

**Die Validität impliziter Eigenkapitalkosten sowie
der Zusammenhang zwischen Corporate Governance und
Cashflow- und Return-News**

Dissertation
zur Erlangung des Doktorgrades
der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der Eberhard Karls Universität Tübingen

vorgelegt von

Dipl.-Kfm. Phillip Haase
aus Hannover

Tübingen

2018

Tag der mündlichen Prüfung:

15.11.2019

Dekan:

Professor Dr. rer. soc. Josef Schmid

1. Gutachter:

Professorin Dr. rer. pol. Renate Hecker

2. Gutachter:

Professor Dr. rer. pol. Werner Neus

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	IV
Tabellenverzeichnis.....	V
Abkürzungsverzeichnis	XI
Symbolverzeichnis	XII
1 Einleitung	1
2 Eine kritische Auseinandersetzung mit der Arbeit von Easton und Monahan (2005)	9
2.1 Vorbemerkungen	9
2.2 Methodik und Ergebnisse von Easton und Monahan (2005)	9
2.2.1 Modelltheoretische Grundlagen.....	9
2.2.2 Anwendung auf implizite Eigenkapitalkosten	10
2.2.3 Ergebnisse	12
2.3 Vorstellung anderer Ansätze zur Beurteilung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten	13
2.3.1 Ansatz von Botosan, Plumlee und Wen (2011)	13
2.3.2 Ansatz von Guay, Kothari und Shu (2011).....	15
2.3.3 Ansatz von Lee, So, Wang (2017)	15
2.3.4 Ansatz von Jäckel (2014).....	16
2.3.5 Ansätze von Halteren (2011) und von Gsell (2011)	17
2.4 Kritik von Botosan, Plumlee und Wen (2011) an Easton und Monahan (2005).....	18
2.5 Eigene Würdigung des Ansatzes von Easton und Monahan (2005)	21
2.5.1 Wachstumsperspektiven als Konstante.....	21
2.5.2 Wachstumsperspektiven als Variable	23
2.5.2.1 Der Ansatz von Easton und Monahan (2005) als Modell mit Interaktionsterm und Nebenbedingung	23
2.5.2.2 Bildung von Teilstichproben auf Grundlage des prognostizierten langfristigen Gewinnwachstums	28
2.5.2.3 Angemessenheit der Nutzung des Modells von Vuolteenaho (2002)	36
2.6 Alternativer Ansatz zur Untersuchung der Validität	37
2.7 Neuinterpretation bestehender Ergebnisse	40
2.8 Zwischenfazit.....	44
3 Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt.....	46
3.1 Vorbemerkungen	46

3.2	Literaturübersicht.....	47
3.3	Untersuchungsdesign.....	59
3.4	Varianten der impliziten Eigenkapitalkosten	61
3.4.1	Das Abnormal Earnings Growth Model	61
3.4.2	Das Dividenden-Diskontierungs-Modell	64
3.4.3	Das Residualgewinnmodell	64
3.5	Beschreibung der übrigen Daten	68
3.5.1	Gewinn- und Dividendenprognosen	68
3.5.2	Kursdaten	71
3.5.3	Bilanzstichtage und Veröffentlichungsdaten	72
3.5.4	Risikoloser Zinssatz.....	73
3.5.5	Risikofaktoren.....	73
3.5.6	Cashflow-News.....	75
3.6	Genese der Stichprobe	76
3.7	Deskriptive Statistik	78
3.8	Univariate Analyse	85
3.8.1	Korrelationen der impliziten Eigenkapitalkosten, Renditen und News-Variablen	85
3.8.2	Portefeuille-Analyse	93
3.8.3	Univariate Regression.....	95
3.9	Multivariate Regressionsanalyse	96
3.10	Weitere Analysen	109
3.10.1	Implizite Eigenkapitalkosten und Risikofaktoren.....	109
3.10.1.1	Deskriptive Statistik	109
3.10.1.2	Korrelationen der Risikofaktoren.....	111
3.10.1.3	Multivariate Analyse der Risikofaktoren	115
3.10.2	Wachstumserwartungen und Validität	117
3.11	Zwischenfazit.....	122
4	Der Zusammenhang zwischen Corporate Governance und Cashflow- und Return-News.....	125
4.1	Vorbemerkungen	125
4.2	Verwandte Literatur.....	125
4.2.1	Untersuchung der Return- und Cashflow-News	125
4.2.1.1	Return-News	126
4.2.1.2	Cashflow-News	128

4.2.2	Untersuchung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	132
4.2.3	Weitere Studien zur Wirkung von Corporate Governance	136
4.3	Institutionelle Grundlagen	139
4.4	Theoretische Grundlagen.....	142
4.5	Untersuchungsdesign.....	144
4.6	Beschreibung der Variablen	148
4.6.1	Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes .	148
4.6.2	Return- und Cashflow-News.....	151
4.6.3	Restliche Variablen.....	152
4.7	Genese der Stichprobe	155
4.8	Deskriptive Statistik	156
4.9	Univariate Analyse	163
4.9.1	Korrelationsanalyse.....	163
4.9.2	Portefeuille-Analyse	170
4.9.3	Univariate Regression.....	173
4.10	Multivariate Regression.....	174
4.10.1	Untersuchung der unveränderten Return- und Cashflow-News	174
4.10.2	Untersuchung der absoluten Return- und Cashflow-News.....	176
4.10.3	Robustheitstests und weitere Analysen.....	178
4.11	Zwischenfazit.....	188
5	Fazit.....	193
6	Anhang	200
6.1	Herleitung der Varianz-Kovarianz-Matrix der Koeffizienten aus der Arbeit von Easton und Monahan (2005).....	200
6.2	Eine zusätzliche Abbildung zu Abschnitt 3.7.....	207
6.3	Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.8.1	208
6.4	Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.8.2	209
6.5	Eine zusätzliche Auswertung zu Abschnitt 3.8.3	210
6.6	Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.9	211
6.7	Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.10.1.3	222
6.8	Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.10.2	223
6.9	Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 4.10.3	224
7	Literaturverzeichnis.....	240

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Varianz der Rendite in Abhängigkeit vom erwarteten Wachstum und von unterschiedlich hohen Eigenkapitalkosten	35
Abbildung 2: Der marginale Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t in Abhängigkeit von den Wachstumserwartungen mit Daten aus Easton und Monahan (2005)	42
Abbildung 3: Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitverlauf.....	79
Abbildung 4: Histogramme der impliziten Eigenkapitalkosten, Renditen und Cashflow-News.....	82
Abbildung 5: Implizite Eigenkapitalkosten nach der Price-Earnings-Ratio in den Zeitpunkten t und t+1 sowie Renditen im Zeitverlauf	83
Abbildung 6: Cashflow-News im Zeitverlauf	84
Abbildung 7: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten in den Zeitpunkten t und t+1 für die Variante nach Gebhardt et al. (2001).....	89
Abbildung 8: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten in t+1 für die Varianten nach Gebhardt et al. (2001) und nach Gordon und Gordon (1997).....	92
Abbildung 9: Implizite Eigenkapitalkosten nach Gebhardt et al. (2001) und der Price-Earnings-Ratio aus unbeschränkten und beschränkten Stichproben im Zeitverlauf.....	105
Abbildung 10: Standardabweichung der prognostizierten Gewinne im Zeitverlauf.....	111
Abbildung 11: Implizite Eigenkapitalkosten nach dem Price-Earnings Growth-Model und Beta-Faktoren im Zeitverlauf	114
Abbildung 12: Marginaler Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Rendite in Abhängigkeit vom erwarteten Wachstum	121
Abbildung 13: Histogramm der Return-News	158
Abbildung 14: Return- und Cashflow-News im Zeitverlauf.....	159
Abbildung 15: Histogramm der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	159
Abbildung 16: Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes im Zeitverlauf	160
Abbildung 17: Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes im Zeitverlauf.....	161
Abbildung 18: Durchschnittliche absolute Cashflow-News cf_n3_{t+1} von Portefeuilles auf Basis der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes im Zeitverlauf	172
Abbildung 19: Implizite Eigenkapitalkosten nach der Price-Earnings-Ratio in den Zeitpunkten t und t+1 sowie Renditen im Zeitverlauf mit unterschiedlich skalierten Ordinaten.....	207

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Beispiel für unterschiedliche marginale Effekte zweier Varianten der impliziten Eigenkapitalkosten	25
Tabelle 2: Beispiel für unterschiedliche marginale Effekte zweier Varianten der impliziten Eigenkapitalkosten unter Berücksichtigung der Nebenbedingung aus Easton und Monahan (2005)	27
Tabelle 3: Marginaler Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Botosan et al. (2011) aus Easton und Monahan (2016)	40
Tabelle 4: Marginaler Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Easton und Monahan (2005)	41
Tabelle 5: Standardfehler der marginalen Effekte der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Easton und Monahan (2005).....	43
Tabelle 6: Marginale Effekte sowie t- und p-Werte der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Easton und Monahan (2005).....	43
Tabelle 7: Übersicht empirischer Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen impliziten Eigenkapitalkosten und Renditen.....	50
Tabelle 8: Deskriptive Statistik: Implizite Eigenkapitalkosten in den Zeitpunkten t und t+1, Cashflow-News und Renditen.....	80
Tabelle 9: Korrelation der impliziten Eigenkapitalkosten, Cashflow-News und Renditen	86
Tabelle 10: Korrelation der impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t+1 mit den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t, den Cashflow-News und den Renditen ...	87
Tabelle 11: Korrelation der impliziten Eigenkapitalkosten in den Zeitpunkten t und t+1 mit absoluten Cashflow-News.....	90
Tabelle 12: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten in t+1 mit mindestens vier Beobachtungen je 0,25 %-Intervall	91
Tabelle 13: Arithmetische Mittel der Renditen, der impliziten Eigenkapitalkosten und der Differenzen der Renditen von Portefeuilles auf Basis der impliziten Eigenkapitalkosten mit mindestens 20 Beobachtungen je Portefeuille	94
Tabelle 14: Ergebnisse univariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode	95
Tabelle 15: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit Kontrollvariablen für die Cashflow- und Return-News mit der Fama-MacBeth-Methode	96
Tabelle 16: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten jeweils ohne Kontrollvariablen für die Return- und Cashflow-News mit der Fama-MacBeth-Methode.....	99
Tabelle 17: Varianzinflationsfaktoren.....	100

Tabelle 18: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit Kontrollvariablen für die Cashflow- und Return-News mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern	108
Tabelle 19: Deskriptive Statistik: Risikofaktoren	110
Tabelle 20: Korrelation der Risikofaktoren untereinander	112
Tabelle 21: Korrelation der Risikofaktoren mit den impliziten Eigenkapitalkosten	113
Tabelle 22: Ergebnisse multivariater Regressionen der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Risikofaktoren mit der Fama-MacBeth-Methode	116
Tabelle 23: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit einem Interaktionsterm für das erwartete langfristige Gewinnwachstum	118
Tabelle 24: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit zwei Interaktionstermen für das erwartete langfristige Gewinnwachstum	120
Tabelle 25: Übersicht angenommener Zusammenhänge zwischen der Güte der Corporate Governance und Return- und Cashflow-News sowie der Vorzeichen einer potentiellen Verzerrung durch umgekehrte Kausalität	147
Tabelle 26: Übersicht angenommener Zusammenhänge zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen.....	155
Tabelle 27: Deskriptive Statistik: Return- und Cashflow-News, die Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes sowie weitere erklärende Variablen	157
Tabelle 28: Anzahl der Empfehlungen der in die Untersuchung eingehenden Fassungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	162
Tabelle 29: Korrelation der Return- und Cashflow-News untereinander	163
Tabelle 30: Korrelation der absoluten Return- und Cashflow-News untereinander	164
Tabelle 31: Korrelation der erklärenden Variablen untereinander.....	165
Tabelle 32: Korrelation der Return- und Cashflow-News mit der Befolungsquote und anderen abhängigen Variablen	167
Tabelle 33: Korrelation der absoluten Return- und Cashflow-News mit der Befolungsquote und weiteren erklärenden Variablen	170
Tabelle 34: Arithmetische Mittel der Return- und Cashflow-News und der Differenzen der News von Portefeuilles auf Basis der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	171
Tabelle 35: Ergebnisse univariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die Befolungsquote mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern	173
Tabelle 36: Ergebnisse multivariater Regressionen der unveränderten Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern	175

Tabelle 37: Ergebnisse multivariater Regressionen der absoluten Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern	177
Tabelle 38: Marginale Effekte sowie p-Werte der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes für unterschiedlich große größte Stimmrechtsanteile	185
Tabelle 39: Korrelation der Befolungsquoten der sechs Abschnitte des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	187
Tabelle 40: Vollständige Übersicht der Varianzen und Kovarianzen der Koeffizienten der impliziten Eigenkapitalkosten und Return-News aus Easton und Monahan (2005).....	206
Tabelle 41: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten in t+1 mit mindestens 10, 20 und 40 Beobachtungen je 0,25 %-Intervall	208
Tabelle 42: Arithmetische Mittel der Renditen, der impliziten Eigenkapitalkosten und der Differenzen der Renditen von Portefeuilles auf Basis der impliziten Eigenkapitalkosten mit mindestens 40, 60 und 80 Beobachtungen je Portefeuille	209
Tabelle 43: Ergebnisse einer einfachen univariaten Regression der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten	210
Tabelle 44: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten jeweils ohne die Kontrollvariablen cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} mit der Fama-MacBeth-Methode	211
Tabelle 45: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und dem fixen Beobachtungszeitpunkt 20. eines Monats	211
Tabelle 46: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode unter Berücksichtigung des Handelsvolumens	212
Tabelle 47: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und winsorierten Stichproben	213
Tabelle 48: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit unterschiedlichen angenommenen Fristen zur Ergänzung fehlender Daten zur Veröffentlichung von Jahresabschlüssen und der Fama-MacBeth-Methode.....	214
Tabelle 49: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und dem historischen arithmetischen Mittel der Eigenkapitalrenditen	215
Tabelle 50: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode für Teilstichproben auf Grundlage der Marktkapitalisierung	216

Tabelle 51: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode für die Zeiträume Oktober 1993 bis Februar 2004 und März 2004 bis Juni 2014	217
Tabelle 52: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode für fünf Krisen- und Nichtkrisenzeiträume	218
Tabelle 53: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und jeweils unbeschränkten Stichproben.....	219
Tabelle 54: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche	219
Tabelle 55: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und unterschiedlichen Mindest-Prognosehorizonten für die Cashflow-News cf_n1_{t+1}	220
Tabelle 56: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit Dummy-Variablen jeweils für die Zeit und Unternehmen sowie eindimensional geclusterten Standardfehlern	221
Tabelle 57: Ergebnisse multivariater Regressionen der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Risikofaktoren mit der Fama-MacBeth-Methode unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche	222
Tabelle 58: Ergebnisse multivariater Regressionen der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Risikofaktoren mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern	222
Tabelle 59: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode, zweidimensional geclusterten Standardfehlern und der reduzierten Stichprobe aus Abschnitt 3.10.2	223
Tabelle 60: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Unternehmen und Zeit-Dummy-Variablen	224
Tabelle 61: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Zeit und Unternehmens-Dummy-Variablen	225
Tabelle 62: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit Dummy-Variablen in den Dimensionen Zeit und Unternehmen	226
Tabelle 63: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und jeweils zwei vergangenen Ausprägungen der abhängigen Variablen.....	227

Tabelle 64: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Zeit, Unternehmens-Dummy-Variablen und jeweils zwei vergangenen Ausprägungen der abhängigen Variablen.....	228
Tabelle 65: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und der Befolgsquote als Dummy-Variable	229
Tabelle 66: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und unter Ausschluss von Unternehmen mit einer vollständigen Befolgung aller Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes	230
Tabelle 67: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und winsorientierten Beobachtungen der Return- und Cashflow-News sowie der Befolgsquote.....	231
Tabelle 68: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern für die Zeit vor, während und nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008	231
Tabelle 69: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern für die Zeit vor, während und nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche	232
Tabelle 70: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Zeit und Unternehmens-Dummy-Variablen unter Ausschluss von Nichtfinanzunternehmen	233
Tabelle 71: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und der Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	234
Tabelle 72: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und zeitlich versetzten Daten für den größten Stimmrechtsanteil.....	234
Tabelle 73: Ergebnisse multivariater Regressionen der alternativen Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern	235
Tabelle 74: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und einem Interaktionsterm für den größten Stimmrechtsanteil.....	236

Tabelle 75: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern, einem Interaktionsterm für den größten Stimmrechtsanteil und Stimmrechtsanteilen, die nicht vereinheitlicht werden	237
Tabelle 76: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und dem arithmetischen Mittel der Befolgungsquoten der sechs Abschnitte des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	238
Tabelle 77: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und den Befolgungsquoten der sechs Abschnitte des Deutschen Corporate Governance Kodexes.....	239

Abkürzungsverzeichnis

AktG	Aktiengesetz
Beo.	Beobachtungen
BMA	Bayesian Model Averaging
BPW	Botosan et al. (2011)
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CG	Corporate Governance
DCGK	Deutscher Corporate Governance Kodex
EKK	Eigenkapitalkosten
EM05	Easton und Monahan (2005)
EM16	Easton und Monahan (2016)
HGB	Handelsgesetzbuch
IDW	Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e. V.
iEKK	Implizite Eigenkapitalkosten
IFRS	International Financial Reporting Standards – Internationale Rechnungslegungsstandards
ISIN	International Securities Identification Number – Internationale Wertpapierkennnummer
KV	Kontrollvariablen
PE-Ratio	Price-Earnings-Ratio
PEG-Ratio	Price-Earnings Growth-Model
ROE	Return on Equity – Eigenkapitalrendite gemessen in bilanziellen Größen
VIF	Varianzinflationsfaktor
WpHG	Wertpapierhandelsgesetz

Symbolverzeichnis

$ \dots $	Absoluter Betrag einer Variable bzw. die Determinante einer Matrix
\dots	Arithmetisches Mittel
\approx	Zufallsvariable
$\partial\%E[z]$	Relative Veränderung der Erwartungen über die Zahlungsüberschüsse: $\frac{\partial E[z]}{E[z]}$
Δ	Veränderung
$\Delta E_t[z]$	Veränderung der Erwartungen zwischen t und t+1 über die zukünftigen Zahlungsüberschüsse
Δi_{ekk_t}	Veränderung der iEKK zwischen t und t+1
Δk_t	Veränderung des Börsenkurses zwischen t und t+1
$\#anlst_t$	Anzahl der Analysten im Zeitpunkt t, die für den nächsten zu veröffentlichenden Gewinn Prognosen abgeben
$\#nbfe_t$	Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des DCGK im Zeitpunkt t
abg_{t+2}	Abnormales (absolutes) Gewinnwachstum im Zeitraum t+1 bis t+2
$abhv_{t-1}$	Ausprägung der abhängigen Variable im Zeitpunkt t-1
adj	Adjunkte einer Matrix
β_{capm_t}	Beta-Faktor aus dem CAPM zum Zeitpunkt t
$beta_t$	Empirisch geschätzter Beta-Faktor; ermittelt auf den Zeitpunkt t
$bps_{\tau-1}$	Buchwert des Eigenkapitals je Aktie aus dem Jahresabschluss des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$ vor der Schätzung der iEKK
bps_t	Buchwert des Eigenkapitals je Aktie zum Zeitpunkt t
bps'_t	Angepasster Buchwert des Eigenkapitals je Aktie zum Zeitpunkt t
$bps'_{t,\tau-1}$	Buchwert des Eigenkapitals je Aktie am Ende des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$ vor der Schätzung der iEKK; auf den Zeitpunkt t angepasst
C	Kofaktormatrix
C_{ij}	Element der Kofaktormatrix der i-ten Zeile und der j-ten Spalte
cf_n_{t+1}	Unerwartete Rendite aufgrund neuer Informationen im Zeitraum t bis t+1 über zukünftige Zahlungsüberschüsse (Cashflow-News)
$\widehat{cf_n}_{a,b,t+1}$	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 in der Umsetzung von Easton und Monahan (2005)
$\widehat{cf_n}_{t+1}$	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 in der Umsetzung von Easton und Monahan (2005) mit einer reduzierten Notation
$cf_n_g_{t+1}$	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 durch eine Veränderung der Erwartungen über das Wachstum der Zahlungsüberschüsse
cf_n1_{t+1}	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 auf Basis des nächsten nach dem Zeitpunkt t bekanntwerdenden Gewinns je Aktie, normiert mit dem zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals

$cf_n1_{t+1}^{\times}$	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 auf Basis des nächsten nach dem Zeitpunkt t bekanntwerdenden Gewinns je Aktie, normiert mit dem absoluten Wert der ursprünglichen Gewinnprognose
cf_n2_{t+1}	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 auf Basis des übernächsten nach dem Zeitpunkt t bekanntwerdenden Gewinns je Aktie, normiert mit dem zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals
$cf_n2_{t+1}^{\times}$	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 auf Basis des übernächsten nach dem Zeitpunkt t bekanntwerdenden Gewinns je Aktie, normiert mit dem absoluten Wert der ursprünglichen Gewinnprognose
cf_n3_{t+1}	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 auf Basis des über-übernächsten nach dem Zeitpunkt t bekanntwerdenden Gewinns je Aktie, normiert mit dem zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals
$cf_n3_{t+1}^{\times}$	Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1 auf Basis des über-übernächsten nach dem Zeitpunkt t bekanntwerdenden Gewinns je Aktie, normiert mit dem absoluten Wert der ursprünglichen Gewinnprognose
cg_t	Verhältnis befolgter Empfehlungen relativ zur Summe aller Empfehlungen der als relevant identifizierten DCGK-Fassung im Zeitpunkt t (Befolungsquote)
cg_dummy_t	Dummy-Variable, die mit dem Wert 1 anzeigt, ob den Empfehlungen des DCGK im Zeitpunkt t vollständig gefolgt wird, sonst 0
cg_gg_t	Arithmetisches Mittel der Befolungsquoten der sechs Abschnitte des DCGK im Zeitpunkt t
$cg2_t$	Befolungsquote des zweiten Abschnitts des DCGK (Aktionäre und Hauptversammlung) im Zeitpunkt t
$cg3_t$	Befolungsquote des dritten Abschnitts des DCGK (Zusammenwirken von Vorstand und Aufsichtsrat) im Zeitpunkt t
$cg4_t$	Befolungsquote des vierten Abschnitts des DCGK (Vorstand) im Zeitpunkt t
$cg5_t$	Befolungsquote des fünften Abschnitts des DCGK (Aufsichtsrat) im Zeitpunkt t
$cg6_t$	Befolungsquote des sechsten Abschnitts des DCGK (Transparenz) im Zeitpunkt t
$cg7_t$	Befolungsquote des siebten Abschnitts des DCGK (Rechnungslegung und Abschlussprüfung) im Zeitpunkt t
Cov	Kovarianz
dax_t	Dummy-Variable, die mit dem Wert 1 anzeigt, ob ein Unternehmen am Ende des Monats vor dem Zeitpunkt t dem Aktienindex DAX angehörte, sonst 0
dps_{t+1}	Dividende je Aktie des Zeitraums t bis t+1; ausgeschüttet im Zeitpunkt t+1
$E_t[\cdot]$	Erwartung im Zeitpunkt t
ekk	Eigenkapitalkosten

eps_{t+1}	Gewinn je Aktie im Zeitraum t bis $t+1$
$fbps_{t,\tau+n}^*$	Schätzung im Zeitpunkt t über den Buchwert des Eigenkapitals je Aktie am Ende des Geschäftsjahres $\tau + n$
$fdps_{t,\tau}$	Prognose im Zeitpunkt t über die Dividende je Aktie des Geschäftsjahres τ
$fdps_{t,\tau+div_max}$	Dividendenprognose, die zum Zeitpunkt t am weitesten in die Zukunft reicht
$feps_{t,\tau}$	Prognose im Zeitpunkt t über den Gewinn je Aktie des Geschäftsjahres τ , in dem der Zeitpunkt t liegt (Schätzung über das laufende Geschäftsjahr)
$feps_{t,\tau+div_max}$	Gewinnprognose zum Zeitpunkt t , die sich auf dieselbe Periode bezieht, wie die Dividendenprognose, die zum Zeitpunkt t am weitesten in die Zukunft reicht
$feps'_{t,\tau}$	Angepasste Gewinnerwartung zum Zeitpunkt t für das Geschäftsjahr τ
$finc$	Dummy-Variable, die mit dem Wert 1 anzeigt, ob ein Unternehmen der Finanzbranche angehört, sonst 0
$fpor_t$	Zum Zeitpunkt t erwartete zukünftige Ausschüttungsquote
$froe_{t,\tau+n}^*$	Schätzung im Zeitpunkt t über den ROE des Geschäftsjahres $\tau + n$. Die Schätzung beruht auf Analystenprognosen, die mit historischen Daten prolongiert werden
$\widehat{froe}_{t,t+2}$	Im Zeitpunkt t erwarteter ROE für den Zeitraum $t+1$ bis $t+2$ in der Umsetzung von Easton und Monahan (2005)
g	Wachstum der Zahlungsüberschüsse
$gabg_t$	Langfristiges (relatives) Wachstum des abnormalen Gewinnwachstums abg_{t+2} nach dem Zeitpunkt t
$g_{ct,t}$	Zum Zeitpunkt t erwartetes Wachstum der Residualgewinne: $Max(rf_t - 3\%; 0)$
$g_{ojn,t}$	Auf den Zeitpunkt t ermitteltes nominales (und relatives) Wachstum des abnormalen Gewinnwachstums: $Max(rf_t - 3\%; 0)$
g_kfojn,t	Gewinnwachstum im Modell von Ohlson und Juettner-Nauroth (2005); ermittelt auf den Zeitpunkt t
$hfdps_{t,\tau-1}$	Prognose über die Dividende je Aktie des letzten Geschäftsjahres $\tau-1$, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, vor der Schätzung der iEKK zum Zeitpunkt t (historischer Schätzer), basierend auf Analystenprognosen
$hfdps_{t,\tau-1}^*$	Prognose über die Dividende je Aktie des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, vor der Schätzung der iEKK zum Zeitpunkt t (historischer Schätzer), basierend auf Analystenprognosen und historischen Jahresabschlussdaten
$hfeps_{t,\tau-1}$	Prognose über den Gewinn je Aktie des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, vor der Schätzung der iEKK zum Zeitpunkt t (historischer Schätzer)
$hist_roe_t$	Zum Zeitpunkt t ermittelter historischer Branchendurchschnitt des ROE

$horizn_t$	Zeithorizont in Tagen bis zur Veröffentlichung des nächsten Jahresabschlusses im Zeitpunkt t
$i_ekk_{avg,t}$	Arithmetisches Mittel der anderen impliziten Eigenkapitalkosten: $i_ekk_{ct,t}$, $i_ekk_{gls,t}$, $i_ekk_{gor,t}$, $i_ekk_{mpeg,t}$, $i_ekk_{ojn,t}$, $i_ekk_{pe,t}$, $i_ekk_{peg,t}$
$i_ekk_{ct,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach Claus und Thomas (2001); ermittelt auf den Zeitpunkt t
$i_ekk_{gls,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach Gebhardt et al. (2001); ermittelt auf den Zeitpunkt t
$i_ekk_{gor,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach Gordon und Gordon (1997); ermittelt auf den Zeitpunkt t
$i_ekk_{mpeg,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten auf Basis der modifizierten PEG-Ratio; ermittelt auf den Zeitpunkt t
$i_ekk_{ojn,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach Ohlson und Juettner-Nauroth (2005); ermittelt auf den Zeitpunkt t
$i_ekk_{pe,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach der Price-Earnings-Ratio; ermittelt auf den Zeitpunkt t
$i_ekk_{peg,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach dem Price-Earnings Growth-Model; ermittelt auf den Zeitpunkt t
i_ekk_t	Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t
k_t	Börsenkurs im Zeitpunkt t
$Korr$	Korrelationskoeffizient
lev_t	Verschuldungsgrad gemessen mit bilanziellen Größen; ermittelt auf den Zeitpunkt t
li_ekk_t	$\ln(1 + i_ekk_t)$
ltg_t	Median des von Analysten prognostizierten langfristigen Gewinnwachstums; geschätzt im Zeitpunkt t
mv_t	Marktkapitalisierung; ermittelt auf den Zeitpunkt t
N	Anzahl der Beobachtungen einer Untersuchung (bspw. auch Portefeuilles)
N^*	Anzahl aller in eine Untersuchung einfließenden Unternehmensmonate, auch wenn bspw. Portefeuilles gebildet werden
$news_{t+1}$	Return- oder Cashflow-News im Zeitraum t bis t+1
$nstd1_t$	Standardabweichung der Prognosen über den Gewinn, der mit dem nächsten Jahresüberschuss bekannt wird, relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals; ermittelt auf den Zeitpunkt t
$nstd2_t$	Standardabweichung der Prognosen über den Gewinn, der mit dem übernächsten Jahresüberschuss bekannt wird, relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals; ermittelt auf den Zeitpunkt t
$nstd3_t$	Standardabweichung der Prognosen über den Gewinn, der mit dem übernächsten Jahresüberschuss bekannt wird, relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals; ermittelt auf den Zeitpunkt t

$\omega_{b,t}$	Parameter, mit dem die zum Zeitpunkt t erwartete Persistenz des ROE in der Industrie b erfasst wird
por_{t-2}	Ausschüttungsquote des zum Zeitpunkt t vorletzten Geschäftsjahres vor der Schätzung der iEKK (Begrenzung auf größer/gleich null)
ρ	Diskontierungs- oder Linearisierungsfaktor
ρ_a	Diskontierungs- oder Linearisierungsfaktor der Kategorie a
P_a	$\rho_a/(1 - \rho_a)$
r_{t+1}	Aktienrendite über den Zeitraum t bis $t+1$
R_{t+1}	$1 + r_{t+1}$
R^2	Bestimmtheitsmaß
$r_{n_{t+1}}$	Unerwartete Rendite aufgrund neuer Informationen im Zeitraum t bis $t+1$ über zukünftige EKK (Return-News)
$\widehat{r}_{n_{a,t+1}}$	Return-News im Zeitraum t bis $t+1$ in der Umsetzung von Easton und Monahan (2005)
$r_{neu_{t+1}}$	Return-News als die Veränderung der iEKK-Variante $i_{ekk_{gls,t}}$ zwischen den Zeitpunkten t und $t+1$: $i_{ekk_{gls,t+1}} - i_{ekk_{gls,t}}$
$r_{neu_{t+1}}^x$	Return-News als die relative Veränderung der iEKK-Variante $i_{ekk_{gls,t}}$ zwischen den Zeitpunkten t und $t+1$: $i_{ekk_{gls,t+1}}/i_{ekk_{gls,t}} - 1$
rd_t	Zum Zeitpunkt t verbleibende Tage bis zum nächsten Bilanzstichtag, relativ zu 365
$REX10_t$	Stand des REX10 Rentenindex zum Zeitpunkt t
rf_t	Risikoloser Zins im Zeitpunkt t
rg_{t+n}	Residualgewinn im Zeitraum $t+n-1$ bis $t+n$
rm_{t+1}	Rendite des Gesamtmarktes über den Zeitraum t bis $t+1$
roe_{t+1}	Eigenkapitalrendite gemessen in bilanziellen Größen – Return on Equity im Zeitraum t bis $t+1$: eps_{t+1}/bps_t
s^2	Unverzerrter Schätzer für σ^2 , die Varianz der Schätzfehler
$std(i_{ekk_{t+1}})$	Standardabweichung der iEKK im Zeitpunkt $t+1$
std_{resi_t}	Standardabweichung der Residuen der Beta-Schätzung, ermittelt auf den Zeitpunkt t
$t - Wert$	t-Wert eines Koeffizienten
V	Varianz-Kovarianz-Matrix
Var	Varianz
VIF	Varianzinflationsfaktor
$vote_t$	Größter Stimmrechtsanteil im Zeitpunkt t
z	Zahlungsüberschuss je Aktie
z_{t+n}	Zahlungsüberschuss je Aktie im Zeitpunkt $t+n$

1 Einleitung

Der Zeitwert des Geldes ist eines der zentralen Konzepte der Wirtschaftswissenschaft. Der Grundgedanke, im Zeitverlauf anfallende Zahlungen ab- oder aufzuzinsen, um sie auf einen Zeitpunkt zu verdichten und mithin zu bewerten, hat sowohl in der Praxis als auch in der betriebswirtschaftlichen Forschung und Lehre einen enormen Stellenwert.

Die Bedeutung in der Praxis ergibt sich dadurch, dass es sich bei der Bewertung um eine allgegenwärtige Aufgabe handelt. Die Bewertung ist Grundlage unzähliger unternehmerischer Investitions- und Desinvestitionsentscheidungen. Die Investitionsobjekte sind nicht nur auf Finanzanlagen oder Investitionen in materielle (z. B. Gebäude, Maschinen) oder immaterielle Anlagegüter (z. B. Marken, Patente) beschränkt. Sie umfassen u. a. auch neue Produkte in Form von Ausgaben für Forschung und Entwicklung, Werbemaßnahmen oder Humankapital durch die Neueinstellung von Mitarbeitern oder das Auflegen eines Mitarbeiterentwicklungsprogramms.¹ Die Investition in ein Unternehmen kann nicht nur als reine Finanzinvestition verstanden werden, sondern vor dem Hintergrund der Investitionsobjekte innerhalb von Unternehmen auch als Investition in ein Portefeuille unterschiedlichster Vermögensgegenstände. Das Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e. V. (IDW) nennt eine Reihe von Anlässen zur Bewertung von Unternehmen: Akquisitionen, Fusionen, freiwillige Austritte von Gesellschaftern, Squeeze Outs, steuerliche Gründe oder für Zwecke des externen Rechnungswesens.² Daneben hat die Bewertung auch in die anreizorientierte Regulierung Einzug gehalten: Eigenkapitalkosten sind ein Bestandteil der über Entgelte auf die Kunden umlegbaren regulierten (kalkulatorischen) Kosten.³

In der wirtschaftswissenschaftlichen Forschung wird sich ebenfalls intensiv mit der Bewertung von Zahlungsströmen auseinandergesetzt. Ziel ist die Klärung der zahlreichen offenen Fragen, wie zu bewerten ist und welche Faktoren die Bewertung beeinflussen. Dementsprechend können zwei Forschungsperspektiven unterschieden werden. In einem Teil der Arbeiten stehen die Methodik und die Bestimmung von Bewertungsparametern im Fokus (Wie ist korrekt zu bewerten?). In der anderen Art von Arbeiten werden unternehmensspezifische und makroökonomische Einflussfaktoren auf die Bewertung oder einzelne Bewertungsparameter untersucht (Welche Faktoren beeinflussen die Bewertung?). Die Ergebnisse dieser Arbeiten werden u. a.

¹ Vgl. Drukarczyk und Schüler (2016), S. 17.

² Vgl. IDW S 1 i. d. F. 2008, Rn. 8-11.

³ Vgl. Ballwieser (2008), S. 339f, Gerke (2003) und bspw. §§ 4 und 7 Stromnetzentgeltverordnung.

dazu genutzt, um die Regulierung der Finanzmärkte, das Steuersystem, Vorgaben zur Organisation von Unternehmen oder die Erstellung, Veröffentlichung und Prüfung von Geschäftsberichten zu beurteilen.⁴

Der erste Teil der Arbeit ist der Bestimmung eines zentralen Bewertungsparameters, den Eigenkapitalkosten (EKK), gewidmet und kann damit der ersten Forschungsperspektive zugeordnet werden. Der Begriff EKK wird bei der Bewertung von Residualansprüchen aus Investitionen in Unternehmen verwendet. EKK sind risikoadjustierte Zinssätze: Je höher das Risiko, desto höher die Adjustierung nach oben. Das höhere Risiko im Vergleich zu den vertraglich fixierten Zahlungsansprüchen eines Fremdkapitalengagements bspw. aus einem Kreditvertrag mit einer Unternehmung ergibt sich dadurch, dass die den Eigentümern zustehenden Zahlungen in ihrer Höhe und zeitlichen Verteilung weniger gut prognostiziert werden können als die Zahlungen an die Fremdkapitalgeber. Bezieht man in die Betrachtung auch Schuldner mit einem sehr geringen Ausfallrisiko ein, wie es eine Reihe von Staaten aufweisen, besteht für Investitionen in Unternehmen mit Fremdkapital ebenfalls eine größere Unsicherheit über die Bedienung des Zins- und Schuldendienstes.

Auch wenn konstatiert werden kann, dass sich in der Praxis und Forschung eine gewisse „best practice“ herauskristallisiert hat, so gibt es trotz erheblicher Forschungsbemühungen keine Einigkeit darüber, wie EKK ermittelt werden sollen.⁵ Das weit verbreitete Capital Asset Pricing Model (CAPM) nach Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966) stellt ein Ein-Faktoren-Modell dar.⁶ Das relative Risiko eines Unternehmens im Verhältnis zum gesamten Kapitalmarkt ist der einzige unternehmensspezifische Faktor, Beta-Faktor genannt, der die Höhe der EKK determiniert. Für die Operationalisierung des CAPM werden in Forschung und Praxis ganz überwiegend historische Kapitalmarktdaten herangezogen.⁷ Dieses Vorgehen wird neben den z. T. als realitätsfremd angesehenen Annahmen des CAPM kritisch hinterfragt.⁸ Ferner wird als Schwachpunkt die geringe empirische Erklärungskraft ins Feld geführt, wie sie u. a. mit einem Mehrfaktorenmodell von Fama und French (1992) festgestellt wird.⁹ Ross (1993)

⁴ Vgl. bspw. Daske (2006), der die Auswirkung der Einführung internationaler Rechnungslegungsstandards (IFRS) in Deutschland untersucht, oder Dhaliwal et al. (2005), die die Effekte der Besteuerung von Dividenden auf die Unternehmensbewertung beleuchten.

⁵ Vgl. Ballwieser (2002), S. 736 oder Kruschwitz und Löffler (2008), S. 803, die darauf hinweisen, dass Kapitalkosten häufiger als die Residualansprüche aus Investitionen Streitthema vor Gericht sind.

⁶ Vgl. Sharpe (1964), Lintner (1965) und Mossin (1966).

⁷ Vgl. bspw. Fama und MacBeth (1973) oder Fama und French (1997) mit US-amerikanischen Kapitalmarktdaten oder Stehle (2004) mit deutschen Daten.

⁸ Vgl. Dirrigl (2009), S. B 47 oder Ziemer (2018), S. 137f.

