

# **Discounted Cash Flow-Unternehmensbewertung und Analystenprognosen**

Inauguraldissertation  
zur  
Erlangung des Doktorgrades  
der  
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät  
der  
Universität zu Köln

2013

vorgelegt  
von  
Diplom-Kaufmann Max Berens  
aus Warendorf

Referent: Univ.- Prof. Dr. Carsten Homburg  
Korreferent: Univ.- Prof. Dr. Christoph Kuhner

Tag der Promotion: 08.08.2013

## **Inhaltsverzeichnis**

<b>Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>III</b>
<b>Tabellenverzeichnis .....</b>	<b>IV</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis .....</b>	<b>V</b>
<b>Symbolverzeichnis .....</b>	<b>VII</b>
<b>1 Einleitung.....</b>	<b>1</b>
<b>2 Discounted Cash Flow-Unternehmensbewertung .....</b>	<b>4</b>
2.1 Warum Flows To Equity nicht zahlungsorientiert ermittelt werden sollten ..	7
2.1.1 Zahlungsorientierte vs. nicht-zahlungsorientierte FTE-Ermittlung.....	9
2.1.2 Die Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung beim FTE-Ansatz.....	14
2.1.3 Die Grenzen der Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung .....	17
2.1.4 Zahlenbeispiel zur Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung .....	20
2.1.5 Die Bedeutung der Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung für andere DCF-Verfahren.....	24
2.1.6 Fazit .....	27
2.2 Zu den betriebswirtschaftlichen Problemen einer Financial Statement Steady State Assumption .....	28
2.2.1 Payoff vs. Financial Statement Steady State.....	29
2.2.2 Die betriebswirtschaftlichen Probleme einer Financial Statement Steady State Assumption.....	31
2.2.3 Illustrationsbeispiel zu den betriebswirtschaftlichen Problemen einer Financial Statement Steady State Assumption.....	32
2.2.4 Fazit .....	34
2.3 Der WACC-Ansatz bei Insolvenzzisiko.....	36
2.3.1 Der WACC-Ansatz ohne Insolvenzzisiko.....	37
2.3.2 Motivation der Insolvenzzisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes.....	38
2.3.3 Der WACC-Ansatz mit Insolvenzzisiko .....	40
2.3.4 Alternative Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall	49
2.3.5 Eigenkapitalkosten mit und ohne Insolvenzzisiko .....	52
2.3.6 Andere DCF-Verfahren mit Insolvenzzisiko .....	53
2.3.6.1 Anpassung des TCF-Ansatzes .....	53
2.3.6.2 Anpassung des FTE-Ansatzes .....	55
2.3.6.3 Anpassung des APV-Ansatzes.....	56

2.3.7	Vergleich mit Homburg/Stephan/Weiß (2004).....	58
2.3.8	Fazit .....	59
<b>3</b>	<b>Gewinnprognosen-Optimismus und die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen .....</b>	<b>61</b>
3.1	Literaturüberblick und Hypothesenmotivation .....	64
3.1.1	Kostenremanenz.....	64
3.1.2	Gewinnprognosen-Optimismus .....	66
3.1.3	Hypothesenmotivation .....	67
3.2	Forschungsdesign, Datensatz und Deskriptive Statistiken.....	70
3.2.1	Forschungsdesign für Hypothese H1 .....	70
3.2.2	Forschungsdesign für Hypothese H2 .....	72
3.2.3	Datensatz.....	77
3.2.4	Deskriptive Statistiken.....	79
3.3	Ergebnisse .....	84
3.4	Robustheitsprüfung .....	88
3.5	Fazit.....	93
<b>4</b>	<b>Schlussbetrachtung.....</b>	<b>95</b>
	<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>99</b>

## **Abbildungsverzeichnis**

Abbildung 1.1: Aufbau der Arbeit .....	3
Abbildung 3.1: Kostenremanenz.....	69

## **Tabellenverzeichnis**

Tabelle 2.1.1:	Direktes (zahlungsorientiertes) FTE-Ermittlungsschema .....	9
Tabelle 2.1.2:	Indirektes (nicht-zahlungsorientiertes) FTE-Ermittlungsschema .....	10
Tabelle 2.1.3:	Planwerte (Basisfall) .....	21
Tabelle 2.1.4:	Plan-FTEs (Basisfall) .....	21
Tabelle 2.1.5:	Planwerte (Modifikation) .....	22
Tabelle 2.1.6:	Plan-FTEs (Modifikation) .....	23
Tabelle 2.1.7:	Direktes (zahlungsorientiertes) FCF-Ermittlungsschema .....	25
Tabelle 2.1.8:	Indirektes (nicht-zahlungsorientiertes) FCF-Ermittlungsschema .....	26
Tabelle 3.1:	Zusammenfassende Statistiken .....	80
Tabelle 3.2:	Korrelationskoeffizienten für Datensatz B.....	83
Tabelle 3.3:	Regression von Kostenveränderungen auf Umsatzveränderungen....	85
Tabelle 3.4:	Regression von Gewinn-Prognosefehlern auf erklärende Variablen .	87
Tabelle 3.5:	Robustheitsprüfung .....	90

## Abkürzungsverzeichnis

APB	Accounting Principles Board
APV	Adjusted Present Value
AZAR	Auszahlung für Aktienrückkäufe
BIP	Bruttoinlandsprodukt
bzw.	beziehungsweise
D	Dividendenzahlung
d.h.	das heißt
DCF	Discounted Cash Flow
EKBW	Eigenkapitalbuchwert
EPS	Earnings per Share (Gewinn pro Aktie)
et al.	et alii (und andere)
EZAA	Einzahlung aus Aktienaushaben
f.	folgende
FCF	Free Cash Flow
ff.	fortfolgende
FFP	Finite Forecasting Period (Detailplanungszeitraum)
FSSA	Financial Statement Steady State Assumption
FTD	Flow To Debt
FTE	Flow To Equity
FTE <sup>Direkt</sup>	Direkt (zahlungsorientiert) ermittelter Flow To Equity
FTE <sup>Indirekt</sup>	Indirekt (nicht-zahlungsorientiert) ermittelter Flow To Equity
GuV	Gewinn- und Verlustrechnung
Hrsg.	Herausgeber
i.d.F.	in der Fassung
i.d.R.	in der Regel
i.H.v.	in Höhe von
I/B/E/S	Institutional Brokers' Estimate System
IAS	International Accounting Standard
IDW	Institut der Wirtschaftsprüfer
IFRS	International Financial Reporting Standard
Jg.	Jahrgang
JÜ	Jahresüberschuss
K	Kassenbestand
KFR	Kapitalflussrechnung

Korr. $R^2$	Korrigiertes Bestimmtheitsmaß
MA	Massachusetts
MAFE	Mean Absolute Forecast Error (Mittlerer Absoluter Prognosefehler)
Mio.	Millionen
N	Stichprobenumfang
OLS	Ordinary Least Squares
PCM	Proportional Cost Model
PSSA	Payoff Steady State Assumption
Q1	0,25-Quantil
Q3	0,75-Quantil
S.	Seite
SFAS	Statement of Financial Accounting Standards
SIC	Standard Industry Classification
sog.	so genannte
Std.abw.	Standardabweichung
TCF	Total Cash Flow
TVP	Terminal Value Period
Tz.	Textziffer
u.a.	unter anderem
vgl.	vergleiche
Vol.	Volume
vs.	versus
WACC	Weighted Average Cost of Capital
z.B.	zum Beispiel

## Symbolverzeichnis

### Lateinische Symbole

#### Kapitel 2

$B_t^E$	(Erwarteter) Buchwert des Eigenkapitals zu Beginn der Periode t+1
$B_t^F$	(Erwarteter) Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1
$B_t^{F(\text{Insolvenz})}$	(Erwarteter) Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1 bei Insolvenz
$B_t^{F(\text{Solvenz})}$	(Erwarteter) Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1 bei Solvenz
$CI_t$	Erwartetes Comprehensive Income der Periode t
$FCF_t$	Erwarteter Free Cash Flow der Periode t
$FTD_t$	Erwarteter Flow To Debt der Periode t
$FTD_t^{\text{Insolvenz}}$	Erwarteter Flow To Debt der Periode t bei Insolvenz
$FTD_t^{\text{Solvenz}}$	Erwarteter Flow To Debt der Periode t bei Solvenz
$FTE_t$	Erwarteter Flow To Equity der Periode t
$g$	Erwartete periodische Wachstumsrate für die Terminal Value Period
$IQ_t$	Erwartete Insolvenzquote für die Kreditgeber bei Insolvenz in Periode t
$k_t$	Eigenkapitalkostensatz der Periode t bei reiner Eigenfinanzierung
$k_t^E$	Eigenkapitalkostensatz der Periode t
$k_t^F$	Erwartete Fremdkapitalrendite für Periode t
$k_t^{F,V}$	Vertraglich vereinbarter Fremdkapitalzinssatz für Periode t
$KWTS_t$	Kapitalwert der zukünftigen Tax Shields zu Beginn der Periode t+1
$MK_t$	Marktkapitalisierung zu Beginn der Periode t+1
$n_t$	Anzahl der ausstehenden Aktien (Shares Outstanding) zu Beginn der Periode t+1

$neTA_t^{Insolvenz}$	Erwartete nicht erfüllte Tilgungsansprüche bei Insolvenz in Periode t
$P_t$	Wahrscheinlichkeit, mit der das betrachtete Unternehmen in Periode t insolvent wird
$PC_t$	Aktienkurs zu Beginn der Periode t+1
$r$	sicherer Zins
$s$	Unternehmenssteuersatz
$T$	Länge der Finite Forecasting Period
$TCF_t$	Erwarteter Total Cash Flow der Periode t
$TL_t^{Insolvenz}$	Erwartete Tilgungsleistung in Periode t bei Insolvenz
$TS_t$	Erwartetes Tax Shield der Periode t
$TS_t^{Insolvenz}$	Erwartetes Tax Shield der Periode t bei Insolvenz
$TS_t^{Solvenz}$	Erwartetes Tax Shield der Periode t bei Solvenz
$V_t$	(Erwarteter) Marktwert des Gesamtkapitals zu Beginn der Periode t+1
$V_t^E$	(Erwarteter) Marktwert des Eigenkapitals zu Beginn der Periode t+1
$V_t^F$	(Erwarteter) Marktwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1
$wacc_t$	Weighted Average Cost of Capital der Periode t
$wacc_t^{TCF}$	Modifizierter Weighted Average Cost of Capital der Periode t
$ZL_t^{Insolvenz}$	Erwartete Zinsleistung in Periode t bei Insolvenz
[...]*	Wert der Größe [...], wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre

### Kapitel 3

$Costs_{i,t}$	Tatsächliche Kosten von Unternehmen i in Quartal t
$\widehat{Costs}_{i,t}$	Konsensprognose für die Kosten von Unternehmen i in Quartal t
$CV_{i,t}$	Variationskoeffizient (durch den Absolutbetrag des Mittelwerts dividierte Standardabweichung) der EPS von Unternehmen i für das Quartal t, berechnet für das gleiche Zeitfenster wie $MNMD_{i,t}$

$\text{Decrease\_Dummy}_{i,t}$	Dummy Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn der tatsächliche Umsatz fällt
$\widehat{\text{Decrease\_Dummy}}_{i,t}$	Dummy Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn ein Umsatzrückgang prognostiziert wird
$\text{DISP}_{i,t}$	In Prozent ausgedrückte Standardabweichung der anhand des Aktienkurses deflationierten EPS-Prognosen, die in die Berechnung von $\widehat{\text{EPS}}_{i,t}$ eingegangen sind
$\text{Earnings}_{i,t}$	Tatsächlicher Gewinn von Unternehmen i in Quartal t
$\widehat{\text{Earnings}}_{i,t}$	Konsensprognose für den Gewinn von Unternehmen i in Quartal t
$\text{EPS}_{i,t}$	Tatsächliche EPS von Unternehmen i in Quartal t
$\widehat{\text{EPS}}_{i,t}$	Konsensprognose für die EPS von Unternehmen i in Quartal t
$\text{FE}_{i,t}^{\text{Ear.}}$	Prozentualer Gewinn-Prognosefehler für Unternehmen i in Quartal t
$\text{FE}_{i,t}^{\text{Sal.}}$	Prozentualer Umsatz-Prognosefehler für Unternehmen i in Quartal t
$\text{FERR}_{i,t}$	Gewinn-Prognosefehler für Unternehmen i in Quartal t
$\text{FLLW}_{i,t}$	Anzahl an Analysten, die in dem Jahr, in das Quartal t fällt, Prognosen für die Jahres-EPS des Unternehmens i abgeben
$\text{INDROE}_{i,t}$	Eigenkapitalrendite des Unternehmens i (Gewinn vor Sondereffekten in den 12 Monaten nach Quartal t, geteilt durch den durchschnittlichen Buchwert des Eigenkapitals zwischen Anfang und Ende dieses 12-Monats-Zeitraums), verringert um den Median der Eigenkapitalrenditen für alle Unternehmen mit dem gleichen zweiziffrigen SIC-Code im gleichen Zeitraum
$K_0$	Aktuelle Kosten
$\text{LGFLW}_{i,t}$	Natürlicher Logarithmus der Anzahl an Analysten, die in dem Jahr, in das Quartal t fällt, Prognosen für die Jahres-EPS des Unternehmens i abgeben
$\text{LGMV}_{i,t}$	Natürlicher Logarithmus der Marktkapitalisierung von Unternehmen i zu Beginn des Quartals t
$\text{LGTV}_{i,t}$	Natürlicher Logarithmus des Handelsvolumens der Aktien von Unternehmen i in den vier Quartalen vor Quartal t

$LOSS_{i,t}$	Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn $\widehat{EPS}_{i,t}$ negativ ist
$MNMD_{i,t}$	Mittelwert-Median-Differenz für die EPS von Unternehmen $i$ , deflationiert anhand des Aktienkurses zu Beginn des Quartals $t$ und ausgedrückt in Prozent. Der Mittelwert und der Median der EPS von Unternehmen $i$ werden anhand der tatsächlichen EPS für die acht vorherigen und die acht nachfolgenden Quartale sowie anhand der EPS-Prognose für das aktuelle Quartal $t$ berechnet.
$MV_{i,t}$	Marktkapitalisierung von Unternehmen $i$ zu Beginn des Quartals $t$
$PC_{i,t-1}$	Aktienkurs von Unternehmen $i$ zu Beginn des Quartals $t$
$Sales_{i,t}$	Tatsächlicher Umsatz von Unternehmen $i$ in Quartal $t$
$\widehat{Sales}_{i,t}$	Konsensprognose für den Umsatz von Unternehmen $i$ in Quartal $t$
$Sticky_{i,t}$	Differenz zwischen den Steigungen der Kostenfunktion von Unternehmen $i$ für die beiden aktuellsten Quartale aus der Menge der vier Quartale zwischen $t-3$ und $t$ , für die gilt, dass der Umsatz in dem einen Quartal steigt und in dem anderen fällt
$SUE_{[...]i,t}$	Anhand eines saisonalen Random-Walk-Modells mit dem Lag $[...]$ ermittelte unerwartete EPS des Unternehmens $i$ , deflationiert anhand des Aktienkurses zu Beginn des Quartals $t$ und ausgedrückt in Prozent
$TV_{i,t}$	Handelsvolumen der Aktien von Unternehmen $i$ in den vier Quartalen vor Quartal $t$
$U_0$	Aktueller Umsatz

### Griechische Symbole

$\beta$	Regressionskoeffizient oder Achsenabschnitt
$\varepsilon$	Fehlerterm, Residuum einer Regression

### Sonstige Symbole

#	Nummer
---	--------

## 1 Einleitung

Die vorliegende Arbeit enthält drei theoretische Beiträge zur Discounted Cash Flow (DCF)-Unternehmensbewertung und eine empirische Studie zur Qualität von Analystenprognosen. Sowohl die Bewertung von Unternehmen als auch die Qualität von Analystenprognosen sind wesentliche Themen der rechnungslegungs-basierten Kapitalmarktforschung (Capital Market Research in Accounting). Rechnungslegungs-basierte Kapitalmarktforschung wird insbesondere von Investoren, Managern und Standardsetzern nachgefragt. Investoren liefert sie Unterstützung beim Treffen von Investitionsentscheidungen, Manager erhalten durch sie Anhaltspunkte zur Verbesserung der wertorientierten Unternehmensführung und Standardsetzern gibt sie Hinweise, wie durch Rechnungslegung bereitgestellte Informationen von Kapitalmarktteilnehmern verarbeitet werden.<sup>1</sup> Folglich sollten die Inhalte dieser Arbeit für ein breites Personenspektrum interessant sein.

Die DCF-Unternehmensbewertung ist die sowohl aus theoretischer Sicht zweckadäquate<sup>2</sup> als auch in der betriebswirtschaftlichen Praxis am weitesten verbreitete<sup>3</sup> Methode zur Bestimmung des Marktwertes des Eigenkapitals (Shareholder Value) eines Unternehmens.<sup>4</sup> Sie berechnet den Eigenkapitalmarktwert eines Unternehmens durch das Diskontieren von erwarteten zukünftigen Unternehmensüberschüssen mit einem geeigneten Kapitalkostensatz. Die theoretischen Beiträge dieser Arbeit ergänzen die Literatur zur DCF-Bewertung in dreifacher Weise. Erstens wird gezeigt, dass bei der Ermittlung von erwarteten zukünftigen Unternehmensüberschüssen anhand von Plan-Abschlüssen eine zahlungsorientierte Überschussermittlung über Plan-Kapitalflussrechnungen häufig zu schlechteren Bewertungsergebnissen führt als eine nicht-zahlungsorientierte Überschussermittlung über Plan-Bilanzen sowie Plan-Gewinn- und Verlustrechnungen. Zweitens wird gezeigt, dass bei der Verwendung von vereinfachenden Annahmen zur Approximation von Unternehmensüberschüssen für weit in der Zukunft liegende Perioden (Terminal Value Period) eine sog. Financial Statement Steady State Assumption leicht zu aus betriebswirtschaftlicher Sicht fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen kann. Eine Financial Statement Steady State Assumption nimmt an, dass während der Terminal Value Period alle

---

1 Vgl. Kothari (2001), S. 107-112.

2 Vgl. Mandl/Rabel (2012), S. 88.

3 Vgl. Pellens/Tomaszewski/Weber (2000), S. 1827; Homburg/Lorenz/Sievers (2011), S. 120f.

4 Zum Begriff „Marktwert (des Eigenkapitals) eines Unternehmens“ vgl. Mandl/Rabel (1997), S. 18-21 und S. 283f.

Abschlusspositionen (d.h. alle Zeilen von Bilanz sowie Gewinn- und Verlustrechnung) des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen. Drittens wird gezeigt, wie die DCF-Bewertung so angepasst werden kann, dass sie auch zur Bewertung von insolvenzgefährdeten Unternehmen verwendet werden kann.

Finanzanalysten sind Informationsintermediäre. Sie sammeln und analysieren quantitative und qualitative Informationen über Unternehmen und Märkte. Basierend auf ihrer Informationsanalyse erstellen Analysten Prognosen für Unternehmenskennzahlen (z.B. Umsatz, Gewinn und Eigenkapitalrendite) sowie Aktienkurse. Diese Prognosen werden insbesondere von Investoren (z.B. Investmentbankern und Fondsmanagern) nachgefragt, denen sie Unterstützung beim Treffen von Investitionsentscheidungen liefern.<sup>5</sup> Zahlreiche Studien zeigen, dass von Analysten erstellte Gewinnprognosen optimistisch sind, d.h. sie fallen im Durchschnitt höher aus als der tatsächliche Gewinn.<sup>6</sup> Die empirische Studie dieser Arbeit kombiniert Analystenprognosen mit Kostenremanenz (Cost Stickiness), d.h. mit der Beobachtung, dass die Kosten eines Unternehmens bei fallendem Umsatz nicht so stark zurückgehen, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen.<sup>7</sup> Die Studie zeigt, dass von Analysten erstellte Kostenprognosen Kostenremanenz missachten und dass diese Missachtung von Kostenremanenz eine neue, bisher unerforschte Ursache für Optimismus in Analysten-Gewinnprognosen darstellt.

Die in dieser Arbeit untersuchten Themen „DCF-Unternehmensbewertung“ und „Qualität von Analystenprognosen“ stehen in engem Zusammenhang miteinander. Bei einer DCF-Bewertung werden die erwarteten zukünftigen Überschüsse des zu bewertenden Unternehmens häufig anhand von Analystenprognosen ermittelt.<sup>8</sup> Umgekehrt nutzen Analysten häufig die DCF-Bewertung, um Prognosen für die Wert- und Aktienkursentwicklung eines Unternehmens zu erstellen.

Abbildung 1.1 stellt den Aufbau der Arbeit graphisch dar. Auf die Einleitung in Kapitel 1 folgen in Kapitel 2 die theoretischen Beiträge zur DCF-Unternehmensbewertung. Kapitel 2.1 zeigt die Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten Überschuss-

---

5 Vgl. Schipper (1991), S. 105; Ramnath/Rock/Shane (2008), S. 37.

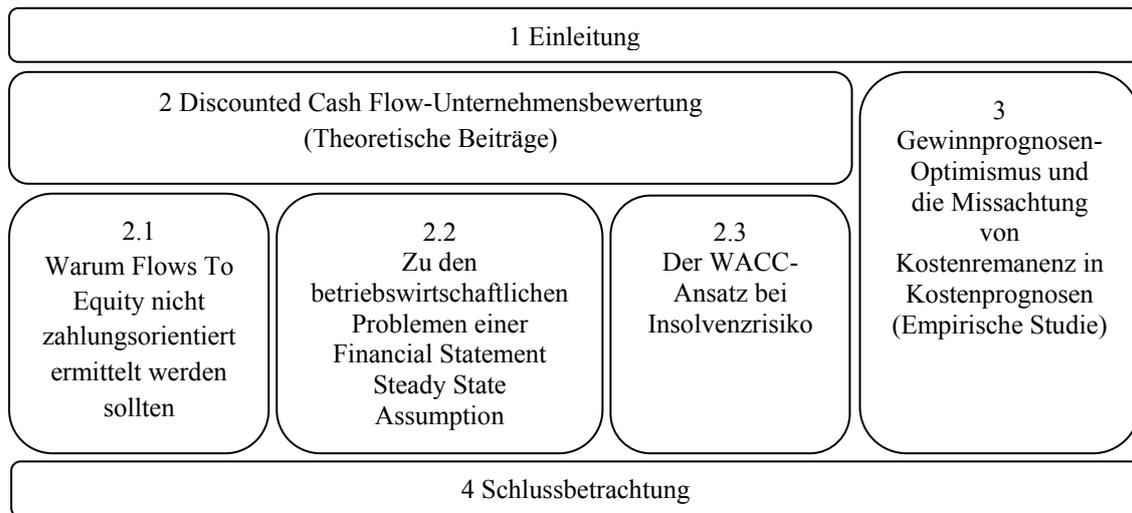
6 Vgl. Kothari (2001), S. 153-159 sowie die dort genannten Quellen.

7 Zum Begriff „Kostenremanenz (Cost Stickiness)“ vgl. Anderson/Banker/Janakiraman. (2003); Mahlendorf (2009).

8 Vgl. Francis/Olsson/Oswald (2000); Courteau/Kao/Richardson (2001); Heinrichs et al. (2012).

ermittlung. Kapitel 2.2 beschreibt die betriebswirtschaftlichen Probleme einer Financial Statement Steady State Assumption. Kapitel 2.3 zeigt die Anpassung der DCF-Bewertung an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos. Anschließend präsentiert Kapitel 3 die empirische Studie zur Missachtung von Kostenremanenz in Analystenprognosen und zur Bedeutung dieser Missachtung für Gewinnprognosen-Optimismus. Die Schlussbetrachtung in Kapitel 4 fasst die Ergebnisse der Kapitel 2 und 3 zusammen und formuliert Handlungsempfehlungen auf Basis dieser Ergebnisse.

**Abbildung 1.1: Aufbau der Arbeit**



## 2 Discounted Cash Flow-Unternehmensbewertung

Dieses Kapitel enthält drei theoretische Beiträge zur DCF-Unternehmensbewertung. Innerhalb der DCF-Bewertung können vier Verfahren unterschieden werden, die bei konsistenter Anwendung auf das gleiche Bewertungsproblem allerdings stets zum selben Ergebnis führen.<sup>9</sup> Jedes dieser Verfahren berechnet den Eigenkapitalmarktwert eines Unternehmens durch das Diskontieren von erwarteten zukünftigen Unternehmensüberschüssen mit einem geeigneten Kapitalkostensatz. Der FTE-Ansatz praktiziert einen Equity-Approach. Er verwendet als Überschussgröße den Flow To Equity (FTE) und diskontiert diesen mit dem Eigenkapitalkostensatz des zu bewertenden Unternehmens. Das Ergebnis ist unmittelbar der Eigenkapitalmarktwert. Die übrigen DCF-Verfahren (WACC-Ansatz, APV-Ansatz und TCF-Ansatz) nutzen dagegen jeweils einen Entity-Approach. Sie verwenden als Überschussgröße den Free Cash Flow (FCF) oder den Total Cash Flow (TCF) und diskontieren diesen mit einem Weighted Average Cost of Capital (WACC) oder mit dem Eigenkapitalkostensatz bei reiner Eigenfinanzierung. Das Ergebnis, im Fall des APV-Ansatzes allerdings ergänzt um den Kapitalwert der zukünftigen Steuervorteile aus Fremdfinanzierung (Tax Shields), ist der Marktwert des Gesamtkapitals. Der Eigenkapitalmarktwert wird dann berechnet, indem man vom Marktwert des Gesamtkapitals den Marktwert des Fremdkapitals subtrahiert. Formal stellen sich die Bewertungsgleichungen der vier DCF-Verfahren wie folgt dar:<sup>10</sup>

$$\text{FTE-Ansatz: } V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FTE_j}{\prod_{t=1}^j (1+k_t^E)} \quad (2.1)$$

$$\text{WACC-Ansatz: } V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1+wacc_t)} - V_0^F \quad (2.2)$$

$$\text{APV-Ansatz: } V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1+k_t)} + KWTS_0 - V_0^F \quad (2.3)$$

---

9 Vgl. Drukarczyk/Schüler (2009), S. 125.

10 Für eine Einführung in die DCF-Bewertung vgl. z.B. Kuhner/Maltry (2006), S. 195-263; Drukarczyk/Schüler (2009), S. 137-272; Baetge et al. (2012).

$$\text{TCF-Ansatz: } V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\text{TCF}_j}{\prod_{t=1}^j (1 + \text{wacc}_t^{\text{TCF}})} - V_0^F \quad (2.4)$$

mit:

$V_0^E$ : Marktwert des Eigenkapitals zu Beginn der Periode 1 (Zeitpunkt 0);

$V_0^F$ : Marktwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode 1;

$\text{FTE}_t$ : Erwarteter Flow To Equity der Periode t;

$\text{FCF}_t$ : Erwarteter Free Cash Flow der Periode t;

$\text{TCF}_t$ : Erwarteter Total Cash Flow der Periode t;

$\text{wacc}_t$ : Weighted Average Cost of Capital der Periode t;

$\text{wacc}_t^{\text{TCF}}$ : Modifizierter Weighted Average Cost of Capital der Periode t;

$k_t^E$ : Eigenkapitalkostensatz der Periode t;

$k_t$ : Eigenkapitalkostensatz der Periode t bei reiner Eigenfinanzierung; und

$\text{KWTS}_0$ : Kapitalwert der zukünftigen Tax Shields zu Beginn der Periode 1.

Der erste Beitrag (Kapitel 2.1) beschäftigt sich mit der Frage, wie die Zählergrößen des FTE-Ansatzes, d.h. die erwarteten zukünftigen FTEs des zu bewerteten Unternehmens, sinnvoll anhand von Plan-Abschlüssen ermittelt werden können. Er kommt zu dem Ergebnis, dass eine zahlungsorientierte Überschussermittlung über Plan-Kapitalflussrechnungen (Plan-KFRen) häufig zu schlechteren Bewertungsergebnissen führt als eine nicht-zahlungsorientierte Überschussermittlung über Plan-Bilanzen sowie Plan-Gewinn- und Verlustrechnungen (Plan-GuVen). Die Ursache für die Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung liegt darin, dass eine zahlungsorientierte FTE-Ermittlung häufig zu einem fehlerhaften Eigenkapitalmarktwert führt, der Wert für zukünftige Aktionäre enthält und somit nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens vergleichbar ist.

Der zweite Beitrag (Kapitel 2.2) berücksichtigt, dass bei Anwendung eines DCF-Verfahrens die Zukunft häufig in zwei Phasen unterteilt wird. Die erste Phase ist die Finite Forecasting Period (Detailplanungszeitraum). Die zweite Phase wird als Terminal Value Period (TVP) bezeichnet. Für die Perioden der Finite Forecasting Period (FFP) werden die erwarteten Unternehmensüberschüsse explizit prognostiziert. Für die

Perioden der TVP werden sie dagegen lediglich anhand einer vereinfachenden Annahme approximiert.<sup>11</sup> Diese vereinfachende Annahme ist typischerweise entweder eine Payoff Steady State Assumption (PSSA) oder eine Financial Statement Steady State Assumption (FSSA). Eine PSSA nimmt an, dass während der TVP *die Überschüsse* des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen. Eine FSSA nimmt dagegen an, dass während der TVP *alle Abschlusspositionen* (d.h. alle Zeilen von Bilanz und GuV) des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen.<sup>12</sup> In Kapitel 2.2 wird gezeigt, dass eine FSSA leicht zu aus betriebswirtschaftlicher Sicht fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen kann. Die Problematik einer FSSA besteht darin, dass sie, im Gegensatz zu einer PSSA, *ceteris paribus* denjenigen Unternehmen einen *hohen Marktwert* des Eigenkapitals zuordnet, die für den Beginn der TVP einen *niedrigen* erwarteten *Buchwert* des Eigenkapitals aufweisen.

Der dritte Beitrag (Kapitel 2.3) widmet sich dem Problem, dass im Rahmen der DCF-Bewertung i.d.R. angenommen wird, dass für das zu bewertende Unternehmen kein Insolvenzrisiko besteht. Er zeigt, wie der WACC-Ansatz so angepasst werden kann, dass er auch zur Bewertung von insolvenzgefährdeten Unternehmen verwendet werden kann.

---

11 Vgl. IDW (2007), S. 53 (Abschnitt A, Tz. 158).

12 Vgl. Levin/Olsson (2000), S. 6f.; Lundholm/O'Keefe (2001), S. 321f.; Heinrichs et al. (2012), S. 5f.

## 2.1 Warum Flows To Equity nicht zahlungsorientiert ermittelt werden sollten

Die in den DCF-Verfahren verwendeten Überschussgrößen stehen in enger Verwandtschaft zueinander. Der TCF ist die Summe aus dem FTE und dem Flow To Debt (FTD), und der FCF ist die Differenz zwischen dem TCF und dem Tax Shield.<sup>13</sup> Der FTE ist somit im FTE-Ansatz unmittelbar die zu diskontierende Überschussgröße und in den übrigen DCF-Verfahren ein wesentlicher Bestandteil der zu diskontierenden Überschussgröße. Folglich ist die Ermittlung erwarteter zukünftiger FTEs für alle DCF-Verfahren und insbesondere für den FTE-Ansatz von großer Bedeutung. Der FTE eines Unternehmens in einer bestimmten Periode ist der Saldo der Eigenkapitaltransaktionen (Eigenkapitalzurverfügungstellungen, Eigenkapitalverzinsungen und Eigenkapitalrückzahlungen), die in dieser Periode zwischen dem Unternehmen und seinen Aktionären stattfinden.<sup>14</sup> Dabei gilt, dass von Aktionären an das Unternehmen geleistete Eigenkapitalzurverfügungstellungen (z.B. eine Kapitalerhöhung) den FTE mindern, und vom Unternehmen an Aktionäre geleistete Eigenkapitalverzinsungen und Eigenkapitalrückzahlungen (Dividenden und Aktienrückkäufe) den FTE erhöhen.

In diesem Beitrag wird angenommen, dass die einzigen Informationen, die bei einer DCF-Bewertung zur Verfügung stehen, um die erwarteten zukünftigen FTEs des zu bewertenden Unternehmens zu ermitteln, die im Rahmen einer integrierten Planungsrechnung erstellten Plan-Abschlüsse dieses Unternehmens sind.<sup>15</sup> Solche Plan-Abschlüsse umfassen zueinander konsistente Plan-Bilanzen, Plan-GuVen sowie Plan-KFRen. In dieser Informationssituation gibt es zwei Möglichkeiten, den erwarteten FTE einer Planperiode zu ermitteln. Die erste Möglichkeit ist eine zahlungsorientierte (nachfolgend „direkte“) Ermittlung anhand der Plan-KFR. Die zweite Möglichkeit ist eine nicht-zahlungsorientierte (nachfolgend „indirekte“) Ermittlung anhand der Plan-Bilanz und Plan-GuV. Vor dem Hintergrund dieser beiden Möglichkeiten zur FTE-Ermittlung besteht das Ziel dieses Beitrags darin, Folgendes zu zeigen:

- I. Die direkte und die indirekte FTE-Ermittlung liefern nur dann identische Ergebnisse, wenn entweder keine Ausgabe von Aktien geplant ist, oder davon ausgegangen wird, dass Aktien ausschließlich als Gegenleistung für zahlungswirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen ausgegeben werden.

---

<sup>13</sup> Vgl. Ballwieser (2011), S. 133.

<sup>14</sup> Diese Definition des FTEs stellt auf tatsächliche und nicht auf potentiell mögliche Eigenkapitaltransaktionen zwischen dem zu bewertenden Unternehmen und seinen Aktionären ab. Sie verzichtet somit auf eine Vollausschüttungsfiktion. Zum Begriff „Vollausschüttungsfiktion“ vgl. Mandl/Rabel (1997), S. 286 und S. 319f; Schultze (2003), S. 99f.

<sup>15</sup> Vgl. IDW (2007), S. 55 (Abschnitt A, Tz. 162).

Wenn dagegen (z.B. im Rahmen einer aktienbasierten Mitarbeiterentlohnung) geplant ist, Aktien auch als Gegenleistung für zahlungsunwirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen auszugeben, dann liefern die direkte und die indirekte FTE-Ermittlung unterschiedliche Ergebnisse. Diese unterschiedlichen Ergebnisse sind darin begründet, dass die direkte FTE-Ermittlung im Gegensatz zur indirekten FTE-Ermittlung zahlungsunwirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen vernachlässigt, d.h. nicht als FTE-mindernd berücksichtigt.

- II. Der unter Punkt I beschriebene Unterschied zwischen direkter und indirekter FTE-Ermittlung bewirkt, dass ein anhand von „direkten“ FTEs bestimmter Eigenkapitalmarktwert häufig insofern fehlerhaft ist, als das er Wert für zukünftige Aktionäre enthält und somit nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens vergleichbar ist. Der Ausdruck „enthält Wert für zukünftige Aktionäre“ bedeutet, dass der im Eigenkapitalmarktwert enthaltene Kapitalwert von erwarteten Eigenkapitaltransaktionen mit zukünftigen Aktionären positiv ist. Ein Eigenkapitalmarktwert, der Wert für zukünftige Aktionäre enthält, ist deswegen nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens vergleichbar, weil die Marktkapitalisierung ausschließlich Wert für aktuelle Aktionäre enthält.

Aus den Punkten I und II folgt, dass man FTEs indirekt ermitteln sollte, da eine direkte FTE-Ermittlung häufig zu einem fehlerhaften Eigenkapitalmarktwert führt, der nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens vergleichbar ist. Dieses Ergebnis ist überraschend und bedeutsam. Es ist überraschend, weil eine wörtliche Interpretation des Begriffs „Discounted Cash Flow Bewertung“ nahelegt, FTEs zahlungsorientiert zu ermitteln. Es ist bedeutsam, weil die sinnvolle Vergleichbarkeit von Eigenkapitalmarktwert und Marktkapitalisierung Voraussetzung dafür ist, dass Investoren anhand des Eigenkapitalmarktwertes eines Unternehmens rationale Entscheidungen über den Kauf oder Verkauf von Aktien dieses Unternehmens treffen können.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2.1.1 stellt den Unterschied zwischen einer direkten und einer indirekten FTE-Ermittlung dar. Kapitel 2.1.2 zeigt, dass, wenn das Ergebnis des FTE-Ansatzes mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens sinnvoll vergleichbar sein soll, die indirekte FTE-Ermittlung der direkten

FTE-Ermittlung überlegen ist. Kapitel 2.1.3 legt die Grenzen der Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung dar. Kapitel 2.1.4 illustriert die Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung anhand eines Zahlenbeispiels. Kapitel 2.1.5 weist darauf hin, dass die Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung auch dann bedeutsam ist, wenn zur Unternehmensbewertung nicht der FTE-Ansatz mit der Überschussgröße FTE, sondern ein anderes DCF-Verfahren mit der Überschussgröße FCF oder TCF verwendet wird. Dieser Hinweis ist insbesondere deswegen geboten, weil viele Autoren eine der Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung nicht gerecht werdende direkte Ermittlung von FCFs vorschlagen.<sup>16</sup> Kapitel 2.1.6 beschließt den Beitrag mit einem Fazit.

