhistorie der Deutschen Bundesbank mit den deutschen Umlaufrenditen gearbeitet.

Abbildung 32: Mit der Svensson-Methode ermittelte Umlaufrenditen für EURO Staatsanleihen und Bundeswertpapiere Restlaufzeit von einem Jahr (EZB und Deutsche Bundesbank, 2009)

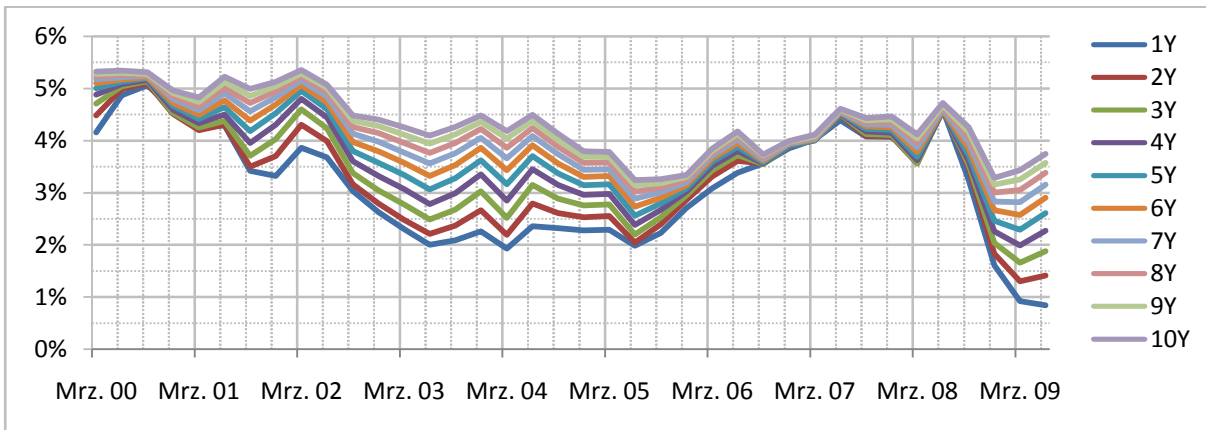


In *Abbildung 33* sind die Umlaufrenditen für Bundeswertpapiere mit Laufzeiten zwischen einem und zehn Jahren dargestellt. Die Zinssätze schwankten seit 2000 zwischen einem und

knapp sechs Prozent. Mit kürzerer Laufzeit, nimmt die Volatilität der Umlaufrenditen kontinuierlich zu. Vor allem in Krisenzeiten um 2000/2001 und zwischen 2007 und 2008 glichen sich die Umlaufrenditen unterschiedlicher Laufzeiten stark an und mündeten in einer flachen Zinskurve. Zwischen 2001 und 2006 ist die Zinskurve normal, d.h. die Umlaufrenditen stiegen mit der Restlaufzeit. Seit Beginn 2009 ist eine erneute Ausweitung der Umlaufrenditen zu beobachten.

Von 2001 bis 2005 ist das Zinsniveau relativ niedrig, ehe es bis Mitte 2008 stark ansteigt bzw. sich die Umlaufrenditen von kurzfristigen Bundeswertpapieren den Umlaufrenditen von langfristigen Umlaufrenditen annähern. Diese Entwicklung und der folgende Rückgang des Zinsniveaus sind zunächst v.a. auf die Anhebung und später durch die Herabsetzung der Leitzinsen durch die EZB zurückzuführen. In wirtschaftlich starken Jahren versuchen die Zentralbanken die Kreditvergabe durch höheres Zinsniveau zu drosseln. Im Anbetracht der aktuellen Krise soll die Kreditvergabe hingegen durch niedrigeres Zinsniveau stimuliert werden.

Abbildung 33: Mit der Svensson-Methode ermittelte Umlaufrenditen für Bundeswertpapiere mit Restlaufzeit zwischen einem und zehn Jahren (Deutsche Bundesbank, 2009)



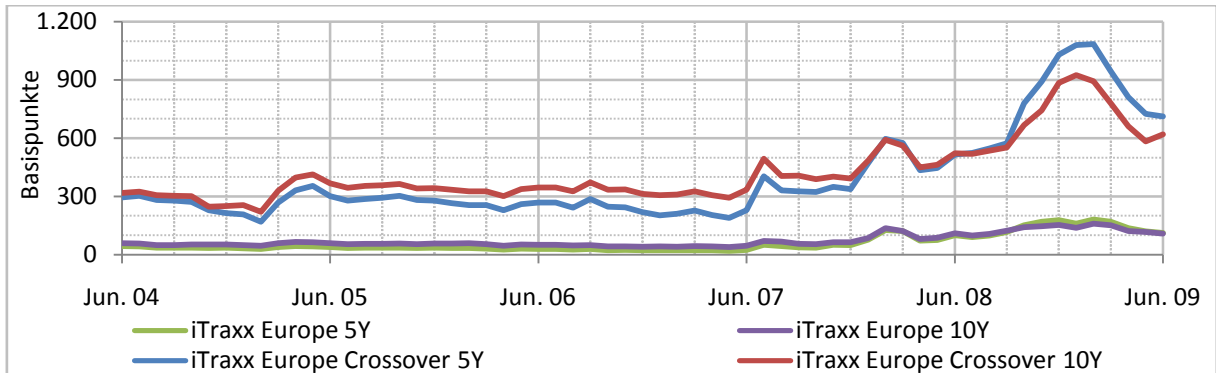
6.3.2 Credit Spreads

Ein Credit Spread ist der Kapitalkostenaufschlag bei Krediten oder Anleihen schlechterer Bonität gegenüber risikofreien Papieren (v.a. Staatsanleihen). Der Credit Spread ist umso höher, je schlechter die Bonität ist. Ein zunehmend bedeutender Spread-Indikator für den europäischen Markt ist der iTraxx, welcher jedoch erst seit 2004 existiert. Dabei werden Credit Default Swaps (CDS) auf mehrere Kreditnehmer (zwischen 30 und 125) in einem Index gebündelt (Rajan, McDermott, Roy, 2007, S. 134 ff.). Der iTraxx-Spread gibt für Zeiträume bis zu 10 Jahren das aktuelle Kreditrisiko wider und wird häufig als Benchmark herangezogen. Aus den iTraxx-Spreads kann die implizierte Ausfallwahrscheinlichkeit des Marktes abgeleitet werden.

Die iTraxx Europe Serien fassen die 125 liquidesten europäischen Adressen zusammen. Der iTraxx Europe Crossover besteht aus 45 Non-Investmentgrade-Adressen. Seit 2006 werden

zwei iTraxx LevX Serien (iTraxx LevX Senior für vorrangige und iTraxx LevX Subordinated für nachrangige LBO-Finanzierungen) emittiert, welche aus jeweils 35 Adressen bestehen. Diese Serien verfügen jedoch über geringere Liquidität als der iTraxx Europe und iTraxx Europe Crossover. In *Abbildung 34* ist der Verlauf von iTraxx Europe und iTraxx Europe Crossover für die Restlaufzeiten von 5 und 10 Jahren dargestellt.

Abbildung 34: iTraxx Europe und iTraxx Europe Crossover (Bloomberg, 2009)



6.4 Typische LBO-Kennzahlen

6.4.1 EBITDA – Earnings Before Interests, Taxes, Depreciation and Amortization

Das EBITDA spiegelt das Ergebnis der operativen Geschäftstätigkeit vor Finanzergebnis, Steuern und Abschreibungen wider. Dadurch werden landesspezifische Einflussgrößen wie etwa die Höhe der gezahlten Steuern und buchhalterische Gestaltungsmöglichkeiten neutralisiert. EBITDA eignet sich sehr gut dazu, mit anderen Kennzahlen und Größen (z.B. Nettoszinsaufwand oder Nettoverschuldung) ins Verhältnis gesetzt zu werden.

6.4.2 Zinsdeckungsgrad

Der Zinsdeckungsgrad ist der Quotient aus dem EBITDA und dem Nettoszinsaufwand inklusive Finanzierungskosten für Leasing und exklusive kapitalisierter Zinsen (z.B. bei Mezzanine). Die Kennzahl sollte zwischen 1 und 2 liegen. Die prozentuelle Differenz zwischen der Ist-Kennzahl und dem vertraglich festgeschriebenen Covenant (einzuhaltende Soll-Kennzahl) wird als Headroom bezeichnet und sollte immer positiv sein.

$$\text{Zinsdeckungsgrad} = \text{Total Interest Cover Ratio} = \frac{\text{EBITDA}}{\text{Nettoszinsaufwand}}$$

$$\text{Total Interest Cover Ratio Headroom} = \frac{\text{Total Interest Cover Ratio}_{\text{Ist}}}{\text{Total Interest Cover Ratio}_{\text{Soll}}} - 100\%$$

6.4.3 Kapaldienstfähigkeit

Die Kapaldienstfähigkeit wird aus dem Quotienten des Netto Cash Flow und der Tilgungsleistung ermittelt und ist bei einem Cash Flow Deckungsgrad über 1 gegeben. Die Kapaldienstfähigkeit sollte im Zusammenhang mit dem Zinsdeckungsgrad betrachtet werden. Die prozentuale Differenz zwischen der Ist-Kennzahl und dem vertraglich festgeschriebenen Covenant (einzuhaltende Soll-Kennzahl) wird als Headroom bezeichnet und sollte immer positiv sein.

$$\text{Cash Flow Deckungsgrad} = \text{Debt Service Cover Ratio} = \frac{\text{Netto Cash Flow}}{\text{Tilgungsleistung}}$$

$$\text{Debt Service Cover Ratio Headroom} = \frac{\text{Debt Service Cover Ratio}_{\text{Ist}}}{\text{Debt Service Cover Ratio}_{\text{Soll}}} - 100\%$$

6.4.4 Nettoverschuldungsgrad

Der Nettoverschuldungsgrad ergibt sich aus dem Quotienten aus Nettoverschuldung und des EBITDA. Diese Kennzahl gibt an, nach wie vielen Jahren das Unternehmen theoretisch in der Lage wäre, ausgehend vom aktuellen EBITDA, die vorhandenen Verbindlichkeiten vollständig zu tilgen. Die Kennzahl ist umso besser je kleiner sie ist. Sie ist jedoch stark konjunkturabhängig. Bei Konjunkturverschlechterung kann der Nettoverschuldungsgrad rapide ansteigen. Die prozentuale Differenz zwischen dem vertraglich festgeschriebenen Covenant (einzuhaltende Soll-Kennzahl) und der Ist-Kennzahl wird als Headroom bezeichnet und sollte immer positiv sein.

$$\text{Nettoverschuldungsgrad} = \text{Total Leverage Ratio} = \frac{\text{Nettoverschuldung}}{\text{EBITDA}}$$

$$\text{Total Leverage Ratio Headroom} = \frac{\text{Total Leverage Ratio}_{\text{Soll}}}{\text{Total Leverage Ratio}_{\text{Ist}}} - 100\%$$

6.4.5 Finanzierungsstruktur – Eigenkapitalanteil des Investors an der Transaktion

Der Eigenkapitalanteil (inklusive Gesellschafterdarlehen) des Investors an der Transaktion gibt an, wie hoch der Risikoanteil des Investors an der Transaktion ist. Umso höher dieser Wert ist, desto mehr ist der Investor daran interessiert, dass es dem Unternehmen wirtschaftlich gut geht und er selbst keinen Verlust erleidet. Umso niedriger dieser Wert ist, desto niedriger ist das vom Investor übernommene Risiko und desto höher ist das von den Fremdkapitalgeber übernommene Risiko. Diese Kennzahl ist vergleichbar mit der Eigenkapitalquote eines Unternehmens.

Neben dem Eigenkapitalanteil kann auch der Anteil des vorrangigen und des nachrangigen Fremdkapitals bestimmt werden.

$$\text{Eigenkapitalanteil an der Transaktion} = \frac{\text{eingesetzte Eigenmittel}}{\text{Kaufpreis}}$$

$$\text{Anteil des vorrangigen Fremdkapitals an der Transaktion} = \frac{\text{vorrangiges Fremdkapital}}{\text{Kaufpreis}}$$

Anteil des nachrangigen Fremdkapitals an der Transaktion

$$= \frac{\text{Kaufpreis} - \text{eingesetzte Eigenmittel} - \text{vorrangiges Fremdkapital}}{\text{Kaufpreis}}$$

Im Gegensatz zu den Financial Covenants (Total Interest Cover Ratio, Total Interest Cover Ratio und Total Leverage Ratio), welche laufend (i.d.R. alle 3 Monate auf Basis der Durchschnitte der vergangenen 12 Monate [Last Twelve Months – LTM]) ermittelt werden, wird der Risikoanteil des Investors im Rahmen der vorliegenden Arbeit der Einfachheit halber nur zu Beginn der Transaktion erfasst und nur dann angepasst, wenn die vereinbarten Transaktionsvereinbarungen zu einem späteren Zeitpunkt erheblichen Änderungen unterliegen (z.B. einmalige Sonderdividende bzw. -ausschüttung an den Investor, Aufnahme weiterer Kreditmittel, Rekapitalisierung, Restrukturierung). Somit wird vernachlässigt, dass die Finanzierungsstruktur nicht nur endfällige Kredite vorsieht und die Gesamtverschuldung i.d.R. auf Grund von regelmäßigen Plantilgungen zurückgeht.

7 Ergebnis

7.1 Aufbau des Ratingverfahrens

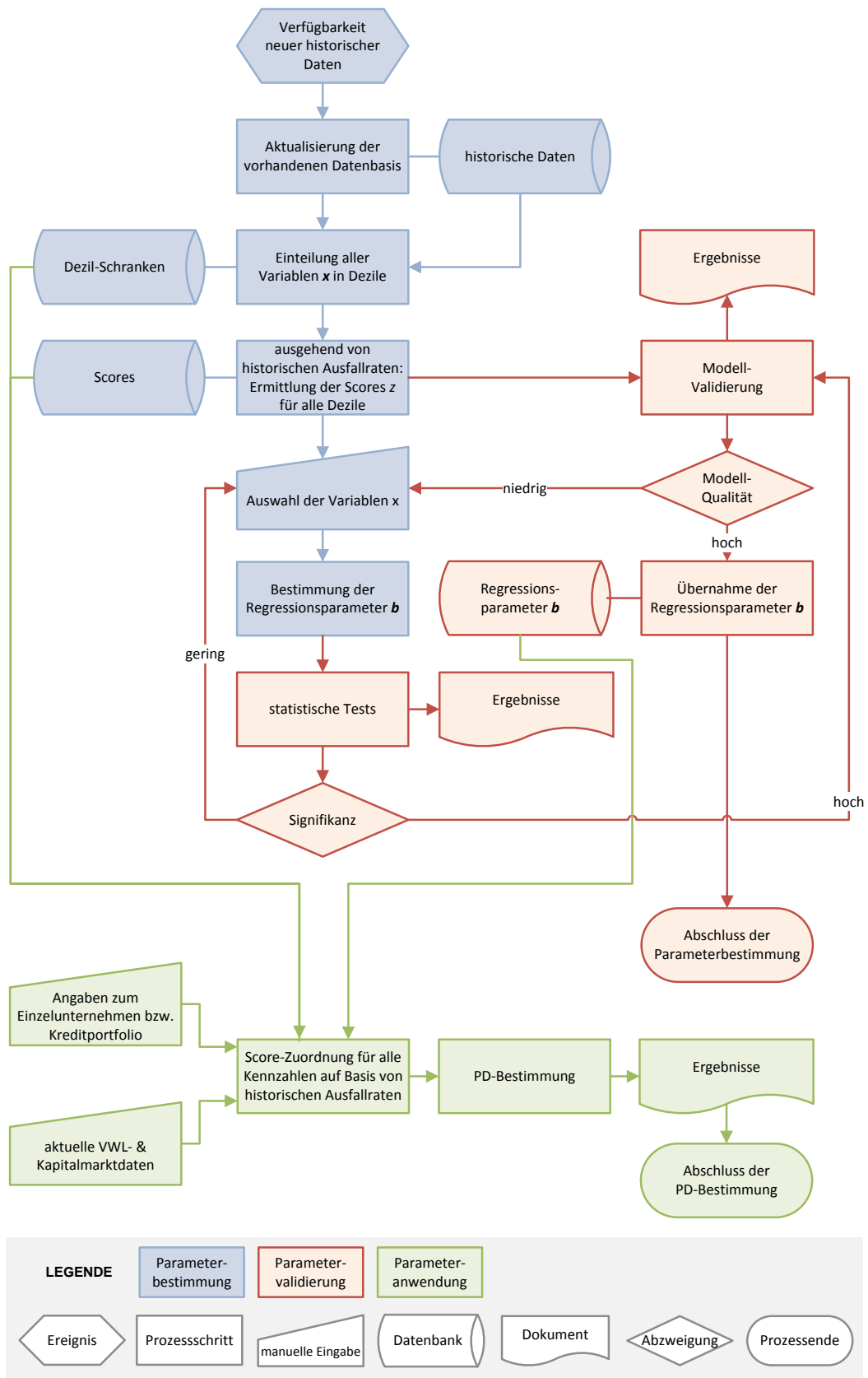
Mit Hilfe der im Abschnitt *Quantitative Methoden zur Risikoquantifizierung* vorgestellten Methoden wird ein Ratingverfahren in Form einer MS Access Datenbank entwickelt. Dieser liegen zahlreiche VBA Scripts und MS Excel Formeln zugrunde. Die Anwendung lässt sich in drei Teilbereiche unterteilen – der Parameterbestimmung, -validierung und schließlich -anwendung.

Ausgehend von vorliegenden oder neu erhobenen historischen Daten wird zunächst der Prozess zur Parameterbestimmung gestartet. Neue Daten werden in die vorhandene Datenbasis eingepflegt und die Ausprägung aller Kennzahlen für jeden einzelnen Prognosehorizont zwischen drei Monaten und zwei Jahren in Dezile (*lat.*: Zehntelwerte) aufgeteilt. Ausgehend aus den historisch beobachteten Ausfallraten in den einzelnen Dezilen werden für alle Dezile Scorewerte z_m ermittelt. Die Ergebnisse werden elektronisch abgespeichert und ausgewertet. Im nächsten Schritt werden für alle Prognosehorizonte Kennzahlen ausgewählt und die Regressionsparameter \mathbf{b} bestimmt. Dabei werden nur Kennzahlen \mathbf{x} mit systematischer Verteilung von Ausfallraten berücksichtigt.

Anschließend setzt der Validierungsprozess ein. Die ermittelten Regressionsparameter \mathbf{b} werden statistisch getestet. Bei nicht signifikanten Ergebnissen wird die Auswahl der Kennzahlen \mathbf{x} geändert und die neuen Regressionsparameter \mathbf{b} bestimmt. Dieser Vorgang wird so lange fortgesetzt, bis die erzielten Ergebnisse das erwünschte Maß an Signifikanz aufweisen. Danach erfolgt die Validierung des Ratingverfahrens. Bei schlechten Ergebnissen wird wieder die Auswahl der Kennzahlen verändert und die daraufhin folgenden Schritte wiederholt. Nach erfolgreicher Validierung werden die Regressionsparameter \mathbf{b} für zukünftige Ausfallprognosen übernommen.

Erst wenn der Validierungsprozess vollständig abgeschlossen ist, werden die ermittelten Regressionsparameter \mathbf{b} zur Prognose von Kreditausfällen verwendet. Zunächst werden die Angaben zum Einzelunternehmen, und aktuelle volkswirtschaftliche Daten und Kapitalmarktimdikatoren eingegeben. Diese Eingaben werden, ebenso wie die zu Grunde liegenden historischen Daten in Dezile aufgeteilt. Ausgehend von historischen Ausfallraten in den einzelnen Dezilen erhalten die Kennzahlen Scores. Im nächsten Schritt werden unter Verwendung der Regressionsparameter \mathbf{b} und der Anwendung der logistischen Regression die Ausfallwahrscheinlichkeiten für die einzelnen Prognosehorizonte zwischen drei Monaten und zwei Jahren ermittelt. Alternativ zu den Ausfallwahrscheinlichkeiten eines Unternehmens können auch Ausfallprognosen für alle Kreditnehmer eines Kreditportfolios ermittelt werden. Diese Informationen können schließlich zur Risikomessung und Bewertung ganzer Portfolios mit Hilfe von komplexen Kreditrisikomodellen verwendet werden. Die einzelnen Prozessschritte sind in *Abbildung 35* in Form eines Flussdiagrammes dargestellt.

Abbildung 35: Flussdiagramm zum Ratingverfahren



7.2 Stichprobe

Das vorliegende Ratingmodell wird ausgehend von einer am Markt erhobenen Stichprobe aufgebaut, welche Angaben zu mehreren LBO-Finanzierungen zu unterschiedlichen Zeitpunkten erfasst. Die quartalsweise erhobenen Daten erfassen 419 Einheiten und stellen eine ausreichend große Stichprobe dar. Damit ergibt sich eine repräsentative Stichprobe, welche sich wie folgt zusammensetzt:

Tabelle 11: Informationen zur vorliegenden Stichprobe

Jahr	Umfang der Stichprobe	Ausfälle	Ausfallquote p.a.
2001	1	0	0,0%
2002	7	0	0,0%
2003	12	0	0,0%
2004	31	0	0,0%
2005	49	0	0,0%
2006	72	0	0,0%
2007	89	0	0,0%
2008	133	4	3,0%
2009*	33	5	k.A.
Summe	419	9	k.A.

* Der Umfang der Stichprobe beschränkte sich nur auf Faktoren vom 1. Quartal 2009. Die Ausfälle schließen hingegen sowohl das 1. als auch das 2. Quartal ein. Dadurch kann keine zuverlässige Ausfallquote für 2009 angegeben werden.

Aufgrund der sehr niedrigen Ausfallraten und der Tatsache, dass alle erfassten Ausfälle zwischen dem vierten Quartal 2008 und dem zweiten Quartal 2009 eingetreten sind, werden die vorhandenen Ausfälle mehrfach in der Auswertung berücksichtigt.