⁹ Vgl. Schneider (1995), S. 54f und Fama und French (1992).

erachtet EKK nach dem CAPM folglich als wenig brauchbare Schätzer für die „wahren“ EKK. Wahre EKK sind aus Sicht des Autors die erwarteten Renditen.¹⁰

Speziell in der Forschung populär ist der Einsatz realisierter Renditen anstelle geschätzter EKK. EKK werden in diesem Kontext als erwartete Renditen interpretiert und es wird angenommen, dass in hinreichend großen Stichproben mit vielen Beobachtungen über lange Zeiträume Erwartungen und Realisation übereinstimmen, sich Abweichungen von der Erwartung mithin im Durchschnitt ausgleichen. Elton (1999) hinterfragt diese Annahme und führt eine Untersuchung von US-Staatsanleihen und Aktien durch. Der Autor sieht seine Kritik durch die empirischen Ergebnisse bestätigt und empfiehlt die Entwicklung alternativer Ansätze zur EKK-Schätzung.¹¹

Ein Ansatz ist die Schätzung von EKK oder wesentlicher Bestandteile derselben aus Marktdaten von Finanzderivaten.¹² Eine im wesentlich stärkeren Maße rezipierte Alternative zur Schätzung aus Derivaten stellen jedoch implizite Eigenkapitalkosten (iEKK) dar. Implizite EKK werden zukunftsorientiert und stichtagsbezogen aus Analystenschätzungen und Börsenkursen abgeleitet.¹³ Dieses Vorgehen beruht auf den Annahmen, dass Analystenschätzungen, bspw. über den Gewinn oder die Dividende je Aktie, die Erwartungen aller Kapitalmarktteilnehmer widerspiegeln und der Börsenkurs der Barwert der vom Kapitalmarkt erwarteten zukünftigen Zahlungsüberschüsse ist. Diese beiden Annahmen erlauben es, die implizit in den Analystenschätzungen und dem Börsenkurs enthaltenen EKK aus denselben abzuleiten.¹⁴ Dazu werden die Analystenschätzungen in eine Reihe von Zahlungsüberschüssen an die Aktionäre überführt, in ein Unternehmensbewertungsmodell eingesetzt und mit dem Börsenkurs gleichgesetzt. Anschließend wird die Gleichung nach den unbekanntem iEKK aufgelöst. Anders als bei der Unternehmensbewertung wird folglich nicht der Unternehmenswert gesucht, der hier in Form des

¹⁰ Vgl. Ross (1993), S. 11. Andere Definitionen sind bspw. Opportunitätskosten oder Effektivrenditen: vgl. Kruschwitz und Löffler (2005), S. 26, die darauf hinweisen, dass „... es [auch in der Finanzierungstheorie] keine richtigen oder falschen Definitionen [gibt], sondern nur zweckmäßige und unzweckmäßige“. Ziemer (2018), S. 138 führt die Akzeptanz des CAPM auf die „... Kombination aus guter theoretischer Fundierung und praktischer Anwendbarkeit ...“ zurück.

¹¹ Vgl. Elton (1999).

¹² Vgl. Siegel (1995), der einen Ansatz beschreibt, Beta-Faktoren aus Optionen zu schätzen. Husmann und Stephan (2007) entwickeln den Ansatz weiter und berechnen Beta-Faktoren aus beobachteten Marktdaten. Vgl. auch Callen und Lyle (2018), die ebenfalls aus Derivaten eine nicht zwingend flache Strukturkurve der EKK ableiten.

¹³ Vgl. Kruschwitz (2017), S. 151-154, der den Zukunftsbezug und die Aktualität der EKK (Stichtagsprinzip) als zwingende Eigenschaften für EKK betrachtet. Nach dem IDW Standard S 1 i. d. F. 2008, Rn. 22 sind Unternehmenswerte zeitpunktbezogen auf den Bewertungsstichtag zu ermitteln.

¹⁴ Statt Analystenschätzungen können auch andere Schätzungen über Gewinne oder Dividenden genutzt werden, bspw. solche, die mithilfe statistischer Prognosemodelle gewonnen werden. Vgl. Hou et al. (2012). Im Folgenden soll der Begriff iEKK auf EKK beschränkt werden, die aus Gewinn- oder Dividendenschätzungen abgeleitet werden, unabhängig vom Modus der Schätzung. Für andere implizit geschätzte EKK erfolgt gegebenenfalls eine Präzisierung im Text.

Börsenkurses als gegeben angenommen wird, sondern ein periodenkonstanter Kapitalisierungszinssatz.¹⁵ Gleichung (1) gibt die nach den iEKK aufzulösende Bewertungsgleichung vereinfacht wieder.

$$(1) \quad k_t = \sum_{n=1}^{\infty} \frac{E_t[z_{t+n}]}{(1 + i_{ekk_t})^n}$$

mit k_t Börsenkurs im Zeitpunkt t
 z_{t+n} Zahlungsüberschuss je Aktie im Zeitpunkt t+n
 i_{ekk_t} Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t
 $E_t[\cdot]$ Erwartung im Zeitpunkt t

Ähnlich wie bei der empirischen Schätzung des Beta-Faktors ist auch für die Berechnung der iEKK eine Reihe von Konkretisierungsentscheidungen notwendig. An erster Stelle steht die Auswahl eines Unternehmensbewertungsmodells. Dem schließen sich weitere Entscheidungen an, um aus den Analystenschätzungen Zahlungsströme abzuleiten und gegebenenfalls erforderliche Eingangsgrößen zu ergänzen. So muss bspw. zwischen dem Median, dem arithmetischen Mittel oder einem anderen Mittelwert der Schätzungen eine Auswahl getroffen werden. Insbesondere bei Unternehmensbewertungsmodellen, für die relativ lange Zahlungsreihen explizit geschätzt werden, ergeben sich große Ermessensspielräume, die es auszufüllen gilt. Die Auswahl an Unternehmensbewertungsmodellen und Möglichkeiten, die in die Bewertung eingehenden Größen zu bestimmen, wirft die Frage auf, welcher Kombination von Modell und Umsetzungsvariante der Vorzug zu geben ist, ergo welche Kombination die größte Validität aufweist. Easton und Monahan (2005) (EM05) suchen mit US-amerikanischen Kapitalmarktdaten auf empirischem Wege eine Antwort. Ihr Beitrag kann als die Referenz zur Einschätzung der Validität von iEKK angesehen werden. Seltener zitiert wird die ebenfalls empirische Arbeit von Botosan et al. (2011) (BPW), die den Ansatz von EM05 kritisieren und weiterentwickeln.¹⁶ Gemein ist beiden Arbeiten das Modell der Zerlegung der realisierten Rendite in erwartete und unerwartete Rendite. Abweichungen zwischen Erwartungen und Realisationen ergeben sich aufgrund neuer Informationen, die zu einer Anpassung der Erwartungen über zukünftige Zahlungsüberschüsse und EKK führen.

¹⁵ Vgl. Daske und Wiesenbach (2005), S. 408 und Ballwieser (2005), S. 329-332, der u. a. die Gleichsetzung kritisiert, weil sogenannte „Paketzuschläge“, die für die Kontrolle gesamter Unternehmen gezahlt werden, unberücksichtigt bleiben. Im Folgenden werden die Begriffe Analystenschätzung und Analystenprognose synonym verwendet.

¹⁶ Easton und Monahan (2005) werden auf Google Scholar 497-mal zitiert, Botosan et al. (2011) 179-mal. In dem vergleichbar langen Zeitraum bis 2011 wird die Arbeit von Easton und Monahan (2005) auf Google-Scholar 187-mal zitiert. Abgerufen am 16.11.2018.

Gleichung (2) fasst den Ansatz zusammen, der „return-decomposition“ genannt wird.¹⁷

$$(2) \quad r_{t+1} = E_t[r_{t+1}] + cf_n_{t+1} + r_n_{t+1}$$

mit r_{t+1} Aktienrendite über den Zeitraum t bis t+1
 cf_n_{t+1} Unerwartete Rendite aufgrund neuer Informationen im Zeitraum t bis t+1 über zukünftige Zahlungsüberschüsse (Cashflow-News)
 r_n_{t+1} Unerwartete Rendite aufgrund neuer Informationen im Zeitraum t bis t+1 über zukünftige EKK (Return-News)

Zur Messung der Validität der iEKK wird Gleichung (2) in ein empirisch zu schätzendes Modell überführt. Die iEKK treten dafür an die Stelle der erwarteten Rendite. Ihre Validität bemisst sich danach, ob sie einen signifikanten und positiven Zusammenhang mit den realisierten Renditen aufweisen. In der Spezifikation der beiden Kontrollvariablen unterscheiden sich die Arbeiten von EM05 und BPW. Die beiden Autorentams kommen jeweils zu weitestgehend unterschiedlichen Erkenntnissen: Während EM05 die Validität von iEKK nur für ein Modell in einer Teilstichprobe feststellen, können BPW bis auf eine Ausnahme die Validität aller betrachteten iEKK nach dem in (2) skizzierten Ansatz bestätigen.¹⁸ In einem weiteren Aufsatz tragen Easton und Monahan (2016) (EM16) eine Replik zu den von BPW dargelegten Kritikpunkten vor. In dieser Replik setzen sich die Autoren u. a. damit auseinander, dass sie in der Arbeit von 2005 die Koeffizienten falsch interpretieren und folglich falsche Schlüsse im Hinblick auf die Validität der iEKK aus ihrer Studie ziehen.¹⁹

An diesen Punkt setzt der erste Beitrag des ersten Teils dieser Arbeit in Kapitel 2 an. Zuerst wird die empirische Herangehensweise von EM05 im Detail und die anderer Autoren zur Validitätsbeurteilung vorgestellt. Die nur unvollständige Interpretation der Ergebnisse von EM05 wird sodann aufgezeigt und es wird der eigentlich beleuchtete Sachverhalt herausgearbeitet. Ferner wird ein Erklärungsansatz dafür gefunden, warum die Validität in Teilstichproben variiert. Im letzten Teil wird zum einen eine verbesserte Methodik vorgestellt. Zum anderen werden die Ergebnisse von EM05 unter Berücksichtigung der dargelegten Defizite neu interpretiert. Es handelt sich folglich um einen Beitrag, der zur Methodik der Validitätsbeurteilung von iEKK und damit zur Diskussion über die Validität der iEKK selbst beiträgt. Er hat Implikationen für die Bewertung der Arbeiten, in denen eine Verbesserung der Validität angestrebt und der Ansatz von EM05 genutzt wird, um den Effekt der Bemühungen zu messen.

¹⁷ Vgl. Botosan et al. (2011), S. 1087, Campbell (1991) und Vuolteenaho (2002).

¹⁸ Hierbei ist anzumerken, dass es sich bei BPW um keine Replikationsstudie von EM05 handelt. So werden u. a. ein abweichender Zeitraum betrachtet und Daten eines anderen Datendienstleisters genutzt.

¹⁹ Vgl. Easton und Monahan (2016), S. 54f.

Der zweite Beitrag des ersten Teils knüpft in Kapitel 3 mit einer eigenen empirischen Untersuchung der Validität von iEKK am deutschen Kapitalmarkt an das vorangegangene Kapitel an. Startpunkt ist eine Übersicht über empirische Arbeiten, die der Untersuchung des Zusammenhangs zwischen iEKK und realisierten Renditen gewidmet sind. Dem schließt sich die Ableitung der Hypothesen und die Präsentation der genutzten Unternehmensbewertungsmodelle an. Im Hauptteil wird die verbesserte Methodik zur return-decomposition verwendet. Ergänzend wird der Zusammenhang zwischen iEKK und einer Reihe von Risikofaktoren festgestellt. Die Stichprobe umfasst die Unternehmen, welche jeweils zum 31.12. der Jahre 1993 bis 2014 Mitglied des Aktienindex CDAX waren, wobei die Unternehmensdaten in einer monatlichen Frequenz erfasst werden. Durch die eingeschränkte Interpretierbarkeit der Ergebnisse von EM05 liefert die eigene empirische Untersuchung einen wesentlichen Forschungsbeitrag. Forschern und Praktikern, die iEKK für ihre Arbeit nutzen möchten, zeigen die Ergebnisse, welche iEKK valide und damit geeignet sind. Für Deutschland liegen zudem bislang nur wenige Studien zur Validität von iEKK vor. Methodisch zeichnen sie sich durch einen weit einfacheren Ansatz als der in (2) wiedergegebene aus, bei dem unerwartete Renditebestandteile nicht als Kontrollvariablen einbezogen werden. Zudem verwenden sie kleinere Stichproben. Die Ergebnisse können deshalb als weniger aussagekräftig als die der eigenen Studie eingeschätzt werden. In zwei weiteren Analysen wird zudem der Einfluss der iEKK auf die realisierten Renditen in Abhängigkeit von den Wachstumserwartungen und der Zusammenhang zwischen iEKK und diversen Risikofaktoren untersucht.

So wie das Bewerten eine allgegenwärtige Aufgabe ist, sind Arbeitsteilung und die damit verbundene Delegation Wesensmerkmale modernen Wirtschaftens. Eine Quelle von Friktionen stellen die potentiell divergierenden Interessen von Delegierenden (Prinzipal) und Delegierten (Agent) dar. Bezogen auf Unternehmen können Eigentum und Unternehmensleitung personell auseinanderfallen: Die Eigentümer delegieren dann die Leitung des Unternehmens an ein Management und erwarten, dass in ihrem Interesse gehandelt wird. Eine Interessensidentität zwischen Eigentümern und Management kann aber nicht ohne Weiteres als gegeben angenommen werden. Dieser Umstand wird bereits von Adam Smith bemerkt: „Von den Direktoren einer Gesellschaft, die bei weitem eher das Geld anderer als ihr eigenes verwalten, kann man daher nicht gut erwarten, dass sie es mit der gleichen Sorgfalt einsetzen und überwachen würden, wie es die Partner einer privaten Handelsgesellschaft mit dem eigenen zu tun pflegen“²⁰.

²⁰ Smith (1999), S. 629.

Eine Möglichkeit, die eigenen Interessen als Eigentümer zu wahren, ist die Kontrolle des Managements. Kontrolle durch einen Eigentümer erfolgt umso eher, je größer sein Anteil am Unternehmen. In Publikumsaktiengesellschaften besteht deswegen ein Trittbrettfahrer-Problem, da ein einzelner (Klein-)Aktionär die eigenen Kosten vollständig, aber nur einen verschwindend geringen Teil des Nutzens seiner Kontrollaktivität internalisiert.²¹ Es liegt also ein Unterinvestitionsproblem in die Kontrolle des Managements vor.

Neben der betriebswirtschaftlichen Dimension haben Kontrolle und Interessensangleichung auch eine volkswirtschaftliche. Sie sind Voraussetzung für die Funktionsfähigkeit des Kapitalmarktes. Ohne sie liefen Investoren Gefahr, übervorteilt zu werden. Bei prohibitiv hohen Kosten für Schutzmaßnahmen bleiben Investoren dem Kapitalmarkt fern und sinnvolle Projekte werden nicht durchgeführt. Spektakuläre Unternehmensskandale wie Enron oder World-Com haben die Thematik um die Jahrtausendwende in den Fokus der Öffentlichkeit und des Gesetzgebers gerückt.

Sowohl Verantwortliche in praxi als auch Forscher setzen sich mit der Frage auseinander, mit welchen Mitteln eine Angleichung der Interessen und eine effektive Kontrolle des Managements gewährleistet werden kann, damit der Unternehmenswert als die Zielgröße der Eigentümer maximiert wird. Unter dem Sammelbegriff Corporate Governance (CG) wird ein breites Spektrum an Mechanismen zur Kontrolle und Interessensangleichung verstanden. Gute CG sichert folglich die Maximierung der Zielfunktion der Eigentümer.²² Im Umkehrschluss sollte die Güte der CG auch einen positiven Einfluss auf die Bewertung der Unternehmen durch die Eigentümer haben.

Der Zusammenhang zwischen der Güte der CG und der Bewertung steht im zweiten Teil der Arbeit in Kapitel 4 im Mittelpunkt. Der zweite Teil ergänzt demnach die Arbeiten, in denen nach den Bestimmungsfaktoren der Bewertung geforscht wird. Die Güte der CG wird mithilfe des Deutschen Corporate Governance Kodex (DCGK) gemessen. Der DCGK wurde 2002 eingeführt, um Defizite des deutschen CG-Systems zu beheben.²³ Er enthält u. a. eine Reihe von Empfehlungen zur Verbesserung der CG. Der Grad der Befolgung ist der hier verwendete Maßstab für die Güte der CG (CG-Rating). Mithilfe von Panel-Regressionen wird der Zusammenhang zwischen dem Befolgungsgrad und den beiden Arten unerwarteter Renditen untersucht.

²¹ Berle und Means (1932) finden als Erste empirische Evidenz für das Auseinanderfallen von Eigentum und Unternehmensleitung bei amerikanischen Aktiengesellschaften.

²² Vgl. Shleifer und Vishny (1997), S. 737.

²³ Vgl. Nowak et al. (2005), S. 254.

Dem gehen neben einer Beschreibung der institutionellen und theoretischen Grundlagen eine Diskussion über das Forschungsdesign sowie ein ausführlicher Literaturüberblick voran.

Die Daten zur Befolgung werden manuell aus den Entsprechenserklärungen und Geschäftsberichten der Mitgliedsunternehmen der Aktienindizes DAX und MDAX per 30.06.2014 für den Zeitraum Januar 2003 bis Juni 2014 erfasst. Es wird erstmalig für den deutschen Kapitalmarkt empirisch analysiert, in welcher Beziehung die Güte der CG auf der einen und die Return- und Cashflow-News auf der anderen Seite stehen. Im Vordergrund steht also nicht wie bei anderen Arbeiten das Verhältnis von CG-Rating und EKK oder erwarteten Zahlungsüberschüssen. Vielmehr wird die Güte der CG als Einflussfaktor für die Veränderung der Bewertungsparameter bzw. ihrer Übereinstimmung mit späteren Realisationen beleuchtet.

Die Arbeit schließt mit einem Fazit in Kapitel 5.

2 Eine kritische Auseinandersetzung mit der Arbeit von Easton und Monahan (2005)

2.1 Vorbemerkungen

In diesem Kapitel erfolgt eine Auseinandersetzung mit der Arbeit von EM05. In 2.2 werden zunächst die Methodik und die Ergebnisse beschrieben. Dem schließt sich in Abschnitt 2.3 ein Überblick über andere Methoden zur Untersuchung der Validität von iEKK an. Der Hauptteil dieses Kapitels gliedert sich in drei Abschnitte: Die Kritik von BPW an der Arbeit von EM05 in 2.4 leitet auf die eigene Kritik in 2.5 über. Ein Vorschlag für eine alternative Methodik wird in 2.6 vorgebracht. Die bestehenden Ergebnisse von EM05 werden in Abschnitt 2.7 neu interpretiert. Das Kapitel wird mit einem Zwischenfazit in Abschnitt 2.8 abgeschlossen. Es stellt den ersten Beitrag zum ersten Teil der Arbeit über die Validität von iEKK dar.