### 2.1.1 Zahlungsorientierte vs. nicht-zahlungsorientierte FTE-Ermittlung

In der in Kapitel 2.1 dargestellten Informationssituation, in der zur Ermittlung der erwarteten zukünftigen FTEs eines zu bewertenden Unternehmens ausschließlich die im Rahmen einer integrierten Planungsrechnung erstellten Plan-Bilanzen, Plan-GuVen und Plan-KFRen dieses Unternehmens zur Verfügung stehen, gibt es zwei Möglichkeiten, den erwarteten FTE einer Planperiode zu ermitteln. Die erste Möglichkeit ist eine direkte (zahlungsorientierte) Ermittlung anhand der Plan-KFR. Das dabei verwendete Schema zeigt Tabelle 2.1.1.

**Tabelle 2.1.1: Direktes (zahlungsorientiertes) FTE-Ermittlungsschema**

In der Planperiode geleistete Auszahlungen für Dividenden und Aktienrückkäufe
- In der Planperiode erzielte Einzahlungen aus der Ausgabe von Aktien
= <b>Erwarteter FTE der Planperiode</b>

Die zweite Möglichkeit ist eine indirekte (nicht-zahlungsorientierte) Ermittlung anhand der Plan-Bilanz und Plan-GuV. Das dabei verwendete Schema zeigt Tabelle 2.1.2.<sup>17</sup>

<sup>16</sup> Vgl. z.B. Mandl/Rabel (1997), S. 319.; Coenenberg/Haller/Schulze (2012), S. 1094.

<sup>17</sup> Das indirekte FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.2 enthält zwei leichte Vereinfachungen. Zum einen verzichtet das Schema auf Korrekturpositionen für Veränderungen des Eigenkapitalbuchwertes, die aufgrund von Methodenänderungen, der Berichtigung von Bilanzierungsfehlern oder einer erfolgsneutralen Bilanzierung von Eigenkapitalbeschaffungskosten erfolgen. Zum anderen nimmt das Schema an, dass am Periodenende keine Verbindlichkeiten des Unternehmens gegenüber seinen Aktionären (aufgrund von beschlossenen, aber noch nicht abgehobenen Dividenden) bestehen. Da Verbindlichkeiten gegenüber Aktionären und Eigenkapitalbuchwertveränderungen aufgrund von Methodenänderungen, Fehlerberichtigungen oder einer erfolgsneutralen Bilanzierung von Eigenkapitalbeschaffungskosten (insbesondere in Plan-Bilanzen) i.d.R. von geringer Bedeutung sind, werden sie aus der Betrachtung dieser Arbeit ausgeklammert, um eine möglichst knappe Darstellung zu gewährleisten. Zu Eigenkapitalbuchwertveränderungen aufgrund von Methodenänderungen oder der Berichtigung von Bilanzierungsfehlern vgl. IAS 8 und SFAS 154. Zu Eigenkapitalbuchwertveränderungen aufgrund einer erfolgsneutralen Bilanzierung von Eigenkapitalbeschaffungskosten vgl. Lind/Faulmann 2001; IAS 32.35 und APB Opinion 9.28. Zu Verbindlichkeiten gegenüber Aktionären vgl. Coenenberg/Haller/Schulze (2012), S. 351-354, S. 379 und S. 415.

**Tabelle 2.1.2: Indirektes (nicht-zahlungsorientiertes) FTE-Ermittlungsschema**

-	Veränderung des Buchwertes des Eigenkapitals gegenüber der Vorperiode
+	Jahresüberschuss (Net Income) der Planperiode
+	Veränderung der Eigenkapitalposition „Accumulated Other Comprehensive Income“ gegenüber der Vorperiode
=	<b>Erwarteter FTE der Planperiode</b>

Wenn für das zu bewertende Unternehmen ein Plan-Statement of Comprehensive Income zur Verfügung steht, können in Tabelle 2.1.2 die Positionen „Jahresüberschuss (Net Income) der Planperiode“ und „Veränderung der Eigenkapitalposition ‚Accumulated Other Comprehensive Income‘ gegenüber der Vorperiode“ auch zu einer Position „Comprehensive Income der Planperiode“ zusammengefasst werden.<sup>18</sup>

Das direkte FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.1 (nachfolgend Schema 1) und das indirekte FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.2 (nachfolgend Schema 2) unterscheiden sich wie folgt: Schema 1 berücksichtigt durch die Verwendung von KFR-Positionen bei der FTE-Ermittlung ausschließlich zahlungswirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen, also Eigenkapitalzurverfügungstellungen, die darin bestehen, dass eine Person oder Institution dem betrachteten Unternehmen liquide Mittel zur Verfügung stellt und dafür Aktien erhält. Schema 2 berücksichtigt dagegen durch die Verwendung von Bilanz- und GuV-Positionen bei der FTE-Ermittlung neben zahlungswirksamen auch zahlungsunwirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen, also Eigenkapitalzurverfügungstellungen, die darin bestehen, dass eine Person oder Institution dem betrachteten Unternehmen Sachkapital, Humankapital oder hybrides Fremdkapital zur Verfügung stellt und dafür Aktien erhält. Folglich liefern die Schemata 1 und 2 nur dann identische Ergebnisse, wenn entweder keine Ausgabe von Aktien geplant ist, oder davon ausgegangen wird, dass Aktien ausschließlich als Gegenleistung für zahlungswirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen ausgegeben werden. Wenn dagegen im Rahmen eines Unternehmenskaufs gegen eigene Aktien, einer aktienbasierten Mitarbeiterentlohnung oder einer Hybridfinanzierung geplant ist, Aktien (oder Aktienoptionen) auch als Gegenleistung für zahlungsunwirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen auszugeben, dann liefern die Schemata 1 und 2 unterschiedliche Ergebnisse. Dabei fällt der direkte FTE gemäß Schema 1 stets höher

<sup>18</sup> Vgl. IAS 1.81-1.105 und SFAS 130.

aus als der indirekte FTE gemäß Schema 2. Dies sei beispielhaft anhand der folgenden Geschäftsvorfälle veranschaulicht:

- A. In Planperiode  $\tau$  kauft das betrachtete Unternehmen ein anderes Unternehmen und bezahlt dessen Eigner durch eigene Aktien.<sup>19</sup>

Buchungssatz in  $\tau$ : Vermögensgegenstände

Goodwill	an	
		Gezeichnetes Kapital
		Kapitalrücklage
		(Übernommene) Verbindlichkeiten

- B. In Planperiode  $\tau$  gibt das betrachtete Unternehmen als Lohn für dann bereits geleistete Arbeit insgesamt  $m$  Aktien an seine Mitarbeiter aus. Der Ausgabekurs beträgt  $X\text{€}$  pro Aktie und ist geringer als der in  $\tau$  gültige Marktpreis i.H.v.  $Y\text{€}$  pro Aktie. Der Nennwert pro Aktie beträgt  $Z\text{€}$ .<sup>20</sup>

Buchungssatz in  $\tau$ : Aufwand [ $m \cdot (Y - X)$ ]

Kasse [ $m \cdot X$ ]	an	
		Gezeichnetes Kapital [ $m \cdot Z$ ]
		Kapitalrücklage [ $m \cdot (Y - Z)$ ]

- C. In einer Periode vor Planperiode  $\tau$  hat das betrachtete Unternehmen als Lohn für dann noch zu leistende Arbeit Aktienoptionen an seine Mitarbeiter ausgegeben. Die Sperrfrist (Vesting Period) dieser Optionen umfasst u.a. Planperiode  $\tau$ .<sup>21</sup>

Buchungssatz in  $\tau$ : Aufwand

an  
Kapitalrücklage

- D. In Planperiode  $\tau$  übt der Besitzer einer Wandelanleihe des betrachteten Unternehmens sein Recht zum Umtausch der Anleihe in Aktien aus.<sup>22</sup>

Buchungssatz in  $\tau$ : Verbindlichkeiten

an  
Gezeichnetes Kapital  
Kapitalrücklage

Gemäß Schema 1 wird der direkte FTE genau dann reduziert, wenn eine Eigenkapitaltransaktion die liquiden Mittel erhöht. Dagegen wird der indirekte FTE gemäß Schema 2 genau dann reduziert, wenn eine Eigenkapitaltransaktion den um das

<sup>19</sup> Vgl. IFRS 3 und SFAS 141.

<sup>20</sup> Vgl. Pellens et al. (2011), S. 522.

<sup>21</sup> Vgl. Pellens et al. (2011), S. 523-525.

<sup>22</sup> Vgl. Häger/Elkemann-Reusch (2007), S. 335-342.

Comprehensive Income reduzierten Buchwert des Eigenkapitals am Periodenende erhöht. Jede der in den Geschäftsvorfällen A bis D beschriebenen Eigenkapitaltransaktionen erhöht den um das Comprehensive Income reduzierten Buchwert des Eigenkapitals am Periodenende stärker als die liquiden Mittel (Geschäftsvorfälle C und D beeinflussen die liquiden Mittel gar nicht). Folglich reduziert jede dieser Eigenkapitaltransaktionen für Planperiode  $\tau$  den indirekten FTE gemäß Schema 2 stärker als den direkten FTE gemäß Schema 1.

Die in den Geschäftsvorfällen A bis D beschriebenen Eigenkapitaltransaktionen „Unternehmenskauf gegen eigene Aktien“, „Mitarbeiterentlohnung durch Aktien oder Aktienoptionen“ und „Umtausch einer Wandelanleihe in Eigenkapital“ kommen in der betriebswirtschaftlichen Praxis durchaus häufig vor. So wurden z.B. im Jahr 1998 fünfzig Prozent des Gesamtwertes aller Unternehmenskäufe mit einer US-amerikanischen Zielfirma und einem Volumen von mehr als 100 Mio. \$ komplett durch eigene Aktien finanziert.<sup>23</sup> Außerdem hielten im Jahr 2006 neun Prozent aller werktätigen US-Amerikaner Aktienoptionen ihres Arbeitgebers,<sup>24</sup> und in den Jahren zwischen 1990 und 2003 fanden weltweit (in Deutschland) 7.208 (158) Ausgaben von Wandelanleihen mit einem durchschnittlichen Ausgabevolumen von 175 (150) Mio. \$ statt.<sup>25</sup>

Die anhand der obigen Beispiele vorgenommene Analyse einzelner Geschäftsvorfälle in ihrer Wirkung auf den direkten und indirekten FTE mag auf den ersten Blick problematisch erscheinen, wenn man bedenkt, dass dieser Beitrag von Plan-Abschlüssen ausgeht, die im Rahmen einer integrierten Planungsrechnung erstellt werden. Eine integrierte Planungsrechnung hat nämlich zu berücksichtigen, dass ein einzelner Geschäftsvorfall häufig in Zusammenhang mit anderen Geschäftsvorfällen steht, die ihrerseits den FTE beeinflussen. Wenn z.B. ein Unternehmen eigene Aktien zum Kauf eines anderen Unternehmens (Geschäftsvorfall A), zur Mitarbeiterentlohnung (Geschäftsvorfälle B und C) oder zur Wandlung von Fremd- in Eigenkapital (Geschäftsvorfall D) einsetzt, kann es sein, dass das Unternehmen die eigenen Aktien vorher am Kapitalmarkt zurückkauft, und ein Aktienrückkauf (Buchungssatz:

---

23 Vgl. Rappaport/Sirower (1999), S. 147f.

24 Vgl. The National Center for Employee Ownership (2010). Zur gestiegenen Bedeutung von Aktienoptionen und anderen Formen der aktienbasierten Mitarbeiterentlohnung vgl. SFAS 123.4. Zur Bedeutung von Aktienoptionsprogrammen in Deutschland vgl. Union Investment (2006).

25 Vgl. Loncarski/ter Horst/Veld (2006), S. 312-314.

Eigenkapital an Liquide Mittel) beeinflusst seinerseits den FTE.<sup>26</sup> Folglich ist die Frage angebracht, ob Geschäftsvorfälle vorstellbar sind, die in Zusammenhang mit den Geschäftsvorfällen A bis D stehen, aber in umgekehrter Weise auf den direkten und indirekten FTE wirken und somit die durch Geschäftsvorfälle A bis D verursachten Unterschiede zwischen direktem und indirektem FTE ausgleichen.

Die durch Geschäftsvorfälle A bis D verursachten Unterschiede zwischen direktem und indirektem FTE beruhen darauf, dass eine zahlungsunwirksame Eigenkapitalzurverfügungstellung den indirekten FTE stärker als den direkten FTE reduziert. Folglich müssen Geschäftsvorfälle, die diese Unterschiede ausgleichen, entweder bei einer Eigenkapitalzurverfügungstellung den direkten FTE stärker als den indirekten FTE reduzieren, oder bei einer Eigenkapitalverzinsung oder Eigenkapitalrückzahlung den indirekten FTE stärker als den direkten FTE erhöhen. Für die Geschäftsvorfälle A, B und D ist ein Ausgleichs-Geschäftsvorfall, der einem dieser Muster entspricht, nicht realistisch. Für Geschäftsvorfall C ist ein Ausgleichs-Geschäftsvorfall zwar möglich, aber keinesfalls zwangsläufig. Wenn von einem Unternehmen an seine Mitarbeiter ausgegebene Aktienoptionen nicht ausgeübt werden, weil nicht-marktbezogene Ausübungsbedingungen (Vesting Conditions) verletzt sind, dann wird die im Verlauf der Sperrfrist gebildete Eigenkapitalposition erfolgswirksam aufgelöst (Buchungssatz: Kapitalrücklage an Ertrag). Diese erfolgswirksame Auflösung stellt eine zahlungsunwirksame „Pseudo-Eigenkapitalrückzahlung“ dar, welche den indirekten FTE stärker als den direkten FTE erhöht und so die im Verlauf der Sperrfrist entstandenen Unterschiede zwischen direktem und indirektem FTE ausgleicht. Wenn von einem Unternehmen an seine Mitarbeiter ausgegebene Aktienoptionen dagegen ausgeübt werden, oder ihre Ausübung durch die Verletzung von marktbezogenen Ausübungsbedingungen oder durch die Verletzung von Nicht-Ausübungsbedingungen (Non-Vesting Conditions) verhindert wird, dann wird die im Verlauf der Sperrfrist gebildete Eigenkapitalposition nicht aufgelöst.<sup>27</sup> Somit bleiben in diesen Fällen die im Verlauf der Sperrfrist entstandenen Unterschiede zwischen direktem und indirektem FTE bestehen. Insgesamt ist folglich festzuhalten, dass die durch Geschäftsvorfälle A bis D verursachten Unterschiede zwischen direktem und indirektem FTE nur in Ausnahmefällen durch andere Geschäftsvorfälle ausgeglichen werden können.

---

26 Vgl. Coenenberg/Haller/Schulze (2012), S. 367-369.

27 Vgl. Coenenberg/Haller/Schulze (2012), S. 389-396.

## 2.1.2 Die Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung beim FTE-Ansatz

Das vorherige Kapitel zeigt, dass das direkte FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.1 (Schema 1) und das indirekte FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.2 (Schema 2) häufig unterschiedliche Ergebnisse liefern. Angesichts dieser unterschiedlichen Ergebnisse stellt sich unweigerlich die Frage, welches der beiden Schemata denn nun das adäquate Instrument zur FTE-Ermittlung ist. Die Beantwortung dieser Frage erfordert zunächst eine Definition des Begriffs „adäquat“. In diesem Beitrag soll „adäquat“ bedeuten, dass die FTEs so ermittelt werden, dass ein anhand von ihnen ermittelter Marktwert des Eigenkapitals mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens sinnvoll vergleichbar ist. Eine adäquate FTE-Ermittlung liegt also vor, wenn gilt:

$$V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FTE_j}{\prod_{t=1}^j (1 + k_t^E)} \text{ ist sinnvoll vergleichbar mit: } MK_0 = P_0 \cdot n_0 \quad (2.1.1)$$

mit:

$MK_0$ : Marktkapitalisierung zu Beginn der Periode 1;

$P_0$ : Aktienkurs zu Beginn der Periode 1; und

$n_0$ : Anzahl der ausstehenden Aktien (Shares Outstanding) zu Beginn der Periode 1.

Diese Definition des Begriffs „adäquat“ ist insbesondere deswegen zweckmäßig, weil die sinnvolle Vergleichbarkeit von Eigenkapitalmarktwert und Marktkapitalisierung Voraussetzung dafür ist, dass Investoren rationale Entscheidungen über den Kauf oder Verkauf von Aktien anhand der folgenden Handlungsregeln treffen können:

- Kaufe im Zeitpunkt 0 Aktien eines Unternehmens, wenn gilt:

$$V_0^E > MK_0 \text{ oder äquivalent } \frac{V_0^E / n_0}{P_0} > 1 \quad (2.1.2)$$

- Verkaufe im Zeitpunkt 0 Aktien eines Unternehmens, wenn gilt:

$$V_0^E < MK_0 \text{ oder äquivalent } \frac{V_0^E / n_0}{P_0} < 1 \quad (2.1.3)$$

Die Handlungsregeln (2.1.2) und (2.1.3) werden z.B. in den empirischen Studien von Frankel/Lee (1998) und Ali/Hwang/Trombley (2003) verwendet. Dort wird die Kombination beider Regeln als „Value To Price (V/P) Strategy“ und  $V_0^E$  als „Estimate of Firm Fundamental Value“ bezeichnet.<sup>28</sup> Wenn die Größen  $V_0^E$  und  $MK_0$  nicht sinnvoll vergleichbar sind, dann führen die Handlungsregeln (2.1.2) und (2.1.3) im Allgemeinen zu irrationalem Verhalten.

Die Antwort auf die Frage, welches der beiden FTE-Ermittlungsschemata das adäquate Schema zur Gewährleistung der sinnvollen Vergleichbarkeit von  $V_0^E$  und  $MK_0$  ist, lässt sich anhand der folgenden Argumentationskette herleiten:

I. Die Marktkapitalisierung eines Unternehmens ist der auf Basis des aktuellen Aktienkurses hochgerechnete Wert, den der Kapitalmarkt der Gesamtheit aller ausstehenden Aktien des Unternehmens beimisst. Folglich enthält  $MK_0$  ausschließlich Wert für aktuelle Aktionäre, d.h. für Investoren, die im Bewertungszeitpunkt Aktionäre des bewerteten Unternehmens sind.

II. Da  $MK_0$  ausschließlich Wert für aktuelle Aktionäre enthält, sind  $V_0^E$  und  $MK_0$  nur dann sinnvoll vergleichbar, wenn folgende Bedingung erfüllt ist:

B1:  $V_0^E$  enthält ebenfalls ausschließlich Wert für aktuelle Aktionäre.

Bedingung B1 kann als ein Äquivalenzprinzip interpretiert werden, welches besagt, dass die sinnvolle Vergleichbarkeit von  $V_0^E$  und  $MK_0$  erfordert, dass der in beiden Größen jeweils enthaltene Wert sich auf den gleichen Investorenkreis bezieht.

III. Eine notwendige Bedingung für die Erfüllung von Bedingung B1 besteht darin, dass gilt:

B2:  $V_0^E$  enthält keinen Wert für zukünftige Aktionäre, d.h. für Investoren, die im Bewertungszeitpunkt noch keine Aktionäre des bewerteten Unternehmens sind.

---

<sup>28</sup> Frankel/Lee (1998) und Ali/Hwang/Trombley (2003) verwenden zur Berechnung von  $V_0^E$  kein anhand von Plan-Abschlüssen umgesetztes DCF-Verfahrens, sondern ein anhand von Analystenprognosen umgesetztes Residualgewinnmodell. Dieser Unterschied zur Betrachtungsperspektive dieser Arbeit ist unproblematisch, da Lundholm/O’Keefe (2001) und Heinrichs et al. (2012) zeigen, dass die DCF-Verfahren und das Residualgewinnmodell bei konsistenter Anwendung auf das gleiche Bewertungsproblem identische Bewertungsergebnisse liefern.

IV.  $V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FTE_j}{\prod_{t=1}^j (1 + k_t^E)}$  enthält genau dann keinen Wert für zukünftige Aktionäre,

wenn der Kapitalwert der in den Größen  $FTE_j \forall j \in \{1, \dots, \infty\}$  enthaltenen Eigenkapitaltransaktionen zwischen dem bewerteten Unternehmen und seinen zukünftigen Aktionären Null beträgt. Ein solcher Kapitalwert i.H.v. Null bedeutet, dass im Bewertungszeitpunkt erwartet wird, dass die zukünftigen Aktionäre „zu fairen Konditionen“ ins Unternehmen eintreten.<sup>29</sup>

V. Ein Kapitalwert kann nur dann Null betragen, wenn er nicht nur positive Komponenten („Einzahlungen“), sondern auch negative Komponenten („Auszahlungen“) umfasst. Folglich gilt: Wenn die Größen  $FTE_j \forall j \in \{1, \dots, \infty\}$  anhand von Plan-Abschlüssen ermittelt werden, welche die Annahme enthalten, dass das bewertete Unternehmen in Zukunft Aktien ausgeben wird, dann besteht eine notwendige Bedingung für die Erfüllung von Bedingung B2 darin, dass gilt:

B3: Die Größen  $FTE_j \forall j \in \{1, \dots, \infty\}$  enthalten nicht nur (mit einem positiven Vorzeichen) die Eigenkapitalverzinsungen und Eigenkapitalrückzahlungen (Dividenden- und Aktienrückkaufszahlungen), welche die zukünftigen Aktionäre vom Unternehmen erhalten nachdem sie Aktionäre geworden sind, sondern auch (mit einem negativen Vorzeichen) die Eigenkapitalzurverfügungstellungen, welche die zukünftigen Aktionäre an das Unternehmen leisten, um Aktionäre zu werden.

VI. Bedingung B3 ist, unabhängig davon, welches der beiden FTE-Ermittlungsschemata verwendet wird, immer dann verletzt, wenn einige der zukünftigen Aktionäre durch den Erwerb von Aktienoptionen einen Teil ihrer Eigenkapitalzurverfügungstellungen bereits vor dem Bewertungszeitpunkt geleistet haben.<sup>30</sup>

VII. Wenn dagegen alle zukünftigen Aktionäre sämtliche Eigenkapitalzurverfügungstellungen erst nach dem Bewertungszeitpunkt leisten, dann gilt folgende Unterscheidung: Falls die zukünftigen Aktionäre ausschließlich zahlungswirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen leisten, ist Bedingung B3 sowohl bei Verwendung von Schema 1 als auch bei Verwendung von Schema 2 erfüllt. Falls die zukünftigen Aktionäre dagegen auch zahlungsunwirksame

29 Vgl. Ohlson (2005), S. 325f. und S. 328-330.

30 Vgl. Christensen/Feltham (2003), S. 294f. („Mixed Equity Concept“).

Eigenkapitalzurverfügungstellungen in Form von Sachkapital (siehe Geschäftsvorfall A in Kapitel 2.1.1), Humankapital (siehe Geschäftsvorfälle B und C in Kapitel 2.1.1) oder hybridem Fremdkapital (siehe Geschäftsvorfall D in Kapitel 2.1.1) leisten, ist Bedingung B3 nur bei Verwendung von Schema 2 erfüllt. Schema 1 berücksichtigt nämlich keine zahlungsunwirksamen Eigenkapitalzurverfügungstellungen.

VIII. Folglich ist Schema 2 das adäquate Schema zur bestmöglichen Gewährleistung der sinnvollen Vergleichbarkeit von  $V_0^E$  und  $MK_0$ . Es ist besser als Schema 1, da es auch zahlungsunwirksame, d.h. in Sach-, Human-, oder hybridem Fremdkapital geleistete Eigenkapitalzurverfügungstellungen von zukünftigen Aktionären berücksichtigt und somit größeren Schutz vor einer Verletzung von Bedingung B3 bietet. Allerdings ist zu beachten, dass auch die Verwendung von Schema 2 keine Garantie für die sinnvolle Vergleichbarkeit von  $V_0^E$  und  $MK_0$  liefert. Schließlich gilt Punkt VI der Argumentationskette. Außerdem ist Bedingung B3 nur eine notwendige Bedingung für die Erfüllung von Bedingung B2, und B2 ist wiederum nur eine notwendige Bedingung für die Erfüllung von Bedingung B1.

### **2.1.3 Die Grenzen der Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung**

Die im vorherigen Kapitel hergeleitete Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung wird durch zwei Punkte eingeschränkt.

I. Im Gegensatz zum direkten FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.1 (Schema 1) berücksichtigt das indirekte FTE-Ermittlungsschema der Tabelle 2.1.2 (Schema 2) auch Eigenkapitalzurverfügungstellungen, bei denen die Gegenleistung nicht aus Aktien, sondern aus Aktienoptionen besteht.<sup>31</sup> Dies führt zu folgendem Problem bei Verwendung von Schema 2: Wenn im Bewertungszeitpunkt die Planabschlüsse die Erwartung enthalten, dass das zu bewertende Unternehmen in Zukunft Aktienoptionen ausgeben wird, die von ihren Erwerbern später nicht ausgeübt werden, dann sind  $V_0^E$  und  $MK_0$  nicht sinnvoll vergleichbar. In diesem Fall enthält  $V_0^E$  nämlich, im Gegensatz zu  $MK_0$ , negativen Wert für die Optionserwerber, und dies verstößt gegen Bedingung B1. Der negative Wert

---

<sup>31</sup> Siehe z.B. Geschäftsvorfall C in Kapitel 2.1.1. Der Begriff „Aktienoption“ umfasst an dieser Stelle auch ein Recht zur Wandlung von Fremdkapital in Aktien. Zu Eigenkapitalbuchwerterhöhungen bei der Ausgabe von Wandelanleihen („Split Accounting“) vgl. Häger/Elkemann-Reusch (2007), S. 335-342; Hachmeister (2006), S. 72-74.

ergibt sich daraus, dass die Optionserwerber zwar bei der Optionsausgabe (beziehungsweise im Verlauf der Sperrfrist) eine den indirekten FTE mindernde Eigenkapitalzurverfügungstellung an das Unternehmen leisten, aber trotzdem, aufgrund der Nicht-Ausübung der Optionen, niemals Aktionäre werden und daher keinerlei Eigenkapitalverzinsung oder Eigenkapitalrückzahlung vom Unternehmen erhalten. Es sind zwei Fälle zu unterscheiden (siehe Kapitel 2.1.2):

*Fall 1: Bei Nicht-Ausübung der Optionen wird die bei der Optionsausgabe (beziehungsweise im Verlauf der Sperrfrist) gebildete Eigenkapitalposition erfolgswirksam aufgelöst (Buchungssatz: Kapitalrücklage an Ertrag).*

Die erfolgswirksame Auflösung der Eigenkapitalposition erhöht den indirekten FTE und stellt somit eine zahlungsunwirksame „Pseudo-Eigenkapitalrückzahlung“ dar. Folglich ist der in  $V_0^E$  enthaltene negative Wert für die Optionserwerber hier gering. Er beruht darauf, dass die erwartete FTE-Minderung bei Optionsausgabe und die erwartete FTE-Erhöhung bei Nicht-Ausübung der Optionen zwar betragsmäßig identisch sind, die erwartete FTE-Minderung jedoch zeitlich vor der erwarteten FTE-Erhöhung liegt und daher über einen kürzeren Zeitraum diskontiert wird.

*Fall 2: Bei Nicht-Ausübung der Optionen bleibt die bei der Optionsausgabe (beziehungsweise im Verlauf der Sperrfrist) gebildete Eigenkapitalposition bestehen.*

Hier ist der in  $V_0^E$  enthaltene negative Wert für die Optionserwerber erheblich, denn der erwarteten FTE-Minderung bei Optionsausgabe steht keine erwartete FTE-Erhöhung bei Nicht-Ausübung der Optionen gegenüber. Der in  $V_0^E$  enthaltene negative Wert für die Optionserwerber entspricht folglich der auf den Bewertungszeitpunkt diskontierten erwarteten FTE-Minderung bei Optionsausgabe.

Fall 1 tritt ein, wenn die Ausübung der Optionen durch die Verletzung von nicht-marktbezogenen Ausübungsbedingungen (Vesting Conditions) verhindert wird. Fall 2 tritt dagegen ein, wenn die Ausübung der Optionen durch die Verletzung von marktbezogenen Ausübungsbedingungen oder durch die Verletzung von Nicht-Ausübungsbedingungen (Non-Vesting Conditions) verhindert wird, oder

wenn die Optionen zwar ausübbar sind, der Erwerber sie jedoch verfallen lässt, weil sich eine Ausübung nicht lohnt.<sup>32</sup>

- II. Wenn stille Beteiligungen, Genussrechte, Anleihen mit unendlicher Laufzeit (Perpetual Bonds) oder vergleichbare Finanzierungsinstrumente als Eigenkapital bilanziert werden, dann berücksichtigt Schema 2, im Gegensatz zu Schema 1, nicht nur Eigenkapitaltransaktionen zwischen dem zu bewertenden Unternehmen und seinen Aktionären, sondern auch Eigenkapitaltransaktionskosten zwischen dem zu bewertenden Unternehmen und anderen Eigenkapitalgebern. Diese zusätzliche Berücksichtigung von Eigenkapitaltransaktionen mit anderen Eigenkapitalgebern führt zu einem Verstoß gegen Bedingung B1, wenn im Bewertungszeitpunkt der Kapitalwert der zukünftigen Eigenkapitaltransaktionen mit anderen Eigenkapitalgebern nicht genau Null beträgt, und  $V_0^E$  somit, im Gegensatz zu  $MK_0$ , Wert für andere Eigenkapitalgeber als Aktionäre enthält.

Die unter den Punkten I (insbesondere Fall 2) und II beschriebenen Einschränkungen der Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung sind relativ schwach, denn:

- I. Plan-Abschlüsse, welche die Erwartung enthalten, dass in Zukunft ausgegebene Aktienoptionen nicht ausgeübt werden, weil marktbezogene Ausübungsbedingungen oder Nicht-Ausübungsbedingungen verletzt sind, oder weil sich eine Ausübung nicht lohnt, trauen sich zu, eine negative Wertentwicklung für Aktienoptionen oder die Verletzung von marktbezogenen Ausübungsbedingungen oder Nicht-Ausübungsbedingungen vorherzusagen. Eine solche Vorhersage wird vermutlich nur selten getroffen.
- II. Als Eigenkapital bilanzierte stille Gesellschaften, Genussrechte, Perpetual Bonds oder vergleichbare Finanzierungsinstrumente kommen in der betriebswirtschaftlichen Praxis, insbesondere bei einer Betrachtung mit dem Fokus auf börsennotierten Großunternehmen, eher selten vor. Sie sind vorrangig für mittelständische Unternehmen von Bedeutung.<sup>33</sup>

---

32 Vgl. Coenenberg/Haller/Schultze (2012), S. 389-369. Zu den bilanziellen Konsequenzen einer Nicht-Ausübung des Wandlungsrechts bei Wandelanleihen vgl. Häger/Elkemann-Reusch (2007), S. 335f.

33 Vgl. Häger/Elkemann-Reusch (2007), S. 7f.

#### **2.1.4 Zahlenbeispiel zur Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung**

In diesem Kapitel wird die in Kapitel 2.1.2 hergeleitete Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung (Schema 2) gegenüber der direkten FTE-Ermittlung (Schema 1) anhand eines Zahlenbeispiels illustriert. Das Zahlenbeispiel nutzt die in Geschäftsvorfällen B und C von Kapitel 2.1.2 beschriebene aktienbasierte Mitarbeiterentlohnung. Ähnliche Beispiele lassen sich jedoch auch für den in Geschäftsvorfall A beschriebenen Unternehmenskauf gegen eigene Aktien oder die in Geschäftsvorfall D beschriebene Wandlung von Fremd- in Eigenkapital konstruieren. Für das in diesem Beispiel betrachtete Unternehmen gelten die folgenden vereinfachenden Annahmen:

- A1: Alle Jahresüberschüsse sind in voller Höhe zahlungswirksam.
- A2: Die Höhe der Dividendenzahlung in einer Periode entspricht stets der Höhe des Jahresüberschusses der Vorperiode.
- A3: Der Jahresüberschuss und das Comprehensive Income einer Periode sind stets identisch. Diese Annahme bewirkt, dass in Schema 2 die Zeile „Veränderung der Eigenkapitalposition ‚Accumulated Other Comprehensive Income‘ gegenüber der Vorperiode“ entfällt.
- A4: Der Eigenkapitalkostensatz beträgt 10% und ist im Zeitablauf konstant.
- A5: Die erste Planperiode ist das Jahr 2012. Der Jahresüberschuss des Jahres 2011 (und somit gemäß Annahme A2 die Dividendenzahlung in 2012) beträgt 20 Mio. €. Der Buchwert des Eigenkapitals am Ende von 2011 (Beginn von 2012) beträgt 100 Mio. €. Der Kassenbestand (d.h. der Bestand an liquiden Mitteln) am Ende von 2011 beträgt 20 Mio. €.
- A6: Die Plan-Abschlüsse aller Perioden ab 2017 entsprechen jeweils dem Plan-Abschluss für 2016.

Zunächst wird angenommen, dass das Unternehmen in jeder Planperiode Gehaltszahlungen i.H.v. 5 Mio. € an seine Mitarbeiter leistet (Buchungssatz: Personalaufwand an Liquide Mittel). Für diesen so genannten „Basisfall“ werden die in Tabelle 2.1.3 dargestellten Planwerte für Jahresüberschüsse (JÜ), Dividendenzahlungen (D), Eigenkapitalbuchwerte (EKBW) und Kassenbestände (K) am Periodenende, Auszahlungen für Aktienrückkäufe (AZAR) und Einzahlungen aus Aktienaussgaben (EZAA) angesetzt.

**Tabelle 2.1.3: Planwerte (Basisfall)**

	2011	2012	2013	2014	2015	2016 ff.
<b>JÜ (Mio. €)</b>	20	15	25	40	35	35
<b>D (Mio. €)</b>		20	15	25	40	35
<b>EKBW (Mio. €)</b>	100	95	105	120	115	115
<b>K (Mio. €)</b>	20	15	25	40	35	35
<b>AZAR (Mio. €)</b>		0	0	0	0	0
<b>EZAA (Mio. €)</b>		0	0	0	0	0

Aus den in Tabelle 2.1.3 dargestellten Planwerten ergeben sich unter Nutzung der Schemata 1 und 2 sowie unter Beachtung von Annahme A3 (Jahresüberschuss entspricht stets Comprehensive Income) die in Tabelle 2.1.4 dargestellten direkten und indirekten FTEs.

**Tabelle 2.1.4: Plan-FTEs (Basisfall)**

	2012	2013	2014	2015	2016 ff.
<b>Direkter FTE (Mio. €)</b> ( $FTE^{Direkt} = D + AZAR - EZAA$ )	20	15	25	40	35
<b>Indirekter FTE (Mio. €)</b> ( $FTE^{Indirekt} = -\Delta EKBW + JÜ$ )	20	15	25	40	35

Gemäß Tabelle 2.1.4 sind im Basisfall für alle Planperioden der direkte und der indirekte FTE identisch. Wenn diese FTEs mit dem Eigenkapitalkostensatz i.H.v. 10% (Annahme A4) diskontiert werden, ergibt sich für das betrachtete Unternehmen am Anfang von 2012 ein Eigenkapitalmarktwert von

$$V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Basisfall})} = \frac{20}{1,1} + \frac{15}{1,1^2} + \frac{25}{1,1^3} + \frac{40}{1,1^4} + \frac{35}{0,1 \cdot 1,1^4} = 315,737 \text{ Mio. €.}$$

Nun wird der in den Tabellen 2.1.3 und 2.1.4 beschriebene Basisfall wie folgt modifiziert:

- Das Unternehmen leistet im Jahr 2012 keine Gehaltszahlungen. Stattdessen werden die Mitarbeiter in 2012 dadurch entlohnt, dass das Unternehmen eigene Aktien im Wert von 5 Mio. € an sie ausgibt (Buchungssatz: Personalaufwand an Eigenkapital). Diese Änderung in der Form der Mitarbeiterentlohnung bewirkt keine Änderung der Höhe des Jahresüberschusses für 2012. Allerdings sorgt sie dafür, dass, in Abweichung von Annahme A1, der im Jahresüberschuss für 2012 enthaltene Personalaufwand zahlungsunwirksam ist.

- Die zur Verwendung als „Gehaltersatz“ benötigten eigenen Aktien kauft das Unternehmen im Jahr 2012 für 5 Mio. € am Kapitalmarkt zurück (Buchungssatz: Eigenkapital an Liquide Mittel). Diese Annahme vereinfacht die Betrachtung. Die Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung lässt sich jedoch auch dann zeigen, wenn angenommen wird, dass die eigenen Aktien sich bereits am Ende von 2011 im Besitz des Unternehmens befinden und daher in 2012 nicht zurückgekauft werden müssen.

Buchhalterisch bedeutet die Modifikation „Mitarbeiterentlohnung in eigenen Aktien und damit verbundener Aktienrückkauf“, dass der Buchungssatz „Personalaufwand an Liquide Mittel“ durch die Kombination der Buchungssätze „Eigenkapital an Liquide Mittel“ und „Personalaufwand an Eigenkapital“ ersetzt wird. Tabelle 2.1.5 zeigt, wie sich die Planwerte des Basisfalls durch die Modifikation verändern.