So kann bei einem Kreditnehmer, dessen Kennzahlen im ersten Quartal 2009 erhoben wurden und welcher im kommenden Quartal nicht ausgefallen ist, nur festgestellt werden, dass dieser ein Quartal später nicht ausgefallen ist. Bei einem Kreditnehmer, welcher im zweiten Quartal ausgefallen ist, kann dagegen festgestellt werden, dass er für jeden Zeithorizont zwischen einem Quartal und zwei Jahren ausgefallen ist. Dadurch nimmt die historische Ausfallquote mit längerem Prognosehorizont kontinuierlich zu. Damit wird nicht nur dem höheren Risiko bei längerem Zeithorizont Rechnung getragen, sondern auch dazu beigetragen, dass insgesamt ein größerer Pool an ausgefallenen Transaktionen aufgebaut wird. Insgesamt nimmt die Größe der Stichprobe mit zunehmendem Prognosehorizont stetig ab.

7.3 Im Vorfeld der Auswertung getroffene Kennzahleneingrenzung

Nachdem der Umfang der betrachteten Kennzahlen bereits frühzeitig eingegrenzt wurde (s. *Zielmarkt und Eingrenzung der Kennzahlen*, S. 50), wird vor der Auswertung eine weitere Eingrenzung vorgenommen.

Der Großteil der Stichprobe stammt aus dem Zeitraum zwischen 2006 und 2009, ein Teil der Stichprobe geht aber bis auf 2001 zurück. Dadurch, dass die iTraxx Europe und iTraxx Europe Crossover Serien erst seit 2004 und iTraxx LevX sogar erst seit 2006 emittiert werden, wird der iTraxx überhaupt nicht bei der Auswertung berücksichtigt. Andernfalls hätte der Umfang der Stichprobe auf den Zeitraum zwischen Juni 2004 und März 2009 beschränkt werden müssen. Dadurch würde die Stichprobe nicht den Zeitraum von fünf Jahren abdecken. An dieser Stelle sollte aber dem Basel II Kriterium Rechnung getragen werden, um die Vergleichbarkeit mit Basel II konformen Ratingmodellen gewährleisten zu können.

7.4 Bestimmung der Regressionsparameter

Die Ausprägungen von verbliebenen Kennzahlen werden im ersten Schritt zunächst für jeden Prognosehorizont in Dezile zerlegt. Für jeden Dezil wird der Intervall ausgerechnet und die Ausfallquote ermittelt (s. *Schranken und Ausfallraten*, S. 86). Obwohl grundsätzlich auch die Zerlegung in mehr oder weniger Bereiche möglich gewesen wäre, wird unter Beachtung des vorliegenden Stichprobenumfangs die Zerlegung in zehn Gruppen durchgeführt. Dadurch, dass die Ausprägung der Zyklizität im vorliegenden Modell ausschließlich mit 1 (Eigenschaft trifft zu) oder 0 (Eigenschaft trifft nicht zu) kodiert wird, verändert sich das Modell nicht, wenn für die Zyklizität-Ausprägung ebenfalls die Score-Werte anhand von historischen Ausfallwahrscheinlichkeiten berechnet werden. Stattdessen können die ursprünglichen Ausprägungen in Form von 0 und 1 beibehalten bleiben.

Tabelle 12:
Verbleibende Regressionsparameter

b_0	1
b_1	Total Leverage Ratio
b_2	Total Leverage Ratio Headroom
b_3	Total Debt Cover Ratio
b_4	Total Debt Cover Headroom
b_5	Total Interest Cover Ratio
b_6	Total Interest Cover Headroom
b_7	Eigenkapitalanteil
b_8	Mittlere Zyklizität
b_9	Hohe Zyklizität
b_{10}	BIP-Wachstum
b_{11}	ifo Wirtschaftsklima Euroraum

Von den Ausfallraten in den einzelnen Bereichen ausgehend werden für jeden Prognosehorizont die relevanten Faktoren ermittelt. Diese sind v.a. die Financial Covenants und Zyklizität. Auch der Anteil von Eigenkapital zu Beginn der Finanzierung, das BIP-Wachstum sowie der Wirtschaftsklimaindex für den Euroraum von ifo sind von hoher Bedeutung. Mit Hilfe der verbleibenden Kennzahlen werden die Regressionsparameter bestimmt.

In der *Tabelle 12* sind alle im Rating Modell berücksichtigten Faktoren b_i aufgeführt. Obwohl insgesamt elf Kennzahlen in das Ratingmodell eingehen, ist die Faktoren-Kombination für jeden Prognosehorizont unterschiedlich. Die Anzahl der herangezogenen Faktoren schwankt je nach Prognosehorizont zwischen sieben und neun.

Vor allem die Zyklizität, aber auch das Total Debt Cover Ratios sowie der Total Debt Cover Headroom werden dabei sehr stark gewichtet (s. *Tabelle 13*). Andere Kennzahlen nehmen in dem Modell in etwa die gleichen Gewichte an. Insgesamt lässt sich feststellen, dass während die Bedeutung des Total Leverage Ratio Headrooms mit längeren Perioden etwas zunimmt, gleichzeitig die Bedeutung von des Total Debt Cover Ratios sowie der Zyklizität zurückgeht.

Tabelle 13: Regressionsparameter

Prognosehorizont	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	b_8	b_9	b_{10}	b_{11}
1Q	-509,98	0,03	0,01	-38,97	38,88	0,01	0,05		505,36	507,41	0,09	
2Q	-400,75	0,41	0,36	31,44	-31,07	0,77	0,22		404,55	406,85		
3Q	-26,64	-0,17	0,13	-0,05	0,19	0,24	0,00		25,84	28,13		0,33
4Q	-39,17		0,64	-28,46	29,90	0,57	0,59		43,54	48,09		
5Q	4,65	0,92	1,70	-26,37	27,25	0,21	0,32			5,52		
6Q	-29,09	0,17	0,00	-0,03		-0,04	0,15		26,50	30,70		
7Q	-24,82	0,39	0,41	1,27		0,04			25,32	30,08		
8Q	10,14	0,27	13,19	0,37				1,57	2,56	23,23		

7.5 Validierung

Obwohl aus den in *Tabelle 14* aufgeführten Werten p_k -Werten der Rückschluss getroffen werden könnte, dass die meisten herangezogenen Kennzahlen im hohen Maße nicht signifikant sind, muss zugleich berücksichtigt werden, dass diese Werte sehr hohen Schwankungen unterliegen, sobald einige Faktoren aus dem Modell herausgenommen oder neu in das Modell aufgenommen werden. Trotz der zum Teil hohen p_k -Werte deuten die hohen Pseudo- R^2 -Werte sowie die sehr niedrigen p_{LR} -Werte des Likelihood-Ratios darauf hin, dass es sich bei dem Modell um äußerst signifikante Ergebnisse handelt. Diese Werte verschlechtern sich sehr stark, sobald auch nur eine der vorliegenden Kennzahlen aus der Wertung herausgenommen wird.

Einzig bei der Logit-Funktion für sechs Quartale konnten etwas schlechtere Validierungsergebnisse festgestellt werden. Obwohl der Total Debt Cover Headroom, hohen Informationsgehalt hat (s. *Schranken und Ausfallraten*, S. 86), korreliert er sehr stark mit anderen Faktoren und muss somit aus der Wertung herausgenommen werden.

Tabelle 14: p_k -Statistik

Prognosehorizont	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	b_8	b_9	b_{10}	b_{11}
1Q	0,9993	0,7625	0,9619	0,2609	0,2607	0,9423	0,7254		0,9993	0,9993	0,2993	
2Q	0,9992	0,4229	0,6715	0,4745	0,4801	0,7022	0,5797		0,9992	0,9992		
3Q	1,0000	0,0557	0,2673	0,6558	0,1297	0,0479	0,9646		1,0000	1,0000		0,1578
4Q	1,0000		0,2033	0,1779	0,1678	0,1709	0,5543		0,9999	0,9999		
5Q	0,1398	0,1889	0,1486	0,4382	0,4233	0,4372	0,7074			0,0106		
6Q	1,0000	0,0202	0,9906	0,6456		0,6469	0,0242		1,0000	0,9999		
7Q	1,0000	0,1454	0,2832	0,1754		0,8358			1,0000	1,0000		
8Q	1,0000	0,3201	0,2958	0,7236				0,2159	1,0000	1,0000		

Die Anzahl der Iterationen im Rahmen des Newton-Rhapson-Verfahrens zur Maximierung des Likelihoods schwankt, mit Ausnahme des Prognosehorizontes für fünf Quartale, zwischen 29 und 31.

Tabelle 15: Anzahl der Iterationen

Prognosehorizont	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q
Anzahl der Iterationen	30	32	30	32	14	29	30	31

Obwohl die Werte des $-2 \times \ln L_0$ nicht Null betragen, befinden sie sich für alle Prognoseperioden relativ gesehen nicht weit von Null entfernt. Verglichen mit dem kritischen Wert der Chi-Quadrat-Verteilung kann die Hypothese, dass es sich bei diesem Modell um eine perfekte Anpassung handelt, selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,00% nicht verworfen werden. Die äußerst niedrige Irrtumswahrscheinlichkeit deutet auf die sehr gute Anpassung des Modells hin.

Die hohen Likelihood-Ratios und die p_{LR} -Werte der Likelihood-Ratios deuten auf die hohe Signifikanz des vorliegenden Modells hin. Nur für den Prognosehorizont von einem Quartal deutet der Wert auf niedrigere Signifikanz hin.

Tabelle 16: Gütekriterien des Modells auf Basis der Log-Likelihood-Funktion

Prognosehorizont	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q
Log-Likelihood-Funktion $\ln L$	-17,04	-12,43	-18,66	-10,63	-8,65	-27,51	-8,96	-3,11
Log-Likelihood-Funktion $\ln L_0$	-22,57	-34,51	-44,14	-51,46	-54,18	-55,16	-51,11	-48,48
Likelihood-Ratio LR	11,05	44,17	50,98	81,65	91,07	55,30	84,29	90,74
p_{LR} -Wert des LR	$2,7 \times 10^{-1}$	$6,3 \times 10^{-7}$	$7,1 \times 10^{-8}$	$6,3 \times 10^{-15}$	$7,5 \times 10^{-17}$	$1,3 \times 10^{-9}$	$4,6 \times 10^{-16}$	$2,1 \times 10^{-17}$
Devianz $-2 \times \ln L$	34,0845	24,8604	37,3106	21,2651	17,2955	55,0122	17,9218	6,2130
$p_{Devianz}$ -Wert der Devianz	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$	$1,0 \times 10^0$

Die Werte von Pseudo- R^2 sind, bis auf den Prognosehorizont von einem Quartal, hoch und deuten darauf hin, dass der Großteil der zu erklärenden Variablen y_i durch die unabhängigen Variablen x erklärt werden kann. Insbesondere für lange Perioden zwischen einem und zwei Jahren erreichen McFaddens R^2 und Nagelkerke R^2 z.T. deutlich mehr als 80%. Einzig für den Prognosehorizont für sechs Quartale betragen sie, in Anbetracht der weiter oben dargestellten Problematik, lediglich 50% bzw. 58%. Doch auch dieser Wert ist als vergleichsweise hoch anzusehen. Die Werte von Cox und Snell R^2 bestätigen diese Aussagen.

 Tabelle 17: Pseudo- R^2 -Statistiken

Prognosehorizont	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q
McFaddens R^2	0,2448	0,6398	0,5774	0,7934	0,8404	0,5013	0,8247	0,9359
Cox und Snell R^2	0,0262	0,1155	0,1521	0,2722	0,3492	0,2791	0,4644	0,5718
Nagelkerke R^2	0,2549	0,6617	0,6119	0,8249	0,8726	0,5822	0,8746	0,9595

Der $p_{Press's Q}$ -Wert für den Press's Q ist bei allen Prognosehorizonten nahezu Null. Die Klassifikationsergebnisse erweisen sich als signifikant von der zufälligen Zuordnung verschieden.

Tabelle 18: Beurteilung der Klassifikationsergebnisse an der Stelle mit dem minimalen Klassifizierungsfehler (Teil 1)

Prognosehorizont	1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q
Press's Q	405,09	344,18	289,32	241,25	196,30	134,92	127,12	99,15
$p_{Press's Q}$ -Wert	$4,3 \times 10^{-90}$	$7,9 \times 10^{-77}$	$7,0 \times 10^{-65}$	$2,1 \times 10^{-54}$	$1,3 \times 10^{-44}$	$3,4 \times 10^{-31}$	$1,8 \times 10^{-28}$	$2,3 \times 10^{-23}$

Insgesamt kann bei dem Modell für jeden Prognosehorizont, abgesehen von dem für sechs Quartale, stets ein Schwellen-Wert mit sehr geringem minimalem Klassifizierungsfehler ermittelt werden, welche sich über ein zum Teil großes Intervall erstreckt. Unter Beachtung der Ergebnisse aus *Abbildung 36* kann bei konservativer Betrachtung für alle Prognosehorizonte festgestellt werden, dass Ausfallwahrscheinlichkeiten oberhalb von 10% auf hohe Ausfallgefährdung hindeuten. Der Anteil der richtig klassifizierten Elemente ist für alle Prognosehorizonte nicht nur deutlich höher als der bei einer zufälligen Zuordnung erwartete Wert von 50%, sondern übersteigt die proportionale Zufallswahrscheinlichkeit *PZW*. Die Lernstichprobe entspricht bei diesem Modell der Kontrollstichprobe, sodass der Anteil der richtig klassifizierten Elemente etwas überhöht ist. Vor dem Hintergrund des herangezogenen Stichprobenumfangs ist der Stichprobeneffekt aber nicht sehr groß. Der Fehler 1. Ordnung ist v.a. bei Schwellenwerten oberhalb von 10% als niedrig zu beurteilen. Der Fehler 2. Ordnung steigt erst bei Schwellenwerten über 50% deutlich an.

Abbildung 36: Klassifizierungsfehler

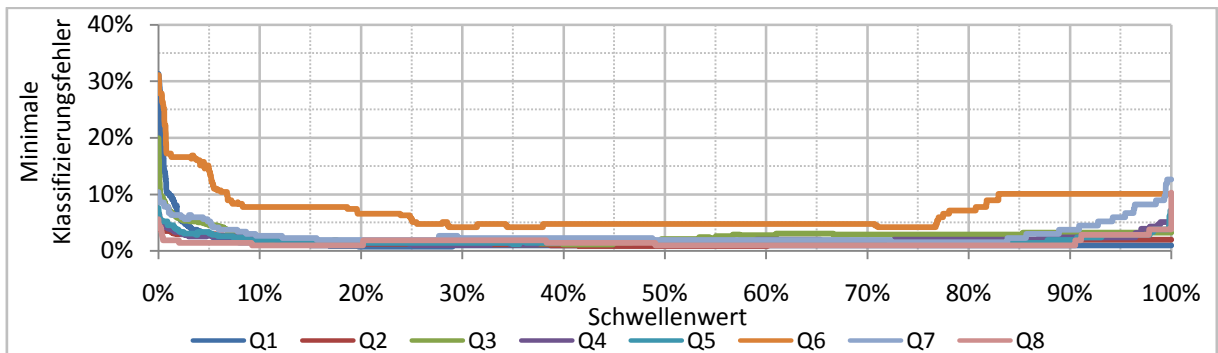


Abbildung 37: Fehler 1. Ordnung

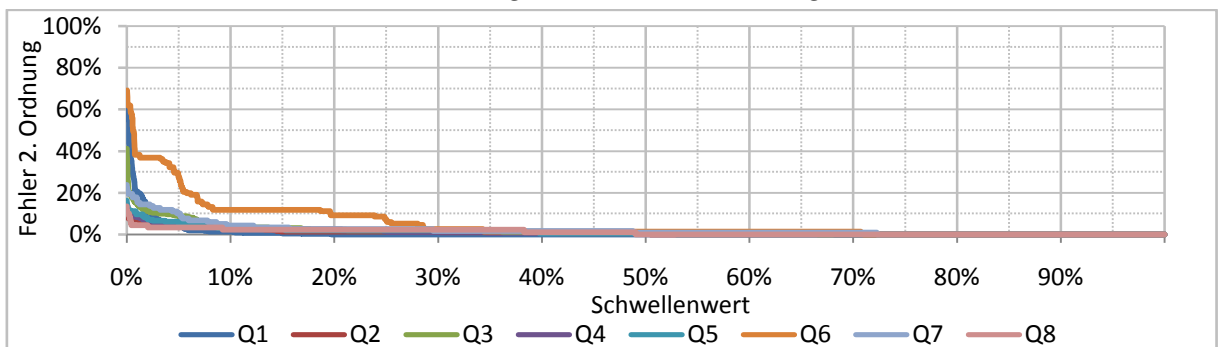


Abbildung 38: Fehler 2. Ordnung

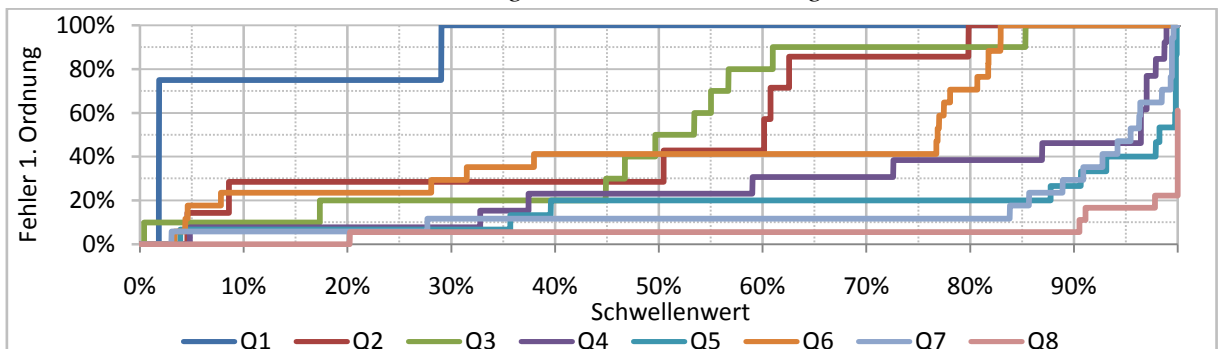


Tabelle 19: Beurteilung der Klassifikationsergebnisse an der Stelle mit dem minimalen Klassifizierungsfehler (Teil 2)

Prognosehorizont	Schwellenwert-Intervall		Minimaler Klassifizierungsfehler	Anteil der richtig klassifizierten Kreditnehmer	PZW	Fehler 1. Art	Fehler 2. Art
	\geq	\leq					
1Q	19,76%	29,02%	0,72%	99,28%	98,10%	0,00%	75,00%
2Q	41,51%	60,14%	0,83%	98,89%	96,19%	0,57%	28,57%
3Q	39,97%	44,88%	1,13%	98,38%	93,74%	1,00%	20,00%
4Q	25,13%	32,76%	0,97%	98,44%	90,40%	1,23%	7,69%
5Q	34,92%	35,67%	1,18%	98,11%	86,85%	1,52%	6,67%
6Q	28,68%	31,47%	4,14%	94,67%	81,91%	2,63%	29,41%
7Q	72,29%	83,81%	1,48%	98,52%	77,99%	0,00%	11,76%
8Q	9,23%	20,20%	0,93%	98,13%	72,02%	2,25%	0,00%

Das hohe Maß an Signifikanz wird durch die hohen Werten vom Gini-Koeffizienten und der Area Under the Curve sowie den niedrigen Brier-Score-Werte, mit Ausnahme von dem Prognosehorizont für sechs Quartale, bestätigt. Diese Werte werden mit der Bootstrap-Technik überprüft. Dabei wird für alle Perioden rund 1.000-mal eine zufällige Stichprobe ermittelt und die Kennzahlen neu berechnet. Einzig für den Prognosehorizont von einem Quartal wird die zufällige Stichprobe durch EDV-technische Schwierigkeiten bedingt nur 50-mal ermittelt.

Die Ergebnisse des Bootstrap-Verfahrens zeigen, dass es sich bei dem vorliegenden Modell um äußerst zuverlässige Prognosen handelt. Selbst bei Signifikanzniveaus von 95% und 99% erreichen die untersten Schranken für den Gini-Koeffizienten und die Area Under the Curve sowie die obersten Schranken für den Brier Score sehr gute Werte.

In *Tabelle 20* sind die Ergebnisse für die Gini-Koeffizienten, die Area Under the Curve sowie den Brier Score aufgeführt. In *Abbildungen 39, 40 und 41* sind die Cumulative Accuracy Ratios und Receiver Operating Characteristics graphisch dargestellt.