2.2 Methodik und Ergebnisse von Easton und Monahan (2005)

2.2.1 Modelltheoretische Grundlagen

EM05 greifen für die Zerlegung der Rendite in erwartete und unerwartete Komponenten auf ein Modell von Vuolteenaho (2002) zurück. Vuolteenaho (2002) untersucht in seiner Arbeit die Varianz der unerwarteten Rendite. Für diesen Zweck leitet er eine durch Logarithmieren lineare Darstellung der realisierten Rendite ab, die sich aus der Erwartung über die Rendite, Cashflow- und Return-News zusammensetzen. Die Gleichungen (3) und (4) konkretisieren die zwei Arten unerwarteter Rendite aus Gleichung (2), die hier erneut wiedergegeben wird.²⁴

$$(2) \quad r_{t+1} = E_t[r_{t+1}] + cf_n_{t+1} + r_n_{t+1}$$

$$(3) \quad cf_n_{t+1} = E_{t+1}[\sum_{n=1}^{\infty} \rho^{n-1} \ln(1 + roe_{t+n})] - E_t[\sum_{n=1}^{\infty} \rho^{n-1} \ln(1 + roe_{t+n})]$$

mit	ρ	Diskontierungs- oder Linearisierungsfaktor
	roe_{t+1}	Eigenkapitalrendite gemessen in bilanziellen Größen – Return on Equity im Zeitraum t bis t+1: eps_{t+1}/bps_t
	eps_{t+1}	Gewinn je Aktie im Zeitraum t bis t+1
	bps_t	Buchwert des Eigenkapitals je Aktie zum Zeitpunkt t

Die relative Höhe der Zahlungsströme spiegelt sich in den erwarteten Eigenkapitalrenditen gemessen in bilanziellen Größen (Return on Equity – ROE) wider. Die Cashflow-News ergeben sich aus der Veränderung der Erwartungen über zukünftige ROE. Über den ersten ROE (n=1) besteht in t+1 Gewissheit oder eine „sichere Erwartung“, wenn der ROE der Periode t bis t+1 zu diesem Zeitpunkt bereits bekannt geworden ist. ρ wird von Vuolteenaho (2002) als Diskon-

²⁴ Die Darstellung lehnt sich an EM05, S. 532f und Vuolteenaho (2002), S. 235f an.

tierungsfaktor bezeichnet. Jäckel (2014) spricht von einem Faktor, der sich durch die Umformung in die Linearform ergibt. Nach EM05 kann ρ als ein Kapitalisierungsfaktor angesehen werden, der einen Wert nahe, aber kleiner als 1 annimmt.²⁵

Auch im Modell von Vuolteenaho (2002) werden die EKK durch erwartete zukünftige Aktienrenditen repräsentiert. Return-News sind die veränderten Erwartungen über zukünftige Aktienrenditen nach dem Zeitpunkt $t+1$.

$$(4) \quad r_{n,t+1} = E_{t+1}[\sum_{m=2}^{\infty} \rho^{m-1} r_{t+m}] - E_t[\sum_{m=2}^{\infty} \rho^{m-1} r_{t+m}]$$

Der dritte Bestandteil der im Zeitraum von t bis $t+1$ realisierten Rendite ist, wie in Gleichung (2) dargestellt, die Erwartung über die Rendite im Zeitpunkt t .

2.2.2 Anwendung auf implizite Eigenkapitalkosten

Für die Anwendung der Gleichung (3) wären Analystenschätzungen mit einem unendlichen Schätzhorizont nötig. EM05 begrenzen den Horizont der Schätzungen, die in die Berechnung der Cashflow-News eingehen. Die Cashflow-News berechnen sich nach Gleichung (5).²⁶

$$(5) \quad \widehat{cf_n}_{a,b,t+1} = \{ \ln(1 + roe_t) - \ln(1 + \widehat{fro}_{e,t,t}) \} + \{ \ln(1 + \widehat{fro}_{e,t+1,t+1}) - \ln(1 + \widehat{fro}_{e,t,t+1}) \} + \frac{\rho_a}{1 - \rho_a * \omega_{b,t}} \{ \ln(1 + \widehat{fro}_{e,t+1,t+2}) - \ln(1 + \widehat{fro}_{e,t,t+2}) \}$$

- mit
- $\widehat{cf_n}_{a,b,t+1}$ Cashflow-News im Zeitraum t bis $t+1$ in der Umsetzung von Easton und Monahan (2005)
 - $\widehat{fro}_{e,t,t+2}$ Im Zeitpunkt t erwarteter ROE für den Zeitraum $t+1$ bis $t+2$ in der Umsetzung von Easton und Monahan (2005)
 - $\omega_{b,t}$ Parameter, mit dem die zum Zeitpunkt t erwartete Persistenz des ROE in der Industrie b erfasst wird
 - ρ_a Diskontierungs- oder Linearisierungsfaktor der Kategorie a

Nur der zweite und dritte Summand (geschweifte Klammern) leiten sich aus Gleichung (3) ab. Der zweite Summand ist die zwischen den Zeitpunkten t und $t+1$ veränderte Erwartung über den ROE im Zeitraum t bis $t+1$ (roe_{t+1}). Im Zeitpunkt $t+1$ ist roe_{t+1} noch nicht bekannt, weil der Jahresabschluss erst im nächsten Geschäftsjahr, also nach $t+1$, veröffentlicht wird.²⁷ Ausgangspunkt für den dritten Summanden ist die Veränderung der Erwartung zwischen t und $t+1$ über den ROE im Zeitraum $t+1$ bis $t+2$ (roe_{t+2}). EM05 gehen davon aus, dass der ROE und

²⁵ Vgl. Vuolteenaho (2002), S. 236, Jäckel (2014), S. 52 und EM05, S. 511.

²⁶ Vgl. EM05, S. 510f. Die Verwendung des Begriffs Cashflow-News bezieht sich hier auf die Kontrollvariable, mit der die Ursache von Cashflow-News als Abweichungen von der erwarteten Rendite aufgrund veränderter Erwartungen über zukünftige Zahlungsströme abgebildet werden soll. Im Folgenden wird aus Vereinfachungsgründen sowohl für die Abweichung von der erwarteten Rendite als auch für die Kontrollvariable oder das Surrogat der Begriff Cashflow-News verwendet. Gleiches gilt für die Return-News. Vgl. BPW, S. 1092.

²⁷ Ein Beispiel: Ein Analyst schätzt am 31.12.2016 (= Geschäftsjahresende und Bilanzstichtag) den Gewinn je Aktie 2016. Der Jahresabschluss und damit der Gewinn je Aktie werden aber erst im März 2017 vorgestellt bzw. bekannt.

die Erwartungen über ihn nach dem Zeitpunkt $t+1$ einem autoregressiven Prozess erster Ordnung folgen. EM05 bilden deshalb die Summe der unendlichen geometrischen Reihe der Veränderung der Erwartungen, die sich aus Gleichung (5) und der Annahme eines autoregressiven Prozesses mit den Wachstumsfaktoren ρ_a und $\omega_{b,t}$ ergibt. Für jeden Zeitpunkt t wird industrienspezifisch der Faktor $\omega_{b,t}$ geschätzt. Er zeigt an, wie stark der ROE zu einem Zeitpunkt und innerhalb der Industrie b durch vergangene ROE bestimmt wird. Der erste Summand der Gleichung (5) wird von EM05 aufgenommen, um die Abweichung zwischen einer Schätzung und einem realisierten ROE zu erfassen. Der ROE im Zeitraum $t-1$ bis t (roe_t) wird erst nach dem Zeitpunkt t bekannt, weshalb es im Zeitpunkt t auch eine Schätzung über diesen ROE gibt ($\widehat{froe}_{t,t}$).²⁸

ρ_a ist bei EM05 anders als bei Vuolteenaho (2002) keine Konstante, sondern eine Variable.²⁹ EM05 schätzen für ρ_a fünf unterschiedliche zeitkonstante Werte zwischen 0,921 und 0,988. Für jedes Untersuchungsjahr werden die beobachteten Unternehmen in Abhängigkeit von ihrem Kurs-Dividenden-Verhältnis in eine von fünf Sub-Kategorien sortiert und ihnen ein ρ_a -Wert zugeordnet.³⁰ Die Zuordnung wird in Gleichung (5) mit dem Index a angezeigt. EM05 weisen darauf hin, dass ρ_a monoton mit dem Kurs-Dividenden-Verhältnis steigt, „which is generally considered a function of future growth opportunities“³¹. Ferner erklären die Autoren ρ_a damit, dass durch seine Verwendung die Sensitivität der realisierten Rendite auf Veränderungen der iEKK mit unterschiedlichen Wachstumsraten, sprich ρ_a , variieren kann.³²

Bei der Nutzung von iEKK vereinfacht sich die Gleichung (4), weil eine flache Strukturkurve der iEKK angenommen wird. Diese Annahme ist Voraussetzung für die Verwendung der Gleichung (2) und der Ermittlung von iEKK als interne Zinsfüße.³³ Es werden zwar zu unterschiedlichen Zeitpunkten (bei schwankenden Börsenkursen und/oder schwankenden Erwartungen über die Zahlungsüberschüsse) unterschiedliche iEKK ermittelt. Zu einem Zeitpunkt werden aber für alle Folgeperioden konstante iEKK angenommen.³⁴ Es gilt somit für jeden beliebigen Zeitraum $t+n-1$ bis $t+n$, dessen Rendite im Zeitpunkt t geschätzt wird: $i_ekk_{t,t+1,t+2} = i_ekk_{t,t+2,t+3} = \dots = i_ekk_{t,t+n-1,t+n} = i_ekk_t$. Auch für die Veränderung der iEKK wird die

²⁸ Vgl. EM05, S. 511.

²⁹ Vgl. Vuolteenaho (2002), S. 260.

³⁰ Vgl. Jäckel (2014), S. 104.

³¹ EM05, S. 511.

³² Vgl. EM05, S. 511f.

³³ Einen anderen Ansatz verfolgen bspw. Callen und Lyle (2018). Sie schätzen die in Marktdaten über Optionen enthaltenen EKK. Die Strukturkurve dieser EKK ist nicht per Annahme auf einen flachen Verlauf beschränkt.

³⁴ Vgl. EM16, S. 48f.

Summe der unendlichen geometrischen Reihe mit dem Wachstumsfaktor ρ_a gebildet. Gleichung (6) zeigt die Berechnung der Return-News nach EM05, die logarithmierte iEKK verwenden:

$$(6) \quad \widehat{r}_{n_{a,t+1}} = \frac{\rho_a}{1-\rho_a} \{li_ekk_{t+1} - li_ekk_t\}$$

$$\text{mit } li_ekk_t = \ln(1 + i_ekk_t)$$

2.2.3 Ergebnisse

Die Stichprobe von EM05 umfasst 15.680 jährliche Beobachtungen US-amerikanischer Unternehmen im Zeitraum von 1981 bis 1998. Die Validität der iEKK wird mithilfe einer auf Gleichung (2) aufbauenden multivariaten Regression untersucht.³⁵ Für sechs der sieben iEKK-Varianten werden negative Koeffizienten geschätzt. Alle Koeffizienten sind signifikant kleiner als eins. Dies widerspricht aus Sicht der Autoren der Annahme, dass Erwartungen und Realisationen im Gleichlauf stehen. Für die iEKK-Variante nach Claus und Thomas (2001) wird zwar ein positiver, aber nicht signifikanter Koeffizient festgestellt. EM05 führen diverse Robustheitstests durch, die die beschriebenen Ergebnisse stützen und die Autoren das Fazit ziehen lassen, dass iEKK in den allermeisten Fällen nur eine geringe Validität aufweisen.³⁶

Abweichende Ergebnisse zeigen sich bei einer Aufteilung der Stichprobe nach dem Median des langfristigen Gewinnwachstums (ltg_t), das wie der Gewinn je Aktie von Analysten (hier im Zeitpunkt t) prognostiziert wird. EM05 streben mit der Aufteilung sowohl einen Robustheitstest als auch die Suche nach Möglichkeiten an, valide iEKK zu ermitteln. Sie stellen einen negativen Zusammenhang zwischen der Validität der iEKK und der Höhe von ltg_t fest: Je niedriger das langfristig erwartete Gewinnwachstum, desto mehr iEKK-Varianten weisen einen positiven Koeffizienten auf. In der Teilstichprobe der Unternehmen mit den niedrigsten ltg_t gilt dies für sechs von sieben iEKK-Varianten. Für die iEKK-Variante nach Claus und Thomas (2001) zeigt sich überdies ein signifikant positiver Koeffizient.

Die Autoren berechnen zusätzlich den ex post-Prognosefehler der Analysten in Bezug auf den ROE und setzen ihn in Bezug zum ltg_t . Es ergibt sich ein positiver Zusammenhang. In der Teilstichprobe der Unternehmen, für die die treffsichersten ROE-Prognosen abgegeben werden, treten ausnahmslos positive Koeffizienten der iEKK-Varianten auf, die in drei Fällen auch signifikant unterschiedlich von null sind.³⁷

³⁵ EM05 nutzen wie BPW das von Fama und MacBeth (1973) beschriebene und von Petersen (2009), S. 446 kompakt dargestellte Vorgehen. Vgl. zum geschätzten Modell Gleichung (14) in Abschnitt 2.4.

³⁶ Vgl. EM05, S. 517-526, 531 und Claus und Thomas (2001).

³⁷ Vgl. EM05, S. 513, 521, 526-531.

2.3 Vorstellung anderer Ansätze zur Beurteilung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten

Der Ansatz von BPW ist dem von EM05 am ähnlichsten, während Lee et al. (2017) und Jäckel (2014) konzeptionell andere Wege einschlagen. Am Beispiel von Guay et al. (2011) soll aufgezeigt werden, warum Cashflow- und Return-News als Kontrollvariablen zu berücksichtigen sind.³⁸ Die Arbeiten von Gsell (2011) und Halteren (2011) werden aufgenommen, weil die Autoren die Validität gänzlich anders beurteilen und dies im Fall von Halteren (2011) mit einer grundlegend anderen Datenbasis tun. Der Schwerpunkt dieses Abschnitts liegt auf der Präsentation und Auseinandersetzung mit den jeweiligen unterschiedlichen methodischen Herangehensweisen zur Beurteilung der Validität von EKK. Mit Abschnitt 3.2 wird hingegen ein umfassender Überblick über den Stand der empirischen Forschung zum Einfluss der iEKK auf die realisierte Rendite gegeben.

2.3.1 Ansatz von Botosan, Plumlee und Wen (2011)

Gedanklicher Ausgangspunkt für BPW ist wie bei EM05 die Gleichung (2). Die Autoren definieren die Cashflow- und Return-News jedoch anders als EM05. Beide News werden durch jeweils zwei Kontrollvariablen repräsentiert. Die Cashflow-News werden zum einen in Form der Differenz zwischen erwartetem und realisiertem Gewinn je Aktie und zum anderen durch die Veränderung des Kursziels, einer weiteren von Analysten geschätzten Größe, konkretisiert. Die Return-News werden in volkswirtschaftsweite (Veränderung des risikolosen Zinssatzes) und unternehmensspezifische (Veränderung des Unternehmens-Beta-Faktor) unterschieden. BPW untersuchen im Zeitraum 1984 bis 2004 börsennotierte Unternehmen auf Jahresbasis aus den USA mit insgesamt 14.521 Beobachtungen. Bis auf eine weisen alle der neun untersuchten iEKK-Varianten einen positiven und signifikanten Zusammenhang mit der realisierten Rendite auf.³⁹

An dieser Stelle soll nur eines der Argumente von EM16 wiedergegeben werden. Die Autoren beanstanden, dass die Veränderung des risikolosen Zinssatzes bei Nutzung eines Paneldatensatzes für alle Unternehmen im selben Zeitraum eine Konstante sein muss.⁴⁰ Dies ergibt sich aus der gleichzeitigen Beobachtung aller Unternehmen zu einem Zeitpunkt.⁴¹ BPW nutzen für ihre multivariate Regression die Fama-MacBeth-Methode. Bei dieser Methode wird für jeden

³⁸ Gsell (2011) gibt einen Überblick über Arbeiten zur Einschätzung der Validität von iEKK-Varianten. Es werden zwei Gruppen differenziert. Die eine nutzt Risikofaktoren (S. 292-296), die andere realisierte Renditen (S. 297-302) zur Validitätsbeurteilung. Die hier vorgestellten Artikel decken thematisch beide Gruppen ab.

³⁹ Vgl. BPW, S. 1092, 1108.

⁴⁰ Vgl. die Variable „year“ in Tabelle 1.5 in Wooldridge (2016), S. 9.

⁴¹ Vgl. EM16, S. 49-56 und insbesondere Fn. 7.

Beobachtungszeitpunkt eine Querschnittsregression über alle beobachteten Unternehmen durchgeführt. Anschließend werden die Teilergebnisse verdichtet.⁴² Bei solch einem Vorgehen ist keine Aussagekraft für die Veränderung des risikolosen Zinssatzes zu erwarten. Unterschiede in den realisierten Renditen werden nicht durch eine Variable erklärt, die für alle Beobachtungen dieselbe Ausprägung annimmt. In multivariaten Regressionen tritt der Achsenabschnitt an die Stelle der querschnittskonstanten Veränderung des risikolosen Zinssatzes. Dass die Veränderung des risikolosen Zinssatzes nicht automatisch aus dem Modell ausgeschlossen wird, sondern einen signifikanten Einfluss auf die realisierte Rendite ausübt, kann damit erklärt werden, dass nicht alle Beobachtungen der Veränderung des risikolosen Zinssatzes, die einem Zeitraum zugeordnet werden, exakt in diesem Zeitraum gemacht werden.⁴³ Die korrekte Erfassung und Sortierung ist Voraussetzung dafür, dass zeitspezifische, aber querschnittskonstante Variablen wie der risikolose Zinssatz bei Anwendung der Fama-MacBeth-Methode nicht gesondert berücksichtigt werden müssen.

Als zweite Methode zur Untersuchung der Validität stellen BPW den iEKK sechs Risikofaktoren jeweils in einer multivariaten Regression gegenüber. Je häufiger eine iEKK-Variante einen signifikanten Zusammenhang mit einem Risikofaktor in der erwarteten Wirkungsrichtung aufzeigt, desto größer ist die Validität dieser iEKK-Variante. Vier der neun iEKK-Varianten weisen für fünf Risikofaktoren signifikante Koeffizienten mit den erwarteten Vorzeichen auf. Die anderen fünf iEKK-Varianten zeigen mit drei oder vier Risikofaktoren einen signifikanten erwarteten Zusammenhang.⁴⁴

Der Vergleich von iEKK und Risikofaktoren wird von EM16 sowie von Jäckel (2014) als nicht unproblematisch bewertet. Die Kritik läuft darauf hinaus, dass unklar ist, ob die Risikofaktoren korrekt bestimmt werden und die Validität der iEKK zu messen ist oder umgekehrt. BPW setzen voraus, dass die von ihnen ausgewählten Risikofaktoren etwas über die Validität der iEKK aussagen. Wenn man jedoch korrekt spezifizierte und valide iEKK unterstellt, ist ein nicht signifikanter Risikofaktor ein Zeichen dafür, dass dieser Risikofaktor nicht bepreist wird. Jäckel (2014) konstatiert, dass unklar ist, welche Interpretation die richtige ist.⁴⁵

⁴² Vgl. Fama und MacBeth (1973) und Petersen (2009), S. 446.

⁴³ Darauf deutet auch der Kommentar von BPW auf S. 1091, Fn. 9 hin, der sich auf eine frühere Version von EM16 bezieht.

⁴⁴ Vgl. BPW, S. 1110. Mazzotta und Veltri (2014), S. 437f nutzen auch den beschriebenen Ansatz, um die Validität der verwendeten iEKK-Variante zu bestätigen.

⁴⁵ Vgl. EM16, S. 36f, 40-43 und Jäckel (2014), S. 39f.

2.3.2 Ansatz von Guay, Kothari und Shu (2011)

Die Arbeit Guay et al. (2011) wird von EM05 und BPW als Arbeitspapier in unterschiedlichen Versionen zitiert, weshalb sie hier exemplarisch für jene Artikel stehen soll, in denen auf eine Aufnahme von Cashflow- und Return-News als Kontrollvariablen verzichtet wird. Die Autoren befassen sich mit Maßnahmen, um Prognosefehler aus Analystenschätzungen zu entfernen und so die Prognosekraft der iEKK zu bessern. Um den Effekt ihrer Bemühungen zu dokumentieren, nutzen sie univariate Regressionen der realisierten Rendite auf die iEKK.