**Tabelle 2.1.5: Planwerte (Modifikation)**

	2011	2012	2013	2014	2015	2016 ff.
<b>JÜ (Mio. €)</b>	20	15	25	40	35	35
<b>D (Mio. €)</b>		20	15	25	40	35
<b>EKBW (Mio. €)</b>	100	95	105	120	115	115
<b>K (Mio. €)</b>	20	15	25	40	35	35
<b>AZAR (Mio. €)</b>		5	0	0	0	0
<b>EZAA (Mio. €)</b>		0	0	0	0	0

Die in Tabelle 2.1.5 dargestellten Veränderungen gegenüber dem Basisfall erklären sich wie folgt:

- Der Jahresüberschuss für 2012 und die Jahresüberschüsse aller nachfolgenden Planperioden bleiben unverändert. Gemäß Annahme A2 bleiben somit auch die Dividendenzahlungen aller Planperioden unverändert.
- Der Eigenkapitalbuchwert am Ende von 2012 bleibt unverändert. Der Aktienrückkauf in 2012 reduziert den Eigenkapitalbuchwert zwar zunächst um 5 Mio. € gegenüber dem Basisfall, aber diese Verringerung wird noch in 2012 durch die Entlohnung der Mitarbeiter in eigenen Aktien wieder ausgeglichen. Auch die Eigenkapitalbuchwerte am Ende aller anderen Planperioden bleiben unverändert.
- Der Kassenbestand am Ende von 2012 bleibt unverändert. Der Aktienrückkauf in 2012 reduziert die Kasse zwar zunächst um 5 Mio. € gegenüber dem Basisfall, aber diese Verringerung wird dadurch ausgeglichen, dass der im Jahresüberschuss

für 2012 enthaltene Personalaufwand nun zahlungsunwirksam ist. Auch die Kassenbestände am Ende aller anderen Planperioden bleiben unverändert.

- In Periode 2012 fällt durch den Aktienrückkauf eine „Auszahlung für Aktienrückkäufe (AZAR)“ i.H.v. 5 Mio. € an. Im Basisfall gibt es eine solche Auszahlung nicht.

Tabelle 2.1.6 zeigt die direkten und indirekten FTEs, die sich aus den in Tabelle 2.1.5 dargestellten modifizierten Planwerten ergeben.

**Tabelle 2.1.6: Plan-FTEs (Modifikation)**

	2012	2013	2014	2015	2016 ff.
<b>Direkter FTE (Mio. €)</b> ( $FTE^{Direkt} = D + AZAR - EZAA$ )	25	15	25	40	35
<b>Indirekter FTE (Mio. €)</b> ( $FTE^{Indirekt} = -\Delta EKBW + J\ddot{U}$ )	20	15	25	40	35

Gemäß Tabelle 2.1.6 sind in der Modifikation für alle Planperioden ab 2013 der direkte und der indirekte FTEs identisch und entsprechen dem FTE des Basisfalls. Für 2012 dagegen beträgt der indirekte FTE 20 Mio. € (und entspricht somit dem FTE des Basisfalls), während sich der direkte FTE auf 25 Mio. € beläuft. Der Unterschied zwischen direktem und indirektem FTE für 2012 wird dadurch verursacht, dass die Ausgabe von Aktien zur Mitarbeiterentlohnung zwar den Buchwert des Eigenkapitals erhöht (und somit seine vorherige Verringerung durch den Aktienrückkauf ausgleicht), aber zahlungsunwirksam ist. Wenn in der Modifikation, wie im Basisfall, die FTEs mit 10% diskontiert werden, ergibt sich bei Verwendung der indirekten FTEs ein Eigenkapitalmarktwert von

$$V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Modifikation/indirekt})} = V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Basisfall})} = \frac{20}{1,1} + \frac{15}{1,1^2} + \frac{25}{1,1^3} + \frac{40}{1,1^4} + \frac{35}{0,1 \cdot 1,1^4} = 315,737 \text{ Mio. €}$$

und bei Verwendung der direkten FTEs ein Eigenkapitalmarktwert von

$$V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Modifikation/direkt})} = \frac{25}{1,1} + \frac{15}{1,1^2} + \frac{25}{1,1^3} + \frac{40}{1,1^4} + \frac{35}{0,1 \cdot 1,1^4} = 320,282 \text{ Mio. €}.$$

Es ist selbstverständlich, dass ein Unternehmen seinen Eigenkapitalmarktwert nicht einfach dadurch erhöhen kann, dass es keine Gehaltszahlungen mehr leistet, sondern stattdessen seine Mitarbeiter durch (am Kapitalmarkt erworbene) eigene Aktien entlohnt, deren Wert (und Kaufpreis) der vormaligen Gehaltszahlungen entspricht. Die

in der Modifikation bei Verwendung direkter FTEs zu beobachtende Erhöhung des Eigenkapitalmarktwertes gegenüber dem Basisfall ist allein auf die in Kapitel 2.1.2 herausgearbeitete Tatsache zurückzuführen, dass eine direkte FTE-Ermittlung leicht zu einem fehlerhaften Eigenkapitalmarkt看wert führen kann, der Wert für zukünftige Aktionäre enthält. Der Fehler in  $V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Modifikation/direkt})}$  besteht darin, dass diese Größe zwar (mit einem positiven Vorzeichen) den Kapitalwert der Dividendenzahlungen enthält, welche die Mitarbeiter nach 2012 als Aktionäre vom Unternehmen erhalten, nicht jedoch (mit einem negativen Vorzeichen) den Kapitalwert der von den Mitarbeitern in 2012 in Form von Humankapital geleisteten Eigenkapitalzurverfügungstellung. Folglich ist der in  $V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Modifikation/direkt})}$  enthaltene Kapitalwert der Eigenkapitaltransaktionen zwischen dem Unternehmen und seinen Mitarbeitern positiv.  $V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Modifikation/direkt})}$  enthält also Wert für die Mitarbeiter, obwohl diese am Anfang von 2012 noch keine Aktionäre des Unternehmens sind. Somit ist  $V_{\text{Anfang 2012}}^{E(\text{Modifikation/direkt})}$  künstlich aufgebläht und nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des Unternehmens am Anfang von 2012 vergleichbar.

### **2.1.5 Die Bedeutung der Überlegenheit der nicht-zahlungsorientierten FTE-Ermittlung für andere DCF-Verfahren**

Die in den Kapiteln 2.1.2 bis 2.1.4 dargestellte Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung ist auch dann bedeutsam, wenn zur Unternehmensbewertung nicht der FTE-Ansatz mit der Überschussgröße FTE, sondern ein anderes DCF-Verfahren (FCF-Ansatz, APV-Ansatz oder TCF-Ansatz) mit der Überschussgröße FCF oder TCF verwendet wird. Der FTE ist nämlich wesentlicher Bestandteil des TCFs und des FCFs. Der TCF besteht aus zwei Komponenten. Die erste Komponente ist der FTE. Die zweite Komponente ist der FTD. Der FTD eines Unternehmens in einer bestimmten Periode ist der Saldo der Fremdkapitaltransaktionen (Fremdkapitalzurverfügungstellungen, Fremdkapitalverzinsungen und Fremdkapitalrückzahlungen), die in dieser Periode zwischen dem Unternehmen und seinen „Gebern von zinstragendem Fremdkapital“ stattfinden.<sup>34</sup> Der FCF besteht aus drei Komponenten. Die erste Komponente ist der FTE. Die zweite Komponente ist der FTD. Die dritte Komponente, die allerdings mit einem negativen Vorzeichen in den FCF eingeht, ist das Tax Shield. Wenn man auf Basis von Plan-Abschlüssen den Eigenkapitalmarkt看wert eines Unternehmens also nicht

---

34 Zum Begriff „zinstragendes Fremdkapital“, vgl. Mandl/Rabel (1997), S. 313f. und S. 327.

mittels des FTE-Ansatzes, sondern mittels eines anderen DCF-Verfahrens bestimmt, dann ist mit Blick auf die Erkenntnisse aus den Kapiteln 2.1.2 bis 2.1.4 und die Ähnlichkeiten der Größen FTE, FCF und TCF Folgendes zu beachten: Um einen fehlerhaften Eigenkapitalmarktwert, der Wert für zukünftige Aktionäre enthält, zu vermeiden, sollte man die erwarteten Werte der jeweils verwendeten Überschussgröße (TCF oder FCF) für die Planperioden so ermitteln, dass ihre FTE-Komponente implizit nicht anhand von Schema 1, sondern anhand von Schema 2 berechnet wird.

Die FTE-Komponente des erwarteten FCFs einer Planperiode wird z.B. dann implizit anhand von Schema 1 berechnet, wenn man den erwarteten FCF der Planperiode direkt (zahlungsorientiert) gemäß Tabelle 2.1.7 ermittelt.

**Tabelle 2.1.7: Direktes (zahlungsorientiertes) FCF-Ermittlungsschema**

-	Cash Flow aus Finanzierungstätigkeit der Planperiode
+	Zinsen der Planperiode
-	Tax Shield der Planperiode
=	<b>Erwarteter FCF der Planperiode</b>
oder äquivalent:	
	Cash Flow aus Betriebstätigkeit der Planperiode
+	Cash Flow aus Investitionstätigkeit der Planperiode
+	Wechselkursbedingte Veränderung der liquiden Mittel gegenüber der Vorperiode
-	Gesamtveränderung der liquiden Mittel gegenüber der Vorperiode
+	Zinsen der Planperiode
-	Tax Shield der Planperiode
=	<b>Erwarteter FCF der Planperiode</b>

Die FTE-Komponente des erwarteten FCFs einer Planperiode wird dagegen z.B. dann implizit anhand von Tabelle 2.1.2 berechnet, wenn man den erwarteten FCF der Planperiode indirekt (nicht-zahlungsorientiert) gemäß Tabelle 2.1.8 ermittelt.

**Tabelle 2.1.8: Indirektes (nicht-zahlungsorientiertes) FCF-Ermittlungsschema**

-	Veränderung des Buchwertes des Eigenkapitals gegenüber der Vorperiode
+	Jahresüberschuss (Net Income) der Planperiode
+	Veränderung der Eigenkapitalposition „Accumulated Other Comprehensive Income“ gegenüber der Vorperiode
-	Veränderung des Buchwertes des zinstragenden Fremdkapitals gegenüber der Vorperiode
+	Zinsen der Planperiode
-	Tax Shield der Planperiode
=	<b>Erwarteter FCF der Planperiode</b>
oder äquivalent:	
	Jahresüberschuss (Net Income) der Planperiode
-	Veränderung der Bilanzsumme gegenüber der Vorperiode
+	Veränderung des Buchwertes des nicht-zinstragenden Fremdkapitals gegenüber der Vorperiode
+	Veränderung der Eigenkapitalposition „Accumulated Other Comprehensive Income“ gegenüber der Vorperiode
+	Zinsen der Planperiode
-	Tax Shield der Planperiode
=	<b>Erwarteter FCF der Planperiode</b>

Der Übergang von Variante 1 zu Variante 2 des direkten FCF-Ermittlungsschemas in Tabelle 2.1.7 nutzt, dass in einer (Plan-)KFR die Summe aus den Cash Flows aus Betriebstätigkeit, Investitionstätigkeit und Finanzierungstätigkeit sowie der wechselkursbedingten Veränderung der liquiden Mittel stets der Gesamtveränderung der liquiden Mittel entspricht. Der Übergang von Variante 1 zu Variante 2 des indirekten FCF-Ermittlungsschemas in Tabelle 2.1.8 nutzt dagegen, dass in einer (Plan-) Bilanz die Summe der Veränderungen des Eigenkapitals, des zinstragenden Fremdkapitals und des nicht-zinstragenden Fremdkapitals stets der Veränderung der Bilanzsumme entspricht. Wie bereits in Kapitel 2.1 beschrieben wurde, ist der Hinweis, dass die Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung auch dann bedeutsam ist, wenn zur Unternehmensbewertung nicht der FTE-Ansatz, sondern ein anderes DCF-Verfahren verwendet wird, insbesondere deswegen geboten, weil viele Autoren eine dieser Überlegenheit nicht gerecht werdende direkte FCF-Ermittlung im Sinne der Tabelle 2.1.7 vorschlagen.<sup>35</sup>

<sup>35</sup> Vgl. z.B. Mandl/Rabel (1997), S. 319; Coenenberg/Haller/Schulze (2012), S. 1094.

### **2.1.6 Fazit**

Die DCF-Bewertung berechnet den Eigenkapitalmarktwert eines Unternehmens durch das Diskontieren von erwarteten zukünftigen Überschüssen (FTEs, FCFs oder TCFs) mit einem geeigneten Kapitalkostensatz. Erwartete zukünftige Überschüsse können entweder zahlungsorientiert („direkt“) anhand von Plan-KFRen oder nicht-zahlungsorientiert („indirekt“) anhand von Plan-Bilanzen und Plan-GuVen ermittelt werden. Dieser Beitrag zeigt, dass zahlungsorientiert ermittelte erwartete zukünftige Überschüsse häufig zu einem fehlerhaften Eigenkapitalmarktwert führen, der Wert für zukünftige Aktionäre enthält und somit nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens vergleichbar ist. Folglich sollte man erwartete zukünftige Überschüsse nicht-zahlungsorientiert ermitteln, obwohl der Begriff „Discounted *Cash Flow* Bewertung“ eine zahlungsorientierte Ermittlung nahelegt.

## 2.2 Zu den betriebswirtschaftlichen Problemen einer Financial Statement Steady State Assumption

Bei einer DCF-Bewertung müssen die erwarteten zukünftigen Überschüsse (FTEs, FCFs oder TCFs) des zu bewertenden Unternehmens bis in die Ewigkeit vorhergesagt werden. Zu diesem Zweck wird die Zukunft häufig in zwei Phasen unterteilt. Die erste Phase ist die FFP. Die zweite Phase wird als TVP bezeichnet. Für die Perioden der FFP werden die erwarteten Unternehmensüberschüsse explizit prognostiziert. Für die Perioden der TVP werden sie dagegen lediglich anhand einer vereinfachenden Annahme approximiert.<sup>36</sup> Diese vereinfachende Annahme ist typischerweise entweder eine PSSA oder eine FSSA. Eine PSSA nimmt an, dass während der TVP *die Überschüsse* des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen. Eine FSSA nimmt dagegen an, dass während der TVP *alle Abschlusspositionen* (d.h. alle Zeilen von Bilanz und GuV) des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen.<sup>37</sup> Beiden Steady State Assumptions ist gemein, dass sie den Terminal Value (TV), d.h. den erwarteten Eigenkapitalmarktwert des zu bewertenden Unternehmens zu Beginn der TVP, anhand weniger Parameter ermitteln. Sie unterscheiden sich jedoch darin, welche Parameter sie zur TV-Ermittlung nutzen.

Vorherige Studien haben anhand verschiedener Kriterien Vergleiche zwischen einer PSSA und einer FSSA angestellt. Dabei wurden folgende Vorteile einer FSSA gegenüber einer PSSA herausgearbeitet:

- Eine FSSA folgt dem Prinzip einer integrierten Planungsrechnung mit zueinander konsistenten Plan-Bilanzen und Plan-GuVen.<sup>38</sup> Sie garantiert, dass in jeder Periode der TVP Mittelherkunft und Mittelverwendung einander entsprechen und schützt so davor, bei der Prognose von Unternehmensüberschüssen unrealistische implizite Annahmen zu treffen.<sup>39</sup>
- Eine FSSA bewirkt, dass wesentliche Kennzahlen des zu bewertenden Unternehmens (z.B. Umsatz- und Gesamtkapitalrendite) während der TVP konstant bleiben.<sup>40</sup>

---

36 Vgl. IDW (2007), S. 53 (Abschnitt A, Tz. 158).

37 Vgl. Levin/Olsson (2000), S. 6f; Lundholm/O'Keefe (2001), S. 321-330; Heinrichs et al. (2012), S. 5f. und S. 10.

38 Vgl. Heinrichs et al. (2012), S. 6.

39 Vgl. Palepu/Healy/Peek (2010), S. 275f. („Comprehensive Forecasting Approach“).

40 Vgl. Levin/Olsson (2000), S. 2f. („Qualitative Behavior“).

- Eine FSSA gewährleistet, dass sowohl alle DCF-Verfahren als auch das Residualgewinnmodell identische Bewertungsergebnisse liefern.<sup>41</sup>

Dieser Beitrag führt ein neues, bisher nicht untersuchtes Kriterium für den Vergleich zwischen PSSA und FSSA ein. Das neue Kriterium ist die Frage, ob die jeweilige Steady State Assumption die Parameter, anhand derer sie den TV ermittelt, in einer betriebswirtschaftlich sinnvollen Weise nutzt. Der Beitrag kommt zu dem Ergebnis, dass bezüglich dieser Frage eine FSSA gegenüber einer PSSA im Nachteil ist. Eine FSSA ordnet, im Gegensatz zu einer PSSA, *ceteris paribus* denjenigen Unternehmen einen hohen TV zu, die für den Beginn der TVP einen niedrigen erwarteten Eigenkapitalbuchwert aufweisen. Sie ignoriert dabei, dass ein niedriger Eigenkapitalbuchwert häufig ein Indiz für betriebswirtschaftliche Probleme ist, und kann folglich leicht zu aus betriebswirtschaftlicher Sicht fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2.2.1 stellt den Unterschied zwischen einer FSSA und einer PSSA detailliert anhand des FTE-Ansatzes dar. Kapitel 2.2.2 zeigt die betriebswirtschaftlichen Probleme einer FSSA 2.2.3 illustriert diese Probleme anhand eines Beispiels. Kapitel 2.2.4 beschließt den Beitrag mit einem Fazit.

### 2.2.1 Payoff vs. Financial Statement Steady State

Die im Rahmen einer DCF-Unternehmensbewertung häufig zu treffende Entscheidung zwischen einer PSSA und einer FSSA ist kritisch, denn beide Annahmen ermitteln den TV des zu bewertenden Unternehmens anhand unterschiedlicher Parameter. Dieser Umstand wird im Folgenden beispielhaft anhand des FTE-Ansatzes erläutert. Der FTE-Ansatz ermittelt den Eigenkapitalmarktwert eines Unternehmens durch das Diskontieren der erwarteten zukünftigen FTEs dieses Unternehmens mit dem Eigenkapitalkostensatz. Wenn der FTE-Ansatz mit einer PSSA kombiniert wird, lautet die Bewertungsgleichung (unter Annahme eines im Zeitablauf konstanten Eigenkapitalkostensatzes):

$$V_0^E = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{FTE_t}{(1+k^E)^t} = \sum_{t=1}^T \frac{FTE_t}{(1+k^E)^t} + \frac{(1+g) \cdot FTE_T}{(k^E - g)} \cdot \frac{1}{(1+k^E)^T} \quad (2.2.1)$$

mit:

---

41 Vgl. Lundholm/O'Keefe (2001), S. 321-330; Heinrichs et al. (2012), S. 4-11. Zum Residualgewinnmodell vgl. Ohlson (1995); Reichert (2007).

- T: Länge der Finite Forecasting Period; und  
g: Erwartete periodische Wachstumsrate für die Terminal Value Period.

Wenn der FTE-Ansatz dagegen mit einer FSSA kombiniert wird, lautet die Bewertungsgleichung:<sup>42</sup>

$$\begin{aligned}
V_0^E &= \sum_{t=1}^{\infty} \frac{FTE_t}{(1+k^E)^t} = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{CI_t - (B_t^E - B_{t-1}^E)}{(1+k^E)^t} \\
&= \sum_{t=1}^T \frac{FTE_t}{(1+k^E)^t} + \frac{(1+g) \cdot CI_T - g \cdot B_T^E}{(k^E - g)} \cdot \frac{1}{(1+k^E)^T}
\end{aligned} \tag{2.2.2}$$

mit:

- CI<sub>t</sub>: Erwartetes Comprehensive Income der Periode t; und  
B<sub>t</sub><sup>E</sup>: (Erwarteter)<sup>43</sup> Buchwert des Eigenkapitals zu Beginn der Periode t+1.

In den Gleichungen (2.2.1) und (2.2.2) stellen die Terme  $\frac{(1+g) \cdot FTE_T}{(k^E - g)}$  und

$\frac{(1+g) \cdot CI_T - g \cdot B_T^E}{(k^E - g)}$  jeweils den TV, d.h. den erwarteten Eigenkapitalmarktwert zu

Beginn der TVP, dar. Die beiden Terme unterscheiden sich wie folgt: Im ersten Term (nachfolgend PSSA-TV) wird der TV maßgeblich vom Parameter FTE<sub>T</sub>, d.h. vom erwarteten FTE für die letzte Periode der FFP, bestimmt. Im zweiten Term (nachfolgend FSSA-TV) ist der Parameter FTE<sub>T</sub> nicht enthalten und somit für die Höhe des TVs irrelevant. Stattdessen wird der TV hier maßgeblich von den Parametern CI<sub>T</sub> und B<sub>T</sub><sup>E</sup>, d.h. vom erwarteten Comprehensive Income für die letzte Periode der FFP und vom erwarteten Eigenkapitalbuchwert für den Beginn der TVP, bestimmt. Die beiden übrigen Parameter g und k<sup>E</sup> werden in beiden Termen in analoger Weise verwendet.

---

42 Die Beziehung  $FTE_t = CI_t - (B_t^E - B_{t-1}^E)$  entspricht dem in Kapitel 2.1 dargestellten indirekten FTE-Ermittlungsschema (Tabelle 2.1.2), wobei die Positionen „Jahresüberschuss (Net Income) der Planperiode“ und „Veränderung der Eigenkapitalposition ‚Accumulated Other Comprehensive Income‘ gegenüber der Vorperiode“ zu einer Position „Comprehensive Income der Planperiode“ zusammengefasst werden.

43 Bei  $t > 0$ .

## 2.2.2 Die betriebswirtschaftlichen Probleme einer Financial Statement Steady State Assumption

Dieses Kapitel führt das neue Vergleichskriterium dieses Beitrags ein und untersucht, ob PSSA-TV und FSSA-TV die Parameter, anhand derer sie jeweils den TV ermitteln, in einer betriebswirtschaftlich sinnvollen Weise nutzen. Dabei zeigt sich:

- I. Die sowohl in PSSA-TV als auch in FSSA-TV verwendeten Parameter  $g$  und  $k^E$  sind unproblematisch. Eine hohe erwartete periodische Wachstumsrate für die TVP (Parameter  $g$ ) wirkt sich in beiden Termen positiv auf den TV aus, während hohe Eigenkapitalkosten (Parameter  $k^E$ ) sich in beiden Termen negativ auf den TV auswirken. Diese Zusammenhänge sind aus betriebswirtschaftlicher Sicht sinnvoll, denn ein Unternehmen, welches in der TVP stark wächst oder niedrige Eigenkapitalkosten hat, sollte ceteris paribus zu Beginn der TVP wertvoller sein als ein Unternehmen, welches in der TVP schwach wächst oder hohe Eigenkapitalkosten hat.
- II. Der in PSSA-TV verwendete Parameter  $FTE_T$  und der in FSSA-TV verwendete Parameter  $CI_T$  sind ebenfalls unproblematisch. In PSSA-TV (FSSA-TV) wirkt sich ein hoher erwarteter FTE (ein hohes erwartetes Comprehensive Income) für die letzte Periode der FFP positiv auf den TV aus. Solch ein positiver Zusammenhang ist aus betriebswirtschaftlicher Sicht sinnvoll. Ein hoher FTE und ein hohes Comprehensive Income sind typischerweise Anzeichen für unternehmerischen Erfolg. Wenn man nun annimmt, dass ein hoher FTE (ein hohes Comprehensive Income) in der letzten FFP-Periode ein Indiz für hohe FTEs (hohe Comprehensive Incomes) in den TVP-Perioden ist, dann sollte ein Unternehmen mit einem hohen erwarteten FTE (Comprehensive Income) für die letzte Periode der FFP ceteris paribus zu Beginn der TVP wertvoller sein als ein Unternehmen mit einem niedrigen erwarteten FTE (Comprehensive Income) für die letzte Periode der FFP.<sup>44</sup>
- III. Der in FSSA-TV verwendete Parameter  $B_T^E$  ist problematisch. Ein hoher erwarteter Eigenkapitalbuchwert für den Beginn der TVP wirkt sich in FSSA-TV negativ auf den TV aus. Solch ein negativer Zusammenhang ist aus betriebswirtschaftlicher Sicht nicht sinnvoll. Eigenkapital erhöht die

---

<sup>44</sup> Zu den Zeitreiheneigenschaften von Unternehmensüberschüssen vgl. z.B. Watts/Leftwich (1977); Hopwood/McKeown (1992); Lorek/Willinger (1996).

Kreditwürdigkeit eines Unternehmens und schützt vor Insolvenz.<sup>45</sup> Außerdem kann Eigenkapital dazu genutzt werden, Investitionen zu finanzieren, und in Form von thesaurierten Gewinnen ist Eigenkapital ein Indiz für unternehmerischen Erfolg in vergangenen Perioden. Angesichts dieser positiven Eigenkapital-Interpretationen ist ein Unternehmen mit einem hohen Eigenkapitalbuchwert i.d.R. in einer besseren betriebswirtschaftlichen Position als ein Unternehmen mit einem niedrigen Eigenkapitalbuchwert. Folglich sollte ein Unternehmen, welches für den Beginn der TVP einen hohen erwarteten Eigenkapitalbuchwert aufweist, zu Beginn der TVP *ceteris paribus* nicht weniger wertvoll sein als ein Unternehmen, welches für Beginn der TVP einen niedrigen erwarteten Eigenkapitalbuchwert aufweist.

Aus Punkt III folgt, dass eine FSSA, im Gegensatz zu einer PSSA, Unternehmen „belohnt“, d.h. ihnen *ceteris paribus* einen *hohen* Eigenkapitalmarktwert zuordnet, die für den Beginn der TVP einen *niedrigen* erwarteten Eigenkapitalbuchwert (Parameter  $B_T^E$ ) aufweisen. Solch eine negative Beziehung zwischen aktuellem Eigenkapitalmarktwert und erwartetem zukünftigem Eigenkapitalbuchwert ist aus betriebswirtschaftlicher Sicht problematisch, denn ein niedriger Eigenkapitalbuchwert ist ein Indiz für geringen Schutz vor Insolvenz, begrenzte interne Ressourcen zur Finanzierung von Investitionen und möglicherweise auch für unternehmerischen Misserfolg in vergangenen Perioden. Folglich kann eine FSSA leicht zu aus betriebswirtschaftlicher Sicht fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen.

### **2.2.3 Illustrationsbeispiel zu den betriebswirtschaftlichen Problemen einer Financial Statement Steady State Assumption**

Die im vorherigen Kapitel aufgezeigte Gefahr, dass eine FSSA leicht zu betriebswirtschaftlich fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen kann, kann gut anhand des folgenden Beispiels illustriert werden: Betrachtet werden zwei Unternehmen A und B. Die Eigenkapitalmarktwerte beider Unternehmen werden jeweils mittels des FTE-Ansatzes bestimmt. Dabei gelten die folgenden Annahmen:

A1: Die Länge der FFP (Parameter  $T$ ) und der Eigenkapitalkostensatz (Parameter  $k^E$ ) sind für beide Unternehmen identisch.

---

<sup>45</sup> Zur Bedeutung von Eigenkapital bei der Sicherung des Unternehmensbestands in wirtschaftlichen Krisen und bei der Verbesserung der Unternehmensliquidität vgl. Coenenberg/Haller/Schultze (2012), S. 334.

- A2: Die erwartete periodische Wachstumsrate für die TVP (Parameter  $g$ ) ist für beide Unternehmen identisch.
- A3: Die erwarteten FTEs für die Perioden der FFP sind für beide Unternehmen identisch ( $FTE_{A,t} = FTE_{B,t} \quad \forall t \in \{1, \dots, T\}$ ).
- A4: Das erwartete Comprehensive Income für die letzte Periode der FFP ist für beide Unternehmen identisch ( $CI_{A,T} = CI_{B,T}$ ).
- A5: Für alle übrigen Perioden der FFP wird erwartet, dass das Comprehensive Income von Unternehmen A jeweils geringer ist als das Comprehensive Income von Unternehmen B ( $CI_{A,t} < CI_{B,t} \quad \forall t \in \{1, \dots, T-1\}$ ).
- A6: Die aktuellen Gewinnrücklagen von Unternehmen A sind niedriger als die aktuellen Gewinnrücklagen von Unternehmen B, denn in Perioden vor dem Bewertungszeitpunkt erzielte Unternehmen A bei gleichen Dividendenzahlungen geringere Jahresüberschüsse als Unternehmen B. Alle übrigen Eigenkapitalpositionen (z.B. das gezeichnete Kapital und die Kapitalrücklage) sind für beide Unternehmen identisch.<sup>46</sup> Somit bewirkt der Unterschied in den Gewinnrücklagen, dass der aktuelle Eigenkapitalbuchwert von Unternehmen A niedriger ist als der aktuelle Eigenkapitalbuchwert von Unternehmen B ( $B_{A,0}^E < B_{B,0}^E$ ).

Wenn der FTE-Ansatz mit einer PSSA kombiniert wird und die Bewertung der Unternehmen A und B somit mittels Bewertungsgleichung (2.2.1) erfolgt, dann wird für beide Unternehmen der gleiche Eigenkapitalmarktwert berechnet [ $V_{A,0} = V_{B,0}$ ]. Wenn der FTE-Ansatz dagegen mit einer FSSA kombiniert wird und die Unternehmensbewertung somit mittels Bewertungsgleichung (2.2.2) erfolgt, dann wird für Unternehmen A ein höherer Eigenkapitalmarktwert berechnet als für Unternehmen B [ $V_{A,0} > V_{B,0}$ ].

Der höhere Eigenkapitalmarktwert für Unternehmen A ist aus betriebswirtschaftlicher Sicht problematisch, denn er beruht allein darauf, dass die Annahmen A3 bis A6 und die Beziehung

$$B_T^E = B_0^E + \sum_{t=1}^T (B_t^E - B_{t-1}^E) = B_0^E + \sum_{t=1}^T (CI_t - FTE_t) \quad (2.2.3)$$

---

46 Zu den verschiedenen Eigenkapitalpositionen vgl. Coenenberg/Haller/Schultze (2012), S. 322.

implizieren, dass Unternehmen A für den Beginn der TVP einen niedrigeren erwarteten Eigenkapitalbuchwert aufweist  $[B_{A,T}^E < B_{B,T}^E]$ . Dieser niedrigere erwartete Eigenkapitalbuchwert folgt aus  $CI_{A,t} < CI_{B,t} \forall t \in \{1, \dots, T-1\}$  (Annahme A 5) und aus  $B_{A,0}^E < B_{B,0}^E$  (Annahme A6). Allerdings sind weder geringe erwartete Comprehensive Incomes für die FFP noch ein niedriger aktueller Eigenkapitalbuchwert (aufgrund von geringen Jahresüberschüssen in vergangenen Perioden) ein Indiz für unternehmerischen Erfolg. Folglich sollten beide Punkte aus betriebswirtschaftlicher Sicht nicht mit einem hohen Eigenkapitalmarktwert belohnt werden. Das Bewertungsergebnis  $V_{A,0} > V_{B,0}$  ist somit eher ein durch die FSSA verursachtes Artefakt als ein Beleg dafür, dass Unternehmen A tatsächlich wertvoller ist als Unternehmen B.

Um die Stärke der Verzerrungen abzuschätzen, die im Rahmen einer DCF-Bewertung durch eine FSSA entstehen können, sei angenommen, dass im obigen Beispiel der erwartete Eigenkapitalbuchwert von Unternehmen A für den Beginn der TVP 10 Mio. € niedriger ausfällt als der entsprechende erwartete Eigenkapitalbuchwert für Unternehmen B. Außerdem seien die Bewertungsparameter „Länge der FFP“, „Eigenkapitalkostensatz“ und „periodische Wachstumsrate für die TVP“ auf  $T = 5$ ,  $k^E = 10\%$  und  $g = 4\%$  festgelegt. In diesem Fall liefert Bewertungsgleichung (2.2.2) einen Eigenkapitalmarktwert für Unternehmen A, der  $\frac{0,04 \cdot 10}{(0,1 - 0,04)} \cdot \frac{1}{(1 + 0,1)^5} = 4,139$  Mio. € höher ausfällt als der für Unternehmen B.

#### 2.2.4 Fazit

Wenn bei einer DCF-Bewertung die Zukunft in eine FFP und eine TVP unterteilt wird, können die erwarteten zukünftigen Überschüsse für die TVP mittels einer PSSA oder einer FSSA approximiert werden. Vorherige Studien haben verschiedene Vorteile einer FSSA gegenüber einer PSSA herausgearbeitet. Dieser Beitrag zeigt, dass den Vorteilen einer FSSA auch ein Nachteil gegenübersteht. Der Nachteil besteht darin, dass eine FSSA, im Gegensatz zu einer PSSA, ceteris paribus denjenigen Unternehmen einen *hohen* Eigenkapitalmarktwert zuordnet, die für den Beginn der TVP einen *niedrigen* erwarteten Eigenkapitalbuchwert aufweisen. Ein solches Vorgehen kann leicht zu aus betriebswirtschaftlicher Sicht fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen, denn ein niedriger Eigenkapitalbuchwert ist ein Indiz für geringen Schutz vor Insolvenz,

begrenzte interne Ressourcen zur Finanzierung von Investitionen und möglicherweise auch für unternehmerischen Misserfolg in vergangenen Perioden.

Das Risiko, bei Verwendung einer FSSA betriebswirtschaftlich fragwürdige Bewertungsergebnisse zu erhalten, kann reduziert werden, wenn für jedes zu bewertende Unternehmen eine individuelle erwartete periodische Wachstumsrate für die TVP (Parameter  $g$ ) bestimmt wird. In dem im vorherigen Kapitel beschriebenen Beispiel wäre es z.B. plausibel, Annahme A2 fallenzulassen, und stattdessen für Unternehmen A eine niedrigere erwartete Wachstumsrate für die TVP anzunehmen als für Unternehmen B. Dies würde berücksichtigen, dass die Annahmen A3 bis A6 und Gleichung (2.2.3) implizieren, dass zu Beginn der TVP Unternehmen A einen niedrigeren Eigenkapitalbuchwert und somit geringere interne Ressourcen zur Finanzierung von Unternehmenswachstum hat als Unternehmen B.<sup>47</sup> Allerdings bestimmen Unternehmensbewerter häufig keine unternehmensspezifischen erwarteten Wachstumsraten, sondern verwenden stattdessen eine bestimmte Wachstumsrate (z.B. die erwartete langfristige Wachstumsrate des BIPs) für alle zu bewertenden Unternehmen.<sup>48</sup>

Die Beschreibung der betriebswirtschaftlichen Probleme einer FSSA in den Kapiteln 2.2.1 bis 2.2.3 erfolgt ausschließlich unter Verwendung des FTE-Ansatzes als zugrunde liegendem Bewertungsmodell. Gleichwohl sind die beschriebenen Probleme einer FSSA „universeller“ Natur, d.h. sie existieren in identischer Form auch dann, wenn eine FSSA innerhalb eines anderen DCF-Verfahrens (WACC-Ansatz, APV-Ansatz und TCF-Ansatz) oder innerhalb des Residualgewinnmodells verwendet wird. Diese Universalität ist darin begründet, dass unter einer FSSA, wie bereits in Kapitel 2.2 beschrieben wurde, sowohl alle DCF-Verfahren als auch das Residualgewinnmodell identische Bewertungsergebnisse liefern.<sup>49</sup>

---

47 Zur Notwendigkeit, die erwartete Wachstumsrate in Abhängigkeit von anderen Bewertungsgrößen zu bestimmen, vgl. Meitner (2012), S. 581 („Modellkonsistenz“).

48 Vgl. Heinrichs et al. (2012), S. 21f. [Tabelle 5 in Heinrichs et al. (2012)].

49 Vgl. Lundholm/O’Keefe (2001), S. 321-330; Heinrichs et al. (2012), S. 4-11.

### 2.3 Der WACC-Ansatz bei Insolvenzzisiko

Im Rahmen der DCF-Bewertung wird typischerweise angenommen, dass für das zu bewertende Unternehmen kein Insolvenzzisiko besteht.<sup>50</sup> Diese Annahme ist i.d.R. unrealistisch, denn nur sehr wenige Unternehmen weisen ein AAA-Rating, also die bestmögliche Kreditwürdigkeit, auf.<sup>51</sup> Verschiedene Arbeiten diskutieren Möglichkeiten zur Abbildung eines Insolvenzzisikos in der DCF-Bewertung.<sup>52</sup> Der in diesem Kapitel präsentierte Beitrag bereichert diese Diskussion. Er zeigt, wie der WACC-Ansatz so angepasst werden kann, dass er die Möglichkeit eines Insolvenzzisikos für das zu bewertende Unternehmen berücksichtigt. Das Ergebnis dieser Anpassung ist eine WACC-Bewertungsgleichung, die für Unternehmen mit und ohne Insolvenzzisiko gleichermaßen verwendbar ist. Die Insolvenzzisiko-Anpassung gerade des WACC-Ansatzes ist besonders sinnvoll, weil der WACC-Ansatz das in der betriebswirtschaftlichen Praxis am weitesten verbreitete DCF-Verfahren darstellt.<sup>53</sup> Außerdem ist der WACC-Ansatz das einzige DCF-Verfahren, welches bei einer „atmenden Finanzierungsstrategie“ ohne Zirkularitätsproblem angewendet werden kann.<sup>54</sup>

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Kapitel 2.3.1 stellt den WACC-Ansatz unter Ausschluss eines Insolvenzzisikos dar. Kapitel 2.3.2 erläutert, warum es notwendig ist, den WACC-Ansatz an die Möglichkeit eines Insolvenzzisikos anzupassen. Kapitel 2.3.3 zeigt die Insolvenzzisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes. Kapitel 2.3.4 berücksichtigt die Möglichkeit unterschiedlicher Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall. Kapitel 2.3.5 nutzt den insolvenzzisikoangepassten WACC-Ansatz zur Herleitung einer Gleichung, die den Eigenkapitalkostensatz bestimmt, den ein verschuldetes und insolvenzgefährdetes Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre. Kapitel 2.3.6 überträgt die Insolvenzzisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes auf die übrigen DCF-Verfahren. Kapitel 2.3.7 vergleicht diesen Beitrag mit der Arbeit von Homburg/Stephan/Weiß (2004). Kapitel 2.3.8 beschließt den Beitrag mit einem Fazit.