Tabelle 20: Gini-Koeffizient, AUC und Brier-Score des Modells

Prognose- horizont	Gini- Koeffizient	Bootstrap-Gini-Koeffizient			
		Konfidenzniveau 95%		Konfidenzniveau 99%	
		min	max	min	max
1Q	0,7857	0,6751	1,0000	0,6711	0,9826
2Q	0,9701	0,9218	1,0000	0,9056	1,0000
3Q	0,9452	0,8497	0,9972	0,8089	0,9946
4Q	0,9874	0,9652	1,0000	0,9540	1,0000
5Q	0,9885	0,9646	1,0000	0,9574	1,0000
6Q	0,8576	0,7186	0,9943	0,6662	0,9713
7Q	0,9821	0,9413	1,0000	0,9208	1,0000
8Q	0,9975	0,9888	1,0000	0,9801	1,0000

Prognose- horizont	AUC	Bootstrap-AUC			
		Konfidenzniveau 95%		Konfidenzniveau 99%	
		min	max	min	max
1Q	0,8929	0,8376	1,0000	0,8355	0,9913
2Q	0,9850	0,9609	1,0000	0,9528	1,0000
3Q	0,9726	0,9248	0,9986	0,9044	0,9973
4Q	0,9937	0,9826	1,0000	0,9770	1,0000
5Q	0,9942	0,9823	1,0000	0,9787	1,0000
6Q	0,9288	0,8593	0,9971	0,8331	0,9857
7Q	0,9910	0,9707	1,0000	0,9604	1,0000
8Q	0,9988	0,9944	1,0000	0,9900	1,0000

Prognose- horizont	Brier-Score	Bootstrap-Brier-Score			
		Konfidenzniveau 95%		Konfidenzniveau 99%	
		min	max	min	max
1Q	0,0086	0,0020	0,0165	0,0016	0,0157
2Q	0,0099	0,0036	0,0208	0,0030	0,0184
3Q	0,0161	0,0081	0,0300	0,0063	0,0260
4Q	0,0127	0,0047	0,0281	0,0025	0,0246
5Q	0,0118	0,0031	0,0283	0,0021	0,0241
6Q	0,0451	0,0233	0,0775	0,0190	0,0712
7Q	0,0183	0,0042	0,0464	0,0016	0,0370
8Q	0,0098	0,0003	0,0289	0,0002	0,0240

Abbildung 39: Cumulative Accuracy Ratio und Receiver Operating Characteristic (1Q, 2Q und 3Q)

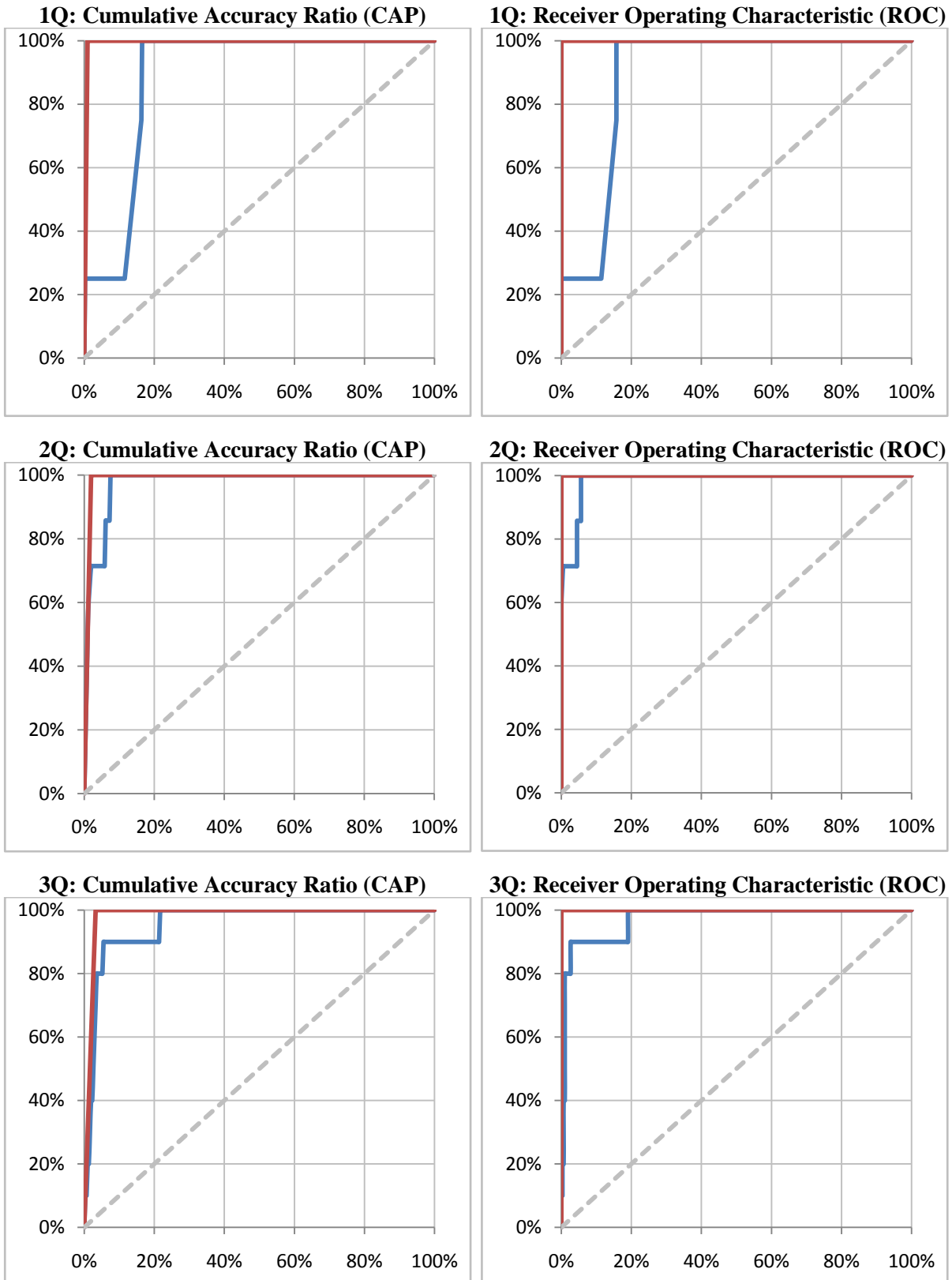


Abbildung 40: Cumulative Accuracy Ratio und Receiver Operating Characteristic (4Q, 5Q und 6Q)

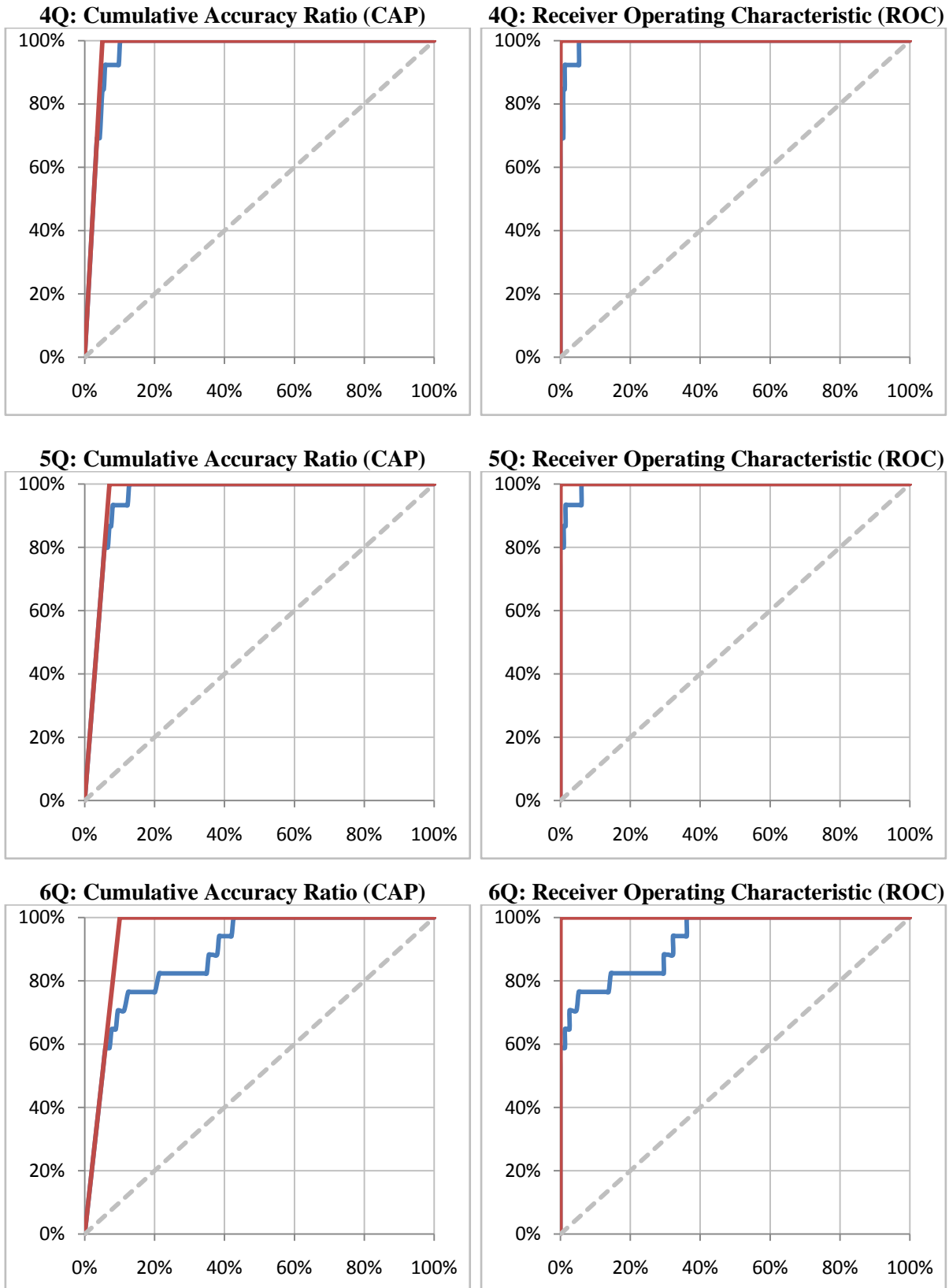
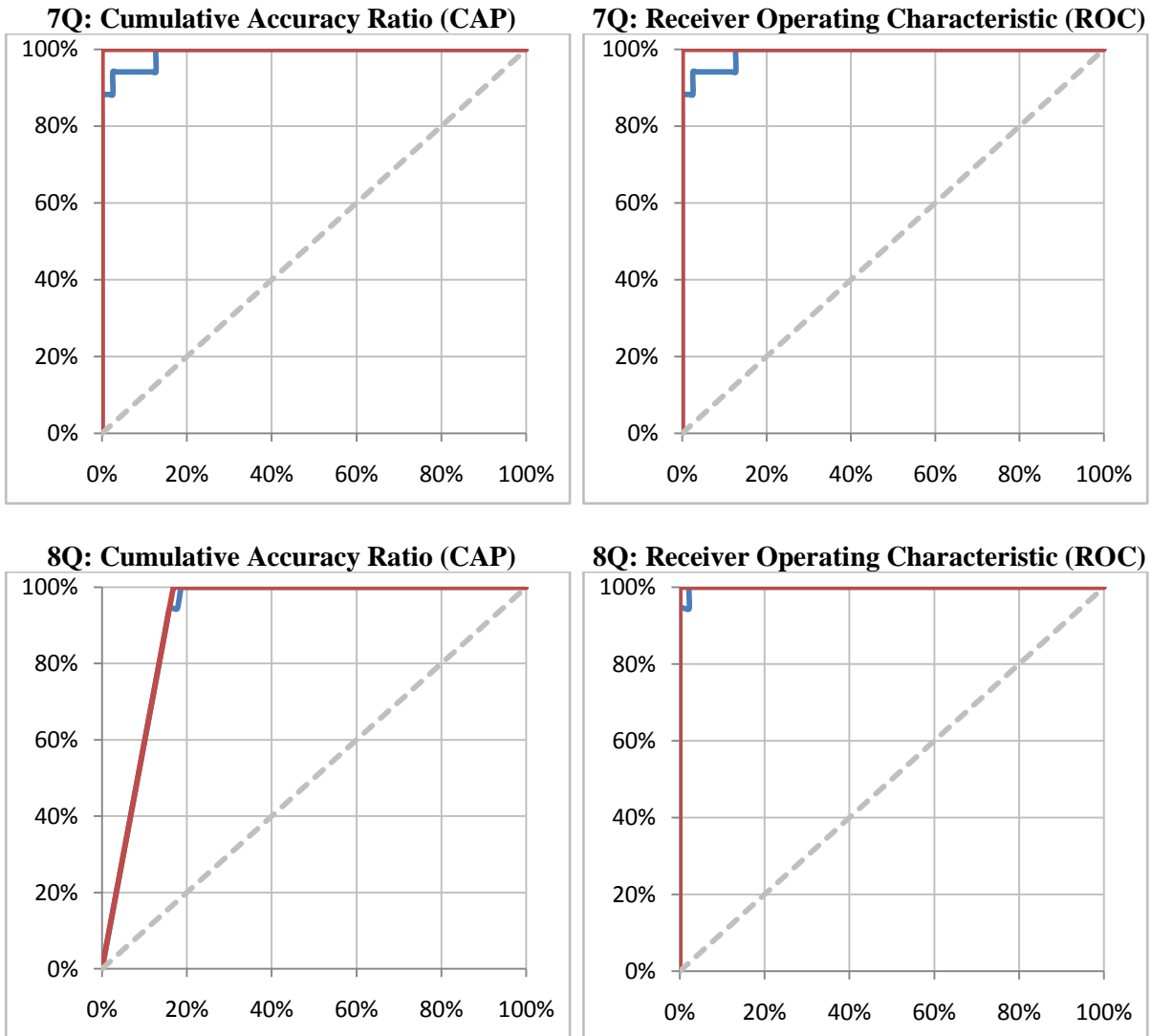
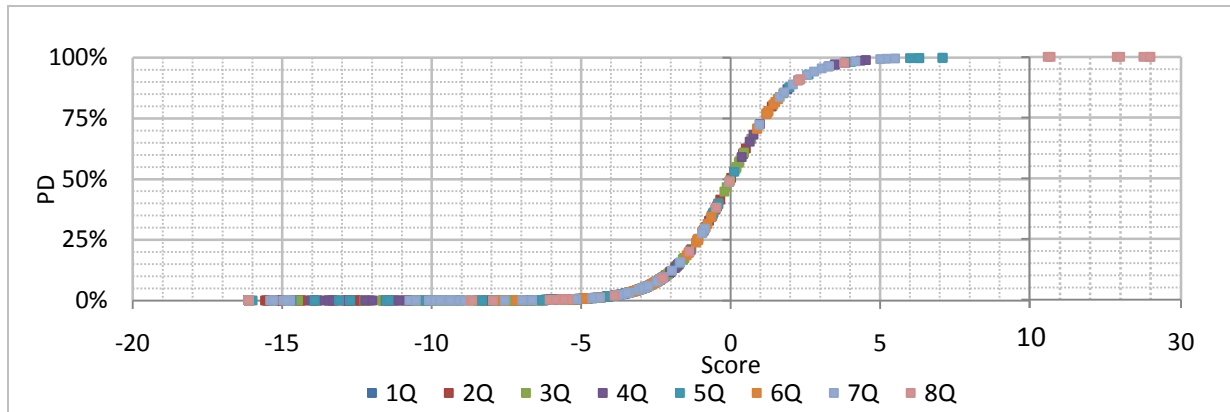


Abbildung 41: Cumulative Accuracy Ratio und Receiver Operating Characteristic (7Q und 8Q)



Werden für alle zur Logit-Bestimmung herangezogenen Stichproben und für jeden einzelnen Prognosehorizont die Ausfallwahrscheinlichkeiten ermittelt, so wird deutlich, dass sich diese über das gesamte Intervall zwischen 0% und 100% verteilen. Für den überwiegenden Anteil der herangezogenen Kreditnehmer werden die Ausfallwahrscheinlichkeiten von 0% ermittelt. Nur wenige Kreditnehmer, ausschließlich im Prognosehorizont von zwei Jahren, erhalten Ausfallwahrscheinlichkeiten von hundert Prozent. Die Ausfallwahrscheinlichkeiten können später auch einzelnen Ratingklassen zugeordnet werden, um die Vergleichbarkeit der Rating-ergebnisse mit den Ergebnissen anderer Ratingverfahren zu erleichtern.

Abbildung 42: Verteilung der Ausfallwahrscheinlichkeiten



7.6 Sensitivitäten

Bedingt dadurch, dass die eingegebenen Kennzahlen zunächst in Dezile eingeteilt werden und dann ausgehend von historischen Ausfallraten einen Scorewert erhalten, kann keine Sensitivitätsanalyse durchgeführt werden. Eine Veränderung der Kennzahl um 0,1% führt selten dazu, dass die Kennzahl einem anderen Dezil zugeordnet wird. Die entsprechende Veränderung der Kennzahl, damit sie einem höheren oder niedrigeren Dezil zugeordnet wird, erscheint als wenig zielführend, weil diese Veränderung je nach Kennzahlausprägung unterschiedlich stark ausfallen würde.

Eine Kennzahl, welche am oberen Ende eines Dezils ist, muss nur geringfügig verändert werden, damit sie einem höheren Dezil zugeordnet werden kann. Dagegen muss sie stark verändert werden, um einem niedrigeren Dezil zugeordnet werden zu können. Die Veränderungen nach oben und nach unten hin wären unterschiedlich groß und i.d.R. deutlich höher als 0,1%. Diese Vorgehensweise würde zu Ungenauigkeiten führen.

Stattdessen kann die Sensitivität einzelner Kennzahlen im Wesentlichen schon aus den Regressionsparametern \mathbf{b} entnommen werden. Umso höher der Parameter b_k ist, desto höher ist die Sensitivität von diesem Parameter (s. *Bestimmung der Regressionsparameter*, S. 65).

In den *Abbildungen 43* und *44* sind schließlich zwei reelle Fälle dargestellt. Bei dem ersten (*Abbildung 41*) handelt es sich um eine LBO-Finanzierung, für welche im ersten Quartal 2009 das definierte Ausfallkriterium eintrat (s. *Datenaufbereitung*, S. 31). Die Ausfallprognose per 30.06.2008 hätte den Ausfall richtig vorhergesagt. Im zweiten Fall (*Abbildung 44*) ist eine LBO-Finanzierung dargestellt, welche weder ausgefallen ist noch als ausfallgefährdet gilt. Mit dem Ratingverfahren ist per 31.12.2007 eine Ausfallwahrscheinlichkeit von Null Prozent für die folgenden zwei Jahre ermittelt worden.

Abbildung 43: Ausfallprognose zu einer tatsächlich ausgefallenen Transaktion



Transaktion							
ausgefallen nach 3Q (Rating-Stichtag: 30.06.2008)							
Financial Covenants							
Total Leverage Ratio:	6,02						
Total Debt Cover Ratio:	1,47						
Total Interest Cover Ratio:	1,90						
Total Leverage Headroom:	12,90%						
Total Debt Cover Headroom:	47,00%						
Total Interest Headroom:	20,25%						
Finanzierungsstruktur	Zyklizität						
Eigenkapital-Anteil:	hoch						
Volkswirtschaft							
EURO-15 BIP-Wachstum zum Vorquartal:	-0,26%						
ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum:	76,27						
<input type="button" value="PD ermitteln"/>							
<input type="button" value="Eingaben löschen"/> 							
Probability of Default - PD							
1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q
3,17%	0,04%	38,34%	66,98%	79,50%	76,94%	88,63%	100,00%

Abbildung 44: Ausfallprognose zu einer tatsächlich nicht ausgefallenen Transaktion

Transaktion							
nicht ausgefallen (Rating-Stichtag: 31.12.2007)							
Financial Covenants							
Total Leverage Ratio:	9,15						
Total Debt Cover Ratio:	1,43						
Total Interest Cover Ratio:	1,69						
Total Leverage Headroom:	31,15%						
Total Debt Cover Headroom:	43,00%						
Total Interest Headroom:	40,83%						
Finanzierungsstruktur	Zyklizität						
Eigenkapital-Anteil:	gering						
Volkswirtschaft							
EURO-15 BIP-Wachstum zum Vorquartal:	0,73%						
ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum:	81,36						
<input type="button" value="PD ermitteln"/>							
<input type="button" value="Eingaben löschen"/> 							
Probability of Default - PD							
1Q	2Q	3Q	4Q	5Q	6Q	7Q	8Q
0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Obwohl der Total Debt Covenant im zweiten Fall deutlich höher ist und der Eigenkapital-Anteil an der Transaktion deutlich niedriger als im ersten Fall ist, wird die Transaktion als nicht ausfallgefährdet eingestuft. Das liegt vor allem an der geringeren Zyklizität der Branche, in welcher das zweite Unternehmen tätig ist.

Auch das BIP-Wachstum gegenüber dem Vorquartal ist deutlich höher als im ersten Fall. Der ifo Index für das Wirtschaftsklima im Euroraum ist ebenfalls etwas besser als im ersten Fall. Die Covenant Headrooms sind bei der zweiten Transaktion im Wesentlichen deutlich besser als bei der ersten, einzig bei dem Cash Flow Headroom verfügt die erste Transaktion über einen besseren Wert.

Anhand von diesem Beispiel wird deutlich, wie wichtig die Zyklizität bei der Ratingermittlung ist (s. *Bestimmung der Regressionsparameter*, S. 65).

Abschließend wird für die gesamte Stichprobe die Ausfallwahrscheinlichkeiten für Prognosehorizonte zwischen einem Quartal und zwei Jahren ermittelt. Alle problembehafteten LBO-Finanzierungen, sowohl die ausgefallenen als auch die ausfallgefährdeten können im Rahmen dieser Arbeit identifiziert werden. Bei nicht ausgefallenen und nicht ausfallgefährdeten LBO-Transaktionen werden, wie in *Abbildung 44*, häufig Ausfallwahrscheinlichkeiten von 0% oder nahezu 0% ermittelt.

7.7 Weitere Optimierungsansätze

Die guten Validierungsergebnisse deuten bei dem vorliegenden Ratingverfahren auf hohe Signifikanz hin. Das Verfahren kann im Folgenden jedoch weiter ausgebaut und optimiert werden, um die Qualität des Ratingverfahrens weiter zu verbessern.

Dazu sollten noch mehr Daten zu den einzelnen Unternehmen erhoben werden. Die Anzahl der Schranken könnte später nicht auf Dezile festgelegt, sondern dynamisch gestaltet werden, in Abhängigkeit von dem Stichprobenumfang und der Streuung der einzelnen Kennzahl. Um starke Schwankungen in den einzelnen Bereichen zu vermeiden, könnte für jede einzelne Kennzahl und jeden einzelnen Zeithorizont eine kontinuierliche Dichtefunktion aufgestellt und auf diese Weise die Ausfallquote in Abhängigkeit von der Kennzahlausprägung geschätzt werden.

Bei einer sehr großen und repräsentativen Stichprobe zu unterschiedlichen Branchen kann ferner eine branchentypische Größe, etwa der DJ-Stoxx-Index der einzelnen Branchen, herangezogen werden. Sofern entsprechende Daten vorliegen (v.a. bei börsennotierten Unternehmen), könnte auch das Beta $\beta_{\text{Unternehmen}}$ vom Unternehmen, sonst das Beta β_{Sektor} vom Sektor als Kennzahl zur Beurteilung des systematischen Risikos verwendet werden (s. *Einführung in das Capital Asset Pricing Model (CAPM)*, S. 79).

Es fällt ferner auf, dass die Perioden von flachen Zinskurven mit den wirtschaftlich schwierigen Jahren einhergehen und das Zinsniveau in diesen Perioden relativ hoch ist (s. *Umlaufrenditen von Staatsanleihen*, S. 57). Im nächsten Schritt zur Verfahrensoptimierung, kann über-

prüft werden, wie stark die Zinsstrukturkurve auf die Ausfallwahrscheinlichkeit wirkt (etwa durch Differenzbildung zwischen Umlaufrenditen unterschiedlicher Laufzeiten) oder welche Bedeutung die Veränderung der Umlaufrendite gegenüber den vorherigen Perioden hat.