Untersucht werden US-amerikanische Unternehmen im Zeitraum von 1983 bis 2004 mit insgesamt 48.834 jährlichen Beobachtungen.⁴⁶ Sowohl auf der Ebene einzelner Unternehmen als auch bei der Zusammenfassung von Unternehmen zu Industrien wird unter Verwendung der Fama-MacBeth-Methode kein signifikanter Zusammenhang zwischen iEKK und realisierten Renditen festgestellt. Guay et al. (2011) sehen ihre Ergebnisse durch die Arbeit von EM05 als bestätigt, die für zwei von sieben iEKK-Varianten eine signifikant positive Korrelation zu den realisierten Renditen beobachten. Die Korrekturverfahren, die die Prognosefehler der Analysten minimieren sollen, führen dazu, dass Guay et al. (2011) häufiger signifikant positive Zusammenhänge beobachten.⁴⁷

Guay et al. (2011) verwenden keine Kontrollvariablen für Cashflow- und Return-News. Die Ergebnisse sind aus diesem Grund vorsichtig zu interpretieren, weil die Verwendung von iEKK und der Verzicht auf Kontrollvariablen in einem gewissen Widerspruch zueinander stehen. Implizite EKK werden u. a. aus dem Grund verwendet, weil nicht angenommen werden kann, dass sich in ausreichend großen Stichproben ein Ausgleich der Wirkung der neuen Informationen vollzieht und die neuen Informationen deshalb in einem zu schätzenden empirischen Modell unberücksichtigt bleiben können. Wenn man einen Ausgleich erwartet, erübrigt sich die Ermittlung von iEKK und es können realisierte Renditen genutzt werden.⁴⁸

2.3.3 Ansatz von Lee, So, Wang (2017)

Lee et al. (2017) entwickeln einen zweidimensionalen Maßstab zur Beurteilung der Validität von iEKK und anderer EKK wie bspw. die nach dem CAPM. Valide EKK sollen nach Meinung der Autoren in zeitlicher Hinsicht und innerhalb von Querschnittsstichproben den wahren EKK möglichst gut folgen. Die Abweichung zwischen gemessenen und wahren EKK wird als Messfehler bezeichnet. Obwohl die wahren EKK und damit auch die Messfehler nicht beobachtbar

⁴⁶ Vgl. Guay et al. (2011), S. 132, 135.

⁴⁷ Vgl. Guay et al. (2011), S. 135f, 142-145 und EM05, S. 515f.

⁴⁸ Vgl. Easton und Monahan (2016), S. 44f. Aus ökonomischer Sicht besteht das Risiko, ein Modell mit einem „omitted variable bias“ zu schätzen. Vgl. Wooldridge (2016), S. 81.

sind, sollen unter bestimmten Annahmen Merkmale über die Verteilung der Messfehler innerhalb von Querschnittsstichproben und Zeitreihen abgeleitet werden können. Als Merkmale für die Validität der EKK definieren die Autoren die Varianz der Messfehler in den zwei Dimensionen: Bei einer Varianz der Messfehler von null reflektieren Veränderungen der gemessenen EKK unmittelbar Veränderungen der wahren EKK.⁴⁹

Die Untersuchung umfasst US-amerikanische Unternehmen in den Jahren 1977 bis 2014 mit 1.644.434 monatlichen Beobachtungen. Es wird das arithmetische Mittel unterschiedlicher iEKK-Varianten gebildet und untersucht. Die Autoren schließen, dass das arithmetische Mittel der iEKK-Varianten bei Querschnittsuntersuchungen eine schlechte, bei Zeitreihenuntersuchungen aber eine gute Performance aufweist. Es wird der Ansatz von Hou et al. (2012) genutzt, um Schätzungen mithilfe statistischer Prognoseverfahren zu erzeugen.⁵⁰

2.3.4 Ansatz von Jäckel (2014)

Jäckel (2014) diskutiert die Cashflow- und Return-News von EM05 und den Ansatz von Lee et al. (2017) in einer Vorgängerversion aus dem Jahr 2011.⁵¹ Aus seiner Sicht definieren EM05 die Cashflow-News inkonsistent, weil sie unabhängig vom gewählten Bewertungsmodell sind. Der Autor schlägt Cashflow-News als den Teil der realisierten Rendite vor, welcher nicht durch die iEKK und Return-News erklärt wird. Die Cashflow-News werden folglich als Residuum aus realisierter Rendite, iEKK und Return-News bestimmt. Die Return-News von EM05 sind seiner Meinung nach korrekt bestimmt.⁵²

Die von Jäckel (2014) vorgebrachten Kritikpunkte an Lee et al. (2011) lassen sich auf die Version der Arbeit aus dem Jahr 2017 übertragen. Der methodische Unterschied zwischen den zwei Versionen ergibt sich daraus, dass 2011 der empirisch gemessene querschnittsübergreifende Zusammenhang von EKK und realisierten Renditen als zweites Kriterium und nicht der Messfehler innerhalb von Querschnittsstichproben herangezogen wird. Aus Sicht von Jäckel (2014) ist die Verwendung des Messfehlers innerhalb von Zeitreihen, welcher in beiden Versionen zur Anwendung kommt, einer univariaten Regression ohne Kontrollvariablen für Cashflow- und

⁴⁹ Vgl. Lee et al. (2017), S. 1-6, 10-18. Balakrishnan et al. (2018) nutzen den Ansatz, um EKK, die von Analysten in ihren schriftlichen Reports erwähnt werden, zu untersuchen.

⁵⁰ Vgl. Lee et al. (2017), S. 21f, 28, 44 und Hou et al. (2012).

⁵¹ Vgl. Lee et al. (2011). Die Arbeit trug 2011 noch einen anderen Titel. Vgl. Lee et al. (2017), Deckblatt.

⁵² Vgl. Jäckel (2014), S. 53, 55-57. Wie weiter unten gezeigt wird, ist das Design der Return-News vom EM05 für empirische Untersuchungen als kritisch anzusehen, was die Einschätzung von Jäckel (2014) und die darauf aufbauende Kritik als wenig plausibel erscheinen lässt. Des Weiteren erachten Chen und Zhao (2009) die Bestimmung der Cashflow-News als Residuum als problematisch. Auf die Cashflow-News entfällt dann nämlich auch die Fehlspezifikation der Return-News. Die Autoren nutzen in ihrer Studie als Alternative eine direkte Schätzung der Cashflow-News, ähnlich wie es EM05 tun.

Return-News, wie sie bspw. von Guay et al. (2011) verwendet wird, sehr ähnlich. Zum anderen liefern die Autoren nach Jäckel (2014) keine Lösung dafür, wie die beiden Dimensionen für die Auswahl einer iEKK-Variante zu einem Kriterium verdichtet werden können.⁵³ Es ist zu ergänzen, dass durch die methodische Nähe des Messfehlers zur univariaten Regression ähnliche Nachteile durch den Verzicht auf Kontrollvariablen für Cashflow- und Return-News zu erwarten sind.

Um die Unsicherheit in Bezug auf die Modellauswahl, also die korrekte Wahl des Unternehmensbewertungsmodells und der Bewertungsparameter, zu berücksichtigen, nutzt Jäckel (2014) einen „Bayesian Model Averaging“ (BMA) Ansatz. Mit einem BMA-Ansatz können alle iEKK-Varianten gleichzeitig auf ihre Fähigkeit hin untersucht werden, zukünftige Renditen zu erklären. Der BMA-Ansatz ordnet den iEKK-Varianten ein höheres Gewicht zu, die eine bessere Prognosekraft vorweisen, sprich valider sind. In einer Stichprobe US-amerikanischer Unternehmen im Zeitraum 1985 bis 2011 mit 55.611 monatlichen Beobachtungen wird den iEKK nach der modifizierten PEG-Ratio das höchste Gewicht zugeordnet. Dies geschieht jedoch mit erheblicher Modellunsicherheit.⁵⁴ Der BMA-Ansatz ermöglicht eine anspruchsvolle relative Bewertung der iEKK-Varianten untereinander. Absolute Aussagen darüber, ob die iEKK den wahren EKK folgen, sind hingegen nicht möglich.⁵⁵

2.3.5 Ansätze von Halteren (2011) und von Gsell (2011)

Halteren (2011) nutzt eine Simulationsstudie, um unterschiedliche iEKK-Varianten auf ihre Validität hin zu untersuchen. Auf Grundlage von US-amerikanischen Kapitalmarktdaten werden für 20.000 Unternehmen über einen Zeitraum von 50 Jahren Bilanzen, Gewinn- und Verlustrechnungen sowie Kapitalflussrechnungen simuliert. Die Ausgangsdaten erstrecken sich über den Zeitraum 1970 bis 2009 und umfassen 96.719 jährliche Beobachtungen.⁵⁶ Die simulierten EKK werden als von den Investoren bekannt angenommen und setzen sich aus unterschiedlichen Komponenten zusammen: die EKK der Industrie, die zufällig erzeugt werden, einem ebenfalls zufälligen unternehmensspezifischen Störterm und einem Term, der die Abweichung des unternehmensspezifischen Wachstums vom angenommenen langfristigen Wachstum in Höhe von 6 % angibt.⁵⁷ Inwiefern es gelingt, die wahren EKK aus der Realität abzubilden, ist aufgrund ihrer Unbeobachtbarkeit unklar. Gleichmaßen ist der Modus der Schätzung von

⁵³ Vgl. Jäckel (2014), S. 49f.

⁵⁴ Vgl. Jäckel (2014), S. IV, 92, 117-119.

⁵⁵ Vgl. Jäckel (2014), S. 121.

⁵⁶ Vgl. Halteren (2011), S. 16.

⁵⁷ Vgl. Halteren (2011), S. 24.

Gewinnen und anderer Größen von Analysten unbekannt, so dass die Qualität der erzeugten Daten vom Autor an den tatsächlichen Daten gemessen wird.

Aus den simulierten Bilanzdaten und EKK wird der Barwert der Zahlungsüberschüsse kalkuliert. Sodann werden aus den Bilanzdaten und den Barwerten mit unterschiedlichen Modellen iEKK abgeleitet und den bekannten, simulierten EKK gegenübergestellt, indem u. a. die Abweichung zwischen Schätzung und simuliertem Wert ermittelt wird. Die jeweils kleinsten absoluten Median-Abweichungen weisen die Modelle von Claus und Thomas (2001) und Gebhardt et al. (2001) auf.⁵⁸

Gsell (2011) ermittelt für die Kapitalmärkte in Japan, Deutschland, Kanada, Frankreich, UK und den USA iEKK für den Zeitraum 1989 bis 2006. Die Anzahl der Beobachtungen aller Kapitalmärkte beläuft sich im Jahr 1989 auf 10.396 Beobachtungen und 49.607 Beobachtungen im Jahr 2006. Die Beobachtungen werden zu Marktdurchschnitten verdichtet und ein risikoloser Zins in Abzug gebracht, um eine erwartete Marktrisikoprämie zu erhalten. Die Validität unterschiedlicher Modellvarianten wird anders als in den oben skizzierten Studien nicht ökonomisch bestimmt. Der Autor stellt vielmehr Plausibilitätsüberlegungen über die langfristigen Wachstumsannahmen und den implizit angenommenen ROE an und beurteilt die Validität daran, inwiefern die ermittelten iEKK die Plausibilitätsüberlegungen erfüllen. Der Autor konzentriert sich folglich allein auf iEKK-Varianten mit unterschiedlichen Wachstumsannahmen. So wird eine iEKK-Variante als unplausibel eingeschätzt, weil die Marktrisikoprämie regelmäßig Werte kleiner null annimmt.⁵⁹

2.4 Kritik von Botosan, Plumlee und Wen (2011) an Easton und Monahan (2005)

BPW vergleichen ihre Ergebnisse mit denen von Guay et al. (2011) und EM05. Die Abweichung zu Guay et al. (2011) führen die Autoren auf die fehlenden Kontrollvariablen zurück. Die Wahl der Return-News von EM05 ist nach BPW theoretisch vertretbar, aber empirisch problematisch. Die Modellspezifikation lässt nach BPW den iEKK keine Möglichkeit, zur Erklärung der realisierten Rendite beizutragen.⁶⁰ Im Folgenden soll die Diskussion zwischen BPW und EM16 in Teilen nachgezeichnet werden. BPW beginnen ihre Ausführungen mit (7), einer modifizierten Variante der Gleichung (2), in der den Return-News ein negatives Vorzeichen zugewiesen wird.

$$(7) \quad r_{t+1} = E_t[r_{t+1}] + cf_{n_{t+1}} - r_{n_{t+1}}$$

⁵⁸ Vgl. Halteren (2011), S. 56.

⁵⁹ Vgl. Gsell (2011), S. 202f, 285, 292, 311.

⁶⁰ Vgl. BPW, S. 1117.

Aus empirischer Sicht ist nach BPW die Rendite eine Funktion der Veränderung des Kurses (Gleichung (8)). Gezahlte Dividenden oder andere Zahlungsströme an die Eigentümer bleiben unberücksichtigt.

$$(8) \quad r_{t+1} \sim f(\Delta k_t)$$

mit Δk_t Veränderung des Börsenkurses zwischen t und t+1

Die Cashflow-News sind eine Funktion der Veränderung der Erwartungen über die zukünftigen Zahlungsüberschüsse eines Unternehmens (Gleichung (9)).⁶¹

$$(9) \quad cf_n_{t+1} \sim f(\Delta E_t[z])$$

mit $\Delta E_t[z]$ Veränderung der Erwartungen zwischen t und t+1 über die zukünftigen Zahlungsüberschüsse

Die Return-News ergeben sich, wie in (10) dargestellt, aus der Veränderung der iEKK. Die Veränderung der iEKK ist wiederum eine Funktion der Veränderungen des Kurses und/oder der Erwartungen über die Zahlungsüberschüsse:

$$(10) \quad r_n_{t+1} = \Delta i_ekk_t \sim f(\Delta E_t[z], \Delta k_t)$$

mit Δi_ekk_t Veränderung der iEKK zwischen t und t+1

Wenn man (8), (9) und (10) in (7) einsetzt und nach der erwarteten Rendite auflöst, ergibt sich Gleichung (11).

$$(11) \quad E_t[r_{t+1}] = f(\Delta k_t) - f(\Delta E_t[z]) + f(\Delta E_t[z], \Delta k_t)$$

In einem weiteren Schritt nehmen BPW eine lineare Zerlegung der Return-News vor. Diese fallen c. p. höher aus, wenn die Erwartungen über die Zahlungsüberschüsse steigen und niedriger, wenn der Kurs steigt. (12) gibt diese Überlegung wieder.

$$(12) \quad f(\Delta E_t[z], \Delta k_t) = f(\Delta E_t[z]) - f(\Delta k_t)$$

(12) in (11) eingesetzt ergibt (13); nach BPW ein Ausdruck mit einem Ergebnis nahe null. Nach Ansicht von BPW liefert (13) die Erklärung dafür, warum EM05 trotz einer möglicherweise bestehenden Validität der iEKK, die in empirischen Untersuchungen an die Stelle der erwarteten Rendite treten, keine signifikanten Ergebnisse beobachten.⁶² Shevlin (2013) schließt sich der Kritik von BPW an.⁶³

$$(13) \quad E_t[r_{t+1}] = f(\Delta k_t) - f(\Delta k_t) + f(\Delta E_t[z]) - f(\Delta E_t[z]) \approx 0$$

⁶¹ Es wird die vereinfachte Notation von BPW übernommen.

⁶² Vgl. BPW, S. 1116f.

⁶³ Vgl. Shevlin (2013), S. 459f.

In ihrer Replik bemängeln EM16, dass unklar bleibt, welches Problem BPW genau adressieren. Sie liefern mögliche Interpretationen der Kritik von BPW, auf die sie dann gezielt eingehen. Die erste Interpretation ist, dass BPW eine „mechanische“ Relation zwischen den Return-News und den iEKK vermuten. Dem entgegenen sie u. a., dass die lineare Zerlegung der Return-News, wie sie in Gleichung (12) abgebildet ist, unzulässig ist. Sie zeigen anhand eines simplen Beispiels für iEKK in Form des inversen Kurs-Gewinn-Verhältnisses, dass die Return-News vielmehr eine nichtlineare Funktion der Veränderung des Kurses und der Erwartungen über die Zahlungsströme sind. Gleichung (12) und damit Gleichung (13) sowie die Schlussfolgerung von BPW sind damit ungültig.⁶⁴

Als eine andere mögliche Erklärung der Kritik von BPW nennen EM16 die Fehlinterpretation der geschätzten Koeffizienten der iEKK-Varianten. Ausgangspunkt der Argumentation ist die von EM05 geschätzte Gleichung (14), die die Return-News en détail zeigt. Wie bei BPW und Vuolteenaho (2002) erhalten die Return-News ein negatives Vorzeichen. Durch die Umformung weisen alle Variablen denselben erwarteten Koeffizienten von eins auf.⁶⁵

$$(14) \quad r_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 li_ekk_t + \beta_2 \widehat{cf_n}_{a,b,t+1} - \beta_3 \frac{\rho_a}{1-\rho_a} (li_ekk_{t+1} - li_ekk_t) + \varepsilon_{i,t}$$

Als Alternative beschreiben die Autoren die Gleichung (15):

$$(15) \quad r_{t+1} = \beta_0 + \left(\beta_1 + \beta_3 \frac{\rho_a}{1-\rho_a} \right) li_ekk_t + \beta_2 \widehat{cf_n}_{a,b,t+1} - \beta_3 \frac{\rho_a}{1-\rho_a} (li_ekk_{t+1}) + \varepsilon_{i,t}$$

li_ekk_t taucht in Gleichung (15) nur einmal auf. Mithilfe von (15) kann nach EM16 die Beziehung von realisierter Rendite und iEKK-Variante isoliert untersucht werden. Die erwartete Rendite und die News sind dann korrekt mit (14) geschätzt, wenn die Koeffizienten β_1 bis β_3 nicht unterschiedlich von eins sind.⁶⁶ Für Gleichung (15) ist nach EM16 aber nicht eins, sondern in Abhängigkeit von ρ_a ein höherer Benchmarkwert für statistische Tests zu wählen. Die Autoren berechnen unter der Annahme eines Wertes von 0,95 für ρ_a sowie jeweils von eins für β_1 und β_3 eine Benchmark von 20, wie Gleichung (16) entnommen werden kann.

$$(16) \quad 20 = \beta_1 + \beta_3 \frac{\rho_a}{1-\rho_a} = 1 + \frac{0,95}{1-0,95}$$

⁶⁴ Vgl. EM16, S. 51-53.

⁶⁵ Vgl. EM05, S. 505. EM05 rechnen die realisierte Rendite in eine kontinuierliche Verzinsung um (EM05, S. 514 in der Beschreibung zur Tabelle 2). Diesem Umstand wird aus Vereinfachungsgründen nicht mit einer neuen Notation Rechnung getragen.

⁶⁶ Vgl. EM05, S. 518.

Mit den Ergebnissen von BPW zeigen EM16, dass der Maßstab in Höhe von 20 nicht erreicht wird.⁶⁷ Hervorzuheben ist, dass erst in EM16 die Bedingung für die neue, höhere Benchmark, nämlich der Vergleich mit eins, als einzig korrekt eingestuft wird. EM05 präsentieren den signifikanten Unterschied von null in Tabellenform und erwähnen die negative Abweichung von eins lediglich im Text.⁶⁸

Die Autoren gehen bei ihrer Eruierung, ob die Ergebnisse missinterpretiert werden, davon aus, dass der Wert jedes Koeffizienten der Gleichung (14) separat betrachtet werden kann. Der Unterschied jedes Koeffizienten zu null oder eins ist folglich auch separat beurteilbar. Die von den Autoren vorgenommene Umformung der Gleichung (14) zur Gleichung (15) belegt nach meinem Verständnis aber nicht, dass die Ergebnisse richtig gedeutet werden. Vielmehr werden die beiden Gleichungen als gleichwertig und gleich richtig angesehen; es ist lediglich die Benchmark für den Koeffizienten von li_ekk_t in Abhängigkeit von ρ_a nach oben anzupassen.