---

50 Vgl. Drukarczyk/Schüler (2009), S. 130f.; Wallmeier (1999), S. 1475.

51 Vgl. New York Times (2011).

52 Vgl. Knabe (2012); Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005); Homburg/Stephan/Weiß (2004).

53 Vgl. Pellens/Tomaszewski/Weber (2000), S. 1827; Homburg/Lorenz/Sievers (2011), S. 120f.

54 Vgl. Weiß (2006), S. 42f. Eine atmende Finanzierungsstrategie liegt vor, wenn im Bewertungszeitpunkt alle zukünftigen Verschuldungsgrade festgelegt sind. Das Gegenstück ist eine „autonome Finanzierungsstrategie“. Sie liegt vor, wenn im Bewertungszeitpunkt alle zukünftigen Fremdkapitalbestände festgelegt sind [vgl. Drukarczyk/Schüler (2009), S. 138].

### 2.3.1 Der WACC-Ansatz ohne Insolvenzrisiko

Der WACC-Ansatz ermittelt den Marktwert des Gesamtkapitals eines Unternehmens durch das Diskontieren der erwarteten zukünftigen FCFs dieses Unternehmens mit dem WACC.

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1 + wacc_t)} \quad (2.3.1)$$

mit:

$V_0$ : Marktwert des Gesamtkapitals zu Beginn der Periode 1.

Unter Ausschluss eines Insolvenzrisikos berechnet sich der in Gleichung (2.3.1) verwendete WACC gemäß der „Textbook-Formel“. Diese lautet:<sup>55</sup>

$$wacc_t = \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \cdot (1-s) \quad (2.3.2)$$

mit:

$V_t^E$ : (Erwarteter)<sup>56</sup> Marktwert des Eigenkapitals zu Beginn der Periode t+1;

$V_t^F$ : (Erwarteter) Marktwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1;

$V_t$ : (Erwarteter) Marktwert des Gesamtkapitals zu Beginn der Periode t+1;

r: sicherer Zins; und

s: Unternehmenssteuersatz.

Ein Einsetzen von Gleichung (2.3.2) in Gleichung (2.3.1) liefert folgende „Standardgleichung“ zur Bestimmung des Gesamtkapitalmarktwertes eines Unternehmens bei Ausschluss eines Insolvenzrisikos:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1 + [\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \cdot (1-s)])} \quad (2.3.3)$$

Das folgende Kapitel erläutert, warum Gleichung (2.3.3) nicht auch zur Bewertung von insolvenzgefährdeten Unternehmen verwendet werden kann.

---

<sup>55</sup> Vgl. Baetge et al. (2012), S. 402f.

<sup>56</sup> Bei  $t > 0$ .

### 2.3.2 Motivation der Insolvenzrisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes

Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) zeigen, dass (unter bestimmten Annahmen) der Wert eines insolvenzgefährdeten Unternehmens dem Wert entspricht, den dieses Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre. Die formale Darstellung dieser Erkenntnis lautet:

$$V_t = V_t^* \quad (2.3.4)$$

mit:

$V_t^*$ : (Erwarteter) Marktwert des Gesamtkapitals zu Beginn der Periode t+1, wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre.

Die Erkenntnis von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) lässt auf den ersten Blick vermuten, dass [unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)] Gleichung (2.3.3) auch zur Bewertung von insolvenzgefährdeten Unternehmen verwendet werden kann und eine Insolvenzrisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes somit nicht erforderlich ist. Diese Vermutung ist jedoch falsch. Aus den Gleichungen (2.3.3) und (2.3.4) folgt:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j^*}{\prod_{t=1}^j \left(1 + \left[\frac{V_{t-1}^{E,*}}{V_{t-1}^*} \cdot k_t^{E,*} + \frac{V_{t-1}^{F,*}}{V_{t-1}^*} \cdot r \cdot (1-s)\right]\right)} \quad (2.3.5)$$

mit:

$FCF_t^*$ : Erwarteter Free Cash Flow der Periode t, wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre;

$V_t^{E,*}$ : (Erwarteter) Marktwert des Eigenkapitals zu Beginn der Periode t+1, wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre;

$V_t^{F,*}$ : (Erwarteter) Marktwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1, wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre; und

$k_t^{E,*}$ : Eigenkapitalkostensatz der Periode t, wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre.

Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) nehmen an, dass die Verschuldungspolitik eines Unternehmens unabhängig von einem etwaigen Insolvenzrisiko ist.<sup>57</sup> Aus dieser Annahme, Gleichung (2.3.4) und der Beziehung

$$V_t = V_t^E + V_t^F \quad (2.3.6)$$

folgt:

$$V_t^{F,*} = V_t^F \quad (2.3.7)$$

$$V_t^{E,*} = V_t^E \quad (2.3.8)$$

Außerdem nehmen Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) an, dass die „Brutto-Cashflows“ sowie die Investitions- und Abschreibungspolitik eines Unternehmens ebenfalls unabhängig von einem etwaigen Insolvenzrisiko sind.<sup>58</sup> Aus diesen Annahmen folgt:<sup>59</sup>

$$FCF_t^* = FCF_t \quad (2.3.9)$$

$$k_t^{E,*} \neq k_t^E \quad (2.3.10)$$

Ungleichung (2.3.10) beruht auf folgender Überlegung: Unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) sind das Investitionsrisiko eines insolvenzgefährdeten Unternehmens sowie das Investitionsrisiko, welches dieses Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre, identisch. Das Investitionsrisiko (operative Risiko) ist nämlich das Risiko, welches in der Unsicherheit der zukünftigen FCFs besteht,<sup>60</sup> und unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) sind die zukünftigen FCFs unabhängig von einem etwaigen Insolvenzrisiko [Gleichung (2.3.9)]. In einem nicht-

---

57 Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 225.

58 Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 223f.

59 Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) berechnen den FCF als Brutto-Cashflow abzüglich Investitionen und Steuern bei reiner Eigenfinanzierung. Die Steuern bei reiner Eigenfinanzierung sind bei Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) wiederum das Produkt aus dem Steuersatz und der Differenz zwischen Brutto-Cashflow und Abschreibungen [S. 226 in Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)]. Der von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) verwendete Begriff „freier Cashflow“ ist in Bezug auf die in dieser Arbeit verwendeten Begriffe nicht mit dem FCF, sondern mit dem TCF gleichzusetzen. Dies folgt aus der Tatsache, dass gemäß Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) der freie Cashflow eines verschuldeten Unternehmens dem um das Tax Shield erhöhten freien Cashflow des rein eigenfinanzierten Unternehmens entspricht [Gleichungen (2) und (6) in Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)]. Diese Beziehung gilt für TCFs, nicht jedoch für FCFs.

60 Vgl. Baetge et al. (2012), S. 395.

insolvenzgefährdeten Unternehmen wird das Investitionsrisiko vollständig von den Eigenkapitalgebern getragen. In einem insolvenzgefährdeten Unternehmen übernehmen dagegen die Kreditgeber durch das Insolvenzrisiko einen Teil des Investitionsrisikos. Aufgrund dieser Risikoentlastung verlangen die Eigenkapitalgeber ceteris paribus bei Existenz eines Insolvenzrisikos eine geringere Risikoprämie. Folglich gilt  $k_t^{E,*} > k_t^E$ .<sup>61</sup>

Ein Einsetzen von Gleichungen (2.3.4), (2.3.7), (2.3.8) und (2.3.9) in Gleichung (2.3.5) liefert:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j \left(1 + \left[\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^{E,*} + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \cdot (1-s)\right]\right)} \quad (2.3.11)$$

Aufgrund von Ungleichung (2.3.10) stimmen die Gleichungen (2.3.3) und (2.3.11) nicht überein. Somit kann Gleichung (2.3.3) nicht auch zur Bewertung von insolvenzgefährdeten Unternehmen verwendet werden. Stattdessen ist bei Existenz eines Insolvenzrisikos grundsätzlich Gleichung (2.3.11) zu nutzen. Allerdings ist diese Gleichung in der Praxis nur selten anwendbar, denn der Parameter  $k_t^{E,*}$ , d.h. der Eigenkapitalkostensatz, den ein insolvenzgefährdetes Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre, kann i.d.R. nicht beobachtet werden.

Aufgrund der Nicht-Übereinstimmung der Gleichungen (2.3.3) und (2.3.11) sowie der Nicht-Beobachtbarkeit von  $k_t^{E,*}$  ist es notwendig, den WACC-Ansatz an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos für das zu bewertende Unternehmen anzupassen.

### 2.3.3 Der WACC-Ansatz mit Insolvenzrisiko

Die Insolvenzrisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes erfolgt in drei Schritten. Schritt 1 operationalisiert das Insolvenzrisiko. Schritt 2 nutzt diese Operationalisierung, um den WACC an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos anzupassen. Schritt 3 setzt den insolvenzrisikoangepassten WACC in Gleichung (2.3.1) ein.

---

61 Vgl. Aders/Wagner (2004), S. 33; Dörschell/Franken/Schulte (2012), S. 68f.

## Schritt 1

Schritt 1 operationalisiert das Insolvenzrisiko. Zu diesem Zweck werden die Parameter  $P_t$  und  $IQ_t$  eingeführt.  $P_t$  ist die „Wahrscheinlichkeit, mit der das betrachtete Unternehmen in Periode  $t$  insolvent wird“.  $IQ_t$  ist die „Erwartete Insolvenzquote für die Kreditgeber bei Insolvenz in Periode  $t$ “, also die erwartete Quote, mit der das betrachtete Unternehmen bei Insolvenz in Periode  $t$  die Forderungen (Zins- und Tilgungsansprüche) seiner Kreditgeber erfüllt.<sup>62</sup> Bei einem Unternehmen ohne Insolvenzrisiko gilt  $P_t = 0 \forall t \in \{1, \dots, \infty\}$ . Die Parameter  $P_t$  und  $IQ_t$  ermöglichen es, anhand des „Vertraglich vereinbarten Fremdkapitalzinssatzes für Periode  $t$  [ $k_t^{F,V}$ ]“ die „Erwartete Fremdkapitalrendite für Periode  $t$  [ $k_t^F$ ]“ zu bestimmen. Man erhält die erwartete Fremdkapitalrendite, indem man die erwartete Fremdkapitalrendite bei Insolvenz [ $IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) - 1$ ] mit der Insolvenzwahrscheinlichkeit [ $P_t$ ] gewichtet und die mit der Komplementärwahrscheinlichkeit [ $1 - P_t$ ] gewichtete vertraglich vereinbarte Fremdkapitalrendite [ $k_t^{F,V}$ ] addiert.<sup>63</sup> Es gilt also:

$$k_t^F = (1 - P_t) \cdot k_t^{F,V} + P_t \cdot (IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) - 1) \quad (2.3.12)$$

## Schritt 2

Schritt 2 nutzt die Parameter  $P_t$  und  $IQ_t$ , um die zentrale Größe des WACC-Ansatzes, den in Gleichung (2.3.2) beschriebenen WACC, so anzupassen, dass sie die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos berücksichtigt. Auch hier wird schrittweise vorgegangen.

### Schritt 2.1

Schritt 2.1 berücksichtigt, dass der Marktwert des Gesamtkapitals eines Unternehmens zu Beginn einer Periode der mit dem WACC diskontierten Summe aus dem erwarteten FCF der Periode und dem erwarteten Gesamtkapitalmarktwert am Periodenende (bzw. zu Beginn der Folgeperiode) entspricht. Es gilt also:<sup>64</sup>

$$V_{t-1} = \frac{FCF_t + V_t}{1 + wacc_t} \quad (2.3.13)$$

---

<sup>62</sup> Die Forderungserfüllung erfolgt durch Zahlungen (Liquidation) oder durch neue Ansprüche gegenüber dem sanierten Unternehmen (Schuldenschnitt).

<sup>63</sup> Vgl. Homburg/Stephan/Weiß (2004), S. 278.

<sup>64</sup> Vgl. Kruschwitz/Löffler (2006), S. 5 und S. 23.

## Schritt 2.2

Schritt 2.2 nutzt, dass der erwartete FCF aus drei Komponenten besteht. Die erste Komponente ist der erwartete FTE. Die zweite Komponente ist der erwartete FTD. Die dritte Komponente, die allerdings mit einem negativen Vorzeichen in den erwarteten FCF eingeht, ist das erwartete Tax Shield, d.h. der erwartete Steuervorteil des betrachteten Unternehmens gegenüber einem rein eigenfinanzierten (und somit nicht-insolvenzgefährdeten) Unternehmen.<sup>65</sup> Aufgrund dieser Zusammensetzung des erwarteten FCFs ergibt sich Gleichung (2.3.13) zu:

$$V_{t-1} = \frac{FTE_t + FTD_t - TS_t + V_t}{1 + wacc_t} \quad (2.3.14)$$

mit:

$FTD_t$ : Erwarteter Flow To Debt der Periode t; und

$TS_t$ : Erwartetes Tax Shield der Periode t.

## Schritt 2.3

Schritt 2.3 berücksichtigt, dass bei Existenz eines Insolvenzrisikos der erwartete FTD der gewichtete Durchschnitt aus dem „Erwarteten FTD bei Solvenz [ $FTD_t^{Solvenz}$ ]“ und dem „Erwarteten FTD bei Insolvenz [ $FTD_t^{Insolvenz}$ ]“ ist. Dabei wird  $FTD_t^{Insolvenz}$  mit der Insolvenzwahrscheinlichkeit und  $FTD_t^{Solvenz}$  mit der Komplementärwahrscheinlichkeit gewichtet. Es gilt also:

$$FTD_t = (1 - P_t) \cdot FTD_t^{Solvenz} + P_t \cdot FTD_t^{Insolvenz} \quad (2.3.15)$$

## Schritt 2.4

Schritt 2.4 ermittelt separate Berechnungsformeln für  $FTD_t^{Solvenz}$  sowie  $FTD_t^{Insolvenz}$  und setzt diese Berechnungsformeln in Gleichung (2.3.15) ein.

Der erwartete FTD für den Fall, dass das betrachtete Unternehmen in Periode t solvent bleibt, beläuft sich auf:

$$FTD_t^{Solvenz} = k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F + B_{t-1}^F - B_t^{F(Solvenz)} = (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - B_t^{F(Solvenz)} \quad (2.3.16)$$

mit:

---

<sup>65</sup> Vgl. Ballwieser (2011), S. 133.

$B_t^F$ : (Erwarteter) Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1; und  
 $B_t^{F(\text{Solvenz})}$ : (Erwarteter) Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1 bei Solvenz.

Der erwartete FTD für den Fall, dass das betrachtete Unternehmen in Periode t insolvent wird, beläuft sich dagegen auf:

$$FTD_t^{\text{Insolvenz}} = IQ_t \cdot (k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F + B_{t-1}^F) - B_t^{F(\text{Insolvenz})} = IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - B_t^{F(\text{Insolvenz})} \quad (2.3.17)$$

mit:

$B_t^{F(\text{Insolvenz})}$ : (Erwarteter) Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1 bei Insolvenz.

In Gleichung (2.3.16) ist  $k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F$  die vertraglich vereinbarte Zinsleistung in Periode t, und  $B_{t-1}^F - B_t^{F(\text{Solvenz})}$  ist die bei Solvenz erwartete Nettokredittilgung in Periode t. Gleichung (2.3.17) berücksichtigt, dass ein insolventes Unternehmen die Forderungen (Zins- und Tilgungsansprüche) seiner Kreditgeber nur in Höhe der Insolvenzquote erfüllt.

Das Einsetzen von Gleichungen (2.3.16) und (2.3.17) in Gleichung (2.3.15) liefert:

$$FTD_t = (1 - P_t) \cdot ((1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - B_t^{F(\text{Solvenz})}) + P_t \cdot (IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - B_t^{F(\text{Insolvenz})})$$

$$\Leftrightarrow FTD_t = (1 + k_t^{F,V}) \cdot (1 - P_t + P_t \cdot IQ_t) \cdot B_{t-1}^F - ((1 - P_t) \cdot B_t^{F(\text{Solvenz})} + P_t \cdot B_t^{F(\text{Insolvenz})}) \quad (2.3.18)$$

Unter Berücksichtigung der Tatsache, dass der gewichtete Durchschnitt aus  $B_t^{F(\text{Solvenz})}$  und  $B_t^{F(\text{Insolvenz})}$  den erwarteten Buchwert des Fremdkapitals zu Beginn der Periode t+1 darstellt, lässt sich Gleichung (2.3.18) zu

$$FTD_t = (1 - P_t + P_t \cdot IQ_t) \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F \quad (2.3.19)$$

vereinfachen.

## Schritt 2.5

Schritt 2.5 berücksichtigt, dass bei Existenz eines Insolvenzrisikos das erwartete Tax Shield der gewichtete Durchschnitt aus dem „Erwarteten Tax Shield bei Solvenz

$[TS_t^{\text{Solvenz}}]$ “ und dem „Erwarteten Tax Shield bei Insolvenz  $[TS_t^{\text{Insolvenz}}]$ “ ist. Dabei wird  $TS_t^{\text{Insolvenz}}$  mit der Insolvenzwahrscheinlichkeit und  $TS_t^{\text{Solvenz}}$  mit der Komplementärwahrscheinlichkeit gewichtet. Es gilt also in Analogie zu Gleichung (2.3.15):

$$TS_t = (1 - P_t) \cdot TS_t^{\text{Solvenz}} + P_t \cdot TS_t^{\text{Insolvenz}} \quad (2.3.20)$$

## Schritt 2.6

Schritt 2.6 ermittelt, in Analogie zu Schritt 2.4, separate Berechnungsformeln für  $TS_t^{\text{Solvenz}}$  sowie  $TS_t^{\text{Insolvenz}}$  und setzt diese Berechnungsformeln in Gleichung (2.2.20) ein.

Wenn das betrachtete Unternehmen in Periode t solvent bleibt, dann beläuft sich das Tax Shield dieser Periode auf:

$$TS_t^{\text{Solvenz}} = s \cdot k_t^{\text{F,V}} \cdot B_{t-1}^{\text{F}} \quad (2.3.21)$$

Gleichung (2.3.21) berücksichtigt, dass bei Solvenz der Steuervorteil einer Kreditfinanzierung gegenüber einer reinen Eigenfinanzierung ausschließlich darin besteht, dass die Zinsleistung  $[k_t^{\text{F,V}} \cdot B_{t-1}^{\text{F}}]$  die Steuerbemessungsgrundlage mindert.

Zur Ermittlung einer mit Gleichung (2.3.21) vergleichbaren Berechnungsformel für  $TS_t^{\text{Insolvenz}}$  werden die folgenden von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) übernommenen Annahmen getroffen:

- A1: Bei Insolvenz genießen die (Steuer-)Forderungen der Finanzbehörde Vorrang vor den Forderungen (Zins- und Tilgungsansprüchen) der Kreditgeber und können stets in voller Höhe erfüllt werden.<sup>66</sup>
- A2: Tilgungsansprüche von Kreditgebern, die im Rahmen einer Insolvenz nicht erfüllt werden, stellen Buchgewinne dar und erhöhen die Steuerbemessungsgrundlage.<sup>67</sup>

Aufgrund der Annahmen A1 und A2 beläuft sich das erwartete Tax Shield für den Fall, dass das betrachtete Unternehmen in Periode t insolvent wird, auf:

$$TS_t^{\text{Insolvenz}} = s \cdot (ZL_t^{\text{Insolvenz}} - neTA_t^{\text{Insolvenz}}) \quad (2.3.22)$$

<sup>66</sup> Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 227.

<sup>67</sup> Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 228.

mit:

$ZL_t^{\text{Insolvenz}}$  : Erwartete Zinsleistung in Periode t bei Insolvenz; und

$neTA_t^{\text{Insolvenz}}$  : Erwartete nicht erfüllte Tilgungsansprüche bei Insolvenz in Periode t.

Gleichung (2.3.22) berücksichtigt, dass (aufgrund von Annahme A2) bei Insolvenz der Steuervorteil aus der Abzugsfähigkeit von Zinsleistungen dadurch reduziert wird, dass nicht erfüllte Tilgungsansprüche die Steuerbemessungsgrundlage erhöhen. Falls  $ZL_t^{\text{Insolvenz}} < neTA_t^{\text{Insolvenz}}$  gilt, ist das erwartete Tax Shield bei Insolvenz sogar negativ. Ein negatives Tax Shield bedeutet, dass das betrachtete Unternehmen aufgrund seiner Kreditfinanzierung höhere Steuern zahlt als bei reiner Eigenfinanzierung. Die Größe  $nTA_t^{\text{Insolvenz}}$  ist die Differenz zwischen den bei Insolvenz in Periode t bestehenden Tilgungsansprüchen i.H.v.  $B_{t-1}^F$  und der „Erwarteten Tilgungsleistung in Periode t bei Insolvenz [ $TL_t^{\text{Insolvenz}}$ ]“. Es gilt also:

$$neTA_t^{\text{Insolvenz}} = B_{t-1}^F - TL_t^{\text{Insolvenz}} \quad (2.3.23)$$

Die Größe  $TL_t^{\text{Insolvenz}}$  ist die Differenz zwischen der „Erwarteten Gesamtleistung an die Kreditgeber bei Insolvenz in Periode t“ und der „Erwarteten Zinsleistung in Periode t bei Insolvenz“. <sup>68</sup> Die erwartete Gesamtleistung beläuft sich auf  $IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F$ . Folglich gilt:

$$TL_t^{\text{Insolvenz}} = IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - ZL_t^{\text{Insolvenz}} \quad (2.3.24)$$

Ein Einsetzen von Gleichungen (2.3.23) und (2.3.24) in Gleichung (2.3.22) liefert:

$$\begin{aligned} TS_t^{\text{Insolvenz}} &= s \cdot (ZL_t^{\text{Insolvenz}} - (B_{t-1}^F - (IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - ZL_t^{\text{Insolvenz}}))) \\ \Leftrightarrow TS_t^{\text{Insolvenz}} &= s \cdot (-B_{t-1}^F + IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F) \\ \Leftrightarrow TS_t^{\text{Insolvenz}} &= s \cdot B_{t-1}^F \cdot (-1 + IQ_t + IQ_t \cdot k_t^{F,V}) \end{aligned} \quad (2.3.25)$$

Anschließend liefert das Einsetzen von Gleichungen (2.3.21) und (2.3.25) in Gleichung (2.3.20):

---

<sup>68</sup> Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 228 [Endnote 21 in Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)].

$$\begin{aligned}
TS_t &= (1 - P_t) \cdot s \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F + P_t \cdot s \cdot B_{t-1}^F \cdot (-1 + IQ_t + IQ_t \cdot k_t^{F,V}) \\
\Leftrightarrow TS_t &= s \cdot B_{t-1}^F \cdot (k_t^{F,V} - P_t \cdot k_t^{F,V} - P_t + P_t \cdot IQ_t + P_t \cdot IQ_t \cdot k_t^{F,V})
\end{aligned} \tag{2.3.26}$$

### Schritt 2.7

Schritt 2.7 nutzt die in Schritt 1 bestimmte erwartete Fremdkapitalrendite [Gleichung (2.3.12)], um die in den Schritten 2.5 und 2.6 hergeleiteten Berechnungsformeln für den erwarteten FTD [Gleichung (2.3.19)] und das erwartete Tax Shield [Gleichung (2.3.26)] zu vereinfachen. Zu diesem Zweck wird Gleichung (2.3.12) wie folgt umformuliert:

$$\begin{aligned}
k_t^F &= (1 - P_t) \cdot k_t^{F,V} + P_t \cdot (IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) - 1) \\
\Leftrightarrow k_t^F &= k_t^{F,V} - P_t \cdot k_t^{F,V} + P_t \cdot IQ_t + P_t \cdot IQ_t \cdot k_t^{F,V} - P_t
\end{aligned} \tag{2.3.27}$$

$$\Leftrightarrow k_t^F = (1 + k_t^{F,V}) \cdot (1 - P_t + P_t \cdot IQ_t) - 1$$

$$\Leftrightarrow 1 + k_t^F = (1 + k_t^{F,V}) \cdot (1 - P_t + P_t \cdot IQ_t)$$

$$\Leftrightarrow 1 - P_t + P_t \cdot IQ_t = \frac{1 + k_t^F}{1 + k_t^{F,V}} \tag{2.3.28}$$

Unter Nutzung von Gleichungen (2.3.27) und (2.3.28) lassen sich die Berechnungsformeln (2.3.19) und (2.3.26) wie folgt vereinfachen:

$$\begin{aligned}
FTD_t &= (1 - P_t + P_t \cdot IQ_t) \cdot (1 + k_t^{F,V}) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F \\
\Leftrightarrow FTD_t &= (1 + k_t^F) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F
\end{aligned} \tag{2.3.29}$$

$$\begin{aligned}
TS_t &= s \cdot B_{t-1}^F \cdot (k_t^{F,V} - P_t \cdot k_t^{F,V} - P_t + P_t \cdot IQ_t + P_t \cdot IQ_t \cdot k_t^{F,V}) \\
\Leftrightarrow TS_t &= s \cdot k_t^F \cdot B_{t-1}^F
\end{aligned} \tag{2.3.30}$$

### Schritt 2.8

Schritt 2.8 setzt die Gleichungen (2.3.29) und (2.3.30) in Gleichung (2.3.14) ein. Dadurch ergibt sich Gleichung (2.3.14) zu:

$$V_{t-1} = \frac{FTE_t + \overbrace{[(1 + k_t^F) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F]}^{FTD_t} - \overbrace{[s \cdot k_t^F \cdot B_{t-1}^F]}^{TS_t} + V_t}{1 + wacc_t} \tag{2.3.31}$$

## Schritt 2.9

Schritt 2.9 löst Gleichung (2.3.31) nach  $wacc_t$  auf. Das Resultat dieser Auflösung ist eine an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos angepasste WACC-Bestimmungsgleichung. Im Rahmen der Auflösung von Gleichung (2.3.31) werden Gleichung (2.3.6) und zwei Beziehungen genutzt. Die erste Beziehung besteht darin, dass der Marktwert des Eigenkapitals eines Unternehmens zu Beginn einer Periode der mit dem Eigenkapitalkostensatz diskontierten Summe aus dem erwarteten FTE der Periode und dem erwarteten Eigenkapitalmarktwert am Periodenende entspricht. Es gilt also in Analogie zu Gleichung (2.3.13):

$$V_{t-1}^E = \frac{FTE_t + V_t^E}{1 + k_t^E}$$

$$\Leftrightarrow FTE_t = (1 + k_t^E) \cdot V_{t-1}^E - V_t^E \quad (2.3.32)$$

Die zweite Beziehung besteht darin, dass der Marktwert des Fremdkapitals eines Unternehmens sich dadurch berechnen lässt, dass man die erwarteten zukünftigen FTDs des Unternehmens mit der erwarteten Fremdkapitalrendite diskontiert. Es gilt also:

$$V_{t-1}^F = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FTD_{t-1+j}}{\prod_{i=1}^j (1 + k_{t-1+i}^F)} \quad (2.3.33)$$

Unter Berücksichtigung von Gleichung (2.3.29) ergibt sich Gleichung (2.3.33) zu:

$$V_{t-1}^F = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(1 + k_{t-1+j}^F) \cdot B_{t-1+j-1}^F - B_{t-1+j}^F}{\prod_{i=1}^j (1 + k_{t-1+i}^F)}$$

$$\Leftrightarrow V_{t-1}^F = \sum_{j=1}^{\infty} \left( \frac{B_{t-1+j-1}^F}{\prod_{i=1}^{j-1} (1 + k_{t-1+i}^F)} - \frac{B_{t-1+j}^F}{\prod_{i=1}^j (1 + k_{t-1+i}^F)} \right)$$

$$\Leftrightarrow V_{t-1}^F = \left[ \frac{B_{t-1}^F}{1 + k_t^F} - \frac{B_t^F}{1 + k_t^F} \right] + \left[ \frac{B_t^F}{1 + k_t^F} - \frac{B_{t+1}^F}{\prod_{i=1}^2 (1 + k_{t-1+i}^F)} \right] + \left[ \frac{B_{t+1}^F}{\prod_{i=1}^2 (1 + k_{t-1+i}^F)} - \frac{B_{t+2}^F}{\prod_{i=1}^3 (1 + k_{t-1+i}^F)} \right] + \dots$$

$$\Leftrightarrow V_{t-1}^F = B_{t-1}^F \quad (2.3.34)$$

Gleichung (2.3.34) besagt, dass der Marktwert des Fremdkapitals dem Buchwert des Fremdkapitals entspricht.

Die Auflösung von Gleichung (2.3.31) nach  $wacc_t$  unter Nutzung von Gleichungen (2.3.6), (2.3.32) und (2.3.34) stellt sich wie folgt dar:

$$\begin{aligned}
 V_{t-1} &= \frac{FTE_t + \overbrace{[(1+k_t^F) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F]}^{FTD_t} - \overbrace{[s \cdot k_t^F \cdot B_{t-1}^F]}^{TS_t} + V_t}{1 + wacc_t} \\
 \Leftrightarrow V_{t-1} &= \frac{[(1+k_t^E) \cdot V_{t-1}^E - V_t^E] + [(1+k_t^F) \cdot V_{t-1}^F - V_t^F] - [s \cdot k_t^F \cdot V_{t-1}^F] + V_t}{1 + wacc_t} \\
 \Leftrightarrow V_{t-1} + V_{t-1} \cdot wacc_t &= V_{t-1}^E + k_t^E \cdot V_{t-1}^E + V_{t-1}^F \cdot (1 + k_t^F - s \cdot k_t^F) \\
 \Leftrightarrow V_{t-1} \cdot wacc_t &= -V_{t-1}^F + k_t^E \cdot V_{t-1}^E + V_{t-1}^F \cdot (1 + k_t^F - s \cdot k_t^F) \\
 \Leftrightarrow V_{t-1} \cdot wacc_t &= k_t^E \cdot V_{t-1}^E + V_{t-1}^F \cdot (k_t^F - s \cdot k_t^F) \\
 \Leftrightarrow wacc_t &= \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F \cdot (1-s) \tag{2.3.35}
 \end{aligned}$$

Gleichung (2.3.35) ist der an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos angepasste WACC. Es ist klar, dass dieser WACC für eine Periode ohne Insolvenzrisiko, d.h. bei  $P_t = 0$  und  $k_t^F = k_t^{F,V} = r$ , zum Textbook-WACC [Gleichung (2.3.2)] wird. Darüber hinaus wird Gleichung (2.3.35) auch dann zum Textbook-WACC, wenn in der betrachteten Periode zwar ein Insolvenzrisiko besteht, die Kreditgeber jedoch risikoneutral sind. Risikoneutralität bedeutet, dass die Kreditgeber für die Übernahme des Insolvenzrisikos keine Risikoprämie verlangen und ihre erwartete Fremdkapitalrendite  $k_t^F$  (nicht der vertraglich vereinbarte Fremdkapitalzinssatz  $k_t^{F,V}$ ) somit dem sicheren Zins entspricht. Gemäß diesem Zusammenhang trifft ein Investor, der zur Berechnung des WACCs eines insolvenzgefährdeten Unternehmens die Textbook-Formel verwendet, implizit die unrealistische Annahme, dass die Kreditgeber des Unternehmens risikoneutral sind.

### Schritt 3

Schritt 3 schließt die Anpassung des WACC-Ansatzes an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos ab. Er setzt Gleichung (2.3.35) in Gleichung (2.3.1) ein. Das Ergebnis dieser Einsetzung ist folgende Bewertungsgleichung:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1 + [\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F \cdot (1-s)])} \quad (2.3.36)$$

mit:

$$k_t^F = (1 - P_t) \cdot k_t^{F,V} + P_t \cdot (IQ_t \cdot (1 + k_t^{F,V}) - 1)$$

Gleichung (2.3.36) ist, im Gegensatz zu Gleichung (2.3.3), für Unternehmen mit und ohne Insolvenzrisiko gleichermaßen verwendbar.

### 2.3.4 Alternative Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall

Die im vorherigen Kapitel hergeleitete, insolvenzrisikoangepasste Bewertungsgleichung [Gleichung (2.3.36)] und die Standardgleichung [Gleichung (2.3.3)] sind optisch sehr ähnlich. Sie unterscheiden sich lediglich dadurch, dass die angepasste Bewertungsgleichung die erwartete Fremdkapitalrendite verwendet, während die Standardgleichung den sicheren Zins nutzt. Eine solche Ähnlichkeit lässt die im vorherigen Kapitel dargestellte Insolvenzrisiko-Anpassung trivial erscheinen. Dieses Kapitel zeigt anhand zweier Fallbeispiele, dass die Trivialität suggerierende Ähnlichkeit zwischen angepasster Bewertungsgleichung und Standardgleichung nicht selbstverständlich ist. Sie beruht auf den Annahmen A1 und A2 und verschwindet, wenn diese Annahmen durch alternative Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall ersetzt werden.

#### Fallbeispiel 1

Ersetzt man (unter Beibehaltung von A1) A2 durch die Annahmen:

A2b1: Buchgewinne, die bei einer Insolvenz aus der Nicht-Erfüllung von Tilgungsansprüchen entstehen, sind steuerfrei;<sup>69</sup> und

A2b2: Bei Insolvenz kann die vertraglich vereinbarte Zinsleistung  $[k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F]$  steuerlich vollständig geltend gemacht werden,<sup>70</sup>

so verliert Gleichung (2.3.25) ihre Gültigkeit. Stattdessen gilt:

$$TS_t^{\text{Insolvenz}} = TS_t^{\text{Solvvenz}} = TS_t = s \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F \quad (2.3.37)$$

<sup>69</sup> Vgl. Janssen (2003).

<sup>70</sup> Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 229.

Aufgrund des Wechsels von Gleichung (2.3.25) zu Gleichung (2.3.37) verliert auch Gleichung (2.3.35) ihre Gültigkeit. Stattdessen gilt unter A2b1 und A2b2:

$$\begin{aligned}
 V_{t-1} &= \frac{\text{FTE}_t + \overbrace{[(1+k_t^F) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F]}^{\text{FTD}_t} - \overbrace{[s \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F]}^{\text{TS}_t} + V_t}{1 + \text{wacc}_t} \\
 \Leftrightarrow V_{t-1} &= \frac{(1+k_t^E) \cdot V_{t-1}^E + (1+k_t^F) \cdot V_{t-1}^F - s \cdot k_t^{F,V} \cdot V_{t-1}^F}{1 + \text{wacc}_t} \\
 \Leftrightarrow \text{wacc}_t &= \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot (k_t^F - s \cdot k_t^{F,V}) \tag{2.3.38}
 \end{aligned}$$

und somit:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\text{FCF}_j}{\prod_{t=1}^j \left(1 + \left[\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot (k_t^F - s \cdot k_t^{F,V})\right]\right)} \tag{2.3.39}$$

Gleichung (2.3.39) weist eine geringere Ähnlichkeit mit Gleichung (2.3.3) auf als Gleichung (2.3.36). Eine noch geringere Ähnlichkeit zwischen angepasster Bewertungsgleichung und Gleichung (2.3.3) liefert der folgende Fall.

### Fallbeispiel 2

Ersetzt man (unter Beibehaltung von A1) A2 durch A2b1 und

A2b2b: Bei Insolvenz kann die vertraglich vereinbarte Zinsleistung  $[k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F]$  steuerlich nur zu einem Prozentsatz in Höhe der Insolvenzquote für die Kreditgeber geltend gemacht werden,

so gilt statt Gleichung (2.3.25):

$$\text{TS}_t^{\text{Insolvenz}} = s \cdot \text{IQ}_t \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F \tag{2.3.40}$$

Das Einsetzen von Gleichungen (2.3.21) und (2.3.40) in Gleichung (2.3.20) liefert unter Berücksichtigung von Gleichung (2.3.28) nun:

$$\begin{aligned}
 \text{TS}_t &= (1 - P_t) \cdot s \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F + P_t \cdot s \cdot \text{IQ}_t \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F \\
 \Leftrightarrow \text{TS}_t &= s \cdot k_t^{F,V} \cdot B_{t-1}^F \cdot (1 - P_t + P_t \cdot \text{IQ}_t) \\
 \Leftrightarrow \text{TS} &= s \cdot k_t^{F,V} \cdot \frac{1 + k_t^F}{1 + k_t^{F,V}} \cdot B_{t-1}^F \tag{2.3.41}
 \end{aligned}$$

Folglich verändert sich Gleichung (2.3.35) zu:

$$\begin{aligned}
 V_{t-1} &= \frac{\overbrace{FTE_t + [(1+k_t^F) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F]}^{FTD_t} - \overbrace{[s \cdot k_t^{F,V} \cdot \frac{1+k_t^F}{1+k_t^{F,V}} \cdot B_{t-1}^F]}^{TS_t} + V_t}{1 + wacc_t} \\
 \Leftrightarrow V_{t-1} &= \frac{(1+k_t^E) \cdot V_{t-1}^E + (1+k_t^F) \cdot V_{t-1}^F - s \cdot k_t^{F,V} \cdot \frac{1+k_t^F}{1+k_t^{F,V}} \cdot V_{t-1}^F}{1 + wacc_t} \\
 \Leftrightarrow wacc_t &= \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot (k_t^F - s \cdot k_t^{F,V} \cdot \frac{1+k_t^F}{1+k_t^{F,V}}) \tag{2.3.42}
 \end{aligned}$$

und somit:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1 + [\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot (k_t^F - s \cdot k_t^{F,V} \cdot \frac{1+k_t^F}{1+k_t^{F,V}}])]} \tag{2.3.43}$$

Die Herleitung der Gleichungen (2.3.39) und (2.3.43) zeigt die Flexibilität der in Kapitel 2.3.3 dargestellten Vorgehensweise zur Insolvenzzisiko-Anpassung. Alternative Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall können bei dieser Vorgehensweise einfach dadurch berücksichtigt werden, dass Gleichung (2.3.25) adjustiert wird. Der grundsätzliche Ablauf der Insolvenzzisiko-Anpassung (Schritte 1 bis 3) bleibt stets erhalten.