Auch das BIP-Wachstum kann nicht nur gegenüber dem Vorquartal, sondern gegenüber einem länger zurückliegenden Stichtag, etwa dem Vorjahr gemessen werden. Diese Kennzahl wäre weniger volatil als die Veränderung in der kurzen Frist und ließe neben der kurzfristigen BIP-Veränderung auch die mittelfristige Veränderung messen und in dem Verfahren berücksichtigen.

Schließlich kann dieser Ratingansatz, wenn der einjährige Zeithorizont in den Mittelpunkt rückt, zu einem Basel II konformen Ansatz ausgebaut werden. Dazu müssten auch die Faktoren um qualitative Kennzahlen ergänzt werden. Der vorliegende Ansatz stellt vor allem die quantitativen Größen in den Mittelpunkt.

Auf Grund dessen, dass die Ausfälle der vorliegenden Stichprobe ausschließlich in dem Zeitraum zwischen Ende 2008 und Mitte 2009 zu finden sind, ergibt sich noch keine Möglichkeit des Backtestings. Es wird sich anbieten, das Modell nach einem Jahr unter Heranziehung der neueren Daten zu testen und auf Stabilität zu überprüfen. Dazu kann zunächst die erwartete Anzahl der Ausfälle für den gewählten Zeitraum ermittelt und anschließend bei einem hohen Konfidenzniveau mit dem tatsächlich erreichten Ausfallniveau verglichen werden.

8 Fazit

Insgesamt liefert das vorgestellte auf der logistischen Regression basierende Ratingverfahren signifikante Ergebnisse bei der Risikoanalyse von europäischen LBO-Transaktionen.

Die Ausfallwahrscheinlichkeit hängt bei diesem Modell insbesondere von der Zyklizität des Unternehmens und den Financial Covenants ab. Bei einzelnen Prognosehorizonten werden auch der Eigenkapitalanteil an der Transaktion sowie das BIP-Wachstum und das ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum berücksichtigt. Vor allem bei kürzeren Prognosehorizonten wird die Ausfallgefährdung von der Zyklizität beeinflusst. Auch die Bedeutung der Total Debt Cover Ratios nimmt bei längeren Prognosehorizonten ab.

Der Schwellenwert zur Klassifizierung in ausfallgefährdete und nicht ausfallgefährdete Transaktionen liegt für alle Prognosehorizonte etwa bei 10%. Eine Ausfallwahrscheinlichkeit oberhalb von 10% weist auf hohe Ausfallgefährdung bei niedriger Irrtumswahrscheinlichkeit hin.

Das Ratingverfahren kann zusätzlich optimiert werden, indem weitere Parameter in das Modell aufgenommen werden. Außerdem sollte die Stabilität des Ratingverfahrens regelmäßig überprüft und die bestehenden Parameter gegebenenfalls angepasst beziehungsweise weiter optimiert werden.

Anhang

Einführung in das Capital Asset Pricing Model (CAPM)

Dadurch, dass die Eigenkapitalgeber den Fremdkapitalgebern gegenüber nachrangig sind und höheren Risiken ausgesetzt werden, welche bis hin zu einem Totalverlust führen können, sind die Eigenkapitalkosten (*engl.*: Cost of Equity), also die Mindestverzinsung des überlassenen Eigenkapitals (*engl.*: Hurdle Rate), höher als die Fremdkapitalkosten (*engl.*: Cost of Debt). In dem Capital Asset Pricing Model (CAPM) werden die Eigenkapitalkosten als Summe aus dem risikofreien Zinssatz r_f (*engl.*: Risk free Rate), i.d.R. langfristige Verzinsung von Staatsanleihen, und der mit dem Beta β multiplizierten Risikoprämie ($r_m - r_f$) definiert. (Damodaran, 2006, S. 66 ff.)

Die Risikoprämie ist dabei die Differenz aus der langfristigen Markttrendite r_m , etwa der eines Benchmark-Aktienindizes und des risikofreien Zinssatzes. Das Beta ist als systematisches Risiko (auch Marktrisiko genannt) definiert. Es wird mit Hilfe der linearen Regression ermittelt und kann je nach Unternehmen und Branche unterschiedliche Werte annehmen. Ein $\beta=1$ bedeutet, dass das Unternehmen vom Risiko her dem Marktdurchschnitt entspricht. Betas, welche kleiner als 1 sind ($\beta < 1$), deuten auf weniger risikoreiche Unternehmen mit stabileren Erträgen, während Betas über 1 ($\beta > 1$) ein Indiz für höheres Risiko sind. (Damodaran, 2006, S. 66 ff.)

$$\text{Eigenkapitalkosten} = r_f + \beta \times (r_m - r_f)$$

Um dem höheren Risiko gerecht zu werden, welches bei hoher Verschuldung vorliegt, werden die Eigenkapitalkosten mit dem Levered Beta berechnet, das mit steigendem Verschuldungsgrad zunimmt. Zur Berechnung des Levered Beta wird zunächst das Unlevered Beta, also ein Beta das das Unternehmen hätte, wenn es keine Verbindlichkeiten hätte, ermittelt. Bei der Berechnung des Levered Beta werden der Grenzsteuersatz und das Verhältnis von Verbindlichkeiten zum Eigenkapital (*engl.*: Debt-To-Equity-Ration – D/E) berücksichtigt. (Damodaran, 2006, S. 120 ff.)

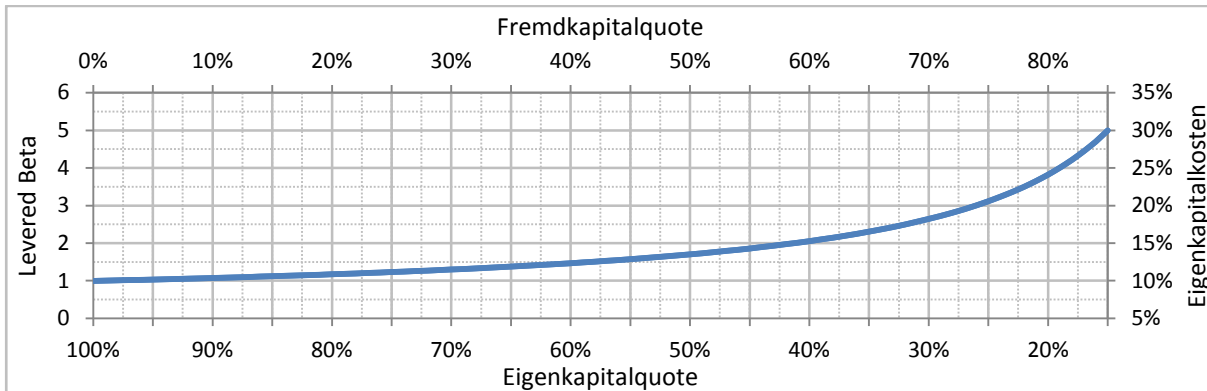
$$\beta_{\text{unlevered}} = \frac{\beta_{\text{levered}}}{1 + (1 - \text{Grenzsteuersatz}) \times \frac{\text{Verbindlichkeiten}}{\text{Eigenkapital}}}$$

$$\beta_{\text{levered}} = \beta_{\text{unlevered}} \times \left(1 + (1 - \text{Grenzsteuersatz}) \times \frac{\text{Verbindlichkeiten}}{\text{Eigenkapital}} \right)$$

In *Abbildung 1* ist die Veränderung des Levered Beta und damit einhergehend der Eigenkapitalkosten in Abhängigkeit von der Eigenkapital- bzw. Fremdkapitalquote dargestellt. Als Grenzsteuersatz wird dabei der für Unternehmen in Deutschland in 2008 geltende durchschnittliche Steuersatz (*engl.*: Corporate Tax Rate) i.H.v. 29,51% angenommen (KPMG, 2008, S. 11). Für den risikofreien Zinssatz und die Risikoprämie werden der Einfachheit halber jeweils 5% angenommen.

Es ist deutlich, dass bei niedrigerer Eigenkapitalquote bzw. höherer Fremdkapitalquote sowohl das Levered Beta als auch die Eigenkapitalkosten exponentiell steigen. Bei vollständiger Finanzierung mit Eigenkapital entsprechen sowohl das Unlevered Beta als auch das Levered Beta in diesem Beispiel genau 1 und die Eigenkapitalkosten betragen rund 10%. Bei einer Eigenkapitalquote von 10% entspricht das Unlevered Beta der Definition gemäß immer noch 1. Das Levered Beta entspricht aber 5 und die Eigenkapitalkosten betragen rund 30%.

Abbildung I: Einfluss der Finanzierungsstruktur auf das Levered Beta und die Eigenkapitalkosten



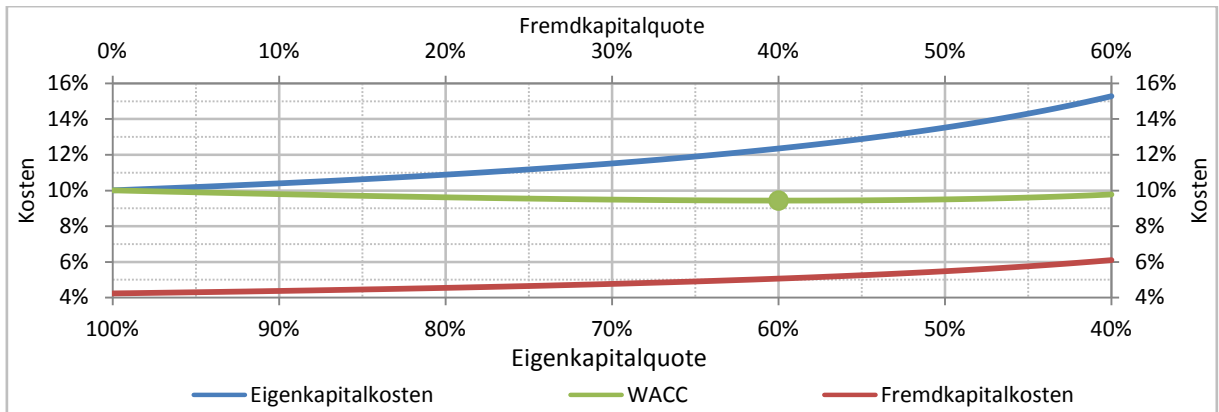
Die Fremdkapitalkosten sind, wie bereits erwähnt niedriger als die Eigenkapitalkosten. Sie nehmen mit höherer Fremdkapitalquote bzw. niedrigerer Eigenkapitalquote ebenfalls zu, um dem höheren Risiko gerecht zu werden.

Die gewichteten durchschnittlichen Kapitalkosten (*engl.*: Weighted Average Cost of Capital – WACC) eines Unternehmen entsprechen den gewichteten Kosten der Eigen- und Fremdkapitalkosten. Wenn die Fremdkapitalkosten steuermindernd wirken, werden die Fremdkapitalkosten zusätzlich mit der Differenz aus 100% und dem Grenzsteuersatz multipliziert. (Damodaran, 2006, S. 137 ff.)

$$WACC = \frac{\text{Eigenkapitalkosten}}{\text{Eigenkapital} + \text{Fremdkapital}} + \frac{\text{Fremdkapitalkosten}}{\text{Eigenkapital} + \text{Fremdkapital}} \times (1 - \text{Grenzsteuersatz})$$

Aus der Sicht eines Unternehmens ist das Ziel, die Finanzierungsstruktur so zu gestalten, dass die minimalen gewichteten durchschnittlichen Kapitalkosten erzielt werden können. In *Abbildung II* ist der Verlauf der Eigenkapital- und Fremdkapitalkosten dargestellt. Die Faktoren zur Berechnung von Eigenkapitalkosten werden entsprechend dem weiter oben vorgestellten Beispiel beibehalten. Die Fremdkapitalkosten werden bei niedriger Verschuldung mit 6% angenommen und steigen mit zunehmender Verschuldung.

Abbildung II: Gewichtete Durchschnittliche Kapitalkosten



Bei Eigenkapitalquote von 100% entspricht der WACC gerade den Eigenkapitalkosten und nähert sich mit niedrigerer Eigenkapitalquote immer mehr den Fremdkapitalkosten an. Die gewichteten durchschnittlichen Kapitalkosten nehmen in diesem Beispiel ab, solange bis die Eigenkapitalquote von 60% erreicht wird. An dieser Stelle sind die gewichteten durchschnittlichen Kapitalkosten minimal. Bei noch niedrigerer Eigenkapitalquote nehmen die gewichteten durchschnittlichen Kapitalkosten wieder zu.

Grundlagen der linearen Regressionsanalyse

Die lineare Regressionsanalyse dient der Analyse von Beziehungen zwischen einer abhängigen Variablen Y (auch Regressand genannt) und einer oder K unabhängigen Variablen X (auch Regressoren genannt). Y ist dabei die Linearkombination aus K unabhängigen Variablen X , welche mit den Koeffizienten b_k gewichtet werden. Dabei nimmt X_0 immer den Wert 1 an, sodass das Produkt aus b_0X_0 für alle Y konstant ist. Um Y berechnen zu können, müssen mit Hilfe der linearen Regressionsanalyse die Regressionsparameter \mathbf{b} geschätzt werden. (Backhaus et al., 2006, S. 46 ff.)

$$Y = f(\mathbf{X}) = f(X_1, X_2, \dots, X_K) = b_0X_0 + b_1X_1 + \dots + b_KX_K + \varepsilon = \mathbf{b}'\mathbf{X} + \varepsilon$$

$$\text{mit } \mathbf{x}_i = \begin{pmatrix} X_0 \\ X_1 \\ \vdots \\ X_K \end{pmatrix}, \mathbf{b} = \begin{pmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_K \end{pmatrix} \text{ und } X_0 = 1$$

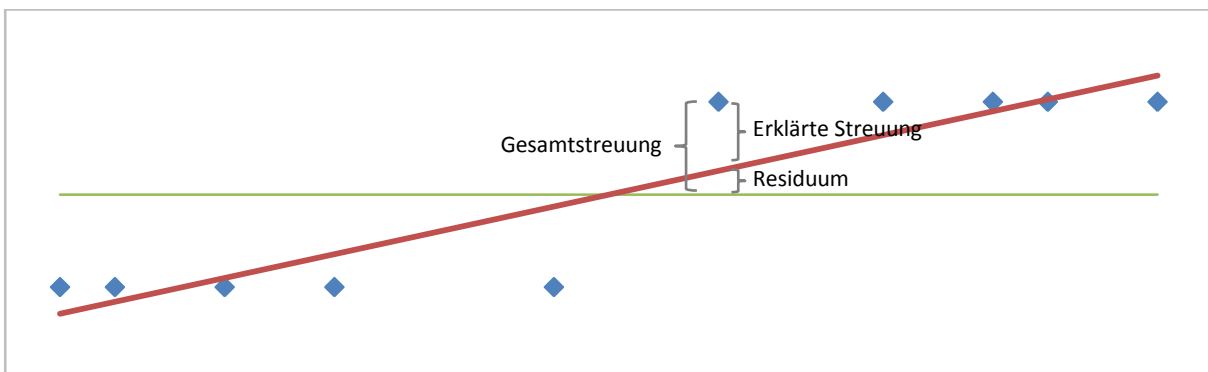
Mit dem Bestimmtheitsmaß R^2 lässt sich die Güte der Anpassung der Regression an die empirischen Daten messen. Dazu werden die Residualgrößen ε_i der i -ten Beobachtung, also die Abweichungen zwischen den Beobachtungswerten y_i und den geschätzten Werten \hat{y}_i , herangezogen. Der Mittelwert der beobachteten abhängigen Variablen wird mit \bar{y} angegeben. Die Summe der quadrierten Residuen wird Fehlerquadratsumme genannt. Die Ergebnisse der linearen Regression sind umso besser, je kleiner die Fehlerquadratsumme ist. (Backhaus et al., 2006, S. 442 f., Bronstein et al, 2005, S. 804)

$$\text{Fehlerquadratsumme} = \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2$$

Das Bestimmtheitsmaß entspricht dem Quotienten aus der erklärten Streuung und der Gesamtstreuung und kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Es ist umso größer, je höher der Anteil der erklärten Streuung $\sum_{i=1}^N (\hat{y}_i - \bar{y})^2$ an der Gesamtstreuung $\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2$ ist. (Backhaus et al., 2006, S. 64 ff.)

$$R^2 = \frac{\text{erklärte Streuung}}{\text{Gesamtstreuung}} = \frac{\sum_{i=1}^N (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{\sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$$

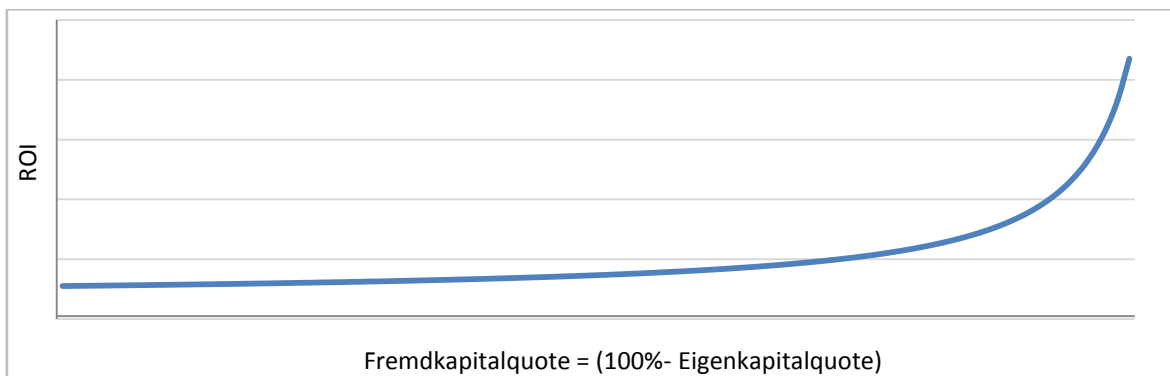
Abbildung III: Lineare Regressionsanalyse



Leverage Effect

Obwohl die Eigenkapitalgeber im Rahmen einer LBO-Transaktion i.d.R. auf jegliche laufenden Erträge in Form von Dividenden oder Zinsen verzichten, rechnet sie aber aufgrund der hohen Verschuldung mit einem entsprechenden Hebeleffekt (*engl.*: Leverage Effect), mit welchem die Eigenkapitalrentabilität (*engl.*: Return on Investment - ROI) erhöht werden kann. Dies ist möglich, wenn die Fremdkapital-Verzinsung nach Steuern unter der Gesamtkapitalrentabilität (*engl.*: Return on Capital - ROC) liegt. Dieser Effekt wird verstärkt, wenn die Fremdkapitalzinsen steuerlich abgesetzt werden können, weil sich damit die Fremdkapitalkosten verringern lassen. In Deutschland wurde diese Möglichkeit mit der Einführung der Zinsschranke 2008 eingeschränkt.

Abbildung IV: Leverage-Effect –
ROI-Veränderung bei unterschiedlichem Fremdkapitaleinsatz



Die Wirkung des Hebeleffektes aus Fremdfinanzierung wird in *Abbildung IV* veranschaulicht. Unter der Annahme, dass der Fremdkapitalzins unabhängig von dem Verschuldungsgrad (Fremdkapitalquote) nach Steuern konstant ist und keine Zinsschranken vorhanden sind, kann durch Umformen der folgenden Gleichung der ROI berechnet werden, welcher mit höherem Fremdkapitaleinsatz überproportional steigt. Die Eigenkapitalquote bzw. die Fremdkapitalquote entspricht dem Quotienten aus Eigen- bzw. Fremdkapital und dem Gesamtkapital:

$$\begin{aligned}
 \text{ROC} &= \left(\text{Verzinsung}_{\text{FK, vor Steuern}} \times \frac{\text{FK}}{\text{FK} + \text{EK}} \times [100\% - \text{Steuersatz}] \right) + \left(\text{ROI} \times \frac{\text{EK}}{\text{FK} + \text{EK}} \right) \\
 \text{ROI} &= \frac{\text{ROC} - \left(\text{Verzinsung}_{\text{FK, vor Steuern}} \times \frac{\text{FK}}{\text{FK} + \text{EK}} \times [100\% - \text{Steuersatz}] \right)}{\frac{\text{EK}}{\text{FK} + \text{EK}}}
 \end{aligned}$$

In Wirklichkeit steigt mit höherer Verschuldung das Bonitätsrisiko des Unternehmens und damit auch die Kosten der Fremdkapitalverzinsung. Dieser Effekt geht auch mit den Zielen nach dem Basel II Akkord einher (s. *Hintergrund der Einführung des Basel II Akkords*, S. 23). Um die Eigenkapitalrentabilität zu erhöhen, müssen die Unternehmens-Eigentümer den Mehrwert und die Zusatzkosten aus höherem Fremdkapitaleinsatz gegenüberstellen, um die Höhe der Fremdkapitalquote zu bestimmen, bei welcher der ROI maximiert wird.