2.5 Eigene Würdigung des Ansatzes von Easton und Monahan (2005)

Um zu zeigen, dass EM05 und EM16 die Ergebnisse von EM05 falsch deuten, ist es notwendig, sich mit der Variablen ρ_a zu beschäftigen. Dies soll in zwei Schritten erfolgen. Im ersten Schritt wird ρ_a , welche nach EM05 für die Wachstumsperspektiven eines Unternehmens steht, als Konstante betrachtet. Im zweiten Schritt wird diese mit der Arbeit von EM05 nicht konforme Annahme aufgehoben.

2.5.1 Wachstumsperspektiven als Konstante

Die Gleichung (14) ist dadurch gekennzeichnet, dass li_ekk_t einmal als separate Variable und ein weiteres Mal als Teil der Return-News in Erscheinung tritt. Dadurch gewinnt der Koeffizient β_1 aus Gleichung (14) eine andere Bedeutung im Vergleich zu einer Regression, in der li_ekk_t nur einmal Anwendung findet. Um zu verdeutlichen, welche erhebliche Interpretationsfehler im Hinblick auf die iEKK und die Return-News möglich sind, wird der eigentliche Zweck der Gleichung (14) unter der Annahme eines konstanten Wertes für ρ_a herausgearbeitet. Ohne Beschränkung der Allgemeinheit wird der Wert auf 0,95 festgesetzt, so dass $\rho_a/(1 - \rho_a) = 19$ resultiert. Wird ferner die Notation vereinfacht, ergibt sich die Gleichung (17) als reduzierte Variante von (14):

$$(17) \quad r_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 li_ekk_t + \beta_2 \widehat{cf_n}_{t+1} - 19\beta_3(li_ekk_{t+1} - li_ekk_t) + \varepsilon_t$$

⁶⁷ Vgl. Tabelle 3 in Abschnitt 2.7.

⁶⁸ Vgl. EM05, S. 517-520, EM16, S. 54f und BPW, S. 1118.

Gleichung (17) kann als eine abgewandelte Form der Gleichung (18) notiert werden.

$$(18) \quad r_{t+1} = b_0 + b_1 li_ekk_t + b_2 \widehat{cf_n}_{t+1} - 19b_3 li_ekk_{t+1} + \varepsilon_t$$

Durch die Abwandlung von (18) zu (17) kann untersucht werden, ob der Koeffizient b_1 dem neunzehnfachen Wert des Koeffizienten b_3 entspricht ($b_1 = 19b_3$). Um den Vergleich vorzunehmen, wird der neue Parameter θ_1 eingeführt, der wie in (19) definiert ist.

$$(19) \quad \theta_1 = b_1 - 19b_3$$

Mithilfe von θ_1 kann eine Nullhypothese über das Größenverhältnis von b_1 und b_3 formuliert werden: $H_0: \theta_1 = 0$. Gleichung (19) ist nach b_1 umzuformen, um (20) zu erhalten. Anschließend ist (20) in (18) einzusetzen. Es folgt Gleichung (21). Nach einfacher Umformung erhält man Gleichung (22).

$$(20) \quad b_1 = \theta_1 + 19b_3$$

$$(21) \quad r_{t+1} = b_0 + (\theta_1 + 19b_3) li_ekk_t + b_2 \widehat{cf_n}_{t+1} - 19b_3 li_ekk_{t+1} + \varepsilon_t$$

$$(22) \quad r_{t+1} = b_0 + \theta_1 li_ekk_t + b_2 \widehat{cf_n}_{t+1} - 19b_3 (li_ekk_{t+1} - li_ekk_t) + \varepsilon_t$$

Wird Gleichung (22) geschätzt, entspricht der Koeffizient θ_1 exakt der Differenz zwischen den Koeffizienten b_1 und $19b_3$ aus einer Schätzung der Gleichung (18) und sagt damit nichts über den Zusammenhang zwischen Erwartung und Realisation der Rendite aus.⁶⁹

Obwohl b_3 in (22) der Koeffizient einer bekannten Variable, der Return-News in Form der negativen Differenz vom li_ekk_{t+1} und li_ekk_t ist, stellt sich für $-19b_3$ derselbe Wert wie bei einer Schätzung der Gleichung (18) ein. Sowohl in (18) als auch in (22) gibt $-19b_3$ den marginalen Effekt von $-19li_ekk_{t+1}$ auf die realisierte Rendite wieder. Informationen über den marginalen Effekt der Veränderung der iEKK auf die realisierte Rendite enthält $-19b_3$ nicht. Diese Informationen erhält man, wenn man li_ekk_t aus der Regressionsgleichung entfernt, was aber dem Wunsch, auch den Einfluss von li_ekk_t auf die Rendite zu messen, entgegenläuft.

Die Koeffizienten der anderen Variablen bleiben unverändert. Mit den Gleichungen (18) und (22) wird zweimal dasselbe Modell geschätzt; es resultiert bspw. in beiden Fällen das identische Bestimmtheitsmaß.⁷⁰ Gleichung (22) und (17) sind bis auf die Bezeichnungen der Koeffizienten ebenfalls identisch. Es kann somit für Gleichung (17) dieselbe Schlussfolgerung wie für (22)

⁶⁹ Wooldridge (2016) greift auf dieselbe Methode zurück, um zu prüfen, ob zwei Koeffizienten gleich groß sind. Die vorgestellten Umformungen richten sich nach Wooldridge (2016), S. 124-127.

⁷⁰ Vgl. Wooldridge (2016), S. 125f.

gezogen werden: Die eigentlich angestrebten Erkenntnisse können mit dem Untersuchungsdesign nicht gewonnen werden. Ob durch die Aufhebung der Annahme eines konstanten Wertes für ρ_a die Interpretation von EM05 und EM16 plausibel ist, wird im nächsten Abschnitt eruiert. Aus den Vorgaben von EM16 über die korrekten Benchmarks (jeweils eins) für die Koeffizienten θ_1 und $-19b_3$ bzw. β_1 und $-19\beta_3$ aus den Gleichungen (22) und (17) können Rückschlüsse über die Benchmarks für die Koeffizienten der Gleichung (18) gezogen werden. Da derselbe Wert für $-19b_3$ sowohl in (22) als auch in (18) geschätzt wird, verändert sich die Benchmark von eins ebenfalls nicht. Unter Nutzung der Gleichung (19) wird für b_1 eine Benchmark von null ermittelt. Nur wenn für b_1 eine Benchmark von null angenommen wird, kann sich die Benchmark in Höhe von eins für die Summe beider Koeffizienten (θ_1) einstellen. Anstatt einer Erhöhung der Benchmark für li_ekk_t beim Übergang von (17) zu (18) auf 20 ist eine Verringerung zu erwarten. Die Verringerung tritt unabhängig von der angenommenen Höhe für ρ_a auf, da stets Koeffizienten in Höhe von eins für die iEKK und die Return-News in Gleichung (22) (bzw. (17)) erwartet werden.⁷¹

2.5.2 Wachstumsperspektiven als Variable

Dieser Abschnitt gliedert sich in drei Teile. Im ersten Teil wird darauf eingegangen, wie der Ansatz von EM05 als Modell mit Interaktionsterm und Nebenbedingung aufgefasst werden kann. Im zweiten Teil wird sich dem Einfluss der Bildung von Teilstichproben auf Grundlage des prognostizierten langfristigen Gewinnwachstums zugewandt. Abschließend wird erörtert, inwiefern das Modell von Vuolteenaho (2002) in multivariaten Regressionen verwendet werden kann.

2.5.2.1 Der Ansatz von Easton und Monahan (2005) als Modell mit Interaktionsterm und Nebenbedingung

Die Gleichung (14) wird wie in 2.5.1 modifiziert mit der Ausnahme, dass ρ_a fortan als Variable zu berücksichtigen ist und die Multiplikation der Return-News mit -1 ausbleibt. Es resultiert Gleichung (23):

$$(23) \quad r_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 li_ekk_t + \beta_2 \widehat{cf_n}_{t+1} + \beta_3 P_a (li_ekk_{t+1} - li_ekk_t) + \varepsilon_t$$

mit $P_a = \frac{\rho_a}{1-\rho_a}$

⁷¹ Vgl. Vuolteenaho (2002), S. 236, der einen über alle Beobachtungen konstanten Wert von 0,967 für ρ_a annimmt.

P_a nimmt bei EM05 Werte zwischen 11,7 und 82,3 an.⁷² (23) kann als Gleichung (24) mit der Nebenbedingung $b_3 = -b_4 = \beta_3$ notiert werden.

$$(24) \quad r_{t+1} = b_0 + b_1 li_ekkt_t + b_2 \widehat{cf_n}_{t+1} + b_3 P_a li_ekkt_{t+1} + b_4 P_a li_ekkt_t + \varepsilon_t$$

Im weiteren Verlauf wird zunächst auf die Gleichung (24) eingegangen, in der die Nebenbedingung nicht gilt.

In (24) ist b_1 der Koeffizient der Variable li_ekkt_t , wenn P_a einen Wert von null annimmt. Dies ist die Interpretation des Koeffizienten einer Variable, die in einer Regression zusätzlich als Produkt einer Multiplikation mit einer anderen Variable als sogenannter Interaktionsterm (hier $P_a li_ekkt_t$) auftritt.⁷³ Eine andere Interpretation von b_1 ist ohne die Beachtung von b_4 (und eines relevanten Wertes für P_a) nicht möglich.

b_4 zeigt an, wie stark der Einfluss der Variable li_ekkt_t auf die realisierte Rendite mit Veränderungen von P_a variiert. Mit dem Koeffizienten b_4 wird der Interaktionseffekt zwischen i_ekkt_t und P_a gemessen. Ein negativer Wert in Verbindung mit einem positiven Wert von b_1 bedeutet bspw., dass die Stärke der (positiven) Relation zwischen der erwarteten und der realisierten Rendite mit den Wachstumsperspektiven eines Unternehmens abnimmt. Eine Aufnahme von $P_a li_ekkt_t$ in die Regressionsgleichung verändert also die Bedeutung von b_1 : b_1 gibt nun nicht mehr ausschließlich den marginalen Effekt von li_ekkt_t auf die realisierte Rendite wieder. $P_a li_ekkt_{t+1}$ ist eine neu entstandene Variable. Wenn man die Multiplikation mit P_a außen vor lässt, zeigt die Variable an, wie die realisierte Rendite auf Veränderungen der aktualisierten EKK-Erwartung reagiert.

Zur Einschätzung des marginalen Effekts der Variable li_ekkt_t auf die realisierte Rendite in Gleichung (24) ist neben den beiden Koeffizienten b_1 und b_4 auch ein relevanter Wert für P_a heranzuziehen. Bei Nutzung des arithmetischen Mittels von P_a bestimmt sich der marginale Effekt nach Gleichung (25).⁷⁴ iEKK, deren Wirkung auf die realisierte Rendite in keinem linearen Zusammenhang mit den Wachstumsperspektiven stehen, weisen für b_4 einen Wert von null auf.

$$(25) \quad \text{marginaler Effekt von } i_ekkt_t = b_1 + b_4 \bar{P}_a$$

⁷² Vgl. EM05, S. 534. Bei der Annahme einer Gleichverteilung der fünf beobachteten Werte ergibt sich ein arithmetisches Mittel (symbolisiert durch $\bar{\cdot}$) von $\bar{P}_a = 28,2$.

⁷³ Vgl. Wooldridge (2016), S. 177.

⁷⁴ Vgl. Wooldridge (2016), S. 177-179, der in seinem Lehrbuch ein Beispiel erörtert, in dem zwei unabhängige Variablen und das Produkt der beiden in eine Regressionsgleichung aufgenommen werden. Der marginale Effekt könnte direkt abgelesen werden, wenn P_a standardisiert wäre und \bar{P}_a folglich einen Wert von null annehmen würde, wofür es aber keine Hinweise in EM05 gibt.

Dass die Erklärungskraft der iEKK mit den Wachstumsaussichten des Unternehmens schwankt und somit für $b_4 \neq 0$ zu erwarten ist, wird mithilfe eines Barwertmodells, das in 2.5.2.2 vorgestellt wird, verdeutlicht. Je höher die Wachstumsaussichten, desto größer sind die Cashflow- und Return-News. Durch News weichen Erwartung und Realisation voneinander ab und tragen somit zur Varianz der realisierten Rendite bei. Eine höhere Varianz verringert annahmegemäß die Prognosekraft der iEKK, mit der wiederum ihre Validität gemessen wird.

Welches Vorzeichen man für den Koeffizienten des Interaktionsterms erwartet, hängt vom marginalen Effekt der iEKK als Maßstab für die Prognosefähigkeit und damit der Validität der iEKK ab. Wird bspw. ein marginaler Effekt von eins gewählt, kann der Koeffizient des Interaktionsterms positiv oder negativ sein, weil jede Abweichung von eins nach oben oder unten die Validität einschränkt. Werden hingegen generell positive marginale Effekte als Zeichen für Validität angesehen, drückt ein negatives Vorzeichen eine Verringerung der Validität aus. Für die weitere Argumentation wird sich der zweiten Sichtweise angeschlossen und von einem negativen Vorzeichen des Koeffizienten b_4 ausgegangen, weil die Theorie, wie in 2.5.1 und weiter unter in diesem Abschnitt diskutiert, keinen eindeutigen Maßstab für die Prognosefähigkeit liefert.

Bei der Auswertung der Ergebnisse von EM05 werden die iEKK-Varianten bevorzugt, die einen positiven Koeffizienten b_1 aufweisen. EM16 präzisieren die Anforderung, indem sie eine Benchmark für den marginalen Effekt von eins vorgeben. In Tabelle 1 ist ein Zahlenbeispiel dargestellt, in dem zwei fiktive iEKK-Varianten miteinander verglichen werden. Der marginale Effekt bei Nutzung von $\bar{P}_a = 28,2$ und (25) beträgt jeweils eins.

Tabelle 1: Beispiel für unterschiedliche marginale Effekte zweier Varianten der impliziten Eigenkapitalkosten

	1. iEKK-Variante	2. iEKK-Variante
b_1	1,141	6,640
b_4	-0,005	-0,200
marginale Effekt	1 (=1,141-0,005*28,2)	1 (=6,640-0,200*28,2)

EM05 und EM16 würden der ersten iEKK-Variante auf Grundlage des Koeffizienten b_1 in Höhe von 1,141 den Vorzug geben, weil er näher an eins liegt. Allgemein lässt sich festhalten, dass EM05 und EM16 die iEKK als valide einstufen, die bei $P_a = 0$ einen positiven marginalen Effekt um eins aufweisen (im Beispiel die erste Variante). $P_a = 0$ ist aber kein Wert, der beobachtet wird. Der marginale Effekt (bei dem für die beobachteten P_a repräsentativeren Wert von 28,2) der beiden iEKK-Varianten ist jedoch derselbe, eine Rangordnung kann nicht hergestellt werden. Es wird bezogen auf das Beispiel die iEKK-Variante bevorzugt, deren Einfluss

weniger von den Wachstumsaussichten abhängt. In die Beurteilung der iEKK fließt b_4 nicht ein; der marginale Effekt von li_ekk_t wird also nicht betrachtet. Voraussetzung für die Nutzung des grundsätzlich zur Validitätsbeurteilung geeigneten Untersuchungsdesigns (im Gegensatz zu dem aus 2.5.1) ist die Berücksichtigung des Koeffizienten des Interaktionsterms.

Die bisher vorgetragenen Überlegungen bezogen sich auf die nicht restringierte Gleichung (24). EM05 verwenden jedoch die Gleichung (23). Es ist nun also zu klären, ob die Einführung der Nebenbedingung einen Beitrag dazu leistet, die Interpretation von EM05 zu rechtfertigen. Eine analytische Herleitung, welchen Einfluss die Nebenbedingung auf die Gesamtheit der Koeffizienten der Gleichung (24) nimmt, wird hier nicht angestrebt.

Die Nebenbedingung in (23) führt dazu, dass der Koeffizient b_3 der Variable $P_a li_ekk_{t+1}$ dem negativen Wert des Koeffizienten b_4 der Variable $P_a li_ekk_t$ entspricht. Die Interpretation der Konstanten (b_0) und der Koeffizient der Cashflow-News (b_2) verändert sich zum nicht restringierten Modell (24) nicht.

Auch unter der Nebenbedingung ist der marginale Effekt der Variable li_ekk_t auf die realisierte Rendite mithilfe von β_1 und dem Koeffizienten β_3 des Interaktionsterms $P_a li_ekk_t$ sowie eines relevanten Wertes für P_a zu bestimmen: $\beta_1 - \beta_3 \bar{P}_a$.⁷⁵ Die Nebenbedingung ändert also nichts daran, dass β_1 die Wirkung der iEKK auf die realisierte Rendite anzeigt, wenn P_a einen Wert von null annimmt. Eine isolierte Betrachtung von β_1 sagt auch im restringierten Modell noch nichts über den marginalen Effekt aus.

Auch wenn β_3 für die Abschätzung des marginalen Effekts heranzuziehen ist, hat der Koeffizient nicht dieselbe Aussagekraft wie b_4 in Gleichung (24). Da unklar ist, ob sich das Vorzeichen und/oder die Größe des Koeffizienten durch die Nebenbedingung verändert, kann grundsätzlich nicht mehr abgelesen werden, ob und gegebenenfalls wie stark der Einfluss der Variable li_ekk_t auf die realisierte Rendite von den Wachstumsperspektiven abhängt.

Dass der marginale Effekt der Variable li_ekk_t auf die realisierte Rendite nicht vollständig an Bedeutung verliert, liegt an der gleichzeitigen Veränderung der Koeffizienten des Interaktionsterms und der Variable. Die „Verschiebung“ zwischen den Koeffizienten soll mit einem Beispiel verdeutlicht werden. Es wird aus Gründen der Anschaulichkeit die starke Annahme getroffen, dass der marginale Effekt der beiden iEKK-Varianten aus dem Beispiel in Tabelle 2 auch nach Berücksichtigung der Nebenbedingung jeweils derselbe (=1) bleibt. Ferner werden

⁷⁵ Aus Gründen der Übersichtlichkeit wird erneut das arithmetische Mittel genutzt. Werden die Return-News mit -1 wie bei EM05 multipliziert, ist $\beta_1 + \beta_3 \bar{P}_a$ anzuwenden.

zwei beliebige Werte für β_3 gewählt, die entsprechenden Werte für β_1 berechnet und in Tabelle 2 abgetragen. Obwohl beide Varianten denselben marginalen Effekt aufweisen und damit denselben Einfluss auf die realisierte Rendite haben, würde von EM05 die erste Variante der Vorzug gegeben werden, weil sie einen positiven Koeffizienten β_1 aufweist.