Die folgenden Kapitel gehen davon aus, dass weiterhin Annahme A2 [und somit Gleichung (2.3.36)] gilt. Allerdings können die Kapitel 2.3.6.1 und 2.3.6.2 leicht an Alternativszenarien angepasst werden, in denen A2b1 und A2b2 [und somit Gleichung (2.3.39)] oder A2b1 und A2b2b [und somit Gleichung (2.3.43)] gelten. Für die Kapitel 2.3.5 und 2.3.6.3 ist eine solche Anpassung nicht möglich. Diese Kapitel nutzen nämlich die von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) herausgearbeitete Erkenntnis, dass der Wert eines verschuldeten und insolvenzgefährdeten Unternehmens dem Wert entspricht, den dieses Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre, und diese Erkenntnis setzt u.a. die Erfüllung von A2 voraus.<sup>71</sup>

---

71 Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 228.

### 2.3.5 Eigenkapitalkosten mit und ohne Insolvenzrisiko

Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) zeigen, dass der Wert eines verschuldeten und insolvenzgefährdeten Unternehmens (unter bestimmten Annahmen) dem Wert entspricht, den dieses Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre. Aus dieser Erkenntnis wird in Kapitel 2.3.2 Gleichung (2.3.11) hergeleitet. Theoretisch kann der Wert eines insolvenzgefährdeten Unternehmens [unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)] also nicht nur anhand von Gleichung (2.3.36), sondern auch anhand von Gleichung (2.3.11) bestimmt werden. Aus praktischer Sicht ist jedoch meist nur Gleichung (2.3.36) anwendbar, denn der in Gleichung (2.3.11) enthaltene Parameter  $k_t^{E,*}$ , d.h. der Eigenkapitalkostensatz, den ein insolvenzgefährdetes Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre, ist i.d.R. nicht beobachtbar. Das Ziel dieses Kapitels besteht darin, durch Gleichsetzen der Gleichungen (2.3.11) und (2.3.36) eine Gleichung herzuleiten, anhand derer sich [unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)] der nicht-beobachtbare Parameter  $k_t^{E,*}$  bestimmen lässt.

Das Gleichsetzen der Gleichungen (2.3.11) und (2.3.36) liefert:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1 + [\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F \cdot (1-s)])} = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1 + [\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^{E,*} + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \cdot (1-s)])} \quad (2.3.44)$$

Aus Gleichung (2.3.44) folgt:

$$\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F \cdot (1-s) = \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^{E,*} + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \cdot (1-s) \quad (2.3.45)$$

Durch Auflösen von Gleichung (2.3.45) nach  $k_t^{E,*}$  erhält man:

$$\begin{aligned} \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F \cdot (1-s) &= \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^{E,*} + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \cdot (1-s) \\ \Leftrightarrow \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^{E,*} &= \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot (1-s) \cdot (k_t^F - r) \\ \Leftrightarrow k_t^{E,*} &= k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}^E} \cdot (k_t^F - r) \cdot (1-s) \end{aligned} \quad (2.3.46)$$

Gleichung (2.3.46) bestätigt die in Kapitel 2.3.2 anhand theoretischer Überlegungen zum Investitionsrisiko getroffene Aussage, dass  $k_t^{E,*} > k_t^E$  gilt. Außerdem zeigt Gleichung (2.3.46), dass die Differenz zwischen  $k_t^{E,*}$  und  $k_t^E$  umso größer ist, je höher die Fremdkapitalquote  $\left[ \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}^E} \right]$  und die von den Fremdkapitalgebern geforderte Risikoprämie  $[k_t^F - r]$  sind.

### 2.3.6 Andere DCF-Verfahren mit Insolvenzrisiko

Dieses Kapitel überträgt die in Kapitel 2.3.3 dargestellte Insolvenzrisiko-Anpassung des WACC-Ansatzes [Gleichung (2.3.36)] auf die übrigen DCF-Verfahren.

#### 2.3.6.1 Anpassung des TCF-Ansatzes

Der TCF-Ansatz ermittelt den Marktwert des Gesamtkapitals eines Unternehmens durch das Diskontieren der erwarteten TCFs dieses Unternehmens mit dem modifizierten WACC.

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\text{TCF}_j}{\prod_{t=1}^j (1 + \text{wacc}_t^{\text{TCF}})} \quad (2.3.47)$$

Unter Ausschluss eines Insolvenzrisikos berechnet sich der in Gleichung (2.3.47) verwendete modifizierte WACC wie folgt:<sup>72</sup>

$$\text{wacc}_t^{\text{TCF}} = \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \quad (2.3.48)$$

Ein Einsetzen von Gleichung (2.3.48) in Gleichung (2.3.47) liefert folgende Bewertungsgleichung für den TCF-Ansatz bei Ausschluss eines Insolvenzrisikos:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\text{TCF}_j}{\prod_{t=1}^j \left( 1 + \left[ \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot r \right] \right)} \quad (2.3.49)$$

---

72 Vgl. Kuhner/Maltry (2006), S. 193.

Die Insolvenzrisiko-Anpassung des TCF-Ansatzes erfolgt nach dem gleichen Muster wie die Anpassung des WACC-Ansatzes. Den Startpunkt bildet, in Analogie zu Gleichung (2.3.14), die Beziehung:

$$V_{t-1} = \frac{FTE_t + FTD_t + V_t}{1 + \text{wacc}_t^{\text{TCF}}} \quad (2.3.50)$$

Gleichung (2.3.50) berücksichtigt, dass der Marktwert des Gesamtkapitals eines Unternehmens zu Beginn einer Periode der mit dem modifizierten WACC diskontierten Summe aus dem erwarteten TCF der Periode und dem erwarteten Gesamtkapitalmarktwert am Periodenende entspricht. Außerdem nutzt Gleichung (2.3.50), dass der erwartete TCF die Summe aus dem erwarteten FTE und dem erwarteten FTD ist.<sup>73</sup>

Nun wird Gleichung (2.3.50) unter Nutzung von Gleichungen (2.3.29) und (2.3.34), nach  $\text{wacc}_t^{\text{TCF}}$  aufgelöst, um einen an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos angepassten modifizierten WACC zu erhalten. Diese Auflösung stellt sich wie folgt dar:

$$\begin{aligned} V_{t-1} &= \frac{FTE_t + \overbrace{[(1 + k_t^F) \cdot B_{t-1}^F - B_t^F]}^{FTD_t} + V_t}{1 + \text{wacc}_t^{\text{TCF}}} \\ \Leftrightarrow V_{t-1} &= \frac{(1 + k_t^E) \cdot V_{t-1}^E + (1 + k_t^F) \cdot V_{t-1}^F}{1 + \text{wacc}_t^{\text{TCF}}} \\ \Leftrightarrow \text{wacc}_t^{\text{TCF}} &= \frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F \end{aligned} \quad (2.3.51)$$

Ein Einsetzen von Gleichung (2.3.51) in Gleichung (2.3.47) liefert folgende an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos angepasste Bewertungsgleichung für den TCF-Ansatz:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{\text{TCF}_j}{\prod_{t=1}^j (1 + [\frac{V_{t-1}^E}{V_{t-1}} \cdot k_t^E + \frac{V_{t-1}^F}{V_{t-1}} \cdot k_t^F])} \quad (2.3.52)$$

---

73 Vgl. Ballwieser (2011), S. 133.

Gleichung (2.3.52) kann in einer alternativen Weise dargestellt werden, wenn man berücksichtigt, dass der erwartete TCF nicht nur die Summe aus dem erwarteten FTE und dem erwarteten FTD, sondern auch die Summe aus dem erwarteten FCF und dem erwarteten Tax Shield ist. Aufgrund dieser Beziehung lässt sich Gleichung (2.3.52) unter Nutzung von Gleichungen (2.3.30) und (2.3.34) wie folgt umformulieren:

$$\begin{aligned}
 V_0 &= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j + TS_j}{\prod_{t=1}^j \left(1 + \left[\frac{V_{t-1}^E \cdot k_t^E}{V_{t-1}} + \frac{V_{t-1}^F \cdot k_t^F}{V_{t-1}}\right]\right)} \\
 \Leftrightarrow V_0 &= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j + s \cdot k_j^F \cdot V_{j-1}^F}{\prod_{t=1}^j \left(1 + \left[\frac{V_{t-1}^E \cdot k_t^E}{V_{t-1}} + \frac{V_{t-1}^F \cdot k_t^F}{V_{t-1}}\right]\right)} \quad (2.3.53)
 \end{aligned}$$

### 2.3.6.2 Anpassung des FTE-Ansatzes

Der FTE-Ansatz ermittelt den Marktwert des Eigenkapitals eines Unternehmens durch das Diskontieren der erwarteten zukünftigen FTEs dieses Unternehmens mit dem Eigenkapitalkostensatz.<sup>74</sup>

$$V_0^E = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FTE_j}{\prod_{t=1}^j (1 + k_t^E)} \quad (2.3.54)$$

Der Bewertungsgleichung (2.3.54) zugrunde liegende Gedanke, dass der Wert des Eigenkapitals eines Unternehmens dem Kapitalwert der erwarteten zukünftigen Rückflüsse an die Unternehmenseigner entspricht, ist als „Dividend Discount Model“ seit Williams (1938) bekannt und gilt unabhängig von der Existenz eines Insolvenzrisikos. Folglich benötigt Gleichung (2.3.54) keine Insolvenzrisiko-Anpassung. Sie ist für Unternehmen mit und ohne Insolvenzrisiko verwendbar.

Wenn allerdings die in Gleichung (2.3.54) verwendeten erwarteten zukünftigen FTEs nicht direkt vorliegen, sondern unter Nutzung der Beziehung

$$FTE_t = FCF_t - FTD_t + TS_t \quad (2.3.55)$$

<sup>74</sup> Vgl. Kuhner/Maltry (2006), S. 196f.

aus den erwarteten zukünftigen FCFs berechnet werden müssen, dann ist eine Insolvenzzisiko-Anpassung erforderlich.

Unter Ausschluss eines Insolvenzzisikos gilt:

$$FTD_t = (1+r) \cdot V_{t-1}^F - V_t^F \quad (2.3.56)$$

$$TS_t = s \cdot r \cdot V_{t-1}^F \quad (2.3.57)$$

Bei Berücksichtigung der Möglichkeit eines Insolvenzzisikos verlieren die Gleichungen (2.3.56) und (2.3.57) ihre Gültigkeit. Stattdessen gilt gemäß den Gleichungen (2.3.29), (2.3.30) und (2.3.34):

$$FTD_t = (1+k_t^F) \cdot V_{t-1}^F - V_t^F \quad (2.3.58)$$

$$TS_t = s \cdot k_t^F \cdot V_{t-1}^F \quad (2.3.59)$$

Ein Einsetzen von Gleichungen (2.3.55), (2.3.58) und (2.3.59) in Gleichung (2.3.54) liefert folgende für Unternehmen mit und ohne Insolvenzzisiko verwendbare Bewertungsgleichung:

$$\begin{aligned} V_0^E &= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j - ((1+k_j^F) \cdot V_{j-1}^F - V_j^F) + s \cdot k_j^F \cdot V_{j-1}^F}{\prod_{t=1}^j (1+k_t^E)} \\ \Leftrightarrow V_0^E &= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j - V_{j-1}^F - k_j^F \cdot V_{j-1}^F + V_j^F + s \cdot k_j^F \cdot V_{j-1}^F}{\prod_{t=1}^j (1+k_t^E)} \\ \Leftrightarrow V_0^E &= \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j - (1+k_j^F \cdot (1-s)) \cdot V_{j-1}^F + V_j^F}{\prod_{t=1}^j (1+k_t^E)} \end{aligned} \quad (2.3.60)$$

### 2.3.6.3 Anpassung des APV-Ansatzes

Der APV-Ansatz ermittelt den Marktwert des Gesamtkapitals eines Unternehmens als Summe aus dem hypothetischen Marktwert des Gesamtkapitals bei reiner Eigenfinanzierung und dem Steuervorteil der Kreditfinanzierung des Unternehmens.<sup>75</sup>

<sup>75</sup> Vgl. Kuhner/Maltry (2006), S. 200.

Die genaue Gestalt der unter Ausschluss eines Insolvenzrisikos gültigen Bewertungsgleichung des APV-Ansatzes hängt von der Finanzierungsstrategie des zu bewertenden Unternehmens ab.<sup>76</sup>

Bei autonomer Finanzierung lautet die Bewertungsgleichung:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1+k_t)} + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{s \cdot r \cdot V_{j-1}^F}{(1+r)^j} \quad (2.3.61)$$

Bei atmender Finanzierung lautet die Bewertungsgleichung dagegen:

$$V_0 = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{FCF_j}{\prod_{t=1}^j (1+k_t)} + \sum_{j=1}^{\infty} \frac{s \cdot r \cdot V_{j-1}^F}{(1+r) \cdot \prod_{t=1}^{j-1} (1+k_t)} \quad (2.3.62)$$

Der Parameter  $k_t$ , d.h. der Eigenkapitalkostensatz bei reiner Eigenfinanzierung, hängt ausschließlich vom Investitionsrisiko des zu bewertenden Unternehmens ab. Unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) sind das Investitionsrisiko eines verschuldeten und insolvenzgefährdeten Unternehmens sowie das Investitionsrisiko, welches dieses Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre, identisch (siehe Kapitel 2.3.2). Folglich gilt unter diesen Annahmen:

$$k_t = k_t^* \quad (2.3.63)$$

mit

$k_t^*$ : Eigenkapitalkostensatz der Periode  $t$  bei reiner Eigenfinanzierung, wenn das betrachtete Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre.

Gemäß den Gleichungen (2.3.7), (2.3.9) und (2.3.63) entsprechen [unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)] bei einem verschuldeten und insolvenzgefährdeten Unternehmen die Werte aller auf den rechten Seiten der Gleichungen (2.3.61) und (2.3.62) verwendeten Parameter den Werten, die diese Parameter hätten, wenn das Unternehmen bei identischer Verschuldungspolitik nicht

---

<sup>76</sup> Vgl. Baetge et al. (2012), S. 406-409.

insolvenzgefährdet wäre. Somit ermitteln die Gleichungen (2.3.61) und (2.3.62) für ein verschuldetes und insolvenzgefährdetes Unternehmens den Wert, den das Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) zeigen dass dieser Wert mit dem tatsächlichen Wert des verschuldeten und insolvenzgefährdeten Unternehmens übereinstimmt. Daher benötigen die Gleichungen (2.3.61) und (2.3.62) keine Insolvenzrisiko-Anpassung. Sie sind [unter den Annahmen von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005)] für Unternehmen mit und ohne Insolvenzrisiko verwendbar.

### **2.3.7 Vergleich mit Homburg/Stephan/Weiß (2004)**

Die in diesem Beitrag dargestellte Insolvenzrisiko-Anpassung ähnelt der Arbeit von Homburg/Stephan/Weiß (2004). Homburg/Stephan/Weiß (2004) leiten ebenfalls einen an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos angepassten WACC her.<sup>77</sup> Allerdings wird dieser WACC von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) und Hering 2005 kritisiert. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) bemängeln, dass Homburg/Stephan/Weiß (2004) das erwartete Tax Shield eines verschuldeten und insolvenzgefährdeten Unternehmens als Produkt aus Steuersatz und erwarteter Zinsleistung ermitteln. Eine solche Ermittlung des erwarteten Tax Shields ist unzulässig, denn Homburg/Stephan/Weiß (2004) nehmen an, dass die Forderungen der Finanzbehörde denselben Rang wie die Forderungen der Kreditgeber besitzen, und der Fiskus somit bei Insolvenz nur einen Teil der eigentlich zu zahlenden Steuern erhält.<sup>78</sup> Außerdem halten Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) die von Homburg/Stephan/Weiß (2004) getroffene Annahme einer im Zeitablauf konstanten erwarteten Fremdkapitalrendite für fragwürdig.<sup>79</sup> Hering (2005) kritisiert, dass die auf dem APV-Ansatz und einem „Roll-Back-Verfahren“ aufbauende Argumentation von Homburg/Stephan/Weiß (2004) dem Leser „umständliche rekursive Überlegungen“ zumutet.<sup>80</sup>

Die in diesem Beitrag dargestellte Insolvenzrisiko-Anpassung nimmt sich der von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) und Hering (2005) geäußerten Kritik an der Arbeit von Homburg/Stephan/Weiß (2004) an. Sie ersetzt die Annahme, dass die Forderungen von Finanzbehörde und Kreditgebern gleichrangig sind, durch die von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) übernommene Annahme, dass bei Insolvenz die

---

77 Vgl. Homburg/Stephan/Weiß (2004), S. 285 [Gleichung (5) in Homburg/Stephan/Weiß (2004)].

78 Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 227.

79 Vgl. Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005), S. 228.

80 Vgl. Hering (2005), S. 198f.

Forderungen der Finanzbehörde vorrangig bedient werden (Annahme A1) und macht keinerlei Vorgaben bezüglich einer Konstanz der erwarteten Fremdkapitalrendite. Außerdem baut die Insolvenzrisiko-Anpassung dieses Beitrags nicht auf dem APV-Ansatz auf, sondern sie erfolgt unmittelbar über den WACC-Ansatz. Diese Vorgehensweise macht die von Homburg/Stephan/Weiß (2004) getroffene Annahme eines „Zwei-Phasenmodells“ überflüssig und bewirkt einen Wegfall aller rekursiven Roll-Back-Überlegungen.<sup>81</sup> Im Kern besteht die Insolvenzrisiko-Anpassung dieses Beitrags aus dem Aufstellen und Auflösen einer einzigen Gleichung [Gleichung (2.3.31)].

Bemerkenswert ist, dass der in Gleichung (2.3.42) [Kapitel 2.3.4, Fallbeispiel 2] beschriebene insolvenzrisikoangepasste WACC mit dem von Homburg/Stephan/Weiß (2004) hergeleiteten und von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) kritisierten WACC übereinstimmt. Diese Übereinstimmung zeigt, dass der von Homburg/Stephan/Weiß (2004) hergeleitete WACC nicht per se „falsch“ ist. Er ist lediglich nicht kompatibel mit der Annahme, dass die Forderungen von Finanzbehörde und Kreditgebern gleichrangig sind. Wenn man anstelle dieser Annahme davon ausgeht, dass bei Insolvenz die Forderungen der Finanzbehörde vorrangig bedient werden (Annahme A1) und zusätzlich die Annahmen A2b1 und A2b2b trifft, dann ist der von Homburg/Stephan/Weiß (2004) hergeleitete WACC korrekt.

### **2.3.8 Fazit**

Der WACC-Ansatz ist das in der betriebswirtschaftlichen Praxis am weitesten verbreitete DCF-Verfahren. Außerdem ist der WACC-Ansatz das einzige DCF-Verfahren, welches bei atmender Finanzierung ohne Zirkularitätsproblem angewendet werden kann. Die Standard-Bewertungsgleichung des WACC-Ansatzes nimmt an, dass für das zu bewertende Unternehmen kein Insolvenzrisiko besteht. Dieser Beitrag passt den WACC-Ansatz (und die übrigen DCF-Verfahren) schrittweise an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos für das zu bewertende Unternehmen an. Das Ergebnis dieser Anpassung ist eine „universelle“ WACC-Bewertungsgleichung, die für Unternehmen mit und ohne Insolvenzrisiko gleichermaßen verwendbar ist. Die universelle WACC-Bewertungsgleichung stellt einen bedeutenden Mehrwert gegenüber der Standard-Bewertungsgleichung dar. Die Ausführungen dieses Beitrags zeigen nämlich, dass ein

---

<sup>81</sup> Vgl. Homburg/Stephan/Weiß (2004), S. 280f. [Annahme 9 in Homburg/Stephan/Weiß (2004)].

Investor, der zur Bewertung eines insolvenzgefährdeten Unternehmens die Standard-Bewertungsgleichung verwendet, implizit die unrealistische Annahme trifft, dass die Kreditgeber des Unternehmens risikoneutral sind. Ein positives Charakteristikum der in diesem Beitrag dargestellten Insolvenzzisiko-Anpassung besteht darin, dass sie leicht an unterschiedliche Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall angepasst werden kann. Außerdem ermöglicht die universelle WACC-Bewertungsgleichung die Herleitung einer Gleichung, die (unter bestimmten Annahmen) den Eigenkapitalkostensatz bestimmt, den ein verschuldetes und insolvenzgefährdetes Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre.

### **3 Gewinnprognosen-Optimismus und die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen**

Kosten sind remanent, d.h. sie gehen bei fallendem Umsatz nicht so stark zurück, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen.<sup>82</sup> Die in diesem Kapitel präsentierte empirische Studie kombiniert Kostenremanenz mit Analystenprognosen und kommt zu zwei Ergebnissen. Erstens wird gezeigt, dass von Analysten aufgestellte Kostenprognosen Kostenremanenz missachten. Zweitens wird dargelegt, dass die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen eine neue, bisher unerforschte Ursache für Optimismus in Analysten-Gewinnprognosen darstellt.

Analysten-Gewinnprognosen sind optimistisch, d.h. sie fallen im Durchschnitt höher aus als der tatsächliche Gewinn. Analysten-Umsatzprognosen sind dagegen unverzerrt, d.h. sie stimmen im Durchschnitt mit dem tatsächlichen Umsatz überein.<sup>83</sup> Kosten sind die Differenz zwischen Umsatz und Gewinn. Folglich impliziert die Asymmetrie zwischen unverzerrten Umsatzprognosen und optimistischen Gewinnprognosen, dass Analysten die Kosten unterschätzen, die mit dem von ihnen prognostizierten Umsatz einhergehen. Ein solches Unterschätzen von Kosten bedeutet wiederum, dass Analysten den Kostenrückgang bei fallendem Umsatz überschätzen und die Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz unterschätzen. Der gemeinsame Effekt eines Überschätzens des Kostenrückgangs bei fallendem Umsatz und eines Unterschätzens der Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz legt nahe, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz unterschätzen. Ob dieses Unterschätzen allerdings stark genug ist, um dafür zu sorgen, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz sogar missachten, ist eine offene Frage und Untersuchungsgegenstand der vorliegenden Studie.

Das Forschungsdesign der Studie nutzt das Kostenremanenz-Modell von Anderson/Banker/Janakiraman (2003) und Daten aus dem Institutional Broker Estimate System (I/B/E/S). Das Kostenremanenz-Modell von Anderson/Banker/Janakiraman (2003) regressiert den Logarithmus von Kostenveränderungen auf den Logarithmus von Umsatzveränderungen und unterscheidet dabei zwischen Umsatzanstiegen und Umsatzrückgängen. Das Forschungsdesign geht in zwei Schritten vor. Im ersten Schritt wird das Kostenremanenz-Modell von Anderson/Banker/Janakiraman (2003) mit den tatsächlichen Umsatz- und Kostenveränderungen von 5.901 unter

---

82 Vgl. Anderson/Banker/Janakiraman. (2003); Mahlendorf (2009).

83 Vgl. Mest/Plummer (2003).

Analystenbeobachtung stehenden Unternehmen geschätzt. Im zweiten Schritt werden die tatsächlichen Umsatz- und Kostenveränderungen dieser Unternehmen durch die entsprechenden Prognosen ersetzt, und die Modellschätzung wird wiederholt. Die Ergebnisse der beiden Modellschätzungen zeigen, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz missachten. Die tatsächlichen Kosten von Unternehmen unter Analystenbeobachtung sind remanent. Im Durchschnitt fallen sie um 0,77% je 1% Umsatzrückgang und steigen um 0,82% je 1% Umsatzanstieg. Die von Analysten prognostizierten Kosten sind dagegen anti-remanent. Im Durchschnitt fallen sie um 0,87% je 1% prognostiziertem Umsatzrückgang und steigen um 0,8% je 1% prognostiziertem Umsatzanstieg.

Bei unverzerrten Umsatzprognosen ist die Kausalität zwischen optimistischen Gewinnprognosen und der Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen nicht eindeutig. Einerseits kann die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen eine *Folge* von Gewinnprognosen-Optimismus sein. Ein Analyst, der unverzerrte Umsatzprognosen aber optimistische Gewinnprognosen abgibt, überschätzt (unterschätzt) nämlich automatisch den Kostenrückgang (die Kostenerhöhung) bei fallendem (steigendem) Umsatz. Andererseits kann die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen auch eine neue, bisher unerforschte *Ursache* von Gewinnprognosen-Optimismus sein. Ein Analyst, der bei unverzerrten Umsatzprognosen den Kostenrückgang (die Kostenerhöhung) bei fallendem (steigendem) Umsatz überschätzt (unterschätzt), gibt nämlich automatisch optimistische Gewinnprognosen ab.

Um empirisch zu prüfen, ob die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen tatsächlich eine neue, bisher unerforschte Ursache von Gewinnprognosen-Optimismus darstellt, kombiniert eine zweite Analyse dieser Studie das Gewinnprognosen-Optimismus-Modell von Gu/Wu (2003) mit dem unternehmensspezifischen Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010). Das Gewinnprognosen-Optimismus-Modell von Gu/Wu (2003) regressiert den Fehler in Analysten-Gewinnprognosen auf mehrere Variablen, welche die „etablierten“, d.h. von vorherigen Studien herausgearbeiteten, Ursachen von Gewinnprognosen-Optimismus approximieren (z.B. die Idee, dass Analysten optimistische Gewinnprognosen abgeben, um ihre Beziehungen zu Managern zu verbessern). Das Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010) misst die Stärke der

Kostenremanenz in einem einzelnen Unternehmen, indem es die Steigungen der Kostenfunktion des Unternehmens bei steigendem und fallendem Umsatz vergleicht.

Wenn die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen *keine* neue Ursache von Gewinnprognosen-Optimismus ist, dann sollte Gewinnprognosen-Optimismus *nicht* von der Stärke der Kostenremanenz in einem einzelnen Unternehmen abhängen. Schließlich deutet keine der etablierten Ursachen von Gewinnprognosen-Optimismus darauf hin, dass eine Verbindung zwischen der Remanenz in den tatsächlichen Kosten eines Unternehmens und dem Optimismus in den für dieses Unternehmen erstellten Gewinnprognosen besteht. Wenn dagegen die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen eine neue Ursache von Gewinnprognosen-Optimismus ist, dann sollte Gewinnprognosen-Optimismus positiv von der Stärke der Kostenremanenz in einem einzelnen Unternehmen abhängen. Schließlich sollte ein Effekt (Gewinnprognosen-Optimismus), der zum Teil auf der Missachtung eines bestimmten Phänomens (Kostenremanenz) beruht, stark sein, wenn das Phänomen deutlich ausgeprägt ist (wenn Kosten besonders remanent sind), und schwach sein, wenn das Phänomen kaum ausgeprägt ist oder gar nicht erst existiert (wenn Kosten wenig remanent oder sogar anti-remanent sind). Wird das Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010) als zusätzlicher Regressor in das Gewinnprognosen-Optimismus-Modell von Gu/Wu (2003) aufgenommen, so zeigt sich, dass solch ein positiver Zusammenhang zwischen Gewinnprognosen-Optimismus und unternehmensspezifischer Kostenremanenz tatsächlich existiert. In der erweiterten Gu/Wu (2003) Regression hat der Koeffizient für das Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010) das entsprechende Vorzeichen und ist signifikant auf dem 1%-Niveau.

Die Ergebnisse dieser Studie ergänzen die Literatur zu Analystenprognosen in dreifacher Weise. Erstens relativieren sie Weiss (2010), der annimmt, dass „Analysten das Verhalten von Kosten tendenziell verstehen“.<sup>84</sup> Die Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen, dass Analysten-Kostenprognosen solch ein Verständnis des Verhaltens von Kosten nicht reflektieren, denn sie missachten Kostenremanenz. Zweitens widersprechen die Studienergebnisse Kim/Prather-Kinsey (2010), die argumentieren, dass Analysten „ein Proportional Cost Model (PCM) verwenden, in welchem sie für

---

84 Vgl. Weiss (2010), S. 1444 und S. 1462.

Umsatz und Kosten stets die gleiche Wachstumsrate ansetzen“.<sup>85</sup> Die Ergebnisse dieser Studie sprechen gegen ein solches PCM. Bei der zweiten Schätzung des Kostenremanenz-Modells von Anderson/Banker/Janakiraman (2003) wird der Logarithmus von prognostizierten Kostenveränderungen auf den Logarithmus von prognostizierten Umsatzveränderungen regressiert. Unter Gültigkeit des von Kim/Prather-Kinsey (2010) vorgeschlagenen PCMs läge der Koeffizient dieser Regression, unabhängig von der Richtung der prognostizierten Umsatzveränderung, nahe eins. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen jedoch einen Koeffizienten i.H.v. 0,87 für fallende Umsätze und einen Koeffizienten i.H.v. lediglich 0,8 für steigende Umsätze. Drittens ergänzen die Studienergebnisse die Literatur zu Gewinnprognosen-Optimismus, indem sie eine neue Erklärung für diesen Optimismus identifizieren. Vorherige Studien erklären Optimismus in Analysten-Gewinnprognosen durch den Wunsch von Analysten, Managern zu gefallen, Schiefe in der Verteilung von Gewinnen, selektives Veröffentlichen von Gewinnprognosen oder eine Unterreaktion auf veröffentlichte Gewinninformationen.<sup>86</sup> Das Ergebnis dieser Studie, dass Gewinnprognosen-Optimismus positiv mit unternehmensspezifischer Kostenremanenz assoziiert ist, deutet darauf hin, dass eine weitere Erklärung für Gewinnprognosen-Optimismus darin besteht, dass Analysten Kostenremanenz missachten.

Die Studie ist wie folgt gegliedert: Kapitel 3.1 gibt einen Überblick über die Literatur zu Kostenremanenz sowie Gewinnprognosen-Optimismus und motiviert die Hypothesen. Kapitel 3.2 beschreibt das Forschungsdesign und den Datensatz. Kapitel 3.3 präsentiert die Ergebnisse. Kapitel 3.4 prüft deren Robustheit. Kapitel 3.5 beschließt die Studie mit einem Fazit.

### **3.1 Literaturüberblick und Hypothesenmotivation**

#### **3.1.1 Kostenremanenz**

Zahlreiche Studien zeigen, dass Kosten bei fallendem Umsatz nicht so stark zurückgehen, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen. Basierend auf früheren Überlegungen zu einem Ungleichgewicht in den Kostenreaktionen auf Beschäftigungsanstiege und -rückgänge [z.B. Noreen/Soderstrom (1997)] präsentieren Anderson/Banker/Janakiraman (2003) die erste umfangreiche empirische Untersuchung dieses Phänomens und führen den Begriff „Kostenremanenz (Cost Stickiness)“ ein. Die

---

<sup>85</sup> Vgl. Kim/Prather-Kinsey (2010), S. 28.

<sup>86</sup> Vgl. Kothari (2001), S. 153-159; Gu/Wu (2003), S. 6.

Untersuchung von Anderson/Banker/Janakiraman (2003) konzentriert sich auf die Analyse der Remanenz von Verwaltungs- und Vertriebskosten (Selling, General, and Administrative Costs). Nachfolgende Studien zeigen jedoch, dass Kostenremanenz auch für Herstellkosten (Costs of Goods Sold) und Gesamtkosten (Total Costs) besteht.<sup>87</sup>

Anderson/Banker/Janakiraman (2003) und Chen/Lu/Sougiannis (2012) führen Kostenremanenz auf eine Asymmetrie in von Unternehmensmanagern vorgenommenen Ressourcenanpassungen zurück. Bei steigendem Umsatz erhöhen Manager bereitwillig die Ressourcen eines Unternehmens, indem sie z.B. Mitarbeiter einstellen oder Maschinen kaufen. Bei fallendem Umsatz zögern Manager dagegen, Ressourcen abzubauen, indem sie z.B. Mitarbeiter entlassen oder Maschinen verkaufen. Anderson/Banker/Janakiraman (2003) und Chen/Lu/Sougiannis (2011) identifizieren drei Treiber für asymmetrische Ressourcenanpassungen: Empire Building, fehlende Anreize zum Kapazitätsabbau und Anpassungskosten. Der Begriff „Empire Building“ bezeichnet die Tendenz von Managern, ein von ihnen geführtes Unternehmen über seine optimale Größe hinauswachsen zu lassen, um durch größere Macht, höheres Einkommen und zusätzliches Prestige ihren persönlichen Nutzen zu maximieren.<sup>88</sup> Fehlende Anreize zum Kapazitätsabbau bestehen darin, dass ein Abbau überschüssiger Kapazitäten für die Aktionäre eines Unternehmens zwar lohnenswert sein mag, er für die Unternehmensmanager jedoch in erster Linie Arbeit bedeutet. Manager mit einer Präferenz für ein ruhiges Leben versuchen daher häufig, die schwierigen Entscheidungen und anstrengenden Prozesse, die mit einem Kapazitätsabbau einhergehen, von vornherein zu vermeiden.<sup>89</sup> Anpassungskosten sind Kosten, die es für Manager betriebswirtschaftlich unattraktiv machen, Ressourcen abzubauen. Sie umfassen Transaktionskosten beim Verkauf von Maschinen, Abfindungen beim Entlassen von Mitarbeitern oder Trainingskosten für neue Mitarbeiter, die in späteren Perioden eingestellt werden müssen, wenn der Umsatz wieder steigt.<sup>90</sup>

Dierynck/Landsmann/Renders (2012) bestätigen die Bedeutung von Manager-Anreizen für remanentes Kostenverhalten. Sie zeigen, dass Kostenremanenz in Unternehmen mit niedrigen Gewinnen schwächer ausgeprägt ist als in Unternehmen, die hohe Gewinne erwirtschaften. In Unternehmen mit niedrigen Gewinnen haben Manager einen starken

---

87 Vgl. Subramiam/Weidenmeier (2003); Calleja/Stelarios/Thomas (2006).

88 Vgl. Jensen (1986); Masulis/Wang/Xie (2007); Hope/Thomas (2008).

89 Vgl. Bertrand/Mullainathan (2003); Datta et al. (2010).

90 Vgl. Anderson/Banker/Janakiraman (2003).

Anreiz, überhöhte Ressourcenbestände zu vermeiden, denn solche Bestände würden schnell dazu führen, dass Verluste entstehen. In Unternehmen, die hohe Gewinne erwirtschaften, ist der Manager-Anreiz zur Kostendisziplin geringer, denn hier fehlt das Drohszenario eines Verlusts bei überhöhten Ressourcenbeständen.

Weiss (2010) entwickelt ein Maß, welches die Stärke der Kostenremanenz in einem einzelnen Unternehmen misst, indem es die Steigungen der Kostenfunktion des Unternehmens bei steigendem und fallendem Umsatz vergleicht. Er hypothetisiert und stellt fest, dass Unternehmen mit hoher Kostenremanenz ungenauere Analysten-Gewinnprognosen aufweisen als Unternehmen mit niedriger Kostenremanenz. Weiss (2010) motiviert seine Hypothese in drei Schritten. Im ersten Schritt argumentiert er, dass remanentere Kosten zu höherer Gewinnvariabilität führen. Im zweiten Schritt nimmt er an, dass Analysten das Verhalten von Kosten tendenziell verstehen und somit bei der Erstellung ihrer Prognosen die erhöhte Gewinnvariabilität für Unternehmen mit remanenteren Kosten berücksichtigen. Im dritten Schritt zeigt er, dass die Berücksichtigung der erhöhten Gewinnvariabilität für Unternehmen mit remanenteren Kosten zu höheren absoluten Gewinnprognosefehlern bei diesen Unternehmen führt.

Die vorliegende Studie ähnelt der Arbeit von Weiss (2010), denn auch sie kombiniert Kostenremanenz mit Analystenprognosen. Allerdings liegen dieser Studie und der Arbeit von Weiss (2010) unterschiedliche Ansichten bezüglich des Analysten-Verständnisses von Kostenremanenz zugrunde. Weiss (2010) *nimmt an*, dass Analysten das Verhalten von Kosten tendenziell *verstehen*. Die vorliegende Studie *zeigt* dagegen *empirisch*, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz *missachten*. Außerdem untersucht diese Studie den Einfluss von Kostenremanenz auf Gewinnprognosen-*Optimismus*, während Weiss (2010) den Einfluss von Kostenremanenz auf Gewinnprognosen-*Genauigkeit* analysiert.