Chancenverhältnis bzw. Odds der Logistischen Regression

Die Summe aus der Eintrittswahrscheinlichkeit $P(y_i=1)$ und der Gegenwahrscheinlichkeit $P(y_i=0)$ ergibt immer 100%. Die Ausfallwahrscheinlichkeit kann somit auch als die Differenz aus 100% und der Gegenwahrscheinlichkeit beschrieben werden. (Backhaus et al., 2006, S. 426)

$$P(y_i=0) + P(y_i=1) = 1 \quad \text{bzw.} \quad P(y_i=0) = 1 - P(y_i=1)$$

Die logistische Funktion ist definiert als

$$p = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

Der Quotient aus der Eintrittswahrscheinlichkeit $p(y=1)$ und der Gegenwahrscheinlichkeit $p(y=0)$ bzw. $[1 - p(y=1)]$ wird als Chancenverhältnis (bzw. Odds) der logistischen Regression bezeichnet. So gibt ein Chancenverhältnis von 2 an, dass die Eintrittswahrscheinlichkeit doppelt so hoch ist als die Gegenwahrscheinlichkeit. Wie aus der folgenden Umformung der Formel von der logistischen Funktion ersichtlich ist, entspricht das Chancenverhältnis genau e^z (Backhaus et al., 2006, S. 442 f.):

$$p(y=1) = \frac{e^z}{1 + e^z}$$

$$\Rightarrow p(y=1) \times (1 + e^z) = e^z$$

$$\Rightarrow p(y=1) + p(y=1) \times e^z = e^z$$

$$\Rightarrow p(y=1) = e^z - p(y=1) \times e^z$$

$$\Rightarrow p(y=1) = e^z \times (1 - p(y=1))$$

$$\Rightarrow \text{Chancenverhältnis}(y=1) = \text{Odds}(y=1) = \frac{p(y=1)}{1 - p(y=1)} = e^z$$

Das logarithmierte Chancenverhältnis bzw. die logarithmierten Odds entsprechen dem Logit. Beide Begriffe können als Synonyme verwendet werden. Damit kann exponentielle Verknüpfung zwischen der Linearkombination $\mathbf{b}'\mathbf{x}_i$ und der logistischen Funktion erfolgen. (Backhaus et al., 2006, S. 442 f.)

$$\ln \left\{ \frac{p(y_i=1)}{1 - p(y_i=1)} \right\} = \ln \left\{ \frac{p(y_i=1)}{p(y_i=0)} \right\} = z \ln(e) = \mathbf{b}'\mathbf{x}_i + \varepsilon_i$$

Zusammenhang zwischen dem Gini-Koeffizienten und der AUC

Um den Zusammenhang zwischen der Area Under the Curve und dem Gini-Koeffizienten zu zeigen, wird die Mann-Whitney-Statistik angewandt. Dazu werden paarweise Kombinationen aus jeweils einem ausgefallenen und einem nicht ausgefallenen Kreditnehmer gebildet und in die folgende Gleichung $U(a; b; c)$ eingesetzt. (Deutsche Bundesbank, 2003, S. 73):

$$U(a; b; c) = \frac{1}{N_D \times N_{ND}} \times \sum_{(D, ND)} u_D, u_{ND} \quad \text{mit} \quad u_D, u_{ND} = \begin{cases} a & PD_{ND} < PD_D \\ b & PD_{ND} = PD_D \\ c & PD_{ND} > PD_D \end{cases}$$

Dabei entsprechen N_D und N_{ND} der Anzahl der ausgefallenen und nicht ausgefallenen Kreditnehmer. PD_D und PD_{ND} sind die ex ante bestimmten Ausfallwahrscheinlichkeiten des ausgefallenen bzw. nicht ausgefallenen Kreditnehmers.

Aus der Gesamtstichprobe werden zufällig jeweils ein ausgefallener und nicht ausgefallener Kreditnehmer ausgewählt. Es wird davon ausgegangen, dass der Kreditnehmer mit dem höheren Rating (bzw. niedrigerer Ausfallwahrscheinlichkeit) der solvente ist. Wenn das zutrifft, dann ist die Wahrscheinlichkeit, dass der insolvente Kreditnehmer richtig identifiziert werden kann bei 100% ($a = 100\%$).

Stimmen aber die Ausfallwahrscheinlichkeiten überein, so kann nur durch Raten bestimmt werden, welcher der Kreditnehmer solvent ist. Die Wahrscheinlichkeit den insolventen Kreditnehmer richtig zu identifizieren entspricht nur noch 50% ($b = 50\%$).

Wenn für den insolventen Kreditnehmer eine niedrigere Ausfallwahrscheinlichkeit ermittelt wird als für den solventen und der Kreditnehmer mit der höheren Ausfallwahrscheinlichkeit als der insolvente klassifiziert wird, beträgt die Wahrscheinlichkeit den insolventen Kreditnehmer richtig zu identifizieren 0% ($c = 0\%$). Entsprechend der Definition von $U(a; b; c)$ kann folgender Zusammenhang festgestellt werden:

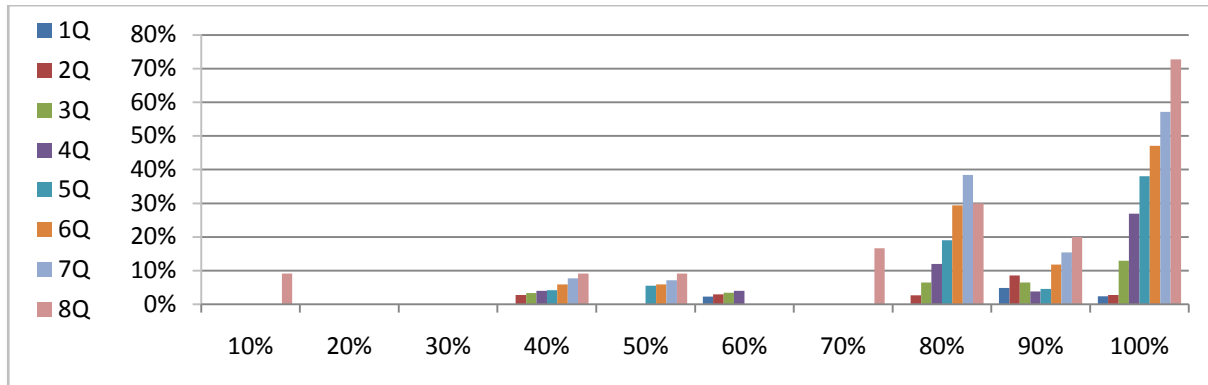
$$\begin{aligned} AUC &= U(a; b; c) \\ &= U(1; 0,5; 0) \\ &= 1 \times P(PD_{ND} < PD_D) + 0,5 \times P(PD_{ND} = PD_D) + 0 \times P(PD_{ND} > PD_D) \\ &= 1 \times P(PD_{ND} < PD_D) + 0,5 \times P(PD_{ND} = PD_D) \\ &= \text{Gini Koeffizient} + 0,5 \end{aligned}$$

Die Area Under the Curve entspricht der Wahrscheinlichkeit, mit der solvente bzw. insolvente Kreditnehmer mit dieser Methode richtig identifiziert werden. Sie beträgt $P(PD_{ND} < PD_D) + 0,5 \times P(PD_{ND} = PD_D)$ und entspricht der Fläche unter der ROC-Kurve.

Schranken und Ausfallraten

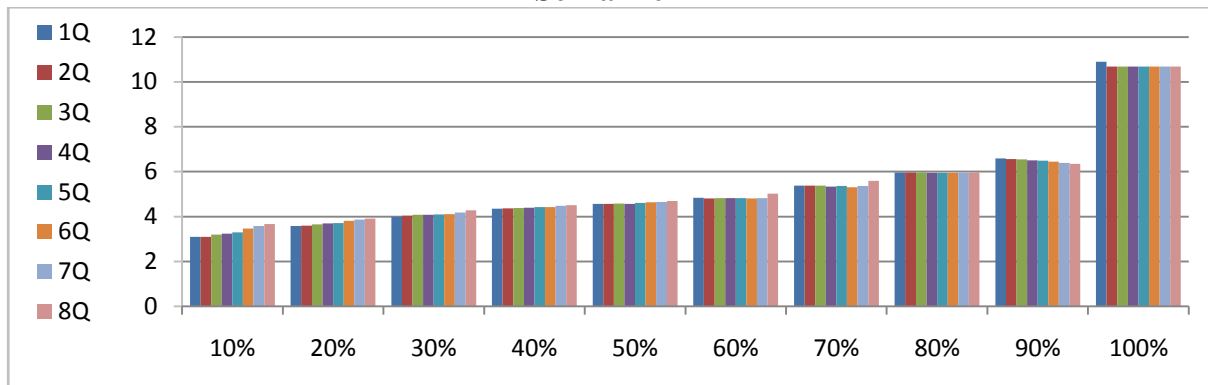
Total Leverage Ratio

Ausfallraten



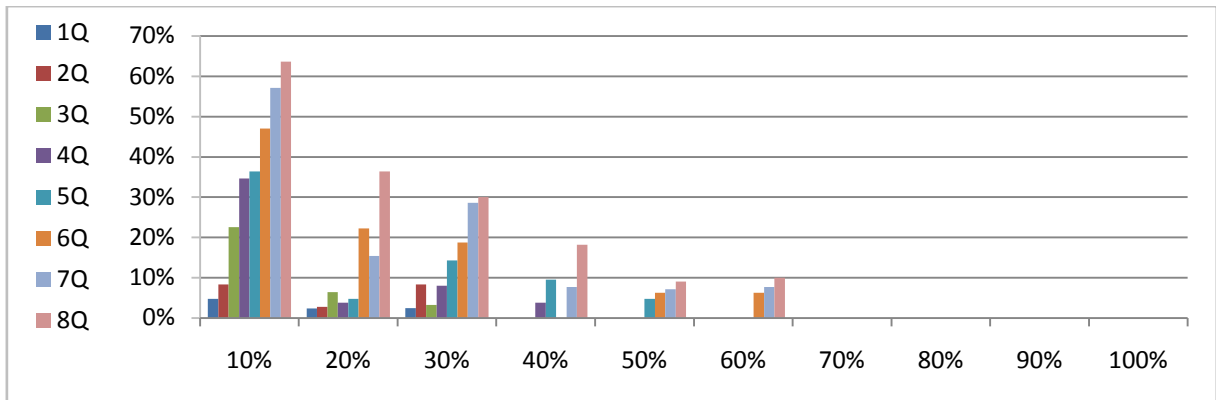
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	2,33%	0,00%	0,00%	4,88%	2,38%
2Q	0,00%	0,00%	0,00%	2,78%	0,00%	2,94%	0,00%	2,70%	8,57%	2,78%
3Q	0,00%	0,00%	0,00%	3,33%	0,00%	3,45%	0,00%	6,45%	6,45%	12,90%
4Q	0,00%	0,00%	0,00%	4,00%	0,00%	4,00%	0,00%	12,00%	3,85%	26,92%
5Q	0,00%	0,00%	0,00%	4,17%	5,56%	0,00%	0,00%	19,05%	4,55%	38,10%
6Q	0,00%	0,00%	0,00%	5,88%	5,88%	0,00%	0,00%	29,41%	11,76%	47,06%
7Q	0,00%	0,00%	0,00%	7,69%	7,14%	0,00%	0,00%	38,46%	15,38%	57,14%
8Q	9,09%	0,00%	0,00%	9,09%	9,09%	0,00%	16,67%	30,00%	20,00%	72,73%

Schranken



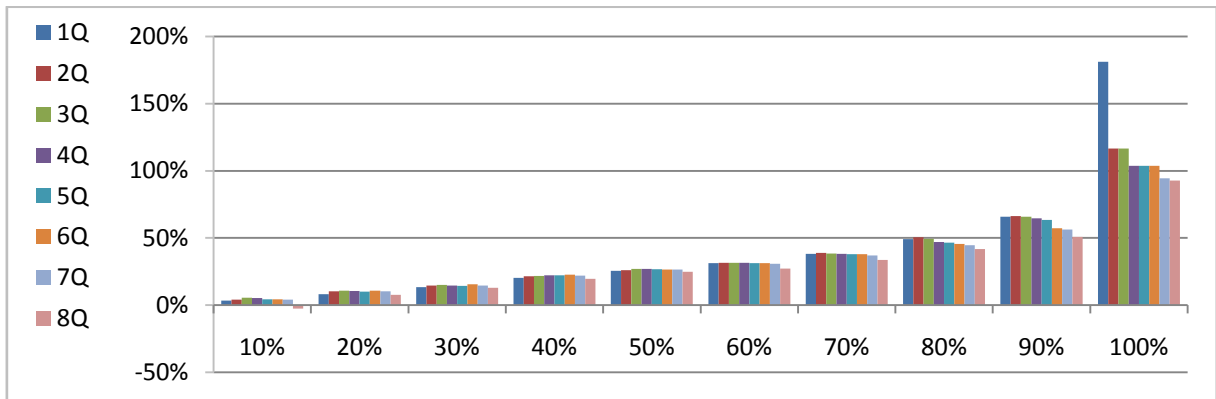
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	3,10	3,58	3,99	4,35	4,56	4,84	5,39	5,97	6,59	10,90
2Q	3,10	3,59	4,04	4,36	4,56	4,81	5,37	5,97	6,56	10,69
3Q	3,19	3,65	4,08	4,38	4,58	4,83	5,38	5,96	6,54	10,69
4Q	3,24	3,69	4,08	4,39	4,57	4,82	5,34	5,96	6,51	10,69
5Q	3,30	3,71	4,09	4,42	4,61	4,82	5,36	5,96	6,49	10,69
6Q	3,47	3,81	4,12	4,43	4,64	4,81	5,31	5,95	6,44	10,69
7Q	3,58	3,87	4,18	4,48	4,65	4,82	5,37	5,94	6,39	10,69
8Q	3,67	3,91	4,29	4,50	4,69	5,02	5,59	5,97	6,35	10,69

Total Leverage Headroom Ausfallraten



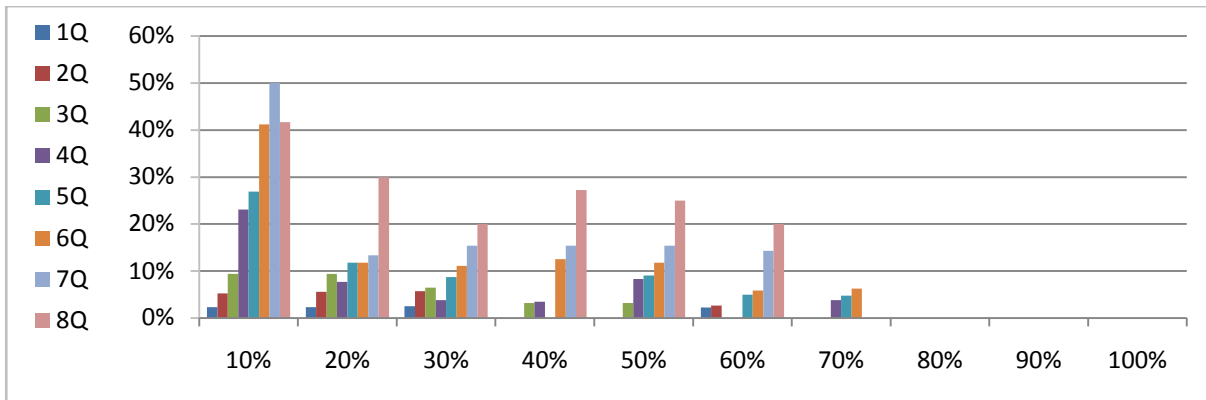
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	4,76%	2,38%	2,44%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	8,33%	2,78%	8,33%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	22,58%	6,45%	3,23%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	34,62%	3,85%	8,00%	3,85%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	36,36%	4,76%	14,29%	9,52%	4,76%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
6Q	47,06%	22,22%	18,75%	0,00%	6,25%	6,25%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
7Q	57,14%	15,38%	28,57%	7,69%	7,14%	7,69%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
8Q	63,64%	36,36%	30,00%	18,18%	9,09%	10,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Schranken



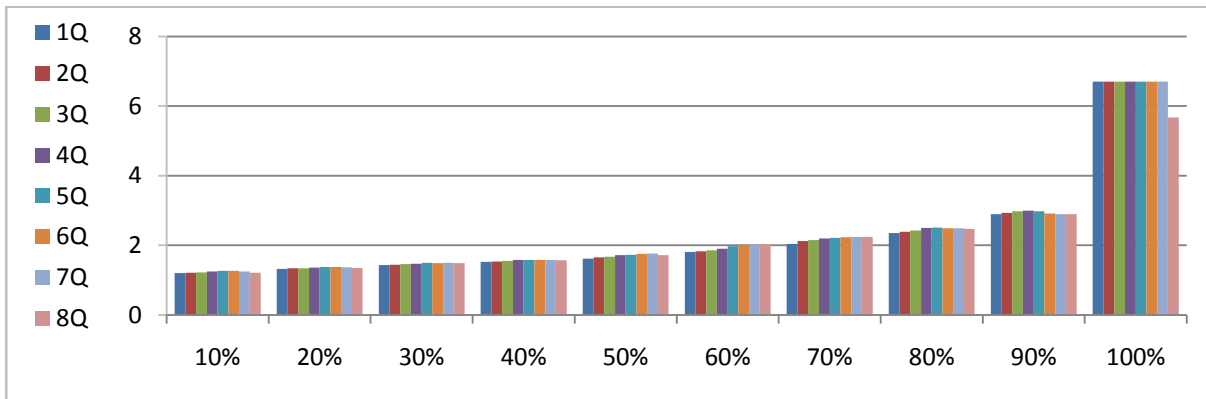
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,03	0,08	0,13	0,20	0,25	0,31	0,38	0,49	0,66	1,81
2Q	0,04	0,10	0,15	0,21	0,26	0,31	0,39	0,51	0,66	1,17
3Q	0,05	0,11	0,15	0,22	0,27	0,32	0,38	0,49	0,66	1,17
4Q	0,05	0,11	0,15	0,22	0,27	0,31	0,38	0,47	0,65	1,04
5Q	0,04	0,10	0,14	0,22	0,27	0,31	0,38	0,46	0,63	1,04
6Q	0,04	0,11	0,16	0,23	0,26	0,31	0,38	0,46	0,57	1,04
7Q	0,04	0,10	0,15	0,22	0,26	0,31	0,37	0,45	0,56	0,95
8Q	-0,03	0,08	0,13	0,20	0,25	0,27	0,34	0,42	0,51	0,93

Total Debt Cover Ratio Ausfallraten



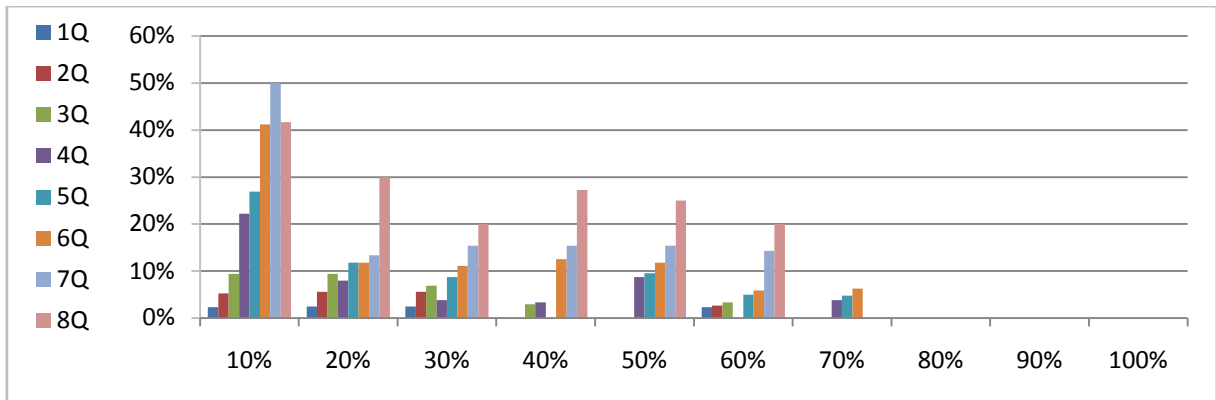
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	2,33%	2,33%	2,50%	0,00%	0,00%	2,27%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	5,26%	5,56%	5,71%	0,00%	0,00%	2,63%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	9,38%	9,38%	6,45%	3,23%	3,23%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	23,08%	7,69%	3,85%	3,45%	8,33%	0,00%	3,85%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	26,92%	11,76%	8,70%	0,00%	9,09%	5,00%	4,76%	0,00%	0,00%	0,00%
6Q	41,18%	11,76%	11,11%	12,50%	11,76%	5,88%	6,25%	0,00%	0,00%	0,00%
7Q	50,00%	13,33%	15,38%	15,38%	15,38%	14,29%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
8Q	41,67%	30,00%	20,00%	27,27%	25,00%	20,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Schranken



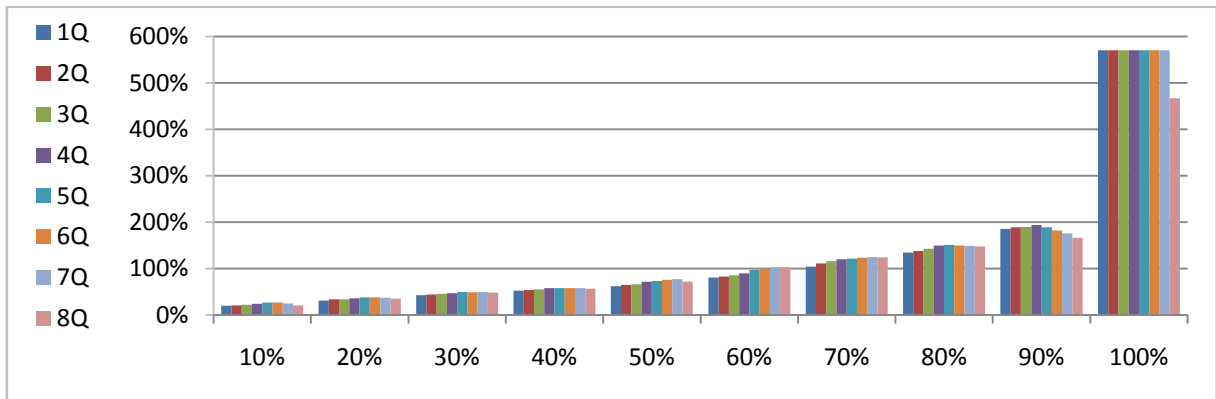
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	1,20	1,32	1,43	1,53	1,62	1,81	2,04	2,35	2,89	6,70
2Q	1,21	1,34	1,44	1,54	1,66	1,83	2,12	2,39	2,93	6,70
3Q	1,22	1,34	1,46	1,55	1,67	1,86	2,16	2,43	2,98	6,70
4Q	1,25	1,36	1,47	1,58	1,72	1,90	2,20	2,50	2,99	6,70
5Q	1,27	1,38	1,50	1,58	1,73	1,97	2,22	2,51	2,98	6,70
6Q	1,27	1,38	1,49	1,58	1,76	2,00	2,24	2,49	2,91	6,70
7Q	1,25	1,37	1,50	1,58	1,77	2,03	2,25	2,49	2,90	6,70
8Q	1,21	1,35	1,49	1,57	1,72	2,03	2,24	2,48	2,90	5,67