Tabelle 2: Beispiel für unterschiedliche marginale Effekte zweier Varianten der impliziten Eigenkapitalkosten unter Berücksichtigung der Nebenbedingung aus Easton und Monahan (2005)

	1. iEKK-Variante	2. iEKK-Variante
marginaler Effekt	1	1
β_3	-0,0106	-0,0461
β_1	0,700	-0,300
	(1=0,700+0,0106*28,2)	(1=-0,300+0,0461*28,2)

EM05 und EM16 deuten β_3 als den Koeffizienten der Return-News. An β_3 kann nach Meinung der beiden Autoren abgelesen werden, welchen Einfluss eine Veränderung der iEKK auf die realisierte Rendite hat. Unter der Annahme, dass die Wachstumsaussichten eine Konstante sind, wird herausgearbeitet, dass der Koeffizient der Return-News in (22) die marginale Wirkung von li_ekk_{t+1} , also der am Ende des Renditezeitraums erwarteten Rendite, auf die realisierte Rendite wiedergibt. Wie in (22) verändert sich die Interpretation der Return-News in (23) durch die Aufnahme der zu Beginn des Renditezeitraums erwarteten Rendite in Form der Variable li_ekk_t . Wird P_a wie bei EM05 als Variable betrachtet, gibt β_3 in (23) keinen Aufschluss über die Wirkung der Return-News, sondern darüber, wie groß der Einfluss des Unterschieds zwischen dem Interaktionsterm ($P_a li_ekk_t$) und der am Ende des Renditezeitraums erwarteten iEKK ($P_a li_ekk_{t+1}$) auf die realisierte Rendite ist. Die Bedeutung von $P_a li_ekk_t$ ist in einem Modell ohne li_ekk_t eine andere als in einem Modell mit der Variable; dies gilt unabhängig von der Existenz einer Nebenbedingung über die Größe und die Vorzeichen der Koeffizienten. Die Interpretation von EM05 und EM16 weist ein grundsätzliches Defizit auf. In einem Modell, in dem eine Variable zweimal Eingang findet, kann die marginale Wirkung dieser Variable nicht an einem Koeffizienten, sondern nur an beiden Koeffizienten abgelesen werden. Da nicht zwischen Koeffizient und marginalem Effekt unterschieden wird, ist es aus Sicht von EM05 auch möglich, eine Variable mehrfach in eine multivariate Regression eingehen zu lassen und jeden Koeffizienten separat zu beurteilen. Auch die Ergebnisse aus dem Untersuchungsdesign mit einer Nebenbedingung wie in Gleichung (23) können, wie unten in 2.7 gezeigt wird, interpretiert werden. Die restringierende Nebenbedingung erschwert aber die Interpretation und verzerrt tendenziell die Ergebnisse, ohne dass dem ein Mehrwert gegenüberstünde.

Die in diesem Abschnitt angestellten Überlegungen zur marginalen Wirkung von li_ekk_t auf die realisierte Rendite können auf die Frage erweitert werden, welcher Wert für den Koeffizienten b_1 von li_ekk_t in Gleichung (26) zu erwarten ist. Gleichung (26) ist lediglich eine Abwandlung von Gleichung (14).

$$(26) \quad r_{t+1} = b_0 + b_1 li_ekk_t + b_2 \widehat{cf_n}_{t+1} + b_3 P_a li_ekk_{t+1} + \varepsilon_t$$

Zunächst soll geklärt werden, welcher marginale Effekt für die li_ekk_t in der Gleichung (23) zu erwarten ist, der sich aus $\beta_1 + \beta_3 P_a$ ergibt. Unter Verwendung eines Wertes von 19 für die Variable P_a und den theoretisch abgeleiteten Werten von jeweils eins für die iEKK und die Return-News, ist ein marginaler Effekt von 20 zu erwarten. EM16 meinen also den marginalen Effekt, wenn sie von einer isolierten Betrachtung sprechen.⁷⁶ Die marginalen Effekte von li_ekk_t auf die realisierte Rendite im Modell mit Restriktion und Interaktionseffekt (Gleichung (23)) bzw. ohne Restriktion und ohne Interaktionsterm (Gleichung (26)) sollten sich ungefähr entsprechen. Ob dies tatsächlich der Fall ist, ist eine empirische, aber keine theoretische Frage. Es kann nicht davon ausgegangen werden, dass eine empirische Schätzung von Gleichung (23) mit beobachteten Werten von jeweils eins für β_1 als auch für β_3 (die von EM16 als Zeichen für vollständige Validität der iEKK und der Return-News angesehen werden würden) automatisch bei einer Schätzung der Gleichung (26) zu einem Koeffizienten b_1 in Höhe von 20 führt. Des Weiteren stellt sich die Frage, wie P_a empirisch zu schätzen ist, um einen Maßstab für die Koeffizienten der iEKK zu ermitteln.

2.5.2.2 Bildung von Teilstichproben auf Grundlage des prognostizierten langfristigen Gewinnwachstums

EM05 stellen für eine Teilstichprobe von Unternehmen mit niedrigen langfristigen Wachstumserwartungen (ltg_t) mit einer Ausnahme für alle iEKK-Varianten positive Koeffizienten fest.⁷⁷ Die Autoren werten dies als Zeichen dafür, dass zumindest für Unternehmen mit niedrigen Wachstumserwartungen iEKK die wahren EKK teilweise widerspiegeln und valide sind. Diese Aussage wird von den Autoren auf Grundlage des Koeffizienten β_1 aus Gleichung (23) gemacht, die anderen Koeffizienten werden überhaupt nicht wiedergegeben. Wie im vorangegangenen Abschnitt beschrieben, wird bei der ausschließlichen Betrachtung nur eines Koeffizienten der marginale Effekt falsch eingeschätzt. Die Validität der iEKK in Teilstichproben mit wachstumsschwachen Unternehmen kann somit auf Grundlage nur eines Koeffizienten nicht

⁷⁶ Vgl. EM16, S. 54.

⁷⁷ Vgl. Abschnitt 2.2.3, EM05, S. 529.

als bestätigt angesehen werden. Diese Analyse steht damit stellvertretend für alle weiteren Untersuchungen in EM05, die auf dem Untersuchungsdesign fußen, das in Gleichung (23) dargestellt ist.

Es ist überdies wenig überraschend, dass sich unterschiedliche Ergebnisse einstellen, wenn die Stichprobe nach einer Größe sortiert wird, die mit einer im ökonomischen Modell enthaltenen Variablen korreliert und wenn nichtlineare Zusammenhänge vorliegen. ltg_t ist das Kriterium für die Aufteilung und korreliert aller Wahrscheinlichkeit nach positiv mit der in die Regression eingehenden Variable P_α . Nichtlineare Zusammenhänge führen dazu, dass in Teilstichproben Effekte unterschiedlich stark ausfallen können. Im Folgenden wird gezeigt, dass die erwartete Varianz der Rendite vom erwarteten Wachstum der Zahlungsüberschüsse abhängt (und annahmegemäß damit die Prognostizierbarkeit vom erwarteten Wachstum abhängt) und diese Beziehung nichtlinear ist.

Dazu wird das einfache Barwert-Modell einer ewigen Rente aus Gleichung (27) genutzt. Die Interpretation von P_α entfällt dabei; EKK und Wachstum werden separat modelliert.⁷⁸

$$(27) \quad k_t = \frac{E_t[z]}{E_t[ekk] - E_t[g]}$$

mit g Wachstum der Zahlungsüberschüsse
 z Zahlungsüberschuss je Aktie
 ekk Eigenkapitalkosten

Es gelten: $E_t[ekk] > E_t[g]$ sowie $E_t[\cdot] = E_t[E_{t+\xi}[\cdot]]$ für beliebige $\xi \geq 1$. Es wird also eine flache Strukturkurve der EKK und ein konstantes Wachstum der Zahlungsüberschüsse angenommen. Die realisierte Rendite setzt sich aus zwei Teilen zusammen: die Dividendenrendite mit dem realisierten Zahlungsüberschuss z_{t+1} in t+1 und die Kursrendite. Der Kurs in t+1 entspricht dem Kurs in t mit aktualisierten Erwartungen. Die Unsicherheit über die Zahlungsüberschüsse im Zeitpunkt t+2 kommt durch die unsichere Erwartung über das zukünftige Wachstum der in t+1 realisierten Zahlungsüberschüsse zum Ausdruck.

⁷⁸ Baskin (1989) nutzt dasselbe Modell und zeigt, dass der Kurs von Unternehmen mit einem hohen Dividenden-Kurs-Verhältnis (nach EM05 wachstumsschwächere Unternehmen) weniger stark auf Veränderungen der EKK reagiert. Der Autor stellt empirisch für den US-amerikanischen Kapitalmarkt einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der Höhe des Dividenden-Kurs-Verhältnisses und der Volatilität des Kurses fest. Allen und Rachim (1996) beobachten in ihrer empirischen Studie des australischen Kapitalmarktes keinen Zusammenhang zwischen dem Dividenden-Kurs-Verhältnis und der Kurs-Volatilität. In beiden Aufsätzen wird der Zusammenhang zwischen Wachstum und der Kurs-Volatilität untersucht. Da aber das Wachstum der Aktiva und die Volatilität des Kurses im Fokus stehen und nicht das Wachstum der Zahlungsüberschüsse oder zumindest der Gewinne und auch nicht die Volatilität der Rendite, lassen sich die nicht signifikanten Ergebnisse nicht übertragen.

Die realisierte Rendite wird in Gleichung (28) dargestellt.

$$(28) \quad R_{t+1} = \left(z_{t+1} + \frac{z_{t+1}(1 + E_{t+1}[g])}{E_{t+1}[ekk] - E_{t+1}[g]} \right) \frac{E_t[ekk] - E_t[g]}{E_t[z]}$$

mit $R_{t+1} = 1 + r_{t+1}$

In Gleichung (29) ist die erwartete Rendite dargestellt, die den im Zeitpunkt t erwarteten EKK plus 1 entspricht, weil $E_t[\cdot] = E_t[E_{t+1}[\cdot]]$ gilt.

$$(29) \quad E_t[R_{t+1}] = \left(E_t[z] + \frac{E_t[z](1 + E_t[E_{t+1}[g]])}{E_t[E_{t+1}[ekk]] - E_t[E_{t+1}[g]]} \right) \frac{E_t[ekk] - E_t[g]}{E_t[z]} = 1 + E_t[ekk]$$

Unsicherheit besteht somit über alle Bestandteile der Bewertungsgleichung. Im ersten Schritt liegt das Hauptaugenmerk auf der Veränderung der erwarteten EKK. Die Erwartungen über die beiden anderen Bewertungsparameter werden als sicher betrachtet und es gelten bis auf Folgendes $E_t[z] = z_{t+1}$ sowie $E_{t+1}[g] = E_t[g] = E_t[E_{t+1}[g]]$.

Gleichung (29) vereinfacht sich zu (30).

$$(30) \quad E_t[R_{t+1}] = \left(z_{t+1} + \frac{z_{t+1}(1 + E_t[g])}{E_t[E_{t+1}[ekk]] - E_t[g]} \right) \frac{E_t[ekk] - E_t[g]}{z_{t+1}} = 1 + E_t[ekk]$$

Durch neue Informationen schwanken die Erwartungen über die EKK im Zeitverlauf. In (31) sind die im Zeitpunkt t+1 erwarteten EKK als die Erwartung der Vorperiode plus die Veränderung der Erwartung notiert.

$$(31) \quad E_{t+1}[ekk] = E_t[E_{t+1}[ekk]] + \Delta E_t[E_{t+1}[ekk]]$$

Gleichung (31) in (28) eingesetzt unter Berücksichtigung, dass die Erwartungen über Zahlungsüberschüsse und Wachstum erfüllt werden, ergibt Gleichung (32).

$$(32) \quad R_{t+1} = \left(z_{t+1} + \frac{z_{t+1}(1 + E_t[g])}{E_t[E_{t+1}[ekk]] + \Delta E_t[E_{t+1}[ekk]] - E_t[g]} \right) \frac{E_t[ekk] - E_t[g]}{z_{t+1}}$$

Mithilfe der ersten Ableitung der Gleichung (30) nach $E_t[E_{t+1}[ekk]]$ kann eine marginale Veränderung der Erwartung über die EKK zwischen t und t+1 wie in (32) berücksichtigt werden. Die Abweichung zwischen realisierter und erwarteter Rendite aufgrund einer Veränderung der erwarteten EKK sind, wie in (33) dargestellt, Return-News.

$$(33) \quad \lim_{\Delta E_t[E_{t+1}[ekk]] \rightarrow 0} \frac{R_{t+1} - E_t[R_{t+1}]}{\Delta E_t[E_{t+1}[ekk]]} = \frac{r_{t+1}}{\partial E_t[E_{t+1}[ekk]]} = \frac{\partial E_t[R_{t+1}]}{\partial E_t[E_{t+1}[ekk]]}$$

Wird die erste Ableitung gebildet und die Identität der Erwartungen ($E_t[ekk] = E_t[E_{t+1}[ekk]]$) eingesetzt, resultiert Gleichung (34). Ein Anstieg der erwarteten EKK zwischen t und $t+1$ führt bei Ausschluss eines erwarteten Wachstums von -100% oder weniger ($E_t[g] > -100\%$) zu einem Absinken des Kurses in $t+1$ und damit zu einer Verringerung der Rendite; die realisierte Rendite weicht von der erwarteten Rendite ab.

$$(34) \quad \frac{r_{n_{t+1}}}{\partial E_t[E_{t+1}[ekk]]} = \frac{-(1 + E_t[g])}{E_t[ekk] - E_t[g]}$$

In Gleichung (34) wird der Unterschied zwischen Return-News und der Ursache von Return-News deutlich: Die realisierte Rendite weicht von der erwarteten Rendite ab, weil sich die EKK verändern.⁷⁹ Ferner lässt Gleichung (34) erkennen, dass die EKK einen „moderierenden“ Effekt auf die Return-News haben: Je höher die EKK, desto stärker reduzieren sie c. p. den Effekt von Veränderung der EKK auf die Rendite. Dieselbe Veränderung der EKK hat bei weniger riskanten Unternehmen mit geringeren EKK eine größere Auswirkung als bei riskanteren Unternehmen, deren Zahlungsüberschüsse stärker diskontiert werden.

Wird angenommen, dass nicht die EKK unsicher sind, sondern das Wachstum der Zahlungsüberschüsse und werden die oben beschriebenen Schritte gedanklich wiederholt, resultiert Gleichung (35). Die Abweichung zwischen erwarteter und realisierter Rendite, verursacht durch ein von den Erwartungen abweichendes Wachstum der Zahlungsüberschüsse, sind Cashflow-News. Ein höher als erwartetes Wachstum führt zu einem Kursanstieg und damit zu einer höher als erwarteten Rendite.

$$(35) \quad \lim_{\Delta E_t[E_{t+1}[g]] \rightarrow 0} \frac{R_{t+1} - E_t[R_{t+1}]}{\Delta E_t[E_{t+1}[g]]} = \frac{cf_n_g_{t+1}}{\partial E_t[E_{t+1}[g]]} = \frac{\partial E_t[R_{t+1}]}{\partial E_t[E_{t+1}[g]]} = \frac{1 + E_t[ekk]}{E_t[ekk] - E_t[g]}$$

mit $cf_n_g_{t+1}$ Cashflow-News im Zeitraum t bis $t+1$ durch eine Veränderung der Erwartungen über das Wachstum der Zahlungsüberschüsse

Als letzte Variante verbleibt die Möglichkeit unsicherer Zahlungsüberschüsse. Treffen die Erwartungen über die Zahlungsüberschüsse nicht ein, stellen sich Cashflow-News im engeren Sinne ein. Gleichung (36) gibt die Zahlungsüberschüsse in $t+1$ als die erwarteten Zahlungsüberschüsse aus t inklusive einer Abweichung wieder.

$$(36) \quad z_{t+1} = E_t[z] + \Delta E_t[z]$$

⁷⁹ In (34) finden sich zudem Return-News in der engeren Begriffsbedeutung als das Abweichen der realisierten Rendite von der erwarteten Rendite durch eine Veränderung der EKK.

(36) in (28) eingesetzt unter Berücksichtigung, dass sich in $t+1$ die erwarteten EKK und das erwartete Wachstum einstellen, also $E_{t+1}[g] = E_t[g]$ und $E_{t+1}[ekk] = E_t[ekk]$ gelten, ergibt (37).

$$(37) \quad R_{t+1} = \left(E_t[z] + \Delta E_t[z] + \frac{(E_t[z] + \Delta E_t[z])(1 + E_t[g])}{E_t[ekk] - E_t[g]} \right) \frac{E_t[ekk] - E_t[g]}{E_t[z]}$$

Wie zuvor kann mit einer Ableitung die marginale Veränderung der Erwartung über die Zahlungsüberschüsse zwischen t und $t+1$ bestimmt werden. Da sich die erwarteten Zahlungsüberschüsse in Gleichung (29) herauskürzen, wird die Notation geringfügig angepasst. Ziel ist es (wie grundsätzlich oben auch), durch die Anpassung Variablen zu differenzieren. Gleichung (29) wird dahingehend angepasst. Ferner gelten: $E_{t+1}[g] = E_t[g]$ und $E_{t+1}[ekk] = E_t[ekk]$. Es resultiert (38).

$$(38) \quad E_t[R_{t+1}] = \left(E_t[z_{t+1}] + \frac{E_t[z_{t+1}](1 + E_t[g])}{E_t[ekk] - E_t[g]} \right) \frac{E_t[ekk] - E_t[g]}{E_t[z]}$$

Wird (38) nach $E_t[z_{t+1}]$ abgeleitet, erhält man Gleichung (39).

$$(39) \quad \lim_{\Delta E_t[z_{t+1}] \rightarrow 0} \frac{R_{t+1} - E_t[R_{t+1}]}{\Delta E_t[z_{t+1}]} = \frac{cf_n_{t+1}}{\partial E_t[z_{t+1}]} = \frac{\partial E_t[R_{t+1}]}{\partial E_t[z_{t+1}]} = \frac{1 + E_t[ekk]}{E_t[z]}$$

Die drei Gleichungen (34), (35) und (39) können nach Umformung zu einem totalen Differential in (40) zusammengefasst werden, um eine Approximation der abweichenden Rendite zu erhalten.

$$(40) \quad R_{t+1} - E_t[R_{t+1}] = \partial E_t[E_{t+1}[ekk]] \frac{-(1 + E_t[g])}{E_t[ekk] - E_t[g]} + \partial E_t[E_{t+1}[g]] \frac{1 + E_t[ekk]}{E_t[ekk] - E_t[g]} + \partial E_t[z_{t+1}] \frac{1 + E_t[ekk]}{E_t[z]}$$

Gleichung (40) ist Ausgangspunkt für die Untersuchung des Verhältnisses der erwarteten Varianz der Rendite und der Wachstumsaussichten $E_t[g]$. Die Veränderungen der Erwartungen über EKK und Wachstum und das Abweichen der realisierten Zahlungsüberschüsse und der Rendite von den Erwartungen stellen im Zeitpunkt t Zufallsvariablen (symbolisiert durch die Tilde $\tilde{\cdot}$) dar.⁸⁰ Um die weitere Analyse zu vereinfachen und von der absoluten Höhe der Veränderung der Zahlungsüberschüsse zu abstrahieren, wird die relative Veränderung der Erwartungen über die Zahlungsüberschüsse als Zufallsvariable definiert. Um die Darstellung zu straffen, wird im Folgenden auf die Zeitindizes und den doppelten Erwartungsoperator verzichtet.

⁸⁰ Vgl. zur Diskussion über EKK als Zufallsvariablen Kruschwitz und Löffler (2006), S. 23-25 und Rapp (2004).