### **3.1.2 Gewinnprognosen-Optimismus**

Zahlreiche Studien zeigen, dass von Finanzanalysten aufgestellte Gewinnprognosen im Durchschnitt höher ausfallen als der tatsächliche Gewinn. Die meisten der in vorherigen Studien vorgebrachten Erklärungen für diesen Gewinnprognosen-Optimismus lassen sich in vier Kategorien gliedern.<sup>91</sup> Die Cognitive Bias Explanation nimmt an, dass

---

91 Vgl. Gu/Wu (2003), S. 6.

Analysten Gewinne irrational prognostizieren, da sie zu schwach auf veröffentlichte Gewinninformationen reagieren.<sup>92</sup> Die Strategic Reporting Bias Explanation nimmt an, dass Analysten Gewinne rational prognostizieren. Sie stellen jedoch bewusst optimistische Gewinnprognosen auf, um ihr Verhältnis zu Unternehmensmanagern zu verbessern und zusätzlichen Umsatz für ihre Maklerfirmen zu generieren.<sup>93</sup> Die Selection Bias Explanation nimmt an, dass Analysten Gewinne rational und ehrlich prognostizieren. Allerdings veröffentlichen sie eine Gewinnprognose nur dann, wenn sie diese als günstig ansehen.<sup>94</sup> Die Skewness Bias Explanation nimmt an, dass Analysten Gewinne rational, ehrlich und ohne Filter prognostizieren. Der Optimismus in ihren Gewinnprognosen resultiert aus Schiefe in der Verteilung von Gewinnen und dem Bemühen von Analysten, ihren mittleren absoluten Prognosefehler zu minimieren.<sup>95</sup>

### **3.1.3 Hypothesenmotivation**

Die Grundidee hinter den in dieser Studie aufgestellten Hypothesen besteht darin, Kostenremanenz (Kapitel 3.1.1) mit Gewinnprognosen-Optimismus (Kapitel 3.1.2) zu kombinieren. Mest/Plummer (2003) stellen fest, dass Umsatzprognosen, im Gegensatz zu Gewinnprognosen, unverzerrt sind, d.h. sie stimmen im Durchschnitt mit dem tatsächlichen Umsatz überein.

Kosten sind die Differenz zwischen Umsatz und Gewinn. Folglich impliziert die Asymmetrie zwischen unverzerrten Umsatzprognosen und optimistischen Gewinnprognosen, dass Analysten die Kosten unterschätzen, die mit dem von ihnen prognostizierten Umsatz einhergehen. Ein solches Unterschätzen von Kosten bedeutet wiederum, dass Analysten den Kostenrückgang bei fallendem Umsatz überschätzen und die Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz unterschätzen. Der gemeinsame Effekt eines Überschätzens des Kostenrückgangs bei fallendem Umsatz und eines Unterschätzens der Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz legt nahe, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz unterschätzen. Ob dieses Unterschätzen allerdings stark genug ist, um dafür zu sorgen, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz

---

92 Vgl. Abarbanell/Bernard (1992); Elgers/Lo (1994).

93 Vgl. Francis/Philbrick (1993); Dugar/Nathan (1995); Das/Levine/Sivaramakrishnan (1998); Lim (2001).

94 Vgl. McNichols/O'Brien (1997).

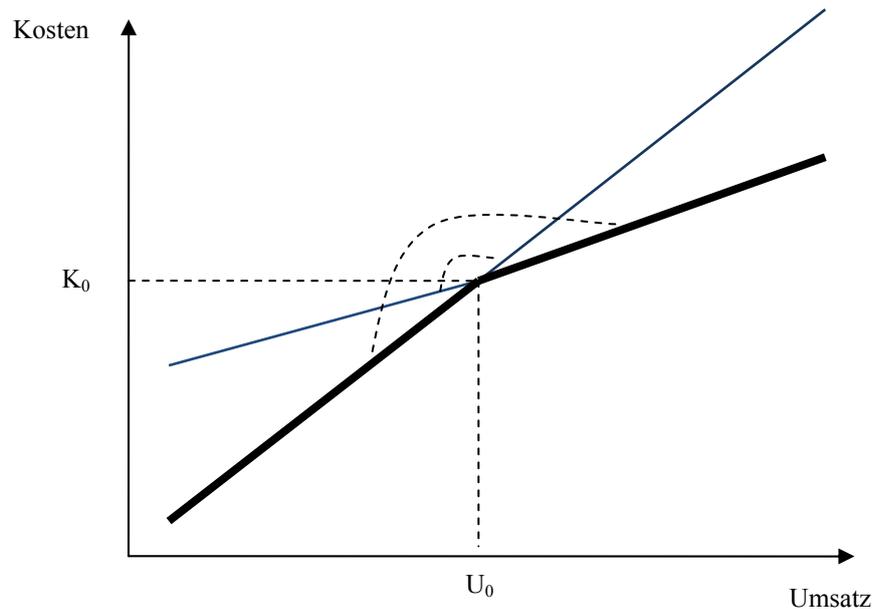
95 Vgl. Gu/Wu (2003).

sogar missachten, ist eine offene Frage. Die empirische Beantwortung dieser Frage erfolgt durch Prüfung der folgenden Hypothese:

*H1: Kostenprognosen von Analysten missachten Kostenremanenz.*

Abbildung 3.1 illustriert, wie der gemeinsame Effekt eines Überschätzens des Kostenrückgangs bei fallendem Umsatz und eines Unterschätzens der Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz zu einer Missachtung von Kostenremanenz in Analysten-Kostenprognosen führen kann. Die dünnen Linien stellen eine tatsächliche Kostenfunktion dar. Die fetten Linien repräsentieren die dazugehörige prognostizierte Kostenfunktion.  $U_0$  ist der aktuelle Umsatz.  $K_0$  sind die aktuellen Kosten. Die tatsächliche Kostenfunktion ist remanent, d.h. die tatsächlichen Kosten gehen bei fallendem Umsatz nicht so stark zurück, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen. Die prognostizierte Kostenfunktion ist dagegen anti-remanent, d.h. die prognostizierten Kosten fallen bei einem prognostizierten Umsatzrückgang stärker, als sie sich bei einem prognostizierten Umsatzanstieg erhöhen. Graphisch bedeutet (Anti-)Remanenz in tatsächlichen (prognostizierten) Kosten, dass die dünnen (fetten) Linien einen Winkel von weniger (mehr) als 180 Grad bilden. Die Diskrepanz zwischen remanenten tatsächlichen Kosten und anti-remanenten prognostizierten Kosten resultiert daraus, dass Analysten den Kostenrückgang bei fallendem Umsatz deutlich überschätzen und die Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz deutlich unterschätzen. Graphisch bedeutet dies, dass sowohl für steigende als auch für fallende Umsätze die prognostizierte Kostenfunktion deutlich unterhalb der tatsächlichen Kostenfunktion verläuft.

**Abbildung 3.1: Kostenremanenz**



Die Abbildung zeigt, dass wenn Analysten die Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz unterschätzen und den Kostenrückgang bei fallendem Umsatz überschätzen, Prognosen für Kosten, die tatsächlich remanent sind (dünne Kostenfunktion), anti-remanent sein können (fette Kostenfunktion).  $U_0$  ist der aktuelle Umsatz.  $K_0$  sind die aktuellen Kosten.

Die Motivation von Hypothese H1 stellt eine Verbindung zwischen unverzerrten Umsatzprognosen, optimistischen Gewinnprognosen und der Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen her. Bei unverzerrten Umsatzprognosen sind optimistische Gewinnprognosen und die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen zwei Seiten der gleichen Medaille. Ein Analyst, der bei unverzerrten Umsatzprognosen optimistische Gewinnprognosen abgibt, überschätzt (unterschätzt) den Kostenrückgang (die Kostenerhöhung) bei fallendem (steigendem) Umsatz. Umgekehrt gibt ein Analyst, der bei unverzerrten Umsatzprognosen den Kostenrückgang (die Kostenerhöhung) bei fallendem (steigendem) Umsatz überschätzt (unterschätzt), optimistische Gewinnprognosen ab. Diese Wechselbeziehung hat zwei Implikationen. Einerseits impliziert sie, dass jede in vorherigen Studien vorgebrachte Erklärung für Gewinnprognosen-Optimismus (siehe Kapitel 3.1.2) gleichzeitig eine Erklärung für die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen darstellt. Andererseits impliziert sie, dass eine neue, bisher unerforschte Erklärung für Gewinnprognosen-Optimismus darin bestehen könnte, dass Analysten Kostenremanenz missachten, z.B. weil Analysten die Tendenz von Managern unterschätzen, Empire-Building zu betreiben oder den Abbau von Kapazitäten zu vermeiden.

Die Idee, dass Gewinnprognosen-Optimismus auch durch eine Missachtung von Kostenremanenz verursacht wird, erweitert die Cognitive Bias Explanation. Sie weist darauf hin, dass Analysten Gewinne möglicherweise nicht nur deswegen irrational prognostizieren, weil sie zu schwach auf veröffentlichte Gewinninformationen reagieren, sondern auch, weil sie die Remanenz von Kosten missachten. Ein Effekt, der auf der Missachtung eines bestimmten Phänomens beruht, sollte stark sein, wenn das Phänomen deutlich ausgeprägt ist, und schwach sein, wenn das Phänomen kaum ausgeprägt ist oder gar nicht erst existiert. Somit gilt: Falls eine neue Erklärung für Optimismus in Gewinnprognosen darin besteht, dass Analysten Kostenremanenz missachten, dann sollte Gewinnprognosen-Optimismus bei Unternehmen mit besonders remanenten Kosten stärker ausgeprägt sein als bei Unternehmen mit wenig remanenten oder sogar anti-remanenten Kosten. Folglich lautet die zweite Hypothese dieser Studie:

*H2: Gewinnprognosen-Optimismus ist positiv mit unternehmensspezifischer Kostenremanenz assoziiert.*

## **3.2 Forschungsdesign, Datensatz und Deskriptive Statistiken**

### **3.2.1 Forschungsdesign für Hypothese H1**

Das Forschungsdesign zur Prüfung von Hypothese H1, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz missachten, basiert auf dem Kostenremanenz-Modell von Anderson/Banker/Janakiraman (2003). Dieses Modell regressiert den Logarithmus von Kostenveränderungen auf den Logarithmus von Umsatzveränderungen und auf einen Dummy-Interaktionsterm, der zwischen Umsatzanstiegen und Umsatzrückgängen unterscheidet. Zur Prüfung von H1 wird das Modell von Anderson/Banker/Janakiraman (2003) zweimal geschätzt. Die erste Schätzung nutzt tatsächliche Kosten- und Umsatzveränderungen. Die zweite Schätzung nutzt dagegen prognostizierte Kosten- und Umsatzveränderungen. Analysten veröffentlichen i.d.R. lediglich Prognosen für den Gewinn und den Umsatz eines Unternehmens. Folglich werden in dieser Studie tatsächliche (prognostizierte) Kosten implizit als Differenz zwischen tatsächlichem (prognostiziertem) Umsatz und tatsächlichem (prognostiziertem) Gewinn ermittelt.

Die erste Modellschätzung prüft, ob die tatsächlichen Kosten der im Datensatz enthaltenen Unternehmen remanent sind. Mittels dieser Analyse wird ausgeschlossen, dass ein etwaiges Fehlen von Kostenremanenz in Kostenprognosen darauf beruht, dass

die tatsächlichen Kosten der Unternehmen, für die diese Kostenprognosen erstellt wurden, gar nicht remanent sind. Das Regressionsmodell für die erste Schätzung lautet:

$$\log \left[ \frac{\text{Costs}_{i,t}}{\text{Costs}_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log \left[ \frac{\text{Sales}_{i,t}}{\text{Sales}_{i,t-1}} \right] + \beta_2 \cdot \text{Decrease\_Dummy}_{i,t} \cdot \log \left[ \frac{\text{Sales}_{i,t}}{\text{Sales}_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

mit:

$$\text{Costs}_{i,t} = \text{Sales}_{i,t} - \text{Earnings}_{i,t}$$

$$\text{Decrease\_Dummy}_{i,t} = 1 \text{ wenn } \text{Sales}_{i,t} < \text{Sales}_{i,t-1}, 0 \text{ sonst}$$

$\text{Sales}_{i,t}$  ist der tatsächliche Umsatz von Unternehmen  $i$  in Quartal  $t$  gemäß I/B/E/S.  $\text{Earnings}_{i,t}$  ist der tatsächliche Gewinn von Unternehmen  $i$  in Quartal  $t$ . Er wird berechnet, indem man die tatsächlichen Earnings Per Share (EPS) gemäß I/B/E/S mit der Anzahl ausstehender Aktien gemäß Compustat multipliziert.<sup>96</sup> Die Dummy-Variable  $\text{Decrease\_Dummy}_{i,t}$  nimmt den Wert 0 an, wenn der tatsächliche Umsatz steigt, und sie nimmt den Wert 1 an, wenn der tatsächliche Umsatz fällt. Folglich misst der Koeffizient  $\beta_1$  im Modell (3.1) den durchschnittlichen prozentualen Anstieg der tatsächlichen Kosten bei einem einprozentigen Anstieg des tatsächlichen Umsatzes, und die Summe der Koeffizienten  $\beta_1$  und  $\beta_2$  misst den durchschnittlichen prozentualen Rückgang der tatsächlichen Kosten bei einem einprozentigen Rückgang des tatsächlichen Umsatzes. Wenn tatsächliche Kosten remanent sind, d.h. wenn tatsächliche Kosten bei fallendem Umsatz nicht so stark zurückgehen, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen, dann ist  $\beta_2$  negativ (sofern  $\beta_1$  positiv ist). Somit lautet die empirische Hypothese für Remanenz in tatsächlichen Kosten  $\beta_2 < 0$  in Modell (3.1).

Die zweite Modellschätzung testet die Hypothese, dass Kostenprognosen von Analysten Kostenremanenz missachten. Sie wiederholt die Analyse von Modell (3.1), aber ersetzt tatsächliche Umsatz- und Kostenveränderungen durch prognostizierte Umsatz- und Kostenveränderungen.

---

<sup>96</sup> I/B/E/S enthält deutlich mehr Gewinn-Beobachtungen auf einer pro Aktien-Basis als auf einer Gesamtbasis. Daher werden in diesem Beitrag tatsächliche (prognostizierte) Gewinne durch Multiplikation von tatsächlichen (prognostizierten) EPS mit der Anzahl ausstehender Aktien ermittelt, um die Größe des Datensatzes zu maximieren.

$$\log \left[ \frac{\widehat{\text{Costs}}_{i,t}}{\widehat{\text{Costs}}_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log \left[ \frac{\widehat{\text{Sales}}_{i,t}}{\widehat{\text{Sales}}_{i,t-1}} \right] + \beta_2 \cdot \overline{\text{Decrease\_Dummy}}_{i,t} \cdot \log \left[ \frac{\widehat{\text{Sales}}_{i,t}}{\widehat{\text{Sales}}_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

mit:

$$\widehat{\text{Costs}}_{i,t} = \widehat{\text{Sales}}_{i,t} - \widehat{\text{Earnings}}_{i,t}$$

$$\overline{\text{Decrease\_Dummy}}_{i,t} = 1 \text{ wenn } \widehat{\text{Sales}}_{i,t} < \widehat{\text{Sales}}_{i,t-1}, 0 \text{ sonst}$$

$\widehat{\text{Sales}}_{i,t}$  ist die Konsensprognose für den Umsatz von Unternehmen  $i$  in Quartal  $t$ . Sie ist der Mittelwert aller individuellen I/B/E/S-Umsatzprognosen, die am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal aktuell („outstanding“) sind.

$\widehat{\text{Earnings}}_{i,t}$  ist die Konsensprognose für den Gewinn von Unternehmen  $i$  in Quartal  $t$ . Sie wird berechnet, indem man die Konsensprognose für die EPS mit der Anzahl ausstehender Aktien gemäß Compustat multipliziert. Die Konsensprognose für die EPS ist der Mittelwert aller individuellen I/B/E/S-EPS-Prognosen, die am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal aktuell sind. Die Variable

$\overline{\text{Decrease\_Dummy}}_{i,t}$  nimmt den Wert 0 an, wenn ein Umsatzanstieg prognostiziert wird. Folglich misst der Koeffizient  $\beta_1$  in Modell (3.2) den durchschnittlich prognostizierten prozentualen Kostenanstieg bei einem prognostizierten einprozentigen Umsatzanstieg. Die Variable  $\overline{\text{Decrease\_Dummy}}_{i,t}$  nimmt den Wert 1 an, wenn ein Umsatzrückgang prognostiziert wird. Daher misst die Summe der Koeffizienten  $\beta_1$  und  $\beta_2$  den durchschnittlich prognostizierten prozentualen Kostenrückgang bei einem prognostizierten einprozentigen Umsatzrückgang. Wenn Kostenprognosen nicht remanent sind, ist  $\beta_2$  nicht-negativ (sofern  $\beta_1$  positiv ist). Somit lautet die empirische Hypothese für die Missachtung von Kostenremanenz in Kostenprognosen  $\beta_2 \geq 0$  in Modell (3.2).

### 3.2.2 Forschungsdesign für Hypothese H2

Das Forschungsdesign zur Prüfung von Hypothese H2, dass Gewinnprognosen-Optimismus positiv mit unternehmensspezifischer Kostenremanenz assoziiert ist, kombiniert das Gewinnprognosen-Optimismus-Modell von Gu/Wu (2003) mit dem unternehmensspezifischen Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010). Das Gewinnprognosen-Optimismus-Modell von Gu/Wu (2003) regressiert den Fehler in

Analysten-Gewinnprognosen auf mehrere Variablen, welche diejenigen Verzerrungen approximieren, die von vorherigen Studien als Erklärungen für Gewinnprognosen-Optimismus identifiziert wurden (siehe Kapitel 3.1.2). Das Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010) misst die Stärke der Kostenremanenz in einem einzelnen Unternehmen, indem es die Steigungen der Kostenfunktion des Unternehmens bei steigendem und fallendem Umsatz vergleicht. Zur Prüfung von H2 wird das Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010) als zusätzlicher Regressor in das Gewinnprognosen-Optimismus Modell von Gu/Wu (2003) aufgenommen. Dies führt zu folgender Regressionsgleichung:

$$\begin{aligned} FERR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot STICKY_{i,t} + \beta_2 \cdot MNMD_{i,t} + \beta_3 \cdot LGMV_{i,t} + \beta_4 \cdot LGFLLW_{i,t} \\ & + \beta_5 \cdot LGTV_{i,t} + \beta_6 \cdot CV_{i,t} + \beta_7 \cdot DISP_{i,t} + \beta_8 \cdot INDROE_{i,t} \\ & + \beta_9 \cdot SUE\_1_{i,t} + \beta_{10} \cdot SUE\_2_{i,t} + \beta_{11} \cdot LOSS_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (3.3)$$

mit:

$$FERR_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - \widehat{EPS}_{i,t}}{P_{i,t-1}} \cdot 100$$

$$STICKY_{i,t} = \log\left(\frac{\Delta Cost}{\Delta Sales}\right)_{i,\underline{\tau}} - \log\left(\frac{\Delta Cost}{\Delta Sales}\right)_{i,\bar{\tau}} \quad \underline{\tau}, \bar{\tau} \in \{t, \dots, t-3\}$$

$$\Delta Sales_{i,t} = Sales_{i,t} - Sales_{i,t-1}$$

$$\Delta Costs_{i,t} = (Sales_{i,t} - Earnings_{i,t}) - (Sales_{i,t-1} - Earnings_{i,t-1})$$

$EPS_{i,t}$  sind die tatsächlichen EPS von Unternehmen  $i$  in Quartal  $t$  gemäß I/B/E/S.  $\widehat{EPS}_{i,t}$  ist die Konsensprognose für die EPS von Unternehmen  $i$  in Quartal  $t$ . Sie ist der Mittelwert aller individuellen I/B/E/S-EPS-Prognosen, die am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal aktuell sind.  $P_{i,t-1}$  ist der Aktienkurs von Unternehmen  $i$  zu Beginn des Quartals  $t$ . Bei optimistischen Gewinnprognosen nimmt  $FERR_{i,t}$  einen negativen Wert an. Analog drückt ein niedrigerer Wert für  $FERR_{i,t}$  optimistischere Gewinnprognosen aus.  $STICKY_{i,t}$  ist das unternehmensspezifische Kostenremanenz-Maß von Weiss (2010). Es ist die Differenz zwischen den Steigungen der Kostenfunktion von Unternehmen  $i$  für die beiden aktuellsten Quartale aus der Menge der vier Quartale zwischen  $t-3$  und  $t$ , für die gilt, dass der Umsatz in dem einen Quartal steigt und in dem anderen fällt.  $\Delta Sales_{i,t}$  ist die Differenz im Umsatz (Compustat #2) von Unternehmen  $i$  zwischen dem aktuellen und dem vorherigen

Quartal.  $\Delta Costs_{i,t}$  ist die Differenz in den Kosten (Compustat #2 - Compustat #8) von Unternehmen  $i$  zwischen dem aktuellen und dem vorherigen Quartal.  $\tau$  ist das aktuellste der letzten vier Quartale, in dem der Umsatz fällt.  $\bar{\tau}$  ist das aktuellste der letzten vier Quartale, in dem der Umsatz steigt. Wenn Kosten remanent sind, d.h. wenn sie bei fallendem Umsatz nicht so stark zurückgehen, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen, dann nimmt  $STICKY_{i,t}$  einen negativen Wert an. Analog drückt ein niedrigerer Wert für  $STICKY_{i,t}$  höhere Kostenremanenz aus. Somit lautet die empirische Hypothese für eine positive Assoziation zwischen Gewinnprognosen-Optimismus und unternehmensspezifischer Kostenremanenz  $\beta_1 > 0$  in Modell (3.3).

Neben dem für die Prüfung von H2 wesentlichen Regressor  $STICKY_{i,t}$  enthält Modell (3.3) mehrere aus der Studie von Gu/Wu (2003) übernommene Kontrollvariablen.  $MNMD_{i,t}$  approximiert den Skewness Bias. Sie ist die Mittelwert-Median-Differenz für die EPS von Unternehmen  $i$ , deflationiert anhand des Aktienkurses zu Beginn des Quartals  $t$  und ausgedrückt in Prozent. Der Mittelwert und der Median der EPS von Unternehmen  $i$  werden anhand der tatsächlichen EPS gemäß I/B/E/S für die acht vorherigen und die acht nachfolgenden Quartale sowie anhand der EPS-Konsensprognose für das aktuelle Quartal  $t$  berechnet. Für eine gültige Beobachtung werden mindestens vier Quartale mit in I/B/E/S verfügbaren tatsächlichen EPS auf jeder Seite von  $t$  verlangt. Die Gewinnverteilungen der meisten Firmen sind linksschief, d.h. ihr Median ist größer als ihr Mittelwert.<sup>97</sup> Für jede Verteilung gilt, dass die Prognose, welche den mittleren absoluten Prognosefehler (MAFE) minimiert, der Median ist.<sup>98</sup> Folglich gibt ein Analyst, der bemüht ist, seinen MAFE zu minimieren, bei einer linksschiefen Gewinnverteilung Gewinnprognosen ab, die oberhalb des Mittelwerts der Verteilung liegen und somit zu einem optimistischen mittleren Prognosefehler führen. Ein niedrigerer Wert für  $MNMD_{i,t}$  drückt höhere Schiefe aus. Folglich wird in Modell (3.3) für  $MNMD_{i,t}$  ein positiver Koeffizient erwartet.

$LGMV_{i,t}$ ,  $LGFLW_{i,t}$ ,  $LGTV_{i,t}$ ,  $CV_{i,t}$  und  $DISP_{i,t}$  approximieren den Strategic Reporting Bias.  $LGMV_{i,t}$  ist der natürliche Logarithmus der Marktkapitalisierung von Unternehmen  $i$  zu Beginn des Quartals  $t$ . Diese Variable bildet die Idee ab, dass Analysten bei kleineren Unternehmen einen stärkeren Anreiz haben, durch

---

97 Vgl. Basu (1997); Givoly/Hayn (2000).

98 Vgl. Gu/Wu (2003), S. 26f.

optimistische Gewinnprognosen ihre Kommunikation mit dem Management zu verbessern, da es für kleinere Unternehmen weniger öffentlich verfügbare Informationen gibt.  $LGFW_{i,t}$  ist der natürliche Logarithmus der Anzahl an Analysten, die in dem Jahr, in das Quartal  $t$  fällt, Prognosen für die Jahres-EPS des Unternehmens  $i$  abgeben. Diese Variable erfasst die Möglichkeit, dass größere Analystenaufmerksamkeit zu stärkerem Wettbewerb zwischen Analysten führt, und Analysten aufgrund dieses Wettbewerbs intensiver versuchen, sich durch optimistische Gewinnprognosen die Gunst des Managements zu verschaffen.  $LGTV_{i,t}$  ist der natürliche Logarithmus des Handelsvolumens der Aktien von Unternehmen  $i$  in den vier Quartalen vor Quartal  $t$ . Diese Variable wird in die Regression einbezogen, weil Analysten bei höherem Handelsvolumen einen stärkeren Anreiz haben, durch optimistische Gewinnprognosen zusätzliche Einnahmen für ihre Maklerfirmen zu generieren.<sup>99</sup> Basierend auf den obigen Argumenten wären in Modell (3.3) für  $LGMV_{i,t}$  ein positiver Koeffizient und für  $LGFW_{i,t}$  sowie  $LGTV_{i,t}$  negative Koeffizienten zu erwarten. Allerdings sind Marktkapitalisierung, Analystenaufmerksamkeit und Handelsvolumen positiv miteinander korreliert. Folglich kann letztendlich keine klare Erwartung für die Richtungen der Effekte formuliert werden, die  $LGMV_{i,t}$ ,  $LGFW_{i,t}$  und  $LGTV_{i,t}$  auf  $FERR_{i,t}$  ausüben.

$CV_{i,t}$  ist der Variationskoeffizient der EPS von Unternehmen  $i$ , berechnet für das gleiche Zeitfenster wie  $MNMD_{i,t}$ . Der Variationskoeffizient ist definiert als durch den Absolutbetrag des Mittelwerts dividierte Standardabweichung.  $DISP_{i,t}$  ist die in Prozent ausgedrückte Standardabweichung der (anhand des Aktienkurses deflationierten) individuellen I/B/E/S-EPS-Prognosen, die in die Berechnung von  $\widehat{EPS}_{i,t}$  eingegangen sind.  $CV_{i,t}$  und  $DISP_{i,t}$  berücksichtigen, dass Analysten bei schwerer vorhersehbaren Gewinnen einen stärkeren Anreiz haben, durch optimistische Gewinnprognosen ihre Versorgung mit Managementinformationen zu verbessern.<sup>100</sup> Volatilere Gewinne sind schwerer vorhersehbar, und eine geringere Vorhersehbarkeit führt zu größerer Unsicherheit unter Analysten. Folglich werden in Modell (3.3) für  $CV_{i,t}$  und  $DISP_{i,t}$  negative Koeffizienten erwartet. Die Einbeziehung von  $CV_{i,t}$  als Kontrollvariable in eine Regression von  $FERR_{i,t}$  auf  $STICKY_{i,t}$  ist besonders wichtig. Ohne  $CV_{i,t}$  als Kontrollvariable könnte ein positiver Zusammenhang zwischen  $FERR_{i,t}$  und  $STICKY_{i,t}$

---

99 Vgl. Hayes (1998).

100 Vgl. Das/Levine/Sivaramakrishnan (1998).

nämlich auch einfach durch die Kombination von Weiss' (2010) Idee, dass remanentere Kosten zu höherer Gewinnvariabilität führen, und Das/Levine/Sivaramakrishnans (1998) Argument, dass Analysten bei volatileren Gewinnen stärkere Anreize zur Abgabe optimistischer Gewinnprognosen haben, verursacht werden.

$INDROE_{i,t}$  approximiert den Selection Bias. Sie ist die Eigenkapitalrendite von Unternehmen  $i$  (Gewinn vor Sondereffekten in den 12 Monaten nach Quartal  $t$ , geteilt durch den durchschnittlichen Buchwert des Eigenkapitals zwischen Anfang und Ende dieses 12-Monats-Zeitraums), verringert um den Median der Eigenkapitalrenditen für alle Unternehmen mit der gleichen zweiziffrigen SIC-Industriekodierung im gleichen Zeitraum.  $INDROE_{i,t}$  bildet die Idee ab, dass Unternehmen mit guten Zukunftsaussichten weniger stark von durch den Selection Bias verursachtem Gewinnprognosen-Optimismus betroffen sind. Folglich wird in Modell (3.3) für  $INDROE_{i,t}$  ein positiver Koeffizient erwartet.

$SUE\_1_{i,t}$  und  $SUE\_2_{i,t}$  approximieren den Cognitive Bias. Sie sind die anhand eines saisonalen Random-Walk-Modells mit dem Lag 1 bzw. 2 ermittelten unerwarteten EPS von Unternehmen  $i$  für das Quartal  $t$ , deflationiert anhand des Aktienkurses zu Beginn des Quartals  $t$  und ausgedrückt in Prozent.  $SUE\_1_{i,t}$  und  $SUE\_2_{i,t}$  werden in die Regression einbezogen, um die zu schwache Reaktion von Analysten auf veröffentlichte Gewinninformationen abzubilden. Folglich werden in Modell (3.3) für  $SUE\_1_{i,t}$  und  $SUE\_2_{i,t}$  positive Koeffizienten erwartet.

$LOSS_{i,t}$  ist eine Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn  $\widehat{EPS}_{i,t}$  negativ ist, und ansonsten den Wert 0 hat. Sie erfasst die Möglichkeit, dass Gewinnprognosen-Optimismus größtenteils durch Unternehmen verursacht wird, die einen Verlust erwirtschaften, da Manager unterschiedliche Anreize beim managen von Gewinnen und Verlusten haben.<sup>101</sup> Basierend auf den Ergebnissen vorheriger Studien wird in Modell (3.3) für  $LOSS_{i,t}$  ein negativer Koeffizient erwartet.

---

101 Vgl. Downen (1996); Brown (1998).

### 3.2.3 Datensatz

Das Forschungsdesign zur Prüfung von Hypothese H1 [Modelle (3.1) und (3.2)] erfordert Prognosen für die EPS und Umsätze eines Unternehmens. Diese Prognosen und ihre entsprechenden tatsächlichen Werte (Realisationen) werden der I/B/E/S-Datenbank entnommen. EPS-Prognosen sind in I/B/E/S für alle Jahre ab 1983 verfügbar. Umsatzprognosen liegen dagegen nur für alle Jahre ab 1995 vor. Das Forschungsdesign zur Prüfung von Hypothese H2 [Modell (3.3)] erfordert lediglich EPS-Prognosen. Somit kann H2 grundsätzlich anhand eines größeren Datensatzes geprüft werden als H1. Allerdings beinhaltet Model 3.3, im Gegensatz zu den Modellen 3.1 und 3.2, einige Variablen, die nur berechnet werden können, wenn bestimmte Bedingungen erfüllt sind. So erfordert z.B. die Berechnung von  $STICKY_{i,t}$  mindestens einen Umsatzanstieg und einen Umsatzrückgang innerhalb der letzten vier Quartale, und die Berechnung von  $MNMD_{i,t}$  erfordert mindestens vier Quartale mit in I/B/E/S verfügbaren tatsächlichen EPS auf jeder Seite des Quartals  $t$ . Außerdem erfordert die Verwendung logarithmierter Größen in der Definition von  $STICKY_{i,t}$ , dass in den Quartalen mit dem aktuellsten Umsatzanstieg und dem aktuellsten Umsatzrückgang sich Umsatz und Kosten jeweils in die gleiche Richtung verändern. Diese Bedingungen reduzieren die Anzahl verfügbarer Beobachtungen zur Prüfung von H2 gegenüber der Anzahl verfügbarer Beobachtungen zur Prüfung von H1 deutlich. Um für jede Hypothesenprüfung die Anzahl verfügbarer Beobachtungen zu maximieren, werden H1 und H2 anhand separater Datensätze geprüft. Der Datensatz zur Prüfung von H1 (H2) wird als Datensatz A (B) bezeichnet. Im Rahmen der Robustheitsprüfungen des Kapitels 3.5 werden die Datensätze A und B zusammengefügt, und es wird gezeigt, dass die Schnittmenge beider Datensätze bei der Prüfung von H1 und H2 qualitativ identische Ergebnisse liefert wie die separaten Datensätze.

Zur Konstruktion von Datensatz A werden Umsatz- und EPS-Prognosen aus dem I/B/E/S Detail File und tatsächliche Werte aus dem I/B/E/S Actuals File verwendet. Der I/B/E/S Detail File enthält von einzelnen Analysten aufgestellte Prognosen. Aus diesen Individualprognosen werden für jedes Unternehmen und jedes Quartal Konsensprognosen erstellt. Die Konsensprognosen sind der Mittelwert aller Individualprognosen, die am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal aktuell sind. Zur Vermeidung veralteter Prognosen wird eine Individualprognose von der Konsensprognosen-Berechnung ausgeschlossen, wenn ihre letzte Überarbeitung („Revision“) mehr als 80 Tage vor der Veröffentlichung des

Gewinns für das Vorquartal erfolgt ist. Außerdem ist sicherzustellen, dass die Konsensprognosen für Umsätze und EPS sinnvoll vergleichbar sind. Daher wird eine Umsatz-(EPS-)Individualprognose von der Konsensprognosen-Berechnung ausgeschlossen, wenn für sie keine entsprechende EPS-(Umsatz-)Individualprognose des gleichen Analysten vorliegt. Nach Berechnung der Konsensprognosen für Umsätze und EPS werden tatsächliche und prognostizierte EPS auf eine Gesamtbasis gebracht, indem sie mit der Anzahl ausstehender Aktien gemäß Compustat multipliziert werden. Wenn die Mehrzahl der Analysten unverwässerte EPS prognostiziert, erfolgt die Multiplikation mit der Größe „Common Shares Used To Calculate Earnings Per Share - Basic“ (Compustat #54). Wenn die Mehrzahl der Analysten dagegen verwässerte EPS prognostiziert, erfolgt die Multiplikation mit der Größe „Common Shares Used To Calculate Earnings Per Share - Fully Diluted“ (Compustat #171). Anschließend werden tatsächliche (prognostizierte) Kosten als Differenz zwischen tatsächlichem (prognostiziertem) Umsatz und tatsächlichem (prognostiziertem) Gewinn ermittelt. Nach diesem Schritt hat jedes Unternehmensquartal des Datensatzes sowohl tatsächliche als auch prognostizierte Werte für Umsatz und Kosten. Nun werden nicht-US-amerikanische Unternehmen sowie Beobachtungen, bei denen das Verhältnis von tatsächlichen Kosten zu tatsächlichem Umsatz im aktuellen oder vorherigen Quartal kleiner als 0,5 oder größer als 2 ist, aus dem Datensatz entfernt. Um auszuschließen, dass zusammenfassende Statistiken oder die Regressionsergebnisse von einer kleinen Zahl extremer Beobachtungen getrieben werden, werden darüber hinaus aus dem verbleibenden Datensatz diejenigen Beobachtungen entfernt, bei denen die tatsächliche oder prognostizierte Kosten- oder Umsatzveränderung oder der prozentuale Prognosefehler für Gewinn oder Umsatz innerhalb der obersten oder untersten 0,5% der entsprechenden Verteilung liegt. Nach dieser Bereinigung enthält Datensatz A 104.252 Unternehmensquartale von 5.901 Unternehmen aus dem Zeitraum zwischen 1996 und 2010.

Datensatz B verwendet die gleichen tatsächlichen und individuell prognostizierten EPS wie Datensatz A. Allerdings werden bei der Berechnung der EPS-Konsensprognosen für Datensatz B nicht diejenigen individuellen EPS-Prognosen ausgeschlossen, für die keine entsprechende individuelle Umsatzprognose des gleichen Analysten vorliegt. Der Regressand für Modell (3.3), d.h. der Fehler in den Gewinnprognosen von Analysten ( $FERR_{i,t}$ ), ist die mit dem Aktienkurs zu Quartalsbeginn (Compustat Mnemonic *prccq*) deflationierte und in Prozent ausgedrückte Differenz zwischen den tatsächlichen EPS

gemäß I/B/E/S und der EPS-Konsensprognose. Die Regressoren für Modell (3.3) werden gemäß ihren im vorherigen Kapitel dargestellten Definitionen berechnet. Nach Bestimmung aller Unternehmensquartale, für die sowohl  $FERR_{i,t}$  als auch sämtliche Regressoren verfügbar sind, werden nicht-US-amerikanische Unternehmen und Beobachtungen, bei denen  $FERR_{i,t}$  oder einer der Regressoren (außer die Dummy-Variable  $LOSS_{i,t}$ ) innerhalb der obersten oder untersten 0,5% der entsprechenden Verteilung liegt, aus dem Datensatz entfernt. Nach dieser Bereinigung enthält Datensatz B 76.268 Unternehmensquartale von 6.558 Unternehmen aus dem Zeitraum zwischen 1984 und 2009.

### 3.2.4 Deskriptive Statistiken

Abschnitt A in Tabelle 3.1 präsentiert zusammenfassende Statistiken für Datensatz A. Diese Statistiken zeigen, dass die durchschnittliche Konsensprognose von Analysten für die quartalsweise Umsatzveränderung in einem Unternehmen 0,8 Prozentpunkte geringer ist als die tatsächliche durchschnittliche quartalsweise Umsatzerhöhung i.H.v. 3,9%. In ähnlicher Weise liegt die durchschnittliche Konsensprognose von Analysten für die quartalsweise Kostenveränderung in einem Unternehmen 1,3 Prozentpunkte unterhalb der tatsächlichen durchschnittlichen quartalsweisen Kostenerhöhung i.H.v. 3,7%. In Übereinstimmung mit Mest/Plummer (2003) weist Datensatz A optimistische Konsensprognosen für Gewinne und unverzerrte Konsensprognosen für Umsätze auf. Der mittlere prozentuale Prognosefehler für Gewinne beträgt 10,9%, während der mittlere prozentuale Prognosefehler für Umsätze 0% beträgt.

Abschnitt B in Tabelle 3.1 präsentiert zusammenfassende Statistiken für Datensatz B. Diese Statistiken zeigen ebenfalls Optimismus in Gewinnprognosen an. Der mittlere preisdeflationierte Prognosefehler für EPS ( $FERR_{i,t}$ ) drückt aus, dass Analysten die EPS eines Unternehmens durchschnittlich um 0,24% des Aktienkurses überschätzen. Der Mittelwert (Median) der Variable  $STICKY_{i,t}$  beträgt -0.23 (-0.25). Die negativen Vorzeichen dieser Statistiken bestätigen, dass Kosten im Durchschnitt remanent sind. Die zusammenfassenden Statistiken der Kontrollvariablen weisen ähnliche Werte auf wie in der Studie von Gu/Wu (2003).