Total Debt Cover Headroom Ausfallraten



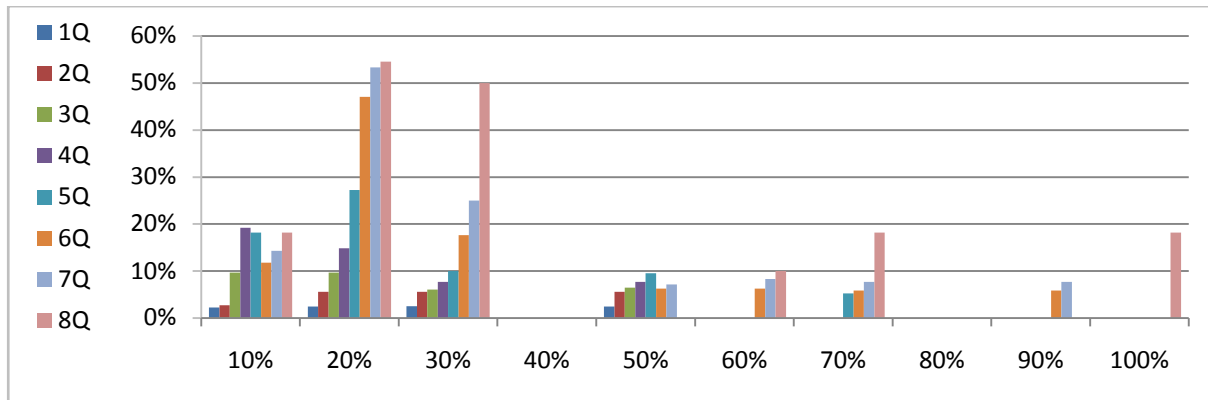
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	2,33%	2,44%	2,44%	0,00%	0,00%	2,33%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	5,26%	5,56%	5,56%	0,00%	0,00%	2,63%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	9,38%	9,38%	6,90%	2,94%	0,00%	3,33%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	22,22%	8,00%	3,85%	3,33%	8,70%	0,00%	3,85%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	26,92%	11,76%	8,70%	0,00%	9,52%	5,00%	4,76%	0,00%	0,00%	0,00%
6Q	41,18%	11,76%	11,11%	12,50%	11,76%	5,88%	6,25%	0,00%	0,00%	0,00%
7Q	50,00%	13,33%	15,38%	15,38%	15,38%	14,29%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
8Q	41,67%	30,00%	20,00%	27,27%	25,00%	20,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Schranken



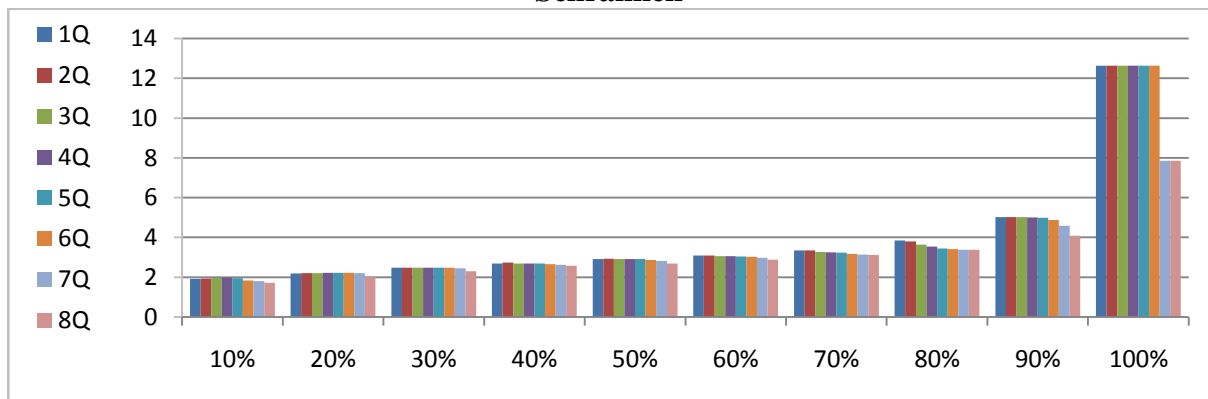
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,20	0,31	0,43	0,52	0,62	0,81	1,04	1,35	1,85	5,70
2Q	0,21	0,34	0,44	0,54	0,65	0,83	1,11	1,38	1,89	5,70
3Q	0,22	0,34	0,45	0,55	0,66	0,86	1,16	1,43	1,90	5,70
4Q	0,24	0,36	0,47	0,58	0,72	0,90	1,20	1,50	1,94	5,70
5Q	0,27	0,38	0,50	0,58	0,73	0,97	1,22	1,51	1,89	5,70
6Q	0,27	0,38	0,49	0,58	0,76	1,00	1,24	1,49	1,82	5,70
7Q	0,25	0,37	0,50	0,58	0,77	1,03	1,25	1,49	1,76	5,70
8Q	0,21	0,35	0,49	0,57	0,72	1,03	1,24	1,48	1,67	4,67

Total Interest Cover Ratio Ausfallraten



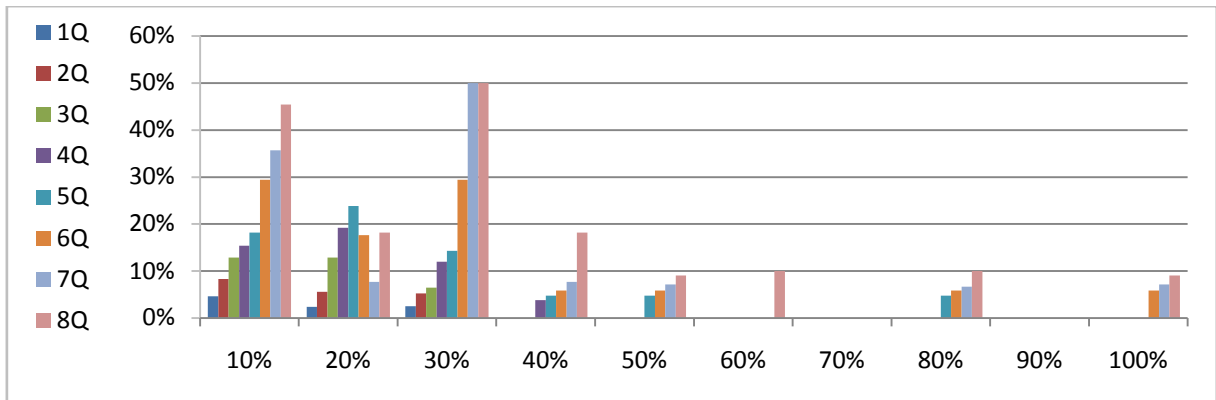
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	2,27%	2,44%	2,50%	0,00%	2,44%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	2,70%	5,56%	5,56%	0,00%	5,56%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	9,68%	9,68%	6,06%	0,00%	6,45%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	19,23%	14,81%	7,69%	0,00%	7,69%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	18,18%	27,27%	10,00%	0,00%	9,52%	0,00%	5,26%	0,00%	0,00%	0,00%
6Q	11,76%	47,06%	17,65%	0,00%	6,25%	6,25%	5,88%	0,00%	5,88%	0,00%
7Q	14,29%	53,33%	25,00%	0,00%	7,14%	8,33%	7,69%	0,00%	7,69%	0,00%
8Q	18,18%	54,55%	50,00%	0,00%	0,00%	10,00%	18,18%	0,00%	0,00%	18,18%

Schranken



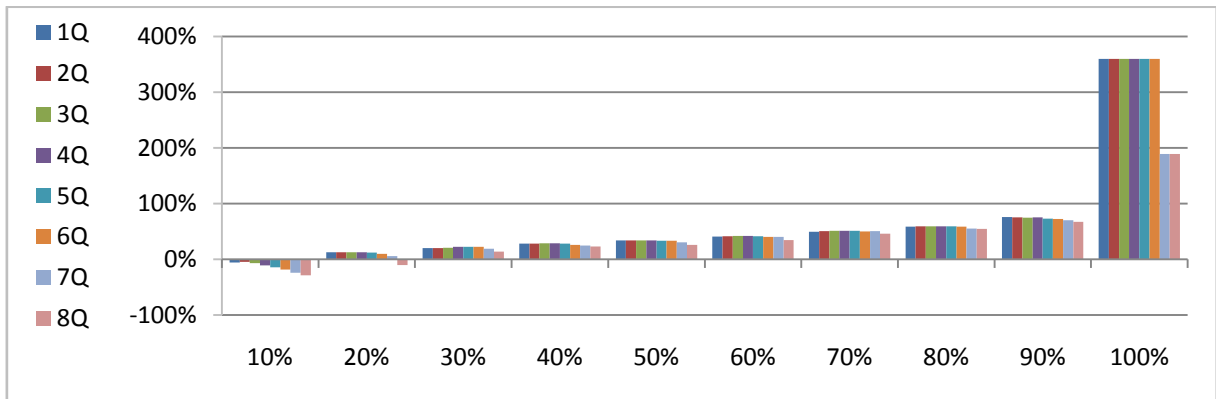
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	1,92	2,19	2,48	2,69	2,92	3,09	3,35	3,85	5,02	12,64
2Q	1,93	2,20	2,48	2,73	2,93	3,08	3,34	3,79	5,02	12,64
3Q	1,96	2,21	2,48	2,69	2,92	3,06	3,27	3,64	5,02	12,64
4Q	1,98	2,22	2,48	2,69	2,92	3,06	3,25	3,55	5,01	12,64
5Q	1,94	2,22	2,49	2,68	2,91	3,04	3,23	3,45	5,00	12,64
6Q	1,84	2,22	2,47	2,66	2,87	3,03	3,17	3,40	4,87	12,64
7Q	1,80	2,21	2,45	2,63	2,82	2,97	3,14	3,38	4,58	7,86
8Q	1,72	2,03	2,30	2,57	2,69	2,88	3,12	3,37	4,09	7,86

Total Interest Cover Headroom Ausfallraten



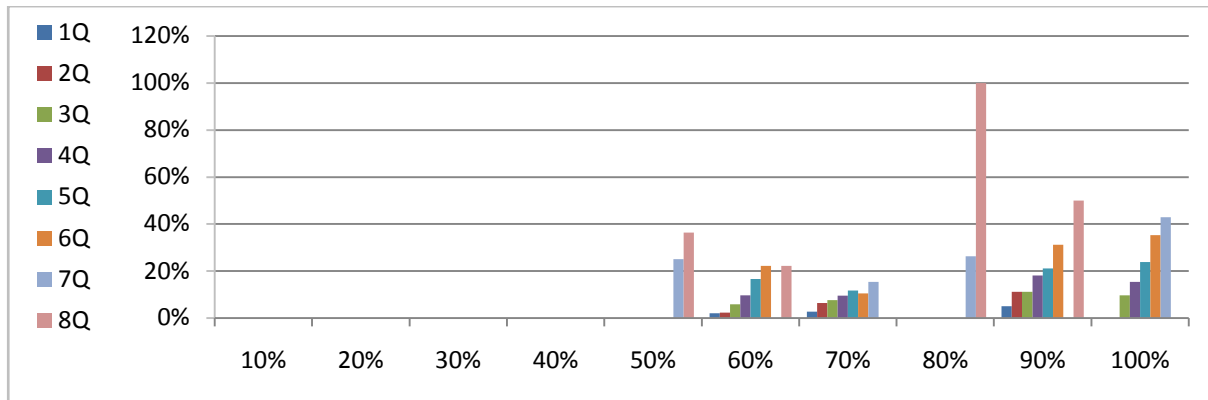
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	4,65%	2,38%	2,50%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	8,33%	5,56%	5,26%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	12,90%	12,90%	6,45%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	15,38%	19,23%	12,00%	3,85%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	18,18%	23,81%	14,29%	4,76%	4,76%	0,00%	0,00%	4,76%	0,00%	0,00%
6Q	29,41%	17,65%	29,41%	5,88%	5,88%	0,00%	0,00%	5,88%	0,00%	5,88%
7Q	35,71%	7,69%	50,00%	7,69%	7,14%	0,00%	0,00%	6,67%	0,00%	7,14%
8Q	45,45%	18,18%	50,00%	18,18%	9,09%	10,00%	0,00%	10,00%	0,00%	9,09%

Schranken



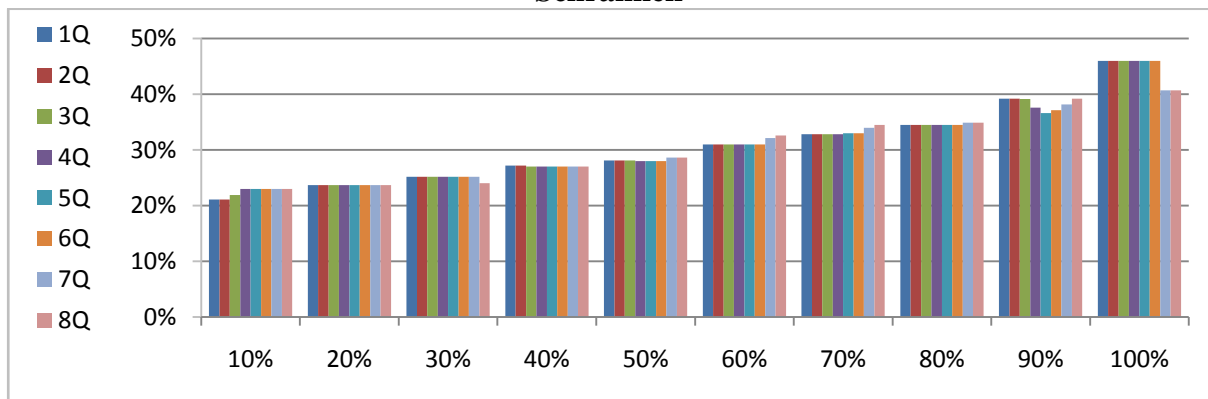
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	-0,06	0,13	0,20	0,28	0,34	0,41	0,50	0,59	0,76	3,60
2Q	-0,05	0,13	0,20	0,28	0,34	0,41	0,51	0,59	0,75	3,60
3Q	-0,07	0,13	0,21	0,28	0,34	0,42	0,51	0,59	0,75	3,60
4Q	-0,11	0,13	0,22	0,29	0,34	0,42	0,51	0,59	0,75	3,60
5Q	-0,14	0,12	0,22	0,28	0,33	0,41	0,51	0,59	0,73	3,60
6Q	-0,18	0,10	0,22	0,26	0,33	0,40	0,50	0,59	0,73	3,60
7Q	-0,24	0,06	0,19	0,24	0,31	0,40	0,50	0,55	0,70	1,89
8Q	-0,29	-0,10	0,14	0,23	0,26	0,35	0,46	0,54	0,67	1,89

Equity Ausfallraten



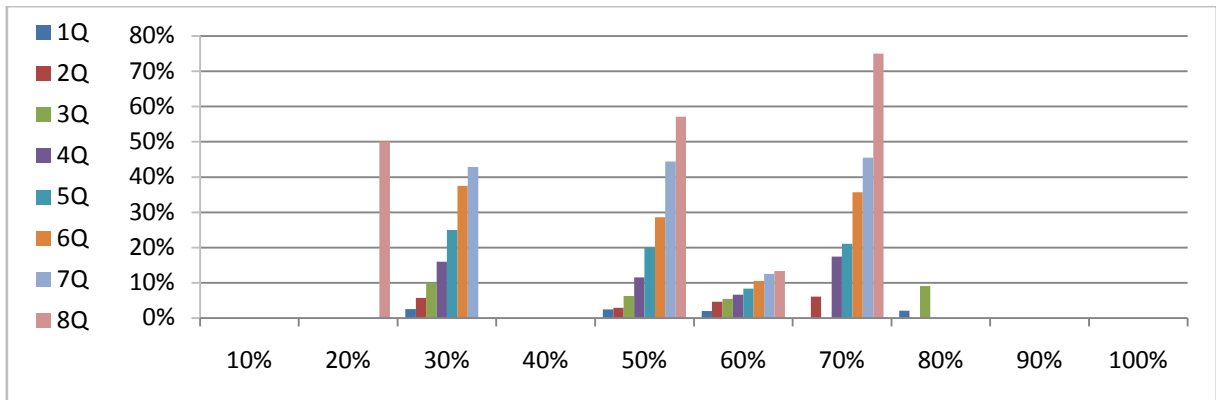
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	2,00%	2,70%	0,00%	5,00%	0,00%
2Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	2,38%	6,45%	0,00%	11,11%	0,00%
3Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	5,88%	7,69%	0,00%	11,11%	9,68%
4Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	9,68%	9,52%	0,00%	18,18%	15,38%
5Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	16,67%	11,76%	0,00%	21,05%	23,81%
6Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	22,22%	10,53%	0,00%	31,25%	35,29%
7Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	25,00%	0,00%	15,38%	26,32%	0,00%	42,86%
8Q	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	36,36%	22,22%	0,00%	100,00%	50,00%	0,00%

Schranken



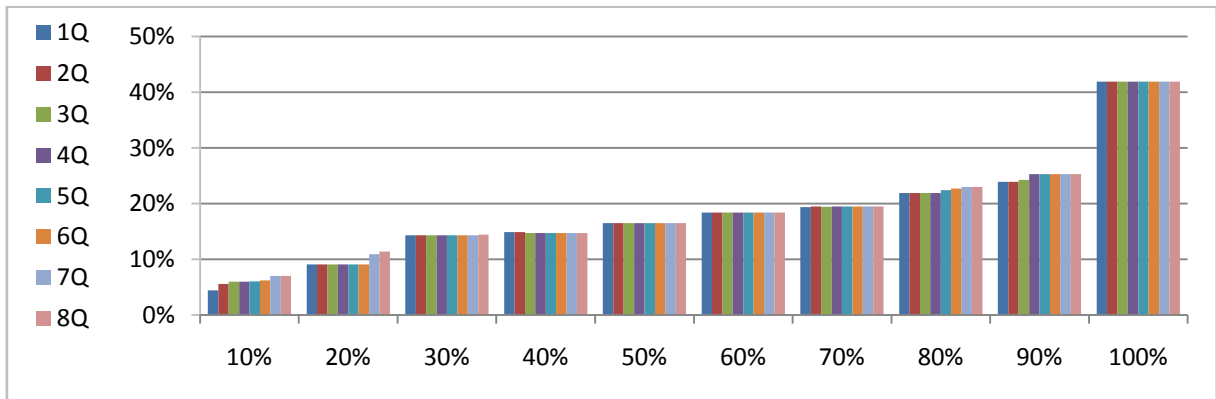
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,21	0,24	0,25	0,27	0,28	0,31	0,33	0,35	0,39	0,46
2Q	0,21	0,24	0,25	0,27	0,28	0,31	0,33	0,35	0,39	0,46
3Q	0,22	0,24	0,25	0,27	0,28	0,31	0,33	0,35	0,39	0,46
4Q	0,23	0,24	0,25	0,27	0,28	0,31	0,33	0,35	0,38	0,46
5Q	0,23	0,24	0,25	0,27	0,28	0,31	0,33	0,35	0,37	0,46
6Q	0,23	0,24	0,25	0,27	0,28	0,31	0,33	0,35	0,37	0,46
7Q	0,23	0,24	0,25	0,27	0,29	0,32	0,34	0,35	0,38	0,41
8Q	0,23	0,24	0,24	0,27	0,29	0,33	0,35	0,35	0,39	0,41

Mezzanine / High Yield / Second Lien Ausfallraten



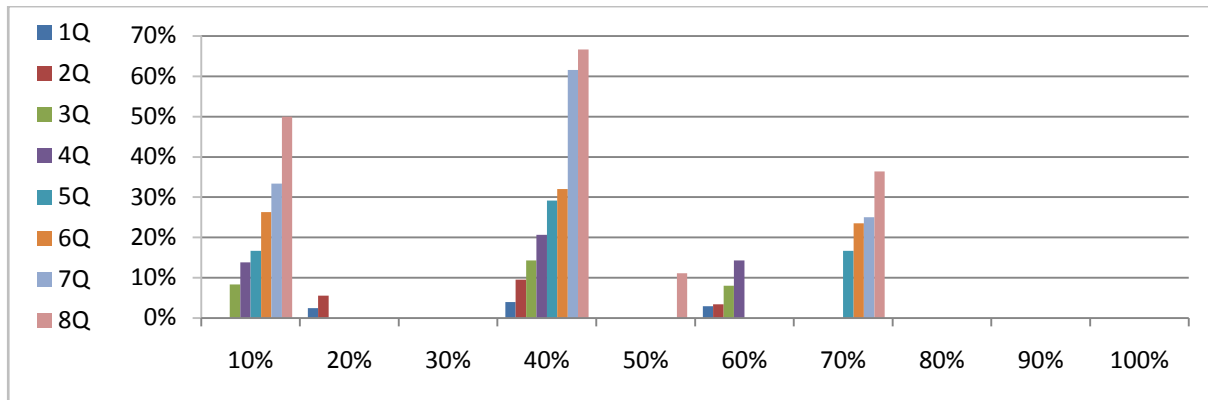
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,00%	0,00%	2,50%	0,00%	2,44%	1,96%	0,00%	2,13%	0,00%	0,00%
2Q	0,00%	0,00%	5,71%	0,00%	2,94%	4,65%	6,06%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	0,00%	0,00%	10,00%	0,00%	6,25%	5,41%	0,00%	9,09%	0,00%	0,00%
4Q	0,00%	0,00%	16,00%	0,00%	11,54%	6,67%	17,39%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	0,00%	0,00%	25,00%	0,00%	20,00%	8,33%	21,05%	0,00%	0,00%	0,00%
6Q	0,00%	0,00%	37,50%	0,00%	28,57%	10,53%	35,71%	0,00%	0,00%	0,00%
7Q	0,00%	0,00%	42,86%	0,00%	44,44%	12,50%	45,45%	0,00%	0,00%	0,00%
8Q	0,00%	50,00%	0,00%	0,00%	57,14%	13,33%	75,00%	0,00%	0,00%	0,00%