**Tabelle 3.1: Zusammenfassende Statistiken**

<b>Abschnitt A: Zusammenfassende Statistiken für Datensatz A</b>							
		<b>N</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Std.abw.</b>	<b>Q1</b>	<b>Median</b>	<b>Q3</b>
Tatsächliche Werte	$\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}}$	104.252	1,039	0,173	0,963	1,026	1,099
	$\frac{Costs_{i,t}}{Costs_{i,t-1}}$	104.252	1,037	0,162	0,964	1,024	1,092
	$\widehat{\frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}}}$	104.252	1,031	0,163	0,965	1,021	1,08
	$\widehat{\frac{Costs_{i,t}}{Costs_{i,t-1}}}$	104.252	1,024	0,151	0,965	1,018	1,074
Prozentualer Prognosefehler	Gewinn	104.252	0,109	0,903	-0,154	-0,026	0,139
	Umsatz	104.252	0,000	0,117	-0,047	-0,007	0,031
<b>Abschnitt B: Zusammenfassende Statistiken für Datensatz B</b>							
		<b>N</b>	<b>Mittelwert</b>	<b>Std.abw.</b>	<b>Q1</b>	<b>Median</b>	<b>Q3</b>
	$FERR_{i,t}(\%)$	76.268	-0,236	1,619	-0,203	0,000	0,109
	$STICKY_{i,t}$	76.268	-0,225	1,524	-1,082	-0,25	0,624
	$MNMD_{i,t}(\%)$	76.268	-0,064	0,836	-0,084	0,005	0,086
	$MV_{i,t}(\text{Mio. \$})$	76.268	3.312	8.651	275	792	2.488
	$FLLW_{i,t}$	76.268	11,747	8,427	5	9	16
	$TV_{i,t}(\text{Mio. Aktien})$	76.268	140,406	306,118	15,045	43,338	123,393
	$CV_{i,t}$	76.268	1,486	3,954	0,288	0,503	1,081
	$DISP_{i,t}(\%)$	76.268	0,259	0,691	0,032	0,084	0,224
	$INDROE_{i,t}$	76.268	0,019	0,239	-0,029	0,032	0,106
	$SUE\_1_{i,t}(\%)$	76.268	-0,152	2,513	-0,218	0,076	0,302
	$SUE\_2_{i,t}(\%)$	76.268	0,088	2,427	-0,175	0,085	0,321
	$LOSS_{i,t}$	76.268	0,086	0,28	0	0	0

Abschnitt A präsentiert zusammenfassende Statistiken für tatsächliche und prognostizierte Umsatz- und Kostenveränderungen in Datensatz A. Tatsächliche (Prognostizierte) Kosten sind die Differenz zwischen tatsächlichem (prognostiziertem) Umsatz und tatsächlichem (prognostiziertem) Gewinn. Der tatsächliche (prognostizierte) Gewinn sind die tatsächlichen (prognostizierten) Earnings Per Share (EPS) multipliziert mit der Anzahl ausstehender Aktien (Compustat #54 oder #171). Umsatz- und EPS-Prognosen sind Konsensprognosen. Sie werden berechnet als Mittelwert aller Individualprognosen (aus dem I/B/E/S Detail File), die am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal aktuell sind. Eine EPS-(Umsatz-)Individualprognose wird von der Konsensprognosen-Berechnung ausgeschlossen, wenn ihre letzte Überarbeitung mehr als 80 Tagen vor der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal erfolgt ist, oder wenn keine entsprechende Umsatz-(EPS-) Individualprognose des gleichen Analysten vorliegt. Tatsächliche Umsätze und EPS stammen aus dem I/B/E/S Actuals File. Nicht-US-amerikanische Unternehmen und Beobachtungen, bei denen das Verhältnis von tatsächlichen Kosten zu tatsächlichem Umsatz im aktuellen oder vorherigen Quartal kleiner als 0,5 oder größer als 2 ist, werden ausgeschlossen.

### Tabelle 3.1 (Fortsetzung)

Aus dem verbleibenden Datensatz werden Beobachtungen entfernt, bei denen die tatsächliche oder prognostizierte Kosten- oder Umsatzveränderung oder der prozentuale Prognosefehler für Gewinn oder Umsatz innerhalb der obersten oder untersten 0,5% der entsprechenden Verteilung liegt. Die prozentualen Prognosefehler für Gewinn und Umsatz berechnen sich wie folgt:

$$FE_{i,t}^{Ear.} = \frac{\widehat{Earnings}_{i,t} - Earnings_{i,t}}{|Earnings_{i,t}|} \quad FE_{i,t}^{Sal.} = \frac{\widehat{Sales}_{i,t} - Sales_{i,t}}{Sales_{i,t}}$$

Datensatz A enthält 104.251 Unternehmensquartale von 5.901 Unternehmen aus dem Zeitraum zwischen 1996 und 2010.

Abschnitt B präsentiert zusammenfassende Statistiken für den preisdeflationierten Gewinn-Prognosefehler ( $FERR_{i,t}$ ) und andere Variablen in Datensatz B. Die Variablen sind wie folgt definiert:

$$FERR_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - \widehat{EPS}_{i,t}}{P_{i,t-1}} \times 100. \quad EPS_{i,t} \text{ ist der tatsächliche Gewinn pro Aktie gemäß dem I/B/E/S Actuals$$

File.  $\widehat{EPS}_{i,t}$  ist die Konsensprognose für den Gewinn pro Aktie. Sie wird berechnet als Mittelwert aller EPS-Individualprognosen (aus dem I/B/E/S Detail File), die am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal aktuell sind. Eine EPS-Individualprognose wird von der Berechnung der Konsensprognose ausgeschlossen, wenn ihre letzte Überarbeitung mehr als 80 Tagen nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal erfolgt ist.  $P_{i,t-1}$  ist der Aktienkurs zu Quartalsbeginn (Compustat Mnemonic *prccq*).

$$STICKY_{i,t} = \log\left(\frac{\Delta Cost}{\Delta Sales}\right)_{i,\tau} - \log\left(\frac{\Delta Cost}{\Delta Sales}\right)_{i,\bar{\tau}} \quad \tau, \bar{\tau} \in \{t, \dots, t-3\}. \quad \Delta Sales \text{ ist die Differenz im Umsatz}$$

zwischen dem aktuellen und dem vorherigen Quartal (Compustat #2).  $\Delta Cost$  ist die Differenz in den Kosten zwischen dem aktuellen und dem vorherigen Quartal (Compustat #2 - #8).  $\tau$  ist das aktuellste der letzten vier Quartale, in dem der Umsatz fällt.  $\bar{\tau}$  ist das aktuellste der letzten vier Quartale, in dem der Umsatz steigt.

$$MNMD_{i,t} = \frac{mean(EPS)_{i,t} - median(EPS)_{i,t}}{P_{i,t-1}} \times 100. \quad EPS \text{ sind die tatsächlichen EPS gemäß I/B/E/S für die}$$

acht vorherigen und die acht nachfolgenden Quartale sowie die EPS-Konsensprognose für das aktuelle Quartal. Für eine gültige Beobachtung werden mindestens vier Quartale mit tatsächlichen I/B/E/S-EPS auf jeder Seite von t verlangt.

$MV_{i,t}$  = Marktkapitalisierung zu Quartalsbeginn (Compustat Mnemonic *prccq* × *csmaq*).

$FLLW_{i,t}$  = Anzahl an Analysten, die in dem Jahr, in das Quartal t fällt, Prognosen für die Jahres-EPS des Unternehmens abgeben.

$TV_{i,t}$  = Handelsvolumen der Aktien des Unternehmens in den vier vorherigen Quartalen (Compustat Mnemonic *cshtq*).

$CV_{i,t}$  = Variationskoeffizient (durch den Absolutbetrag des Mittelwerts dividierte Standardabweichung) der EPS, berechnet für das gleiche Zeitfenster wie  $MNMD_{i,t}$ .

$DISP_{i,t}$  = In Prozent ausgedrückte Standardabweichung der (anhand des Aktienkurses deflationierten) individuellen I/B/E/S-EPS-Prognosen, die in die Berechnung von  $\widehat{EPS}_{i,t}$  eingegangen sind.

$INDROE_{i,t}$  = Eigenkapitalrendite des Unternehmens (Gewinn vor Sondereffekten [Compustat #8] in den 12 Monaten nach dem aktuellen Quartal, geteilt durch den durchschnittlichen Buchwert des Eigenkapitals [Compustat #60] zwischen Anfang und Ende dieses 12-Monats-Zeitraums), verringert um den Median der Eigenkapitalrenditen für alle Unternehmen mit der gleichen zweiziffrigen SIC-Industriekodierung im gleichen Zeitraum.

$SUE_{-1,t}$ ;  $SUE_{-2,t}$  = Anhand eines saisonalen Random-Walk-Modells mit dem Lag 1 bzw. 2 ermittelte unerwartete EPS, deflationiert anhand des Aktienkurses zu Quartalsbeginn und ausgedrückt in Prozent.

$LOSS_{i,t}$  = Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn  $\widehat{EPS}_{i,t}$  negativ ist und ansonsten den Wert 0 hat.

### Tabelle 3.1 (Fortsetzung)

Nicht-US-amerikanische Unternehmen und Beobachtungen, bei denen eine der obigen Variablen (außer  $LOSS_{i,t}$ ) innerhalb der obersten oder untersten 0,5% der entsprechenden Verteilung liegt, werden entfernt. Datensatz B enthält 76.268 Unternehmensquartale von 6.558 Unternehmen aus dem Zeitraum zwischen 1984 und 2009.

---

Tabelle 3.2 präsentiert Korrelationskoeffizienten nach Pearson (oberhalb der Diagonale) und Spearman (unterhalb der Diagonale) für die Variablen in Datensatz B. Der Pearson- (Spearman-) Korrelationskoeffizient zwischen  $FERR_{i,t}$  und  $STICKY_{i,t}$  beträgt 0,07 (0,08) und zeigt somit, wie erwartet, einen positiven Zusammenhang zwischen Gewinnprognosen-Optimismus und unternehmensspezifischer Kostenremanenz an.  $MNMD_{i,t}$  ist positiv mit  $FERR_{i,t}$  korreliert. Diese Korrelation deutet darauf hin, dass Schiefe in der Verteilung von Gewinnen zu optimistischen Gewinnprognosen führt.  $LGMV_{i,t}$ ,  $LGFLW_{i,t}$  und  $LGTV_{i,t}$  sind positiv miteinander korreliert, und die Korrelationskoeffizienten betragen mindestens 0,55. Außerdem ist jede der drei Variablen positiv mit  $FERR_{i,t}$  korreliert. Große Unternehmen mit stärkerer Analystenaufmerksamkeit und höherem Handelsvolumen scheinen also weniger optimistische Gewinnprognosen zu erhalten. Die beiden Vorhersehbarkeits-Variablen  $CV_{i,t}$  und  $DISP_{i,t}$  sind, wie erwartet, negativ mit  $FERR_{i,t}$  korreliert. Außerdem ist  $INDROE_{i,t}$ , in Übereinstimmung mit der Argumentation der Selection Bias Explanation, positiv mit  $FERR_{i,t}$  korreliert.  $SUE\_1_{i,t}$  und  $SUE\_2_{i,t}$  sind ebenfalls jeweils positiv mit  $FERR_{i,t}$  korreliert. Diese positiven Korrelationen stützen die Idee, dass Analysten zu schwach auf veröffentlichte Gewinninformationen reagieren.  $LOSS_{i,t}$  ist negativ mit  $FERR_{i,t}$  korreliert. Gewinnprognosen scheinen also auch dann optimistisch zu sein, wenn sie einen Verlust vorhersagen. In Bezug auf die aus der Studie von Gu/Wu (2003) übernommenen Kontrollvariablen weist  $STICKY_{i,t}$  signifikante Korrelationen (gemäß beider Arten von Korrelationskoeffizienten) nur mit  $MNMD_{i,t}$ ,  $LGFLW_{i,t}$ ,  $SUE\_1_{i,t}$  sowie  $LOSS_{i,t}$  auf, und keiner der entsprechenden Koeffizienten hat einen Absolutbetrag, der oberhalb von 0,05 liegt. Insbesondere fällt auf, dass beide Arten von Korrelationskoeffizienten für  $STICKY_{i,t}$  und  $CV_{i,t}$  Null betragen. Dieser empirische Befund widerspricht der theoretischen Argumentation von Weiss (2010), dass remanentere Kosten zu höherer Gewinnvariabilität führen (siehe Kapitel 3.1.1).

**Tabelle 3.2: Korrelationskoeffizienten für Datensatz B**

	$FERR_{i,t}$	$STICKY_{i,t}$	$MNMD_{i,t}$	$LGMV_{i,t}$	$LGFLW_{i,t}$	$LGTV_{i,t}$	$CV_{i,t}$	$DISP_{i,t}$	$INDROE_{i,t}$	$SUE\_1_{i,t}$	$SUE\_2_{i,t}$	$LOSS_{i,t}$
$FERR_{i,t}$		0,07*	0,18*	0,12*	0,05*	0,04*	-0,12*	-0,33*	0,18*	0,22*	0,13*	-0,09*
$STICKY_{i,t}$	0,08*		0,02*	0,01	-0,02*	0	0	0	0,01*	0,02*	0	0,03*
$MNMD_{i,t}$	0,09*	0,02*		0,09*	0,05*	0,02*	-0,15*	-0,22*	0,17*	0,09*	0,06*	0
$LGMV_{i,t}$	0,1*	0	0,09*		0,68*	0,71*	-0,16*	-0,19*	0,23*	0,08*	0,08*	0,18*
$LGFLW_{i,t}$	0,02*	-0,01*	0,07*	0,69*		0,55*	-0,09*	-0,1*	0,12*	0,02*	0,03*	0,11*
$LGTV_{i,t}$	0,08*	0	0,06*	0,69*	0,55*		-0,02*	0,02*	0,04*	-0,03*	-0,01*	0,04*
$CV_{i,t}$	-0,13*	0	-0,1*	-0,33*	-0,18*	-0,04*		0,14*	-0,18*	-0,07*	-0,07*	0,17*
$DISP_{i,t}$	-0,15*	0	-0,08*	-0,25*	-0,12*	0,06*	0,43*		-0,21*	-0,28*	-0,24*	0,26*
$INDROE_{i,t}$	0,22*	0	0,15*	0,27*	0,14*	0,08*	-0,4*	-0,34*		0,13*	0,11*	-0,27*
$SUE\_1_{i,t}$	0,21*	0,01*	0	0,07*	-0,01*	0	-0,09*	-0,13*	0,15*		0,48*	-0,18*
$SUE\_2_{i,t}$	0,09*	0,05*	-0,03*	0,06*	-0,02*	0,01*	-0,07*	-0,07*	0,11*	0,51*		-0,15*
$LOSS_{i,t}$	-0,02*	0,03*	0,03*	-0,18*	-0,11*	0,04*	0,3*	0,26*	-0,25*	-0,13*	-0,11*	

Die Tabelle präsentiert Korrelationskoeffizienten nach Pearson (oberhalb der Diagonale) und Spearman (unterhalb der Diagonale) für Datensatz B.

Für die Definitionen der Variablen siehe Tabelle 3.1.

\*Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

### 3.3 Ergebnisse

Dieses Kapitel präsentiert die Ergebnisse von OLS-Schätzungen für die Regressionsmodelle (3.1), (3.2) und (3.3). Die Ergebnisse für die Modelle (3.1) und (3.2) sind in Tabelle 3.3 dargestellt. Die Ergebnisse für Modell (3.3) zeigt Tabelle 3.4. Jedes Modell wurde vor seiner Schätzung anhand eines White-Tests auf Heteroskedastizität und anhand von Varianzinflationsfaktoren auf Multikollinearität geprüft. Die Hypothese, dass Heteroskedastizität vorliegt, wurde für jedes Modell auf dem 1%-Niveau abgelehnt. Außerdem lagen alle Varianzinflationsfaktoren nahe 1 und somit deutlich unterhalb gebräuchlicher Grenzwerte für das Vorliegen von Multikollinearität.

Die Ergebnisse in Tabelle 3.3 bestätigen Hypothese H1, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz missachten. In Modell (3.1), d.h. in dem Modell, welches tatsächliche Werte verwendet, ist der Koeffizient  $\beta_2$  negativ (-0,048) und auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden (t-Statistik -11,41). Dieses Ergebnis zeigt, dass die tatsächlichen Kosten von unter Analystenbeobachtung stehenden Unternehmen remanent sind. Im Durchschnitt steigen sie um 0,82% je 1% Umsatzanstieg ( $\beta_1$ ) und fallen um 0,77% je 1% Umsatzrückgang ( $\beta_1+\beta_2$ ). In Modell (3.2), d.h. in dem Modell, welches prognostizierte Werte verwendet, ist der Koeffizient  $\beta_2$  positiv (0,069) und auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden (t-Statistik 18,42). Dieses Ergebnis zeigt, dass die von Analysten prognostizierten Kosten anti-remanent sind. Im Durchschnitt steigen sie um 0,8% je 1% prognostiziertem Umsatzanstieg ( $\beta_1$ ) und fallen um 0,87% je 1% prognostiziertem Umsatzrückgang ( $\beta_1+\beta_2$ ). Die korrigierten Bestimmtheitsmaße der Modelle (3.1) und (3.2) sind relativ ähnlich. Sie betragen 71,6% für Modell (3.1) und 76,8% für Modell (3.2).

Die Diskrepanz zwischen einem signifikant negativen Wert für  $\beta_2$  in Modell (3.1) und einem signifikant positiven Wert für  $\beta_2$  in Modell (3.2) zeigt, dass Kostenprognosen von Analysten Kostenremanenz missachten. Außerdem zeigen die Regressionsergebnisse, dass die Missachtung von Kostenremanenz stärker darauf beruht, dass Analysten den Kostenrückgang bei fallendem Umsatz überschätzen, als darauf, dass Analysten die Kostenerhöhung bei steigendem Umsatz unterschätzen. Gemäß den Ergebnissen für die Modelle (3.1) und (3.2) überschätzen Analysten den prozentualen Kostenrückgang je einprozentigem Umsatzrückgang um 0,1 Prozentpunkte (0,87% vs. 0,77%), während sie die prozentualen Kostenerhöhung je einprozentigem Umsatzanstieg um lediglich 0,02

Prozentpunkte unterschätzen (0,8% vs. 0,82%). Eine simultane Schätzung der Modelle (3.1) und (3.2) mittels einer Seemingly Unrelated Regression und ein anschließender Vergleich des Unterschieds in  $\beta_1$  mit dem Unterschied in  $\beta_1 + \beta_2$  ergibt, dass die Differenz in den Unterschieden (difference in differences) auf dem 1%-Niveau signifikant ist (z-Statistik: 20,89).<sup>102</sup>

**Tabelle 3.3: Regression von Kostenveränderungen auf Umsatzveränderungen**

**Abschnitt A: Kostenremanenz in tatsächlichen Werten**

$$\log \left[ \frac{Costs_{i,t}}{Costs_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log \left[ \frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}} \right] + \beta_2 \cdot Decrease\_Dummy_{i,t} \cdot \log \left[ \frac{Sales_{i,t}}{Sales_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

$$Costs_{i,t} = Sales_{i,t} - Earnings_{i,t}$$

$$Decrease\_Dummy_{i,t} = 1 \text{ wenn } Sales_{i,t} < Sales_{i,t-1}, 0 \text{ sonst}$$

	Koeffizient	t-Statistik	Korr. R <sup>2</sup>	N
$\beta_0$	0,002*	6,88		
$\beta_1$	0,816*	328,05	0,716	104.252
$\beta_2$	-0,048*	-11,41		

**Abschnitt B: Kostenremanenz in Prognosen**

$$\log \left[ \frac{\widehat{Costs}_{i,t}}{\widehat{Costs}_{i,t-1}} \right] = \beta_0 + \beta_1 \cdot \log \left[ \frac{\widehat{Sales}_{i,t}}{\widehat{Sales}_{i,t-1}} \right] + \beta_2 \cdot \widehat{Decrease\_Dummy}_{i,t} \cdot \log \left[ \frac{\widehat{Sales}_{i,t}}{\widehat{Sales}_{i,t-1}} \right] + \varepsilon_{i,t} \quad (3.2)$$

$$\widehat{Costs}_{i,t} = \widehat{Sales}_{i,t} - \widehat{Earnings}_{i,t}$$

$$\widehat{Decrease\_Dummy}_{i,t} = 1 \text{ wenn } \widehat{Sales}_{i,t} < \widehat{Sales}_{i,t-1}, 0 \text{ sonst}$$

	Koeffizient	t-Statistik	Korr. R <sup>2</sup>	N
$\beta_0$	0,001*	4,15		
$\beta_1$	0,803*	352,31	0,768	104.252
$\beta_2$	0,069*	18,42		

Die Tabelle präsentiert die Ergebnisse von OLS-Schätzungen für Regressionen von Kostenveränderungen auf Umsatzveränderungen. Abschnitt A zeigt die Ergebnisse einer Regression von tatsächlichen Kostenveränderungen auf tatsächliche Umsatzveränderungen [Modell (3.1)]. Abschnitt B zeigt die Ergebnisse einer Regression von prognostizierten Kostenveränderungen auf prognostizierte Umsatzveränderungen [Modell (3.2)].

Der Datensatz wird in Abschnitt A von Tabelle 3.1 beschrieben.

\*Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

102 Zur Methodik einer Seemingly Unrelated Regression vgl. Zellner (1962). Der Begriff „difference in differences“ meint den Term  $[\beta_1(\text{Modell 3.1}) - \beta_1(\text{Modell 3.2})] - [(\beta_1(\text{Modell 3.2}) + \beta_2(\text{Modell 3.2})) - (\beta_1(\text{Modell 3.1}) + \beta_2(\text{Modell 3.1}))]$ .

Die Ergebnisse in Tabelle 3.4 bestätigen Hypothese H2, dass Gewinnprognosen-Optimismus positiv mit unternehmensspezifischer Kostenremanenz assoziiert ist. In Modell (3.3) ist der Koeffizient für  $STICKY_{i,t}$  positiv (0,067) und auf dem 1%-Niveau signifikant von Null verschieden (t-Statistik: 18,92). Das korrigierte Bestimmtheitsmaß für Modell (3.3) beträgt 15,4%. Der signifikant positive Koeffizient für  $STICKY_{i,t}$  bedeutet, dass Gewinnprognosen-Optimismus bei Unternehmen mit remanenteren Kosten stärker ausgeprägt ist als bei Unternehmen mit weniger remanenten Kosten. Für die Kontrollvariablen in Modell (3.3) stehen die Regressionsergebnisse in Übereinstimmung mit den in Tabelle 3.2 dargestellten Korrelationskoeffizienten. Ausnahmen bilden die Regressionskoeffizienten für  $LGFWLW_{i,t}$  und  $LOSS_{i,t}$ . Der Regressionskoeffizient für  $LGFWLW_{i,t}$  ist signifikant negativ, obwohl die Pearson- und Spearman-Korrelationskoeffizienten zwischen  $FERR_{i,t}$  und  $LGFWLW_{i,t}$  signifikant positiv sind. Der Regressionskoeffizient für  $LOSS_{i,t}$  ist dagegen signifikant positiv, obwohl die Pearson- und Spearman-Korrelationskoeffizienten zwischen  $FERR_{i,t}$  und  $LOSS_{i,t}$  signifikant negativ sind. Ein negativer Zusammenhang zwischen  $FERR_{i,t}$  und  $LGFWLW_{i,t}$  bedeutet, dass Unternehmen, die unter stärkerer Analystenbeobachtung stehen, optimistischere Gewinnprognosen erhalten. Ein positiver Zusammenhang zwischen  $FERR_{i,t}$  und  $LOSS_{i,t}$  bedeutet, dass Analysten weniger optimistisch sind, wenn sie einen Verlust prognostizieren. Ein sukzessiver Regressionsaufbau, bei dem zunächst  $FERR_{i,t}$  auf  $LGFWLW_{i,t}$  bzw.  $LOSS_{i,t}$  regressiert wird, und dann nacheinander die übrigen Regressoren aus Modell (3.3) hinzugefügt werden, zeigt, dass die Unterschiede in den Vorzeichen der Regressions- und Korrelationskoeffizienten insbesondere durch die positiven Korrelationen zwischen  $LGFWLW_{i,t}$  und  $LGMV_{i,t}$  sowie zwischen  $LOSS_{i,t}$  und  $DISP_{i,t}$  verursacht werden.

**Tabelle 3.4: Regression von Gewinn-Prognosefehlern auf erklärende Variablen**

$$\begin{aligned}
FERR_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot STICKY_{i,t} + \beta_2 \cdot MNMD_{i,t} + \beta_3 \cdot LGMV_{i,t} + \beta_4 \cdot LGFLLW_{i,t} + \beta_5 \cdot LGTV_{i,t} \\
& + \beta_6 \cdot CV_{i,t} + \beta_7 \cdot DISP_{i,t} + \beta_8 \cdot INDROE_{i,t} + \beta_9 \cdot SUE_{-1,i,t} + \beta_{10} \cdot SUE_{-2,i,t} \\
& + \beta_{11} \cdot LOSS_{i,t} + \varepsilon_{i,t}
\end{aligned}
\tag{3.3}$$

Variable	Koeffizient	t-Statistik	Korr. R <sup>2</sup>	N
<i>INTERCEPT</i>	-0,707*	-10,01		
<i>STICKY<sub>i,t</sub></i>	0,067*	18,92		
<i>MNMD<sub>i,t</sub></i>	0,161*	23,81		
<i>LGMV<sub>i,t</sub></i>	0,027*	4,58		
<i>LGFLLW<sub>i,t</sub></i>	-0,057*	-5,69		
<i>LGTV<sub>i,t</sub></i>	0,034*	6,49	0,154	76.268
<i>CV<sub>i,t</sub></i>	-0,02*	-13,95		
<i>DISP<sub>i,t</sub></i>	-0,604*	-68,67		
<i>INDROE<sub>i,t</sub></i>	0,621*	25,25		
<i>SUE<sub>-1,i,t</sub></i>	0,081*	32,45		
<i>SUE<sub>-2,i,t</sub></i>	0,001	0,34		
<i>LOSS<sub>i,t</sub></i>	0,202*	9,51		

Die Tabelle präsentiert die Ergebnisse einer OLS-Schätzung für eine Regressionen von Gewinn-Prognosefehlern auf erklärende Variablen [Modell (3.3)].

Der Datensatz wird in Abschnitt B von Tabelle 3.1 beschrieben.

\* Signifikanz auf dem 1%-Niveau.

Die Ergebnisse in Tabelle 3.4 zeigen, dass Gewinnprognosen-Optimismus positiv mit unternehmensspezifischer Kostenremanenz assoziiert ist. Diese positive Assoziation kann nicht durch die etablierten Ursachen von Gewinnprognosen-Optimismus, d.h. durch den Wunsch von Analysten, Unternehmensmanagern zu gefallen, durch Schiefe in der Verteilung von Gewinnen, durch selektives Veröffentlichen von Gewinnprognosen oder durch eine Unterreaktion auf veröffentlichte Gewinninformationen erklärt werden. Stattdessen deutet die positive Assoziation zwischen Gewinnprognosen-Optimismus und unternehmensspezifischer Kostenremanenz darauf hin, dass eine neue, bisher unerforschte Erklärung für Gewinnprognosen-Optimismus darin besteht, dass Analysten Kostenremanenz missachten. Schließlich ist diese Missachtung für Unternehmen mit besonders remanenten Kosten von größerer Bedeutung als für Unternehmen mit wenig remanenten oder sogar anti-remanenten Kosten.

### **3.4 Robustheitsprüfung**

Um die Robustheit der im vorherigen Kapitel beschriebenen Ergebnisse zu prüfen, wird die Analyse dieser Studie auf fünf verschiedene Weisen modifiziert. Tabelle 3.5 präsentiert die Ergebnisse dieser Modifikationen. Die Ergebnisse zeigen, dass weder Veränderungen des Forschungsdesigns noch Beschränkungen des Datensatzes die Ergebnisse der ursprünglichen Analyse in Bezug auf die Hypothesen H1 und H2 qualitativ verändern.

#### **Gruppierte Standardfehler**

Die ursprüngliche Analyse folgt Anderson/Banker/Janakiraman (2003) und Gu/Wu (2003), indem sie alle Regressionsmodelle mittels einer normalen OLS-Regression schätzt. Ein Wechsel zu OLS-Regressionen mit nach Unternehmen und Quartalen gruppierten Standardfehlern liefert allerdings qualitativ identische Ergebnisse (Abschnitt A von Tabelle 3.5).<sup>103</sup> Bemerkenswert ist, dass bei einer OLS-Schätzung des erweiterten Gu/Wu (2003) Modells [Modell (3.3)] mit nach Unternehmen und Quartalen gruppierten Standardfehlern der in dieser Studie motivierte „neue“ Regressor  $STICKY_{i,t}$  den Koeffizienten mit der betragsmäßig zweithöchsten t-Statistik (9,63) aufweist.

#### **Umfangreichere Bereinigung von Extremwerten**

Zur intensiveren Suche nach von Ausreißern verursachten Ergebnisverzerrungen werden extreme Prognosefehler und Regressionsvariablen nicht auf dem 0,5%-Niveau, sondern auf dem 5%-Niveau aus den Datensätzen entfernt. Diese umfangreichere Bereinigung von Extremwerten verursacht keine qualitative Veränderung in den Ergebnissen (Abschnitt B von Tabelle 3.5).

#### **Nur Industrieunternehmen**

In seiner Analyse von unternehmensspezifischer Kostenremanenz beschränkt Weiss (2010) den Datensatz auf Industrieunternehmen (SIC-Kodierung 2000–3999), um die Vergleichbarkeit der im Datensatz enthaltenen Unternehmen zu erhöhen. Wenn in Nachahmung dieses Fokus auch in dieser Studie die Datensätze auf Industrieunternehmen beschränkt werden, führt dies zu keiner qualitativen Ergebnisveränderung in Bezug auf die Hypothesen H1 und H2 (Abschnitt C von

---

<sup>103</sup> Zur Methodik einer OLS-Regression mit nach Unternehmen und Quartalen gruppierten Standardfehlern vgl. Peterson (2009); Gow/Ormazabal/Taylor (2010).

Tabelle 3.5). Die Ergebnisse dieser Robustheitsprüfung zeigen allerdings, dass Kostenremanenz in Industrieunternehmen überdurchschnittlich stark ausgeprägt ist. Der Koeffizient  $\beta_2$  für das Kostenremanenz-Modell mit tatsächlichen Werten [Modell (3.1)] ist bei Verwendung des auf Industrieunternehmen beschränkten Datensatzes A betragsmäßig größer als bei Verwendung des gesamten Datensatzes A (-0,07 vs. -0,05). Außerdem zeigen die Ergebnisse, dass die Kostenprognosen von Analysten für Industrieunternehmen nicht anti-remanent, sondern lediglich nicht-remanent sind. Der Koeffizient  $\beta_2$  für das Kostenremanenz-Modell mit Prognosen [Modell (3.2)] ist bei Verwendung des auf Industrieunternehmen beschränkten Datensatzes A nämlich nicht negativ, sondern lediglich nicht signifikant von Null verschieden (t-Statistik: 0,47).

### **Späte Prognosen**

Die ursprüngliche Analyse verwendet „frühe“ Prognosen, d.h. Konsensprognosen, die als Mittelwert der *am zehnten Tag nach der Veröffentlichung des Gewinns für das Vorquartal* ausstehenden Individualprognosen berechnet werden. Die Verwendung früher Konsensprognosen berücksichtigt, dass Optimismus in Gewinnprognosen umso schwächer wird, je näher die Gewinnveröffentlichung rückt.<sup>104</sup> Ein Wechsel auf „späte“ Prognosen, d.h. auf Konsensprognosen, die als Mittelwert der *am Tag der Veröffentlichung des Gewinns für das aktuelle Quartal* ausstehenden Individualprognosen berechnet werden, führt allerdings zu keiner qualitativen Veränderung in den Ergebnissen (Abschnitt D von Tabelle 3.5).

### **Gemeinsamer Datensatz**

Die ursprüngliche Analyse prüft die Hypothesen H1 und H2 anhand separater Datensätze, um für jede Hypothesenprüfung die Anzahl verfügbarer Beobachtungen zu maximieren. Der Datensatz zur Prüfung von H1 (H2) wird als Datensatz A (B) bezeichnet. Wenn die Datensätze A und B zusammengefügt werden, und H1 sowie H2 anhand der Schnittmenge beider Datensätze geprüft werden, führt dies zu qualitativ identischen Ergebnissen.

---

104 Vgl. Richardson/Teoh/Wysocki (2004).

**Tabelle 3.5: Robustheitsprüfung**

Zum Vergleich: Ursprüngliche Analyse (siehe Tabellen 3.3 und 3.4)

**Hypothese H1**

	Tatsächliche Werte [Modell (3.1)]		Prognosen [Modell (3.2)]	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
$\beta_0$	0,002*	6,88	0,001*	4,15
$\beta_1$	0,816*	328,05	0,803*	352,31
$\beta_2$	-0,048*	-11,41	0,069*	18,42
<i>Korr. R<sup>2</sup></i>	0,716		0,768	
<i>N</i>	104.252		104.252	

**Hypothese H2 [Modell (3.3)]**

	<i>INTERCEPT</i>	<i>STICKY<sub>i,t</sub></i>	<i>MNMD<sub>i,t</sub></i>	<i>LGMV<sub>i,t</sub></i>	<i>LGFLW<sub>i,t</sub></i>	<i>LGTV<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,707*	0,067*	0,161*	0,027*	-0,057*	0,034*
<b>t-Statistik</b>	-10,01	18,92	23,81	4,58	-5,69	6,49
	<i>CV<sub>i,t</sub></i>	<i>DISP<sub>i,t</sub></i>	<i>INDROE<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 1<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 2<sub>i,t</sub></i>	<i>LOSS<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,02*	-0,604*	0,621*	0,081*	0,001	0,202*
<b>t-Statistik</b>	-13,95	-68,67	25,25	32,45	0,34	9,51
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,154	N	76.268			

**Abschnitt A: Gruppierte Standardfehler**

**Hypothese H1**

	Tatsächliche Werte [Modell (3.1)]		Prognosen [Modell (3.2)]	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
$\beta_0$	0,002	2,38	0,001	2,17
$\beta_1$	0,816*	105,09	0,803*	139,54
$\beta_2$	-0,048*	-4,81	0,069*	7,02
<i>Korr. R<sup>2</sup></i>	0,716		0,768	
<i>N</i>	104.252		104.252	

**Hypothese H2 [Modell (3.3)]**

	<i>INTERCEPT</i>	<i>STICKY<sub>i,t</sub></i>	<i>MNMD<sub>i,t</sub></i>	<i>LGMV<sub>i,t</sub></i>	<i>LGFLW<sub>i,t</sub></i>	<i>LGTV<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,707*	0,067*	0,161*	0,027*	-0,057*	0,034*
<b>t-Statistik</b>	-5,03	9,63	5,21	2,05	-3,22	2,94
	<i>CV<sub>i,t</sub></i>	<i>DISP<sub>i,t</sub></i>	<i>INDROE<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 1<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 2<sub>i,t</sub></i>	<i>LOSS<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,02*	-0,604*	0,621*	0,081*	0,001	0,202*
<b>t-Statistik</b>	-7,07	-12,79	8,45	5,55	0,08	4,11
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,154	N	76.268			

**Tabelle 3.5 (Fortsetzung)**

**Abschnitt B: Umfangreichere Bereinigung von Extremwerten**

**Hypothese H1**

	Tatsächliche Werte [Modell (3.1)]		Prognosen [Modell (3.2)]	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
$\beta_0$	0,002*	6,41	0,003*	11,87
$\beta_1$	0,815*	293,03	0,8*	284,3
$\beta_2$	-0,063*	-11,54	0,025*	4,87
<i>Korr. R<sup>2</sup></i>		0,725		0,74
<i>N</i>		78.992		78.992

**Hypothese H2 [Modell (3.3)]**

	<i>INTERCEPT</i>	<i>STICKY<sub>it</sub></i>	<i>MNMD<sub>it</sub></i>	<i>LGMV<sub>it</sub></i>	<i>LGFLW<sub>it</sub></i>	<i>LGTV<sub>it</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,375*	0,016*	0,078*	0,003	-0,034*	0,025*
<b>t-Statistik</b>	-13,59	10,23	8,13	1,14	-9,04	12,8
	<i>CV<sub>it</sub></i>	<i>DISP<sub>it</sub></i>	<i>INDROE<sub>it</sub></i>	<i>SUE 1<sub>it</sub></i>	<i>SUE 2<sub>it</sub></i>	<i>LOSS<sub>it</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,04*	-0,553*	0,423*	0,098*	-0,032*	0,14*
<b>t-Statistik</b>	-15,32	-44,68	23,1	27,05	-8,91	13,61
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,145	N	38.335			

**Abschnitt C: Nur Industrieunternehmen**

**Hypothese H1**

	Tatsächliche Werte [Modell (3.1)]		Prognosen [Modell (3.2)]	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
$\beta_0$	0,001	1,15	0,003*	6,51
$\beta_1$	0,785*	214,53	0,778*	233,52
$\beta_2$	-0,071*	-11,55	0,003	0,47
<i>Korr. R<sup>2</sup></i>		0,74		0,767
<i>N</i>		40.862		40.862

**Hypothese H2 [Modell (3.3)]**

	<i>INTERCEPT</i>	<i>STICKY<sub>it</sub></i>	<i>MNMD<sub>it</sub></i>	<i>LGMV<sub>it</sub></i>	<i>LGFLW<sub>it</sub></i>	<i>LGTV<sub>it</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-1,027*	0,056*	0,102*	0,016	-0,049*	0,056*
<b>t-Statistik</b>	-11,08	12,02	8,61	2,12	-3,75	8
	<i>CV<sub>it</sub></i>	<i>DISP<sub>it</sub></i>	<i>INDROE<sub>it</sub></i>	<i>SUE 1<sub>it</sub></i>	<i>SUE 2<sub>it</sub></i>	<i>LOSS<sub>it</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,022*	-0,624*	0,536*	0,104*	-0,041*	0,356*
<b>t-Statistik</b>	-11,59	-51,97	19,31	29,27	-11,77	13,49
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,166	N	34.142			

**Tabelle 3.5 (Fortsetzung)**

**Abschnitt D: Späte Prognosen**

**Hypothese H1**

	Tatsächliche Werte [Modell (3.1)]		Prognosen [Modell (3.2)]	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
$\beta_0$	0,002*	5,33	0,003*	10,74
$\beta_1$	0,82*	337,42	0,814*	344,1
$\beta_2$	-0,055*	-13,32	0,026*	6,93
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,722		0,763	
<b>N</b>	105.265		105.265	

**Hypothese H2 [Modell (3.3)]**

	<i>INTERCEPT</i>	<i>STICKY<sub>i,t</sub></i>	<i>MNMD<sub>i,t</sub></i>	<i>LGMV<sub>i,t</sub></i>	<i>LGFWLW<sub>i,t</sub></i>	<i>LGTV<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,776*	0,045*	0,09*	-0,016*	-0,044*	0,059*
<b>t-Statistik</b>	-15,94	17,73	18,09	-3,64	-6,16	15,96
	<i>CV<sub>i,t</sub></i>	<i>DISP<sub>i,t</sub></i>	<i>INDROE<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 1<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 2<sub>i,t</sub></i>	<i>LOSS<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,01*	-0,467*	0,305*	0,038*	-0,009*	0,009
<b>t-Statistik</b>	-10,6	-71,24	16,86	21,07	-4,8	0,63
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,111	N	83.962			

**Abschnitt E: Gemeinsamer Datensatz**

**Hypothese H1**

	Tatsächliche Werte [Modell (3.1)]		Prognosen [Modell (3.2)]	
	Koeffizient	t-Statistik	Koeffizient	t-Statistik
$\beta_0$	0,002*	4,79	0,002*	4,88
$\beta_1$	0,862*	276,92	0,847*	288,66
$\beta_2$	-0,025*	4,78	0,041*	8,4
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,871		0,882	
<b>N</b>	30.152		30.152	

**Hypothese H2 [Modell (3.3)]**

	<i>INTERCEPT</i>	<i>STICKY<sub>i,t</sub></i>	<i>MNMD<sub>i,t</sub></i>	<i>LGMV<sub>i,t</sub></i>	<i>LGFWLW<sub>i,t</sub></i>	<i>LGTV<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,792*	0,059*	0,15*	-0,041*	-0,031	0,066*
<b>t-Statistik</b>	-6,69	12,39	15,35	-5,04	-1,97	7,53
	<i>CV<sub>i,t</sub></i>	<i>DISP<sub>i,t</sub></i>	<i>INDROE<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 1<sub>i,t</sub></i>	<i>SUE 2<sub>i,t</sub></i>	<i>LOSS<sub>i,t</sub></i>
<b>Koeffizient</b>	-0,005	-0,53*	0,473*	0,067*	0,001	-0,068
<b>t-Statistik</b>	-2,32	-36,96	15,13	18,81	0,27	-2,46
<b>Korr. R<sup>2</sup></b>	0,124	N	30.887			

Die Tabelle präsentiert die Ergebnisse verschiedener Robustheitsprüfungen. Jede dieser Prüfungen modifiziert die in den Tabellen 3.3 und 3.4 dargestellte Analyse.