Schranken



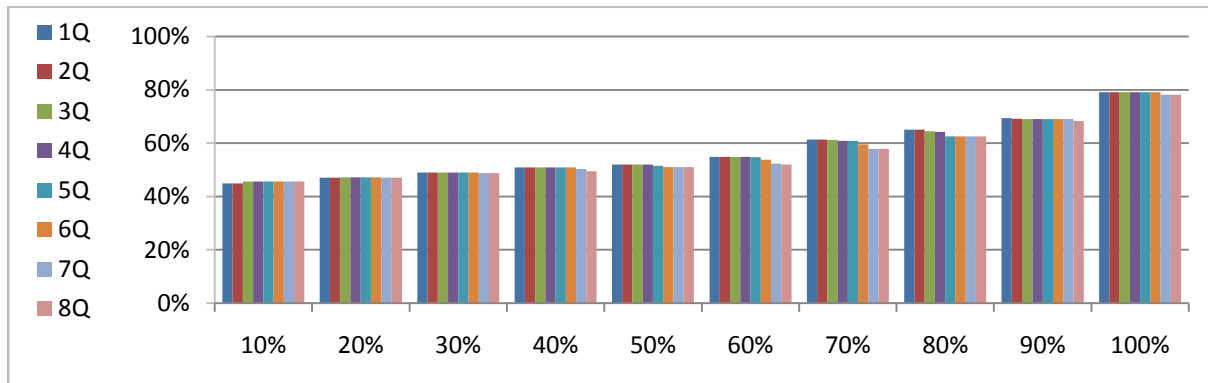
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,04	0,09	0,14	0,15	0,17	0,18	0,19	0,22	0,24	0,42
2Q	0,06	0,09	0,14	0,15	0,17	0,18	0,20	0,22	0,24	0,42
3Q	0,06	0,09	0,14	0,15	0,17	0,18	0,19	0,22	0,24	0,42
4Q	0,06	0,09	0,14	0,15	0,17	0,18	0,20	0,22	0,25	0,42
5Q	0,06	0,09	0,14	0,15	0,17	0,18	0,20	0,22	0,25	0,42
6Q	0,06	0,09	0,14	0,15	0,17	0,18	0,20	0,23	0,25	0,42
7Q	0,07	0,11	0,14	0,15	0,17	0,18	0,20	0,23	0,25	0,42
8Q	0,07	0,11	0,14	0,15	0,17	0,18	0,20	0,23	0,25	0,42

Senior Loans Ausfallraten



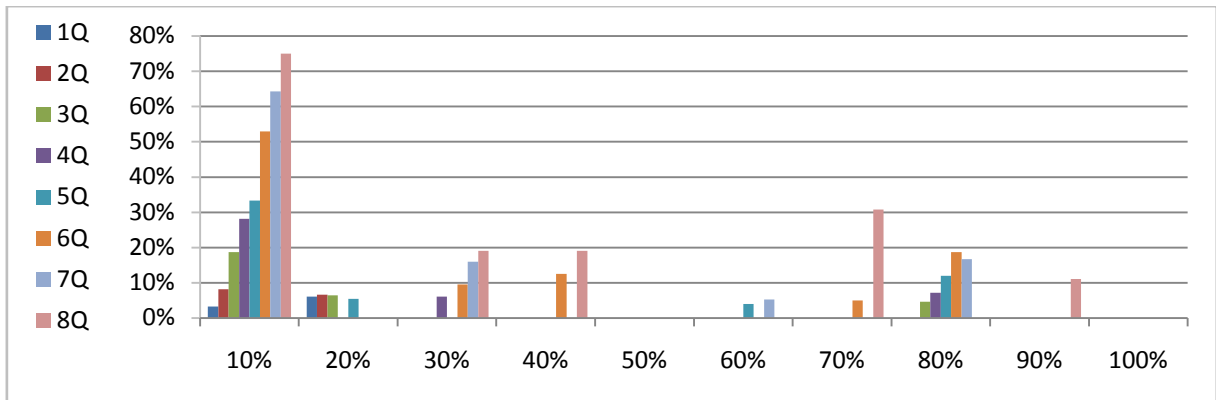
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,00%	2,50%	0,00%	4,00%	0,00%	2,94%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	0,00%	5,56%	0,00%	9,52%	0,00%	3,45%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	8,33%	0,00%	0,00%	14,29%	0,00%	8,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	13,79%	0,00%	0,00%	20,69%	0,00%	14,29%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	16,67%	0,00%	0,00%	29,17%	0,00%	0,00%	16,67%	0,00%	0,00%	0,00%
6Q	26,32%	0,00%	0,00%	32,00%	0,00%	0,00%	23,53%	0,00%	0,00%	0,00%
7Q	33,33%	0,00%	0,00%	61,54%	0,00%	0,00%	25,00%	0,00%	0,00%	0,00%
8Q	50,00%	0,00%	0,00%	66,67%	11,11%	0,00%	36,36%	0,00%	0,00%	0,00%

Schranken



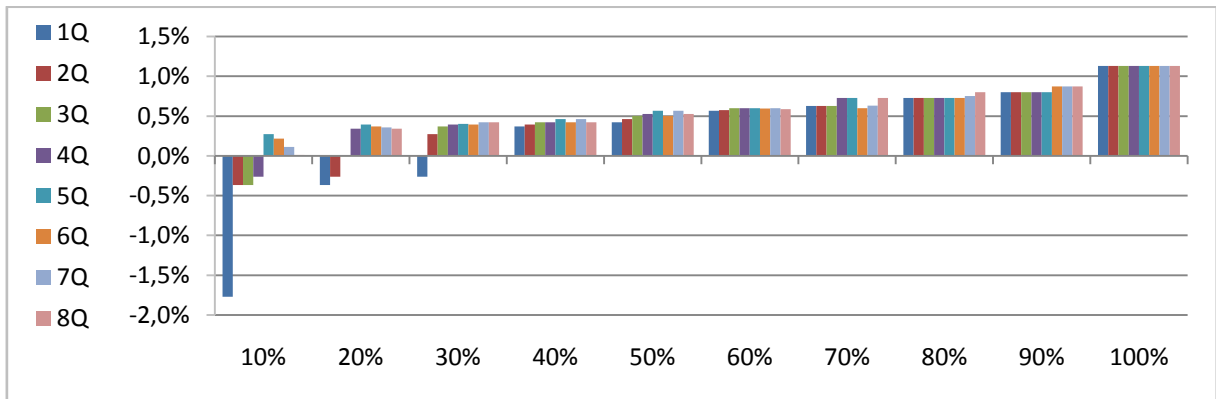
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	0,45	0,47	0,49	0,51	0,52	0,55	0,61	0,65	0,69	0,79
2Q	0,45	0,47	0,49	0,51	0,52	0,55	0,61	0,65	0,69	0,79
3Q	0,46	0,47	0,49	0,51	0,52	0,55	0,61	0,65	0,69	0,79
4Q	0,46	0,47	0,49	0,51	0,52	0,55	0,61	0,64	0,69	0,79
5Q	0,46	0,47	0,49	0,51	0,52	0,55	0,61	0,63	0,69	0,79
6Q	0,46	0,47	0,49	0,51	0,51	0,54	0,60	0,63	0,69	0,79
7Q	0,46	0,47	0,49	0,50	0,51	0,52	0,58	0,63	0,69	0,78
8Q	0,46	0,47	0,49	0,49	0,51	0,52	0,58	0,63	0,68	0,78

BIP Wachstum Ausfallraten



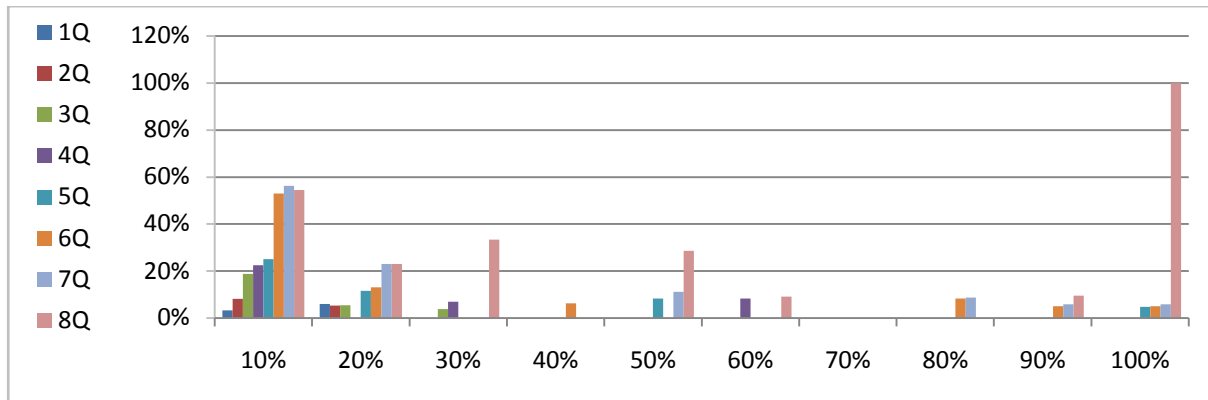
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	3,23%	6,06%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	8,20%	6,67%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	18,75%	6,45%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	4,65%	0,00%	0,00%
4Q	28,13%	0,00%	6,06%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	7,14%	0,00%	0,00%
5Q	33,33%	5,41%	0,00%	0,00%	0,00%	4,00%	0,00%	12,00%	0,00%	0,00%
6Q	52,94%	0,00%	9,52%	12,50%	0,00%	0,00%	5,00%	18,75%	0,00%	0,00%
7Q	64,29%	0,00%	16,00%	0,00%	0,00%	5,26%	0,00%	16,67%	0,00%	0,00%
8Q	75,00%	0,00%	19,05%	19,05%	0,00%	0,00%	30,77%	0,00%	11,11%	0,00%

Schranken



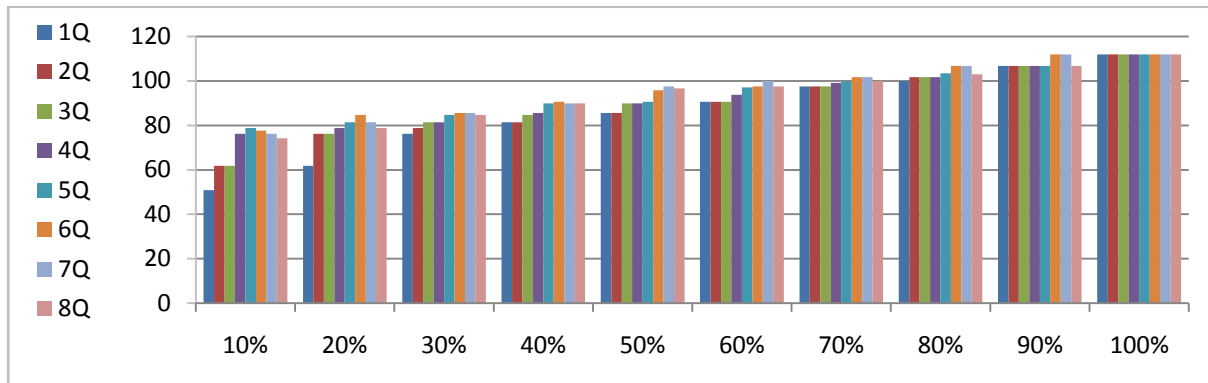
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	-1,77%	-0,37%	-0,26%	0,37%	0,42%	0,57%	0,63%	0,73%	0,80%	1,13%
2Q	-0,37%	-0,26%	0,27%	0,40%	0,46%	0,57%	0,63%	0,73%	0,80%	1,13%
3Q	-0,37%	0,00%	0,37%	0,42%	0,50%	0,60%	0,63%	0,73%	0,80%	1,13%
4Q	-0,26%	0,34%	0,40%	0,42%	0,53%	0,60%	0,73%	0,73%	0,80%	1,13%
5Q	0,27%	0,40%	0,40%	0,46%	0,57%	0,60%	0,73%	0,73%	0,80%	1,13%
6Q	0,22%	0,37%	0,40%	0,42%	0,50%	0,59%	0,60%	0,73%	0,87%	1,13%
7Q	0,11%	0,36%	0,42%	0,46%	0,57%	0,60%	0,63%	0,75%	0,87%	1,13%
8Q	0,01%	0,34%	0,42%	0,42%	0,53%	0,59%	0,73%	0,80%	0,87%	1,13%

ifo Wirtschaftsklima für den Euroraum Ausfallraten



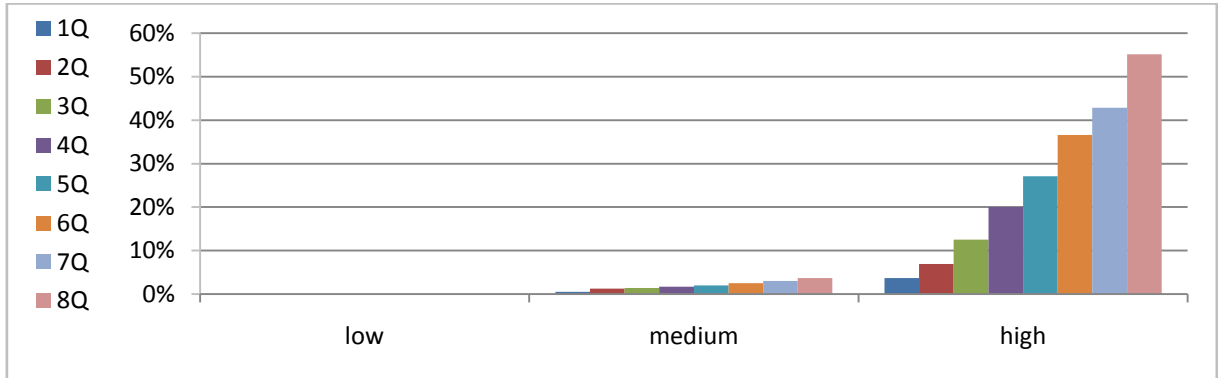
Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	3,23%	6,06%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
2Q	8,20%	5,26%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
3Q	18,75%	5,41%	3,85%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
4Q	22,50%	0,00%	6,90%	0,00%	0,00%	8,33%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%
5Q	25,00%	11,54%	0,00%	0,00%	8,33%	0,00%	0,00%	0,00%	0,00%	4,76%
6Q	52,94%	13,04%	0,00%	6,25%	0,00%	0,00%	0,00%	8,33%	5,00%	5,00%
7Q	56,25%	23,08%	0,00%	0,00%	11,11%	0,00%	0,00%	8,70%	5,88%	5,88%
8Q	54,55%	23,08%	33,33%	0,00%	28,57%	9,09%	0,00%	0,00%	9,52%	100,00%

Schranken



Zeithorizont	Quantil									
	10%	20%	30%	40%	50%	60%	70%	80%	90%	100%
1Q	50,85	61,86	76,27	81,36	85,59	90,68	97,46	100,00	106,78	111,86
2Q	61,86	76,27	78,81	81,36	85,59	90,68	97,46	101,69	106,78	111,86
3Q	61,86	76,27	81,36	84,75	89,83	90,68	97,46	101,69	106,78	111,86
4Q	76,27	78,81	81,36	85,59	89,83	93,73	99,15	101,69	106,78	111,86
5Q	78,81	81,36	84,75	89,83	90,68	97,12	99,75	103,39	106,78	111,86
6Q	77,63	84,75	85,59	90,68	95,76	97,46	101,69	106,78	111,86	111,86
7Q	76,27	81,36	85,59	89,83	97,46	100,00	101,69	106,78	111,86	111,86
8Q	74,24	78,81	84,75	89,83	96,61	97,46	100,00	103,05	106,78	111,86

Zyklizität Ausfallraten



Zeithorizont	Ausfallraten		
	gering	mittel	hoch
1Q	0,00%	0,54%	3,66%
2Q	0,00%	1,23%	6,94%
3Q	0,00%	1,41%	12,50%
4Q	0,00%	1,67%	20,00%
5Q	0,00%	2,00%	27,08%
6Q	0,00%	2,47%	36,59%
7Q	0,00%	3,03%	42,86%
8Q	0,00%	3,70%	55,17%

Literaturverzeichnis

- Backhaus, Klaus et al. (2006). *Multivariate Analysemethoden. Eine anwendungsorientierte Einführung*. Berlin, Heidelberg: Springer.
- Böger, Andreas, Thomas Heidorn und Stephan Rupprecht. (2009). *Einführung in das Kapitalstrukturmanagement bei Banken*. Frankfurt: Frankfurt School of Finance & Management.
- Bronstein, Ilja et al (Begr.). (2005). *Taschenbuch der Mathematik*. 6. vollst. überarb. und erg. Auflage. Frankfurt: Harry Deutsch.
- Bundesverband Deutscher Kapitalbeteiligungsgesellschaften – German Private Equity and Venture Capital Association e.V. (BVK): Private Equity-Unternehmensdatenbank der Fachgruppe Large Buy-Out im BVK. http://www.bvkap.de/media/file/216.20090223_Praesentation_Unternehmensdatenbank_PK_website.pdf [Zugriff: 02.09.2009].
- Damodaran, Aswath. (2006). *Applied Corporate Finance. A User' Manual*. Second Edition. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.). (2003). Validierungsansätze für interne Ratingsysteme. *Monatsbericht*. 55. 9. S. 61–74.
- Deutsche Bundesbank (Hrsg.). (2007). Leveraged Buyout Transaktionen. Die Rolle von Finanzintermediären und Aspekte der Finanzstabilität. *Monatsbericht*. 59. 4, S. 15–28.
- Ernst, Dietmar und Joachim Häcker. (2007). *Applied International Corporate Finance*. München: Vahlen.
- Mittendorfer, Roland. (2007). *Praxishandbuch Akquisitionsfinanzierung. Erfolgsfaktoren fremdfinanzierter Unternehmensübernahmen*. Wiesbaden: Gabler.
- Emmerstorfer, Herwig. (2004). Die rechtlichen Rahmenbedingungen. In Wilfried Stadler (Hrsg.). *Die neue Unternehmensfinanzierung. strategisch finanzieren mit bank- und kapitalmarktorientierten Instrumenten. Rating und Basel II, Kredite und Unternehmensanleihen, venture capital, private equity und Mezzanine-Kapital, Investitionsförderungen im erweiterten Europa*. Frankfurt: Redline Wirtschaft. S. 133–153.
- Grill, Wolfgang und Hans Perczynski. (2006). *Wirtschaftslehre des Kreditwesens*. 40. Auflage. Stuttgart: Deutscher Sparkassenverlag.
- Hardes, Heinz-Dieter, Frieder Schmitz und Alexandra Uhly. (2002). *Grundzüge der Volkswirtschaftslehre*. 8. neubearb. Auflage. München: Oldenbourg.
- Hartmann Wendels, Thomas et al. (2005). Entwicklung eines Ratingsystems für mittelständische Unternehmen und dessen Einsatz in der Praxis. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*. 52. Sonderheft. S. 1–30.
- Heidorn, Thomas. (2006). *Finanzmathematik in der Bankpraxis. Vom Zins zur Option*. 5. überarb. und erw. Auflage. Wiesbaden: Gabler.
- Kessler, Wolfgang, Michael Kröner und Stefan Köhler. (2008). *Konzernsteuerrecht. National – International*. 2. Auflage. München: Beck.

- KPMG: Corporate and indirect tax rate survey (2008).
<http://www.kpmg.com/SiteCollectionDocuments/Corporate-and-Indirect-Tax-Rate-Survey-2008v2.pdf> [Zugriff: 02.09.2009].
- Lando, David. (2004). *Credit Risk Modelling. Theory and application*. New Jersey: Princeton University Press.
- Löffler, Gunter und Peter N. Posch. (2007). *Credit risk modeling using Excel and VBA*. Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Lübbering, Beate und Christian Niestrath. (2007). *Rating – Herausforderung und Chance zugleich. Ein Ratgeber für Firmenkunden über das Rating der Sparkassen-Finanzgruppe*. 4. bearb. Auflage. Stuttgart: Deutscher Sparkassen Verlag.
- Mankiw, N. Gregory. (2007). *Macroeconomics*. Sixth Edition. New York: Worth Publishers.
- Müller-Masiá et al. (2005). Verwendung von Ratinginformationen in der modernen Banksteuerung. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*. 52. Sonderheft. S. 55–96.
- Nalden, Lars und Martin Weber. (2005). Möglichkeiten und Grenzen der Bewertung von Ratingssystemen durch Markt und Staat. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*. 52. Sonderheft. S. 31–54.
- Proventis: Akquisitionsfinanzierung für den deutschen Mittelstand.
http://www.proventis.de/attachments/090_080723%20PRO%20Brosch%C3%BCre%20Akquisitionsfinanzierung.pdf [Zugriff: 02.09.2009].
- Rajan, Arvind, Glen McDermott und Ratul Roy. (2007). *The Structured Credit Handbook*. New Jersey: John Wiley & Sons Inc.
- Rosner, Ute. (2008). *Der Große Brockhaus in einem Band*. 3. aktualisierte und überarb. Auflage. Leipzig, Mannheim: Brockhaus.
- Vetter, Michael und Heinz Cremers. (2008). *Das IRB-Modell des Kreditrisikos im Vergleich zum Modell einer logarithmisch normalverteilten Verlustfunktion*. Frankfurt: Frankfurt School of Finance & Management.