Abschnitt A zeigt die Ergebnisse, wenn für die Modellschätzungen keine normalen OLS-Regressionen, sondern OLS-Regressionen mit nach Unternehmen und Quartalen gruppierten Standardfehlern verwendet werden.

Abschnitt B zeigt die Ergebnisse, wenn extreme Prognosefehler und Regressionsvariablen nicht auf dem 0,5%-Niveau, sondern auf dem 5%-Niveau aus den Datensätzen entfernt werden.

Abschnitt C zeigt die Ergebnisse, wenn die Datensätze auf Industrieunternehmen (SIC-Kodierung 2000-3999) beschränkt werden.

Abschnitt D zeigt die Ergebnisse, wenn späte statt frühe Prognosen verwendet werden.

Abschnitt E zeigt die Ergebnisse, wenn die Hypothesen H1 und H2 anhand eines gemeinsamen Datensatzes geprüft werden.

### 3.5 Fazit

Kosten sind remanent, d.h. sie gehen bei fallendem Umsatz nicht so stark zurück, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen. Diese Studie kombiniert Kostenremanenz mit Analystenprognosen und kommt zu zwei empirischen Ergebnissen. Das erste empirische Ergebnis ist, dass Analysten-Kostenprognosen Kostenremanenz missachten. Von Analysten prognostizierte Kosten sind sogar anti-remanent, d.h. sie fallen bei einem prognostizierten Umsatzrückgang stärker, als sie sich bei einem prognostizierten Umsatzzanstieg erhöhen. Das zweite empirische Ergebnis ist, dass Optimismus in Analysten-Gewinnprognosen bei Unternehmen mit remanenteren Kosten stärker ausgeprägt ist als bei Unternehmen mit weniger remanenten Kosten.

Das erste Ergebnis relativiert Weiss (2010) und widerspricht Kim/Prather-Kinsey (2010). Weiss (2010) nimmt an, dass Analysten das Verhalten von Kosten tendenziell verstehen. Die Ergebnisse dieser Studie zeigen, dass Analysten-Kostenprognosen solch ein Verständnis des Verhaltens von Kosten nicht reflektieren, denn sie missachten Kostenremanenz. Kim/Prather-Kinsey (2010) argumentieren, dass Analysten ein Proportional Cost Model (PCM) verwenden, in welchem sie für Umsatz und Kosten stets die gleiche Wachstumsrate ansetzen. Die Ergebnisse dieser Studie sprechen gegen ein solches PCM. Sie zeigen, dass von Analysten prognostizierte Kosten im Durchschnitt um 0,8% je 1% prognostiziertem Umsatzzanstieg steigen und um 0,87% je 1% prognostiziertem Umsatzrückgang fallen.

Das zweite Ergebnis ergänzt die Literatur zu Gewinnprognosen-Optimismus, indem es eine neue Erklärung für diesen Optimismus identifiziert. Vorherige Studien erklären Optimismus in Analysten-Gewinnprognosen durch den Wunsch von Analysten, Managern zu gefallen, Schiefe in der Verteilung von Gewinnen, selektives Veröffentlichen von Gewinnprognosen oder eine Unterreaktion auf veröffentlichte Gewinninformationen. Das empirische Ergebnis dieser Studie, dass Gewinnprognosen-Optimismus positiv mit unternehmensspezifischer Kostenremanenz assoziiert ist, deutet darauf hin, dass eine weitere Erklärung für Gewinnprognosen-Optimismus darin besteht, dass Analysten Kostenremanenz missachten.

Die Ergebnisse dieser Studie sind sowohl für Analysten als auch für Investoren interessant. Analysten können die Konsistenz und Genauigkeit ihrer Prognosen verbessern, wenn sie sicherstellen, dass diese Prognosen die Remanenz widerspiegeln,

die das tatsächliche Verhalten von Kosten charakterisiert. In ähnlicher Weise können Investoren die Ergebnisse dieser Studie zum Anlass nehmen, Analystenprognosen kritisch auf die Beachtung von Kostenremanenz zu prüfen, bevor sie solche Prognosen als Entscheidungshilfe beim Treffen von Investitionsentscheidungen verwenden.

#### 4 Schlussbetrachtung

Die vorliegende Arbeit enthält drei theoretische Beiträge zur Discounted Cash Flow (DCF)-Unternehmensbewertung (Kapitel 2) und eine empirische Studie zur Qualität von Analystenprognosen (Kapitel 3).

Kapitel 2.1. untersucht, wie erwartete zukünftige Flows To Equity (FTEs) und andere Unternehmensüberschüsse sinnvoll anhand von Plan-Abschlüssen ermittelt werden können. Es wird gezeigt, dass eine zahlungsorientierte („direkte“) Überschussermittlung über Plan-Kapitalflussrechnungen (Plan-KFRe) häufig zu schlechteren Bewertungsergebnissen führt als eine nicht-zahlungsorientierte („indirekte“) Überschussermittlung über Plan-Bilanzen sowie Plan-Gewinn- und Verlustrechnungen (Plan-GuVen). Der Nachteil einer direkten FTE-Ermittlung besteht darin, dass sie zahlungsunwirksame Eigenkapitalzurverfügungstellungen (z.B. im Rahmen einer aktienbasierten Mitarbeiterentlohnung) nicht als FTE-mindernd berücksichtigt. Diese Vernachlässigung kann bewirken, dass das Bewertungsergebnis, d.h. der Marktwert des Eigenkapitals eines Unternehmens, insofern fehlerhaft ist, als dass es Wert für zukünftige Aktionäre enthält und somit nicht sinnvoll mit der Marktkapitalisierung des zu bewertenden Unternehmens vergleichbar ist. Die Überlegenheit der indirekten FTE-Ermittlung ist überraschend, weil eine wörtliche Interpretation des Begriffs „Discounted Cash Flow Bewertung“ nahelegt, FTEs zahlungsorientiert zu ermitteln.

Kapitel 2.2 untersucht, wie Unternehmensüberschüsse für weit in der Zukunft liegende Perioden (Terminal Value Period) sinnvoll anhand einer vereinfachenden Annahme approximiert werden können. Die vereinfachende Annahme ist typischerweise entweder eine Payoff Steady State Assumption (PSSA) oder eine Financial Statement Steady State Assumption (FSSA). Eine PSSA nimmt an, dass während der Terminal Value Period (TVP) *die Überschüsse* des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen. Eine FSSA nimmt dagegen an, dass während der TVP *alle Abschlusspositionen* (d.h. alle Zeilen von Bilanz und GuV) des zu bewertenden Unternehmens mit einer konstanten Rate wachsen. Vorherige Studien haben verschiedene Vorteile einer FSSA gegenüber einer PSSA herausgearbeitet. So zeigen z.B. Lundholm/O’Keefe (2001) und Heinrichs et al. (2012), dass eine FSSA gewährleistet, dass sowohl alle DCF-Verfahren als auch das Residualgewinnmodell identische Bewertungsergebnisse liefern. Kapitel 2.2 dieser Arbeit weist darauf hin, dass den Vorteilen einer FSSA auch ein Nachteil gegenübersteht. Dieser Nachteil

besteht darin, dass eine FSSA leicht zu aus betriebswirtschaftlicher Sicht fragwürdigen Bewertungsergebnissen führen kann, da sie, im Gegensatz zu einer PSSA, *ceteris paribus* denjenigen Unternehmen einen *hohen* Eigenkapitalmarktwert zuordnet, die für den Beginn der TVP einen *niedrigen* erwarteten Eigenkapitalbuchwert aufweisen. Eine solche Zuordnung ignoriert, dass Unternehmen mit einem hohen Eigenkapitalbuchwert i.d.R. in einer besseren betriebswirtschaftlichen Position sind als Unternehmen mit einem niedrigen Eigenkapitalbuchwert. Eigenkapital erhöht nämlich die Kreditwürdigkeit eines Unternehmens und schützt vor Insolvenz. Außerdem kann Eigenkapital dazu genutzt werden, Investitionen zu finanzieren, und in Form von thesaurierten Gewinnen ist Eigenkapital ein Indiz für unternehmerischen Erfolg in vergangenen Perioden.

Kapitel 2.3 zeigt, wie der WACC-Ansatz und die übrigen DCF-Verfahren schrittweise an die Möglichkeit eines Insolvenzrisikos für das zu bewertende Unternehmen angepasst werden können. Das wesentliche Ergebnis dieser Insolvenzrisiko-Anpassung ist eine „universelle“ WACC-Bewertungsgleichung, die für Unternehmen mit und ohne Insolvenzrisiko gleichermaßen verwendbar ist. Ein positives Charakteristikum der in Kapitel 2.3 dargestellten Insolvenzrisiko-Anpassung besteht darin, dass sie unterschiedliche Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall berücksichtigen kann. Außerdem ermöglicht die universelle WACC-Bewertungsgleichung die Herleitung einer Gleichung, die (unter bestimmten Annahmen) den Eigenkapitalkostensatz bestimmt, den ein verschuldetes und insolvenzgefährdetes Unternehmen hätte, wenn es bei identischer Verschuldungspolitik nicht insolvenzgefährdet wäre.

Die Ausführungen in Kapitel 2.3 ähneln der Arbeit von Homburg/Stephan/Weiß (2004). Sie berücksichtigen allerdings die an dieser Arbeit geäußerte Kritik von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) und Hering (2005). Zum einen werden durch die Möglichkeit der Berücksichtigung unterschiedlicher Annahmen bezüglich der Steuerzahlung im Insolvenzfall die von Kruschwitz/Lodowicks/Löffler (2005) bemängelten Inkonsistenzen bei der Ermittlung des erwarteten Tax Shields vermieden. Zum anderen entfallen die von Hering (2005) kritisierten „umständlichen rekursiven Überlegungen“, da die Insolvenzrisiko-Anpassung nicht mittelbar über den APV-Ansatz, sondern unmittelbar über den WACC-Ansatz erfolgt.

Kapitel 3 kombiniert in einer empirischen Studie Analystenprognosen mit Kostenremanenz (Cost Stickiness), d.h. mit der Beobachtung, dass die Kosten eines Unternehmens bei fallendem Umsatz nicht so stark zurückgehen, wie sie sich bei steigendem Umsatz erhöhen. Die Studie zeigt, dass von Analysten erstellte Kostenprognosen Kostenremanenz missachten und dass diese Missachtung eine neue, bisher unerforschte Ursache für Optimismus in Analysten-Gewinnprognosen darstellt. Die Missachtung von Kostenremanenz in Analysten-Kostenprognosen relativiert die von Weiss (2010) getroffene Annahme, dass Analysten das Verhalten von Kosten tendenziell verstehen. Außerdem widersprechen die Studienergebnisse der von Kim/Prather-Kinsey (2010) präsentierten Idee, dass Analysten ein Proportional Cost Model verwenden, in welchem sie für Umsatz und Kosten stets die gleiche Wachstumsrate ansetzen.

Aus den Ergebnissen der Kapitel 2 und 3 ergeben sich folgende Handlungsempfehlungen für Investoren, Analysten, Manager und Standardsetzer:

- Investoren, Analysten und Manager, die anhand eines DCF-Verfahrens den Marktwert des Eigenkapitals eines Unternehmens ermitteln, sollten
  - die erwarteten zukünftigen Unternehmensüberschüsse indirekt über prognostizierte Bilanz- und GuV-Positionen und nicht direkt über prognostizierte KFR-Positionen ermitteln.
  - prüfen, ob ihr Bewertungsergebnis wesentlich dadurch beeinflusst wird, dass sie zur Approximation der Unternehmensüberschüsse für die TVP eine FSSA verwenden und daher einen niedrigen (hohen) erwarteten Eigenkapitalbuchwert für den Beginn der TVP mit einem hohen (niedrigen) Eigenkapitalmarktwert belohnen (bestrafen). Falls dies der Fall ist, sollte erwogen werden, die FSSA durch eine PSSA zu ersetzen.
  - zur Berücksichtigung eines möglichen Insolvenzrisikos für das zu bewertende Unternehmen eine der in Kapitel 2.3 hergeleiteten Bewertungsgleichungen [z.B. Gleichung (2.3.36)] verwenden.
- Standardsetzer sollten in Bezug auf DCF-Unternehmensbewertungen
  - empfehlen, erwartete zukünftige Unternehmensüberschüsse indirekt (nicht-zahlungsorientiert) zu ermitteln. Außerdem sollten sie darauf hinweisen, dass eine direkte (zahlungsorientierte) Überschussermittlung zu fehlerhaften Bewertungsergebnissen führen kann. Bisher gibt z.B. SFAS 157 lediglich

vor, zur Unternehmensbewertung ein Verfahren anzuwenden, welches erwartete zukünftige Unternehmensüberschüsse („amounts“) diskontiert.<sup>105</sup> Wie solche erwarteten Überschüsse zu ermitteln sind, wird in SFAS 157 nicht thematisiert. IDW S 1 empfiehlt zwar, erwartete zukünftige Unternehmensüberschüsse „ausgehend von den Aufwands- und Ertragsplanungen“ zu ermitteln.<sup>106</sup> Der Standard weist jedoch nicht auf die mit einer zahlungsorientierten Überschussermittlung verbundene Gefahr fehlerhafter Bewertungsergebnisse hin.

- darauf aufmerksam machen, dass die typischerweise zur Approximation von weit in der Zukunft liegenden Unternehmensüberschüssen verwendeten vereinfachenden Annahmen unterschiedliche Vor- und Nachteile aufweisen. Folglich sollte Unternehmensbewertern empfohlen werden, sich nicht vorschnell auf eine bestimmte Annahme festzulegen, sondern zunächst unterschiedliche Annahme zu testen und dabei Sensitivitätsanalysen bezüglich der Veränderung wesentlicher Bewertungsparameter durchzuführen.
- empfehlen, das zu bewertende Unternehmen auf sein Insolvenzrisiko zu prüfen und dieses Risiko bei der Bewertung adäquat zu berücksichtigen.
- Analysten sollten versuchen, die Konsistenz und Genauigkeit ihrer Prognosen dadurch zu verbessern, dass sie sicherstellen, dass diese Prognosen Kostenremanenz beachten. Investoren, die Analystenprognosen als Entscheidungshilfe beim Treffen von Investitionsentscheidungen verwenden, sollten ihrerseits kritisch prüfen, ob eine Beachtung von Kostenremanenz vorliegt.

---

105 Vgl. SFAS 157 18b.

106 Vgl. IDW S 1 i.d.F. 2008, Tz. 104.

## Literaturverzeichnis

- Abarbanell, Jeffery S./Bernard, Victor L. (1992):** Tests of Analysts' Overreaction/Underreaction to Earnings Information as an Explanation for Anomalous Stock Price Behavior, in: *The Journal of Finance*, Vol. 47, S. 1181-1207.
- Aders, Christian/Wagner, Marc (2004):** Kapitalkosten in der Bewertungspraxis: Zu hoch für die „New Economy“ und zu niedrig für die „Old Economy“, in: *Finanzbetrieb*, 6. Jg., S. 30-42.
- Ali, Ashiq/Hwang, Lee-Seok/Trombley, Mark A. (2003):** Residual-Income-Based Valuation Predicts Future Stock Returns: Evidence on Mispricing vs. Risk Explanations, in: *The Accounting Review*, Vol. 78, S. 377-396.
- Anderson, Mark C./Banker, Rajiv D./Janakiraman, Surya N. (2003):** Are Selling, General, and Administrative Costs “Sticky”?, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 41, S. 47-63.
- Baetge, Jörg/Niemeyer, Kai/Kümmel, Jens/Schulz, Roland (2012):** Darstellung der Discounted Cashflow-Verfahren (DCF-Verfahren) mit Beispiel, in: Peemöller, Volker H. (Hrsg.): *Praxishandbuch der Unternehmensbewertung*, 5. Auflage, Herne: Neue Wirtschafts-Briefe, S. 349-498.
- Ballwieser, Wolfgang (2011):** Unternehmensbewertung: Prozeß, Methoden und Probleme, 3. Auflage, Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Basu, Sudipta (1997):** The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 24, S. 3-37.
- Bertrand, Marianne/Mullainathan, Sendhil (2003):** Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 111, S. 1043-1075.
- Brown, Lawrence D. (1998):** Managerial Behavior and the Bias in Analysts' Earnings Forecasts, Working paper,  
[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=113508](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=113508), Zugriff am 04.02.2013.

- Calleja, Kenneth/Steliaros, Michael/Thomas, Dylan C. (2006):** A Note on Cost Stickiness: Some International Comparisons, in: *Management Accounting Research*, Vol. 17, S. 127-140.
- Chen, Clara X./Lu, Hai/Sougiannis, Theodore (2012):** The Agency Problem, Corporate Governance, and the Asymmetrical Behavior of Selling, General, and Administrative Costs, in: *Contemporary Accounting Research*, Vol. 29, S. 252-282.
- Christensen, Peter O./Feltham, Gerald A. (2003):** *Economics of Accounting: Volume I: Information in Markets*, Boston, MA: Kluwer Academic Publishers.
- Coenenberg, Adolf G./Haller, Axel/Schultze, Wolfgang (2012):** *Jahresabschluss und Jahresabschlussanalyse: Betriebswirtschaftliche, handelsrechtliche, steuerrechtliche und internationale Grundlagen – HGB, IAS/IFRS, US-GAAP, DRS, 22. Auflage*, Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Courteau, Lucie/Kao, Jennifer L./Richardson, Gordon D. (2001):** Equity Valuation Employing the Ideal versus Ad Hoc Terminal Value Expressions, in: *Contemporary Accounting Research*, Vol. 18, S. 625-661.
- Das, Somnath/Levine, Carolin B./Sivaramakrishnan, Kalyanakrishnan (1998):** Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts, in: *The Accounting Review*, Vol. 73, S. 277-294.
- Datta, Deepak K./Guthrie, James P./Basuil, Dynah/Pandey, Alankrita (2010):** Causes and Effects of Employee Downsizing: A Review and Synthesis, in: *Journal of Management*, Vol. 36, S. 281-348.
- Dierynck, Bart/Landsmann; Wayne A./Renders Annelies (2012):** Do Managerial Incentives Drive Cost Behavior? Evidence about the Role of the Zero Earnings Benchmark for Labor Cost Behavior in Private Belgian Firms, in: *The Accounting Review*, Vol. 87, S. 1219-1246.
- Dörschell, Andreas/Franken, Lars/Schulte, Jörn (2012):** *Kapitalkosten für die Unternehmensbewertung*, 2 Auflage, Düsseldorf: IDW-Verlag.
- Downen, Richard J. (1996):** Analyst Reaction to Negative Earnings for Large Well-Known Firms, in: *Journal of Portfolio Management*, Vol. 23, S. 49-55.

- Drukarczyk, Jochen/Schüler, Andreas (2009):** Unternehmensbewertung, 6. Auflage, München: Vahlen.
- Dugar, Amitabh/Nathan, Siva (1995):** The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 12, S. 131-160.
- Elgers, Pieter T./Lo, May H. (1994):** Reductions in Analysts' Annual Earnings Forecast Errors Using Information in Prior Earnings and Security Returns, in: Journal of Accounting Research, Vol. 32, S. 290-303.
- Francis, Jennifer/Olsson, Per/Oswald, Dennis R. (2000):** Comparing the Accuracy and Explainability of Dividend, Free Cash Flow, and Abnormal Earnings Equity Value Estimates, in: Journal of Accounting Research, Vol. 38, S. 45-70.
- Francis, Jennifer/Philbrick, Donna (1993):** Analysts' Decisions as Products of a Multi-Task Environment, in: Journal of Accounting Research, Vol. 31, S. 216-230.
- Frankel, Richard/Lee, Charles M. C. (1998):** Accounting Valuation, Market Expectation, and Cross-Sectional Stock Returns, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 25, S. 283-319.
- Givoly, Dan/Hayn, Carla (2000):** The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 29, S. 287-320.
- Gow, Ian D./Ormazabal, Gaizka/Taylor, Daniel (2010):** Correcting for Cross-Sectional and Time-Series Dependence in Accounting Research, in: The Accounting Review, Vol. 85, S. 483-512.
- Gu, Zhaoyang/Wu, Joanna S. (2003):** Earnings Skewness and Analyst Forecast Bias, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 35, S. 5-29.
- Hachmeister, Dirk (2006):** Verbindlichkeiten nach IFRS: Bilanzierung von kurz- und langfristigen Verbindlichkeiten, Rückstellungen und Eventualschulden, München: Vahlen.

- Häger, Michael/Elkemann-Reusch, Manfred (2007):** Mezzanine Finanzierungsinstrumente: Stille Gesellschaft – Nachrangdarlehen – Genussrechte – Wandelanleihen, 2. Auflage, Berlin: Erich Schmidt Verlag.
- Hayes, Rachel (1998):** The Impact of Trading Commission Incentives on Analysts' Stock Coverage Decisions and Earnings Forecasts, in: Journal of Accounting Research, Vol. 36, S. 299-320.
- Heinrichs, Nicolas/Hess, Dieter/Homburg, Carsten/Lorenz, Michael/Sievers, Sönke (2012):** Extended Dividend, Cash Flow and Residual Income Valuation Models - Accounting for Deviations from Ideal Conditions, in: Contemporary Accounting Research, forthcoming (doi:10.1111/j.1911-3846.2011.01148.x.).
- Hering, Thomas (2005):** Betriebswirtschaftliche Anmerkungen zur "Unternehmensbewertung bei atmender Finanzierung und Insolvenzrisiko", in: Die Betriebswirtschaft, 65. Jg., S. 197-199.
- Homburg, Carsten/Lorenz, Michael/Sievers, Sönke (2011):** Unternehmensbewertung in Deutschland: Verfahren, Finanzplanung und Kapitalkostenermittlung, in: Zeitschrift für Controlling & Management, 55. Jg., S. 119-130.
- Homburg, Carsten/Stephan, Jörg/Weiß, Matthias (2004):** Unternehmensbewertung bei atmender Finanzierung und Insolvenzrisiko, in: Die Betriebswirtschaft, 64. Jg., S. 276-295.
- Hope, Ole-Kristian/Thomas, Wayne B. (2008):** Managerial Empire Building and Firm Disclosures, in: Journal of Accounting Research, Vol. 46, S. 591-626.
- Hopwood, William S./McKeown James C. (1992):** Empirical Evidence on the Time Series Properties of Operating Cash Flows, in: Managerial Finance, Vol. 18, S. 62-78.
- IDW (2007):** WP Handbuch 2008 (Band II), 13. Auflage, Düsseldorf: IDW-Verlag.
- Janssen, Bernhard (2003):** Erlass von Steuern auf Sanierungsgewinne, in: Deutsches Steuerrecht, 41. Jg., S. 1055-1059.
- Jensen, Michael C. (1986):** Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, in: American Economic Review, Vol. 76, S. 323-329.

- Kim, Myungsun/Prather-Kinsey, Jenice (2010):** An Additional Source of Financial Analysts' Earnings Forecast Errors: Imperfect Adjustments for Cost Behavior, in: Journal of Accounting, Auditing and Finance, Vol. 25, S. 27-51.
- Knabe, Matthias (2012):** Die Berücksichtigung von Insolvenzrisiken in der Unternehmensbewertung, Lohmar u.a.: Eul.
- Kothari, S. P. (2001):** Capital Markets Research in Accounting, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 31, S. 105-231.
- Kruschwitz, Lutz/Lodowicks, Arndt/Löffler, Andreas (2005):** Zur Bewertung insolvenzbedrohter Unternehmen, in: Die Betriebswirtschaft, 65. Jg., S. 221-236.
- Kruschwitz, Lutz/Löffler, Andreas (2006):** Discounted Cash Flow, Chichester: Wiley.
- Kuhner, Christoph/Maltry, Helmut (2006):** Unternehmensbewertung, Berlin u.a.: Springer.
- Levin, Joakim/Olsson, Per (2000):** Terminal Value Techniques in Equity Valuation – Implications of the Steady State Assumption, Working paper, [http://swoba.hhs.se/hastba/abs/hastba2000\\_007.htm](http://swoba.hhs.se/hastba/abs/hastba2000_007.htm), Zugriff am 04.02.2013.
- Lim, Terence (2001):** Rationality and Analysts' Forecast Bias, in: The Journal of Finance, Vol. 56, S. 369-385.
- Lind, Heinrich/Faulmann, Andreas (2001):** Die Bilanzierung von Eigenkapitalbeschaffungskosten nach IAS, US-GAAP und HGB, in: Der Betrieb, 54. Jg., S. 601-605.
- Loncarski, Igor/ter Horst, Jenke/Veld, Chris (2006):** Why Do Companies Issue Convertible Bonds? A Review of the Theory and Empirical Evidence, in: Renneboog, Luc (Hrsg.): Advances in Corporate Finance and Asset Pricing, Amsterdam: Elsevier, S. 311-339.
- Lorek, Kenneth S./Willinger, G. Lee (1996):** A Multivariate Time-Series Prediction Model for Cash-Flow Data, in: The Accounting Review, Vol. 71, S. 81-102.

- Lundholm, Russell/O’Keefe, Terry (2001):** Reconciling Value Estimates from the Discounted Cash Flow Model and the Residual Income Model, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 18, S. 311-335.
- Mahlendorf, Matthias D. (2009):** Sticky Cost Issues – Kostenremanenz bei Nachfrageschwankungen, in: Zeitschrift für Controlling & Management, 53. Jg., S. 193-195.
- Mandl, Gerwald/Rabel, Klaus (1997):** Unternehmensbewertung: Eine praxisorientierte Einführung, Wien: Ueberreuter.
- Mandl, Gerwald/Rabel, Klaus (2012):** Methoden der Unternehmensbewertung (Überblick), in: Peemöller, Volker H. (Hrsg.): Praxishandbuch der Unternehmensbewertung, 5. Auflage, Herne: Neue Wirtschafts-Briefe, S. 49-91.
- Masulis, Ronald W./Wang, Cong/Xie, Fei (2007):** Corporate Governance and Acquirer Returns, in: Journal of Finance, Vol. 62, S. 1851-1889.
- McNichols, Maureen/O’Brien, Praticia C. (1997):** Self-Selection and Analyst Coverage, in: Journal of Accounting Research, Vol. 35, S. 167-199.
- Meitner, Matthias (2012):** Der Terminal Value in der Unternehmensbewertung, in: Peemöller, Volker H. (Hrsg.): Praxishandbuch der Unternehmensbewertung, 5. Auflage, Herne: Neue Wirtschafts-Briefe, S. 577-628.
- Mest, David P./Plummer, Elizabeth (2003):** Analysts’ Rationality and Forecast Bias: Evidence from Sales Forecasts, in: Review of Quantitative Finance and Accounting, Vol. 21, S. 103-122.
- New York Times (2011):** AAA Rating is Rarity in Business,  
[http://www.nytimes.com/2011/08/03/business/aaa-rating-is-a-rarity-in-business.html?pagewanted=all&\\_r=0](http://www.nytimes.com/2011/08/03/business/aaa-rating-is-a-rarity-in-business.html?pagewanted=all&_r=0), Zugriff am 04.02.2013.
- Noreen, Eric W./Soderstrom, Naomi S. (1997):** The Accuracy of Proportional Cost Models: Evidence from Hospital Service Departments, in: Review of Accounting Studies, Vol. 2, S. 89-114.
- Ohlson, James A. (1995):** Earnings, Book Values and Dividends in Equity Valuation, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 11, S. 661-687.

- Ohlson, James A. (2005):** On Accounting-Based Valuation Formulae, in: Review of Accounting Studies, Vol. 10, S. 323-347.
- Palepu, Krishna G./Healy, Paul M./Peek, Erik (2010):** Business Analysis and Valuation IFRS edition, 2. Auflage, Andover: South Western Cengage Learning.
- Pellens, Bernhard/Fülbier, Rolf U./Gassen, Joachim/Sellhorn, Thorsten (2011):** Internationale Rechnungslegung: IFRS 1 bis 9, IAS 1 bis 41, IFRIC-Interpretationen, Standardentwürfe, 8. Auflage, Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Pellens, Bernhard/Tomaszewski, Claude/Weber, Nicolas (2000):** Wertorientierte Unternehmensführung in Deutschland: Eine empirische Untersuchung der DAX 100-Unternehmen, in: Der Betrieb, 53. Jg., S. 1825-1833.
- Petersen, Mitchell A. (2009):** Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches, in: The Review of Financial Studies, Vol. 22, S. 435-480.
- Ramnath, Sundaresh/Rock, Steve/Shane, Philip (2008):** The Financial Analyst Forecasting Literature: A Taxonomy with Suggestions for Further Research, in: International Journal of Forecasting, Vol. 24, S. 34-75.
- Rappaport, Alfred/Sirower, Mark L. (1999):** Stock or Cash? The Trade-Offs for Buyers and Sellers in Mergers and Acquisitions, in: Harvard Business Review, Vol. 77, S. 147-158.
- Reichert, Jörg (2007):** Das Residual-Income-Model: Eine kritische Analyse, Frankfurt am Main u.a.: Lang.
- Richardson, Scott/Teoh, Siew Hong/Wysocki, Peter D. (2004):** The Walk-Down to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 21, S. 885-924.
- Schipper, Katherine (1991):** Analysts' Forecasts, in: Accounting Horizons, Vol. 5, S. 105-121.
- Schultze, Wolfgang (2003):** Methoden der Unternehmensbewertung: Gemeinsamkeiten, Unterschiede, Perspektiven, 2. Auflage, Düsseldorf: IDW-Verlag.

- Subramaniam Chandra/Weidenmier, Marcia Lynne (2003):** Additional Evidence on the Sticky Behavior of Costs, Working paper,  
[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=369941](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=369941), Zugriff am 04.02.2013.
- The National Center for Employee Ownership (2009):** Data Show Widespread Employee Ownership in U.S.,  
<http://www.nceo.org/main/article.php/id/10/>, Zugriff am 04.02.2013.
- Union Investment (2006):** Union Investment Studie: Aktienoptionsprogramme der DAX-Unternehmen werden zunehmend komplexer und intransparenter,  
[http://unternehmen.union-investment.de/Downloads/UMH/Anlegerbefragung/01197f93ca51a98b4c44a5e656075fc1.0.0/Studie\\_Aktienoptionsplaene\\_2006\\_24.10.2006.pdf](http://unternehmen.union-investment.de/Downloads/UMH/Anlegerbefragung/01197f93ca51a98b4c44a5e656075fc1.0.0/Studie_Aktienoptionsplaene_2006_24.10.2006.pdf), Zugriff am 04.02.2013.
- Wallmeier, Martin (1999):** Kapitalkosten und Finanzierungsprämien, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 69. Jg., S. 1473-1490.
- Watts, Ross L./Leftwich, Richard W. (1977):** The Time Series of Annual Accounting Earnings, in: Journal of Accounting Research, Vol. 15, S. 253-271.
- Weiss, Dan (2010):** Cost Behavior and Analysts' Earnings Forecasts, in: The Accounting Review, Vol. 85, S. 1441-1471.
- Wei, Matthias (2006):** Wertorientiertes Kostenmanagement: Zur Integration von wertorientierter Unternehmensfhrung und strategischem Kostenmanagement, Wiesbaden: Deutscher Universitts-Verlag.
- White, Halbert (1980):** A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: Econometrica, Vol. 48, S. 817-838.
- Zellner, Arnold (1962):** An efficient method of estimating seemingly unrelated regression equations and tests for aggregation bias, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 57, S. 348-368.

## **Lebenslauf**

### **Max Berens**

Landgrafenstraße 108  
50931 Köln

Telefon: +49 (0)221 7888361

Mobil: +49 (0)179 7780888

Email: maxberens@hotmail.com

## **Persönliche Angaben**

---

Geburtsdaten 04. Juli 1981 in Warendorf

Familienstand verheiratet, 2 Kinder

## **Beruflicher Werdegang**

---

04/2008 – 03/2013 Wissenschaftlicher Mitarbeiter und Doktorand – Universität zu Köln  
Seminar für ABWL und Controlling, Prof. Dr. Carsten Homburg

02/2007 – 04/2007 Praktikum – Boston Consulting Group

08/2006 – 10/2006 Praktikum – Haniel

08/2004 – 10/2004 Praktikum – BMS Consulting

08/2003 – 09/2003 Praktikum – Landesbausparkasse

## **Studium**

---

04/2008 – 03/2013 Promotionsstudium – Universität zu Köln

10/2002 – 03/2008 Studium der Betriebswirtschaftslehre – Universität zu Köln  
Abschluss: Diplom-Kaufmann, Note: sehr gut (1,5)  
Schwerpunktfächer: Controlling, Supply Chain Management, Statistik  
Diplomarbeitsthema: Zeitreiheneigenschaften des Free Cash Flow

08/2005 – 12/2005 Auslandssemester – Stockholm School of Economics, Schweden

## **Schule und Zivildienst**

---

08/2001 – 06/2002 Zivildienst – Krankenhausschule der Uniklinik Münster

08/1998 – 06/1999 Auslands-Schuljahr als Vollstipendiat der Organisation ASSIST – St. Mark's School of Texas, Dallas, USA

08/1992 – 06/2001 Abitur – Pascal-Gymnasium Münster, Note: 1,1

## **Fremdsprachen**

---

Englisch	Verhandlungssicher in Wort und Schrift
Französisch	Grundkenntnisse

## **Auszeichnungen**

---

2008	Auszeichnung der Universität zu Köln für Diplom mit der Note „sehr gut“
2001	Nominierung zur Aufnahme in die Studienstiftung des deutschen Volkes
1999	Xerox-Award der St. Mark's School of Texas als Auszeichnung für die jahrgangsbesten Leistungen in den Sozialwissenschaften

Köln, 05. April 2013