FRANKFURT SCHOOL / HFB – WORKING PAPER SERIES

No.	Author/Title	Year
135.	Bannier, Christina / Feess, Eberhard When high-powered incentive contracts reduce performance: Choking under pressure as a screening device	2010
134.	Herrmann-Pillath, Carsten Entropy, Function and Evolution: Naturalizing Peircian Semiosis	2010
133.	Bannier, Christina E. / Behr, Patrick / Güttler, Andre Rating opaque borrowers: why are unsolicited ratings lower?	2009
132.	Herrmann-Pillath, Carsten Social Capital, Chinese Style: Individualism, Relational Collectivism and the Cultural Embeddedness of the Institutions-Performance Link	2009
131.	Schäffler, Christian / Schmaltz, Christian Market Liquidity: An Introduction for Practitioners	2009
130.	Herrmann-Pillath, Carsten Dimensionen des Wissens: Ein kognitiv-evolutionärer Ansatz auf der Grundlage von F.A. von Hayeks Theorie der „Sensory Order“	2009
129.	Hankir, Yassin / Rauch, Christian / Umber, Marc It's the Market Power, Stupid! – Stock Return Patterns in International Bank M&A	2009
128.	Herrmann-Pillath, Carsten Outline of a Darwinian Theory of Money	2009
127.	Cremers, Heinz / Walzner, Jens Modellierung des Kreditrisikos im Portfoliofall	2009
126.	Cremers, Heinz / Walzner, Jens Modellierung des Kreditrisikos im Einwertpapierfall	2009
125.	Heidorn, Thomas / Schmaltz, Christian Interne Transferpreise für Liquidität	2009
124.	Bannier, Christina E. / Hirsch, Christian The economic function of credit rating agencies - What does the watchlist tell us?	2009
123.	Herrmann-Pillath, Carsten A Neurolinguistic Approach to Performativity in Economics	2009
122.	Winkler, Adalbert / Vogel, Ursula Finanzierungsstrukturen und makroökonomische Stabilität in den Ländern Südosteuropas, der Türkei und in den GUS-Staaten	2009
121.	Heidorn, Thomas / Rupprecht, Stephan Einführung in das Kapitalstrukturmanagement bei Banken	2009
120.	Roszbach, Peter Die Rolle des Internets als Informationsbeschaffungsmedium in Banken	2009
119.	Herrmann-Pillath, Carsten Diversity Management und diversitätsbasiertes Controlling: Von der „Diversity Scorecard“ zur „Open Balanced Scorecard“	2009
118.	Hölscher, Luise / Clasen, Sven Erfolgsfaktoren von Private Equity Fonds	2009
117.	Bannier, Christina E. Is there a hold-up benefit in heterogeneous multiple bank financing?	2009
116.	Roßbach, Peter / Gießamer, Dirk Ein eLearning-System zur Unterstützung der Wissensvermittlung von Web-Entwicklern in Sicherheitsthemen	2009
115.	Herrmann-Pillath, Carsten Kulturelle Hybridisierung und Wirtschaftstransformation in China	2009
114.	Schalast, Christoph: Staatsfonds – „neue“ Akteure an den Finanzmärkten?	2009
113.	Schalast, Christoph / Alram, Johannes Konstruktion einer Anleihe mit hypothekarischer Besicherung	2009
112.	Schalast, Christoph / Bolder, Markus / Radünz, Claus / Siepmann, Stephanie / Weber, Thorsten Transaktionen und Servicing in der Finanzkrise: Berichte und Referate des Frankfurt School NPL Forums 2008	2009

111.	Werner, Karl / Moormann, Jürgen Efficiency and Profitability of European Banks – How Important Is Operational Efficiency?	2009
110.	Herrmann-Pillath, Carsten Moralische Gefühle als Grundlage einer wohlstandschaffenden Wettbewerbsordnung: Ein neuer Ansatz zur erforschung von Sozialkapital und seine Anwendung auf China	2009
109.	Heidorn, Thomas / Kaiser, Dieter G. / Roder, Christoph Empirische Analyse der Drawdowns von Dach-Hedgefonds	2009
108.	Herrmann-Pillath, Carsten Neuroeconomics, Naturalism and Language	2008
107.	Schalast, Christoph / Benita, Barten Private Equity und Familienunternehmen – eine Untersuchung unter besonderer Berücksichtigung deutscher Maschinen- und Anlagenbauunternehmen	2008
106.	Bannier, Christina E. / Grote, Michael H. Equity Gap? – Which Equity Gap? On the Financing Structure of Germany’s Mittelstand	2008
105.	Herrmann-Pillath, Carsten The Naturalistic Turn in Economics: Implications for the Theory of Finance	2008
104.	Schalast, Christoph (Hrsg.) / Schanz, Kay-Michael / Scholl, Wolfgang Aktionärsschutz in der AG falsch verstanden? Die Leica-Entscheidung des LG Frankfurt am Main	2008
103.	Bannier, Christina E./ Müsch, Stefan Die Auswirkungen der Subprime-Krise auf den deutschen LBO-Markt für Small- und MidCaps	2008
102.	Cremers, Heinz / Vetter, Michael Das IRB-Modell des Kreditrisikos im Vergleich zum Modell einer logarithmisch normalverteilten Verlustfunktion	2008
101.	Heidorn, Thomas / Pleißner, Mathias Determinanten Europäischer CMBS Spreads. Ein empirisches Modell zur Bestimmung der Risikoaufschläge von Commercial Mortgage-Backed Securities (CMBS)	2008
100.	Schalast, Christoph (Hrsg.) / Schanz, Kay-Michael Schaeffler KG/Continental AG im Lichte der CSX Corp.-Entscheidung des US District Court for the Southern District of New York	2008
99.	Hölscher, Luise / Haug, Michael / Schweinberger, Andreas Analyse von Steueramnestiedaten	2008
98.	Heimer, Thomas / Arend, Sebastian The Genesis of the Black-Scholes Option Pricing Formula	2008
97.	Heimer, Thomas / Hölscher, Luise / Werner, Matthias Ralf Access to Finance and Venture Capital for Industrial SMEs	2008
96.	Böttger, Marc / Guthoff, Anja / Heidorn, Thomas Loss Given Default Modelle zur Schätzung von Recovery Rates	2008
95.	Almer, Thomas / Heidorn, Thomas / Schmaltz, Christian The Dynamics of Short- and Long-Term CDS-spreads of Banks	2008
94.	Barthel, Erich / Wollersheim, Jutta Kulturunterschiede bei Mergers & Acquisitions: Entwicklung eines Konzeptes zur Durchführung einer Cultural Due Diligence	2008
93.	Heidorn, Thomas / Kunze, Wolfgang / Schmaltz, Christian Liquiditätsmodellierung von Kreditzusagen (Term Facilities and Revolver)	2008
92.	Burger, Andreas Produktivität und Effizienz in Banken – Terminologie, Methoden und Status quo	2008
91.	Löchel, Horst / Pecher, Florian The Strategic Value of Investments in Chinese Banks by Foreign Financial Insitutions	2008
90.	Schalast, Christoph / Morgenschweis, Bernd / Sprengel, Hans Otto / Ockens, Klaas / Stachuletz, Rainer / Safran, Robert Der deutsche NPL Markt 2007: Aktuelle Entwicklungen, Verkauf und Bewertung – Berichte und Referate des NPL Forums 2007	2008
89.	Schalast, Christoph / Stralkowski, Ingo 10 Jahre deutsche Buyouts	2008
88.	Bannier, Christina E./ Hirsch, Christian The Economics of Rating Watchlists: Evidence from Rating Changes	2007
87.	Demidova-Menzel, Nadeshda / Heidorn, Thomas Gold in the Investment Portfolio	2007

86.	Hölscher, Luise / Rosenthal, Johannes Leistungsmessung der Internen Revision	2007
85.	Bannier, Christina / Hänsel, Dennis Determinants of banks' engagement in loan securitization	2007
84.	Bannier, Christina "Smoothing" versus "Timeliness" - Wann sind stabile Ratings optimal und welche Anforderungen sind an optimale Berichtsregeln zu stellen?	2007
83.	Bannier, Christina E. Heterogeneous Multiple Bank Financing: Does it Reduce Inefficient Credit-Renegotiation Incidences?	2007
82.	Cremers, Heinz / Löhr, Andreas Deskription und Bewertung strukturierter Produkte unter besonderer Berücksichtigung verschiedener Marktszenarien	2007
81.	Demidova-Menzel, Nadeshda / Heidorn, Thomas Commodities in Asset Management	2007
80.	Cremers, Heinz / Walzner, Jens Risikosteuerung mit Kreditderivaten unter besonderer Berücksichtigung von Credit Default Swaps	2007
79.	Cremers, Heinz / Traugber, Patrick Handlungsalternativen einer Genossenschaftsbank im Investmentprozess unter Berücksichtigung der Risikotragfähigkeit	2007
78.	Gerdemeier, Dieter / Roffia, Barbara Monetary Analysis: A VAR Perspective	2007
77.	Heidorn, Thomas / Kaiser, Dieter G. / Muschiol, Andrea Portfoliooptimierung mit Hedgefonds unter Berücksichtigung höherer Momente der Verteilung	2007
76.	Jobe, Clemens J. / Ockens, Klaas / Safran, Robert / Schalast, Christoph Work-Out und Servicing von notleidenden Krediten – Berichte und Referate des HfB-NPL Servicing Forums 2006	2006
75.	Abrar, Kamyar / Schalast, Christoph Fusionskontrolle in dynamischen Netzsektoren am Beispiel des Breitbandkabelsektors	2006
74.	Schalast, Christoph / Schanz, Kay-Michael Wertpapierprospekte: Markteinführungspublizität nach EU-Prospektverordnung und Wertpapierprospektgesetz 2005	2006
73.	Dickler, Robert A. / Schalast, Christoph Distressed Debt in Germany: What's Next? Possible Innovative Exit Strategies	2006
72.	Belke, Ansgar / Polleit, Thorsten How the ECB and the US Fed set interest rates	2006
71.	Heidorn, Thomas / Hoppe, Christian / Kaiser, Dieter G. Heterogenität von Hedgefondsindizes	2006
70.	Baumann, Stefan / Löchel, Horst The Endogeneity Approach of the Theory of Optimum Currency Areas - What does it mean for ASEAN + 3?	2006
69.	Heidorn, Thomas / Trautmann, Alexandra Niederschlagsderivate	2005
68.	Heidorn, Thomas / Hoppe, Christian / Kaiser, Dieter G. Möglichkeiten der Strukturierung von Hedgefondsportfolios	2005
67.	Belke, Ansgar / Polleit, Thorsten (How) Do Stock Market Returns React to Monetary Policy ? An ARDL Cointegration Analysis for Germany	2005
66.	Daynes, Christian / Schalast, Christoph Aktuelle Rechtsfragen des Bank- und Kapitalmarktsrechts II: Distressed Debt - Investing in Deutschland	2005
65.	Gerdemeier, Dieter / Polleit, Thorsten Measures of excess liquidity	2005
64.	Becker, Gernot M. / Harding, Perham / Hölscher, Luise Financing the Embedded Value of Life Insurance Portfolios	2005
63.	Schalast, Christoph Modernisierung der Wasserwirtschaft im Spannungsfeld von Umweltschutz und Wettbewerb – Braucht Deutschland eine Rechtsgrundlage für die Vergabe von Wasserversorgungskonzessionen? –	2005
62.	Bayer, Marcus / Cremers, Heinz / Kluß, Norbert Wertsicherungsstrategien für das Asset Management	2005
61.	Löchel, Horst / Polleit, Thorsten A case for money in the ECB monetary policy strategy	2005

60.	Richard, Jörg / Schalast, Christoph / Schanz, Kay-Michael Unternehmen im Prime Standard - „Staying Public“ oder „Going Private“? - Nutzenanalyse der Börsennotiz -	2004
59.	Heun, Michael / Schlink, Torsten Early Warning Systems of Financial Crises - Implementation of a currency crisis model for Uganda	2004
58.	Heimer, Thomas / Köhler, Thomas Auswirkungen des Basel II Akkords auf österreichische KMU	2004
57.	Heidorn, Thomas / Meyer, Bernd / Pietrowiak, Alexander Performanceeffekte nach Directors Dealings in Deutschland, Italien und den Niederlanden	2004
56.	Gerdesmeier, Dieter / Roffia, Barbara The Relevance of real-time data in estimating reaction functions for the euro area	2004
55.	Barthel, Erich / Gierig, Rauno / Kühn, Ilmhart-Wolfram Unterschiedliche Ansätze zur Messung des Humankapitals	2004
54.	Anders, Dietmar / Binder, Andreas / Hesdahl, Ralf / Schalast, Christoph / Thöne, Thomas Aktuelle Rechtsfragen des Bank- und Kapitalmarktrechts I : Non-Performing-Loans / Faule Kredite - Handel, Work-Out, Outsourcing und Securitisation	2004
53.	Polleit, Thorsten The Slowdown in German Bank Lending – Revisited	2004
52.	Heidorn, Thomas / Siragusano, Tindaro Die Anwendbarkeit der Behavioral Finance im Devisenmarkt	2004
51.	Schütze, Daniel / Schalast, Christoph (Hrsg.) Wider die Verschleuderung von Unternehmen durch Pfandversteigerung	2004
50.	Gerhold, Mirko / Heidorn, Thomas Investitionen und Emissionen von Convertible Bonds (Wandelanleihen)	2004
49.	Chevalier, Pierre / Heidorn, Thomas / Krieger, Christian Temperaturderivate zur strategischen Absicherung von Beschaffungs- und Absatzrisiken	2003
48.	Becker, Gernot M. / Seeger, Norbert Internationale Cash Flow-Rechnungen aus Eigner- und Gläubigersicht	2003
47.	Boenkost, Wolfram / Schmidt, Wolfgang M. Notes on convexity and quanto adjustments for interest rates and related options	2003
46.	Hess, Dieter Determinants of the relative price impact of unanticipated Information in U.S. macroeconomic releases	2003
45.	Cremers, Heinz / Kluß, Norbert / König, Markus Incentive Fees. Erfolgsabhängige Vergütungsmodelle deutscher Publikumsfonds	2003
44.	Heidorn, Thomas / König, Lars Investitionen in Collateralized Debt Obligations	2003
43.	Kahlert, Holger / Seeger, Norbert Bilanzierung von Unternehmenszusammenschlüssen nach US-GAAP	2003
42.	Beiträge von Studierenden des Studiengangs BBA 012 unter Begleitung von Prof. Dr. Norbert Seeger Rechnungslegung im Umbruch - HGB-Bilanzierung im Wettbewerb mit den internationalen Standards nach IAS und US-GAAP	2003
41.	Overbeck, Ludger / Schmidt, Wolfgang Modeling Default Dependence with Threshold Models	2003
40.	Balthasar, Daniel / Cremers, Heinz / Schmidt, Michael Portfoliooptimierung mit Hedge Fonds unter besonderer Berücksichtigung der Risikokomponente	2002
39.	Heidorn, Thomas / Kantwill, Jens Eine empirische Analyse der Spreadunterschiede von Festsatzanleihen zu Floatern im Euroraum und deren Zusammenhang zum Preis eines Credit Default Swaps	2002
38.	Böttcher, Henner / Seeger, Norbert Bilanzierung von Finanzderivaten nach HGB, EstG, IAS und US-GAAP	2003
37.	Moormann, Jürgen Terminologie und Glossar der Bankinformatik	2002
36.	Heidorn, Thomas Bewertung von Kreditprodukten und Credit Default Swaps	2001
35.	Heidorn, Thomas / Weier, Sven Einführung in die fundamentale Aktienanalyse	2001

34.	Seeger, Norbert International Accounting Standards (IAS)	2001
33.	Moormann, Jürgen / Stehling, Frank Strategic Positioning of E-Commerce Business Models in the Portfolio of Corporate Banking	2001
32.	Sokolovsky, Zbynek / Strohhecker, Jürgen Fit für den Euro, Simulationsbasierte Euro-Maßnahmenplanung für Dresdner-Bank-Geschäftsstellen	2001
31.	Roßbach, Peter Behavioral Finance - Eine Alternative zur vorherrschenden Kapitalmarkttheorie?	2001
30.	Heidorn, Thomas / Jaster, Oliver / Willeitner, Ulrich Event Risk Covenants	2001
29.	Biswas, Rita / Löchel, Horst Recent Trends in U.S. and German Banking: Convergence or Divergence?	2001
28.	Eberle, Günter Georg / Löchel, Horst Die Auswirkungen des Übergangs zum Kapitaldeckungsverfahren in der Rentenversicherung auf die Kapitalmärkte	2001
27.	Heidorn, Thomas / Klein, Hans-Dieter / Siebrecht, Frank Economic Value Added zur Prognose der Performance europäischer Aktien	2000
26.	Cremers, Heinz Konvergenz der binomialen Optionspreismodelle gegen das Modell von Black/Scholes/Merton	2000
25.	Löchel, Horst Die ökonomischen Dimensionen der ‚New Economy‘	2000
24.	Frank, Axel / Moormann, Jürgen Grenzen des Outsourcing: Eine Exploration am Beispiel von Direktbanken	2000
23.	Heidorn, Thomas / Schmidt, Peter / Seiler, Stefan Neue Möglichkeiten durch die Namensaktie	2000
22.	Böger, Andreas / Heidorn, Thomas / Graf Waldstein, Philipp Hybrides Kernkapital für Kreditinstitute	2000
21.	Heidorn, Thomas Entscheidungsorientierte Mindestmargenkalkulation	2000
20.	Wolf, Birgit Die Eigenmittelkonzeption des § 10 KWG	2000
19.	Cremers, Heinz / Robé, Sophie / Thiele, Dirk Beta als Risikomaß - Eine Untersuchung am europäischen Aktienmarkt	2000
18.	Cremers, Heinz Optionspreisbestimmung	1999
17.	Cremers, Heinz Value at Risk-Konzepte für Marktrisiken	1999
16.	Chevalier, Pierre / Heidorn, Thomas / Rütze, Merle Gründung einer deutschen Strombörse für Elektrizitätsderivate	1999
15.	Deister, Daniel / Ehrlicher, Sven / Heidorn, Thomas CatBonds	1999
14.	Jochum, Eduard Hoshin Kanri / Management by Policy (MbP)	1999
13.	Heidorn, Thomas Kreditderivate	1999
12.	Heidorn, Thomas Kreditrisiko (CreditMetrics)	1999
11.	Moormann, Jürgen Terminologie und Glossar der Bankinformatik	1999
10.	Löchel, Horst The EMU and the Theory of Optimum Currency Areas	1998
09.	Löchel, Horst Die Geldpolitik im Währungsraum des Euro	1998
08.	Heidorn, Thomas / Hund, Jürgen Die Umstellung auf die Stückaktie für deutsche Aktiengesellschaften	1998
07.	Moormann, Jürgen Stand und Perspektiven der Informationsverarbeitung in Banken	1998

06.	Heidorn, Thomas / Schmidt, Wolfgang LIBOR in Arrears	1998
05.	Jahresbericht 1997	1998
04.	Ecker, Thomas / Moormann, Jürgen Die Bank als Betreiberin einer elektronischen Shopping-Mall	1997
03.	Jahresbericht 1996	1997
02.	Cremers, Heinz / Schwarz, Willi Interpolation of Discount Factors	1996
01.	Moormann, Jürgen Lean Reporting und Führungsinformationssysteme bei deutschen Finanzdienstleistern	1995

**FRANKFURT SCHOOL / HFB – WORKING PAPER SERIES
CENTRE FOR PRACTICAL QUANTITATIVE FINANCE**

No.	Author/Title	Year
23.	Esquível, Manuel L. / Veiga, Carlos / Wystup, Uwe Unifying Exotic Option Closed Formulas	2010
22.	Packham, Natalie / Schlögl, Lutz / Schmidt, Wolfgang M. Credit gap risk in a first passage time model with jumps	2009
21.	Packham, Natalie / Schlögl, Lutz / Schmidt, Wolfgang M. Credit dynamics in a first passage time model with jumps	2009
20.	Reiswich, Dimitri / Wystup, Uwe FX Volatility Smile Construction	2009
19.	Reiswich, Dimitri / Tompkins, Robert Potential PCA Interpretation Problems for Volatility Smile Dynamics	2009
18.	Keller-Ressel, Martin / Kilin, Fiodar Forward-Start Options in the Barndorff-Nielsen-Shephard Model	2008
17.	Gribsch, Susanne / Wystup, Uwe On the Valuation of Fader and Discrete Barrier Options in Heston's Stochastic Volatility Model	2008
16.	Veiga, Carlos / Wystup, Uwe Closed Formula for Options with Discrete Dividends and its Derivatives	2008
15.	Packham, Natalie / Schmidt, Wolfgang Latin hypercube sampling with dependence and applications in finance	2008
14.	Hakala, Jürgen / Wystup, Uwe FX Basket Options	2008
13.	Weber, Andreas / Wystup, Uwe Vergleich von Anlagestrategien bei Riesterrenten ohne Berücksichtigung von Gebühren. Eine Simulationsstudie zur Verteilung der Renditen	2008
12.	Weber, Andreas / Wystup, Uwe Riesterrente im Vergleich. Eine Simulationsstudie zur Verteilung der Renditen	2008
11.	Wystup, Uwe Vanna-Volga Pricing	2008
10.	Wystup, Uwe Foreign Exchange Quanto Options	2008
09.	Wystup, Uwe Foreign Exchange Symmetries	2008
08.	Becker, Christoph / Wystup, Uwe Was kostet eine Garantie? Ein statistischer Vergleich der Rendite von langfristigen Anlagen	2008
07.	Schmidt, Wolfgang Default Swaps and Hedging Credit Baskets	2007
06.	Kilin, Fiodor Accelerating the Calibration of Stochastic Volatility Models	2007

05.	Gribsch, Susanne/ Kühn, Christoph / Wystup, Uwe Instalment Options: A Closed-Form Solution and the Limiting Case	2007
04.	Boenkost, Wolfram / Schmidt, Wolfgang M. Interest Rate Convexity and the Volatility Smile	2006
03.	Becker, Christoph/ Wystup, Uwe On the Cost of Delayed Currency Fixing	2005
02.	Boenkost, Wolfram / Schmidt, Wolfgang M. Cross currency swap valuation	2004
01.	Wallner, Christian / Wystup, Uwe Efficient Computation of Option Price Sensitivities for Options of American Style	2004

HFB – SONDERARBEITSBERICHTE DER HFB - BUSINESS SCHOOL OF FINANCE & MANAGEMENT

No.	Author/Title	Year
01.	Nicole Kahmer / Jürgen Moormann Studie zur Ausrichtung von Banken an Kundenprozessen am Beispiel des Internet (Preis: € 120,-)	2003

Printed edition: € 25.00 + € 2.50 shipping

Download:

Working Paper: http://www.frankfurt-school.de/content/de/research/Publications/list_of_publication0.html

CPQF: http://www.frankfurt-school.de/content/de/research/quantitative_Finance/research_publications.html

Order address / contact

Frankfurt School of Finance & Management

Sonnemannstr. 9–11 ■ D–60314 Frankfurt/M. ■ Germany

Phone: +49 (0) 69 154 008–734 ■ Fax: +49 (0) 69 154 008–728

eMail: m.biemer@frankfurt-school.de

Further information about Frankfurt School of Finance & Management

may be obtained at: <http://www.frankfurt-school.de>