Bei Berücksichtigung der Anpassungen resultiert Gleichung (41) als abgewandelte Form von (40).

$$(41) \quad R - \widetilde{E}[R] = \partial \widetilde{E}[ekk] \frac{-(1 + E[g])}{E[ekk] - E[g]} + \partial \widetilde{E}[g] \frac{1 + E[ekk]}{E[ekk] - E[g]} + \partial \% \widetilde{E}[z](1 + E[ekk])$$

$$\text{mit} \quad \partial \% \widetilde{E}[z] = \frac{\partial \widetilde{E}[z]}{E[z]}$$

Die Varianz der Differenz zwischen realisierter und erwarteter Rendite ist die Varianz der realisierten Rendite: $Var(R - \widetilde{E}[R]) = Var(\widetilde{R})$, die in Gleichung (42) dargestellt wird.⁸¹

$$(42) \quad Var(\widetilde{R}) = Var(\partial \widetilde{E}[ekk]) \frac{(1 + E[g])^2}{(E[ekk] - E[g])^2} + Var(\partial \widetilde{E}[g]) \frac{(1 + E[ekk])^2}{(E[ekk] - E[g])^2} + \\ Var(\partial \% \widetilde{E}[z])(1 + E[ekk])^2 - \\ 2Cov(\partial \widetilde{E}[ekk], \partial \widetilde{E}[g]) \frac{(1 + E[g])(1 + E[ekk])}{(E[ekk] - E[g])^2} - \\ 2Cov(\partial \widetilde{E}[ekk], \partial \% \widetilde{E}[z]) \frac{(1 + E[g])(1 + E[ekk])}{E[ekk] - E[g]} + \\ 2Cov(\partial \widetilde{E}[g], \partial \% \widetilde{E}[z]) \frac{(1 + E[ekk])^2}{E[ekk] - E[g]}$$

Aus Gleichung (42) wird ersichtlich, dass die erwartete Varianz der realisierten Rendite u. a. eine Funktion des erwarteten Wachstums der Zahlungsüberschüsse ist. Die Wirkungsrichtung der Wachstumserwartungen kann an der ersten Ableitung von $Var(\widetilde{R})$ nach $E[g]$ abgelesen werden. Es resultiert Gleichung (43).

$$(43) \quad \frac{\partial Var(\widetilde{R})}{\partial E[g]} = \frac{2(1 + E[ekk])}{(E[ekk] - E[g])^3} \left\{ (1 + E[ekk]) \left(Var(\partial \widetilde{E}[g]) - Cov(\partial \widetilde{E}[ekk], \partial \widetilde{E}[g]) \right) + \right. \\ \left. (1 + E[g]) \left(Var(\partial \widetilde{E}[ekk]) - Cov(\partial \widetilde{E}[ekk], \partial \widetilde{E}[g]) \right) + \right. \\ \left. (1 + E[ekk])(E[ekk] - E[g]) \left(Cov(\partial \widetilde{E}[g], \partial \% \widetilde{E}[z]) - Cov(\partial \widetilde{E}[ekk], \partial \% \widetilde{E}[z]) \right) \right\}$$

Um Aussagen darüber treffen zu können, ob die in (43) abgebildete erste Ableitung positiv oder negativ ist, sind Annahmen über die Größe der Varianzen und Kovarianzen zu machen. Ein Weg ist die Nutzung von standardisierten Zufallsvariablen. Durch die Verwendung von standardisierten Zufallsvariablen können die Varianzen und Kovarianzen großemäßig in ein Verhältnis gesetzt werden: Die Varianz nimmt einen Wert von eins an und die Kovarianz entspricht dem Korrelationskoeffizienten. Korrelationskoeffizienten sind auf das abgeschlossene Intervall $[-1, 1]$ begrenzt. Unabhängig davon, ob standardisiert wird oder nicht, ist von einer erwarteten Veränderung der Bewertungsparameter in Höhe von null auszugehen. Dies steht im Einklang mit dem Konzept eines effizienten Kapitalmarktes, in dem ex ante von keiner Veränderung

⁸¹ Grundsätzlich ist dieser Vereinfachungsschritt in der Notation auch bei den drei anderen Variablen möglich.

ausgegangen wird, weil eine erwartete Veränderung ansonsten Teil der Erwartung selbst werden würde. Dass ex ante keine Veränderung angenommen wird, schließt ex post Abweichungen nicht aus.⁸² Die Standardisierung hat demzufolge nur einen Effekt auf die Varianz der Zufallsvariablen.

In Gleichung (44) findet sich Gleichung (43) mit standardisierten Zufallsvariablen.

$$(44) \quad \frac{\partial Var(\tilde{R})}{\partial E[g]} = \frac{2(1 + E[ekk])}{(E[ekk] - E[g])^3} \left\{ (1 + E[ekk]) \left(1 - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial E[\overline{g}]) \right) + \right. \\ \left. (1 + E[g]) \left(1 - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial E[\overline{g}]) \right) + \right. \\ \left. (1 + E[ekk])(E[ekk] - E[g]) \left(\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial \% \overline{E[z]}) - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial \% \overline{E[z]}) \right) \right\}$$

Schließt man Wachstumserwartungen kleiner -100 % aus und geht von der plausiblen Annahme aus, dass die Korrelation zwischen der Veränderung der Erwartungen über das Wachstum und die Zahlungsüberschüsse $\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial \% \overline{E[z]})$ größer ist als die Korrelation zwischen der Veränderung der Erwartungen über die EKK und die Zahlungsüberschüsse $\text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial \% \overline{E[z]})$, steigt die Varianz der Rendite stets mit dem erwarteten Wachstum. Die Wirkung von Veränderungen der Bewertungsparameter wird u. a. durch das erwartete Wachstum vervielfacht; die Wachstumserwartungen wirken somit wie ein Multiplikator. Der Funktionsverlauf von $Var(\tilde{R})$ in Abhängigkeit von $E[g]$ ist konvex, was an der zweiten Ableitung von $Var(\tilde{R})$ nach $E[g]$ in Gleichung (45) abgelesen werden kann. Ein konvexer Verlauf ist gleichbedeutend mit einer überproportionalen Zunahme des Einflusses der Wachstumsaussichten auf die erwartete Varianz der Rendite.

$$(45) \quad \frac{\partial^2 Var(\tilde{R})}{\partial^2 E[g]} = \frac{2(1 + E[ekk])}{(E[ekk] - E[g])^4} \left[3 \left\{ (1 + E[ekk]) \left(1 - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial E[\overline{g}]) \right) + \right. \right. \\ \left. \left. (1 - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial E[\overline{g}])) \right\} + \right. \\ \left. E[ekk](1 + E[ekk]) \left(\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial \% \overline{E[z]}) - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial \% \overline{E[z]}) \right) \right\} + \\ (E[ekk] + 2E[g]) \left\{ (1 - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial E[\overline{g}])) - \right. \\ \left. (1 + E[ekk]) \left(\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial \% \overline{E[z]}) - \text{Korr}(\partial E[\overline{ekk}], \partial \% \overline{E[z]}) \right) \right\} \right]$$

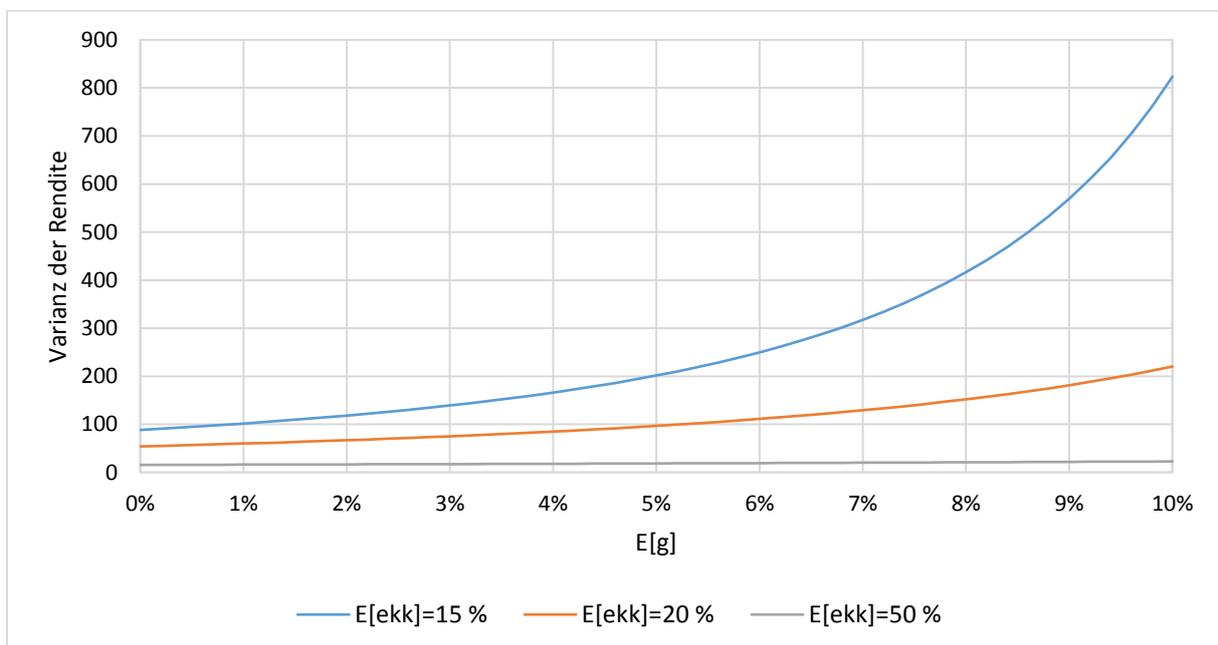
⁸² Vgl. EM16, S. 44.

Die positive zweite Ableitung ergibt sich aus den Annahmen, die über die erste Ableitung getroffen werden, der Relation (46) und der Eingangsvoraussetzung, dass $E[ekk] > E[g]$ gelten muss:

$$(46) \quad 3E[ekk](1 + E[ekk]) \left(\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial\% \overline{E[z]}) - \text{Korr}(\partial \overline{E[ekk]}, \partial\% \overline{E[z]}) \right) > \\ (1 + E[ekk])(E[ekk] + 2E[g]) \left(\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial\% \overline{E[z]}) - \text{Korr}(\partial \overline{E[ekk]}, \partial\% \overline{E[z]}) \right) \triangleq E[ekk] > E[g]$$

Abbildung 1 zeigt den nichtlinearen Zusammenhang zwischen der Varianz der Rendite und dem erwarteten Wachstum für drei unterschiedlich hohe EKK. Der Verlauf der Funktion flacht bei sehr hohen EKK ab, weil die EKK ihren moderierenden Effekt entfalten.

Abbildung 1: Varianz der Rendite in Abhängigkeit vom erwarteten Wachstum und von unterschiedlich hohen Eigenkapitalkosten



Folgende Werte werden neben denen für $E[ekk]$ und $E[g]$ jeweils in eine Variante von Gleichung (42) eingesetzt, in der standardisierte Zufallsvariablen zur Anwendung kommen: $\text{Korr}(\partial \overline{E[ekk]}, \partial \overline{E[g]}) = 0,2$, $\text{Korr}(\partial \overline{E[ekk]}, \partial\% \overline{E[z]}) = 0,3$, $\text{Korr}(\overline{E[g]}, \partial\% \overline{E[z]}) = 0,5$.

Wenn man unterstellt, dass eine höhere erwartete Varianz der Rendite mit einer schlechteren Prognostizierbarkeit der realisierten Renditen einhergeht, kann aus (44) abgeleitet werden, dass die Prognosekraft der iEKK mit den Wachstumsperspektiven sinkt. Dies wiederum führt zu der Schlussfolgerung, dass es wahrscheinlich einen Interaktionseffekt zwischen iEKK und P_a , der in Gleichung (24) mit $P_a li_ekk_t$ gemessen wird, gibt.

Die zweite Ableitung der Varianz, die einen konvexen Verlauf anzeigt, gibt auch einen Hinweis darauf, dass der Interaktionseffekt mit zunehmendem Wachstum überproportional ansteigt. In Teilstichproben mit wachstumsschwachen Unternehmen sind unverhältnismäßig kleinere Interaktionseffekte zu erwarten als in Teilstichproben wachstumsstarker Unternehmen. Bei einer

Veränderung der Koeffizienten des Interaktionsterms $P_a li_ekk_t$ im Vergleich zur gesamten Stichprobe ist auch eine Veränderung des Koeffizienten von li_ekk_t wahrscheinlich. Durch die Analyse wird die Aussage von EM05 gestützt, dass in Teilstichproben mit wachstumsschwachen Unternehmen iEKK eine höhere Prognosekraft haben und valider sind. Daraus ist jedoch nicht zu folgern, dass iEKK keinerlei Validität aufweisen, wenn für die Unternehmen ein höheres Wachstum erwartet wird oder allgemeiner formuliert, die iEKK eine höhere Varianz der Rendite erwarten lassen.

Einschränkend ist festzuhalten, dass im betrachteten Modell mögliche funktionale Zusammenhänge zwischen den EKK und den Wachstumserwartungen (bspw. $E[ekk] = f(E[g])$) sowie zwischen der Veränderung der EKK und den EKK selbst (bspw. $\partial E_t[E_{t+1}[ekk]] = f(E_t[ekk])$) nicht aufgenommen werden. Dieser Umstand zeigt sich u. a. an der konstraintuitiven moderierenden Wirkung von steigenden EKK. Eine weitere Limitation ist, dass sich die Überlegungen auf Gleichung (24) beziehen, in der die Größe und das Vorzeichen des Interaktionsterms nicht restringiert sind. Anzeichen dafür, dass der Einfluss der zum Ende des Renditezeitraums ermittelten iEKK mit den Wachstumsaussichten schwankt, gibt es nicht. Daher erscheint es plausibel, Unterschiede im Koeffizienten β_3 aus Gleichung (23) auf unterschiedliche Interaktionseffekte zurückzuführen.

Auch wenn man sich diesem Gedanken oder der Annahme, dass eine höhere Varianz eine schlechtere Prognostizierbarkeit nach sich zieht, nicht anschließt, gilt doch die ganz grundsätzliche Überlegung, dass unterschiedliche Ergebnisse in Teilstichproben bei Nutzung eines Kriteriums, das mit einer unabhängigen Variablen korreliert, möglich sind.

2.5.2.3 Angemessenheit der Nutzung des Modells von Vuolteenaho (2002)

EM05 und EM16 nennen keine direkte Referenz für ihr Vorgehen, eine Variable und die Veränderung dieser Variable gleichzeitig in eine multivariate Regression aufzunehmen und beide Koeffizienten separat zu betrachten. Die Kritik an dem Ansatz von BPW wird von EM16 u. a. mit dem Argument begründet, dass eine empirische Untersuchung auf einem Modell aufzubauen hat („... it takes a model to beat a model“⁸³) und der Ansatz von BPW „ad hoc“⁸⁴ sei. Der eigene Ansatz wird als überlegen dargestellt, weil er auf der Arbeit von Vuolteenaho (2002) beruht.

⁸³ EM16, S. 49.

⁸⁴ EM16, S. 49.

Bei der Überführung eines theoretischen Modells in ein ökonometrisches, das es sodann zu schätzen gilt, ist man nicht nur mit Problemen der Messung von Eingangsgrößen konfrontiert, sondern auch mit ökonometrischen Restriktionen und Besonderheiten, wie sie in 2.5.2.1. beschrieben werden. Vuolteenaho (2002) nutzt die Gleichungen (3) und (4), tut dies aber mit einem anderen statistischen Ansatz und einer anderen Zielsetzung als EM05. Im Vordergrund steht der Erkenntnisgewinn über den Einfluss von Cashflow- und Return-News auf die realisierte Rendite und nicht die Suche nach validen EKK.⁸⁵ Eine Regressionsgleichung in der Art von (23) wird nicht geschätzt. Stattdessen werden diverse Variablen (realisierte Renditen, das Buch-Marktwert-Verhältnis, der ROE, der Verschuldungsgrad und die Marktkapitalisierung) verwendet, um News und ihre Varianz mithilfe eines vektorautoregressiven Modelles zu schätzen. Cashflow-News werden als der Hauptgrund identifiziert, warum realisierte Renditen von den EKK abweichen.⁸⁶

EM05 beziehen sich auf ein theoretisches Modell, das in der Ursprungsarbeit in ein anderes ökonometrisches Modell übersetzt wird. EM05 passen die Gleichungen (3) und (4) an die Gegebenheiten von iEKK (flacher Verlauf) und Analystenschätzungen (begrenzter Prognosehorizont) an. Auch werden eine Interpretation für ρ gesucht und statt eines Wertes wie bei Vuolteenaho (2002) fünf Werte sowie $\omega_{b,t}$ geschätzt. Diese Umsetzung ist aus meiner Sicht aber eher technisch geprägt, weil ein Abgleich von Theorie und empirischer Umsetzbarkeit außen vor bleibt.

2.6 Alternativer Ansatz zur Untersuchung der Validität

Ein ökonometrisches Modell, das auf einem theoretischen aufbaut, hat sich gegebenenfalls von der Vorlage so weit zu entfernen, dass die Forschungsfrage beantwortet und die Interpretierbarkeit der Ergebnisse sichergestellt werden kann. Der unreflektierte Nachbau von EM05 führt zu Interpretationsproblemen und zu eingeschränkten Erkenntnissen darüber, in welchem Verhältnis iEKK und realisierte Renditen zueinander stehen. Gleichung (47) gibt ein alternatives Modell wieder. Es baut auf den Gleichungen (15) und (24) auf, die den Ansatz von EM05 ohne Nebenbedingung abbilden.

$$(47) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1cf_n1_{i,t+1} + a_2cf_n2_{i,t+1} + a_3cf_n3_{i,t+1} + a_4i_ekk_{i,t+1} + a_5i_ekk_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Anders als bei EM05 gehen die im Zeitpunkt t geschätzten iEKK (i_ekk_t) nur einmal als Variable in die Regressionsgleichung ein. Als Kontrollvariable für die Return-News werden die

⁸⁵ Vgl. Vuolteenaho (2002), S. 236.

⁸⁶ Vgl. Vuolteenaho (2002), S. 236, 239, 241, 244. Die Begriffe Marktwert und Marktkapitalisierung werden synonym verwendet.

am Ende des Renditezeitraums geschätzten iEKK ($i_{ekk_{t+1}}$) genutzt. Die „Funktionsweise“ dieses Vorgehens wird mithilfe der „partialling out“-Interpretation linearer Regressionen (unter gedanklichem Ausschluss der Cashflow-News) erläutert.⁸⁷ Unter dem Begriff „partialling out“ versteht man bei einer linearen multivariaten Regression die Ermittlung des Koeffizienten einer unabhängigen Variablen dadurch, dass diese unabhängige Variable auf alle anderen unabhängigen Variablen regressiert wird. Sodann gehen die Residuen dieser Regression als einzige unabhängige Variable in eine einfache lineare Regression mit der abhängigen Variable ein. Der Koeffizient der Residuen entspricht dem Koeffizienten der Variable in der multivariaten Regression; der Effekt der anderen unabhängigen Variablen wird „ausgeschlossen“ oder „entfernt“.

Die Return-News und die ursprüngliche Erwartung über die iEKK sind Eingangsparameter der aktualisierten iEKK: $i_{ekk_{t+1}} = f(i_{ekk_t}, r_{n_{t+1}})$. Die Residuen einer Regression von $i_{ekk_{t+1}}$ auf i_{ekk_t} enthalten somit die Informationen bzw. die Variation der Variable, die in $i_{ekk_{t+1}}$ unabhängig von i_{ekk_t} enthalten sind. Sie können als Return-News interpretiert werden, die zu einer Veränderung der Erwartungen im Zeitpunkt t+1 führen. Abhängig davon, wie sich die funktionale Beziehung und der Einfluss der Return-News gestalten, resultiert eine unterschiedlich starke Korrelation zwischen $i_{ekk_{t+1}}$ und i_{ekk_t} . Je stärker die Korrelation, desto geringer ist der Teil der Varianz der realisierten Renditen, welcher ausschließlich durch i_{ekk_t} erklärt wird. Die Tauglichkeit dieses Ansatzes hängt folglich vom durchschnittlichen linearen Zusammenhang zwischen den zeitlich versetzt beobachteten iEKK-Variablen ab: Je geringer, desto größer ist die Aussagekraft der einzelnen Variablen. Das Problem von (unabhängigen bzw. erklärenden) Variablen, die stark miteinander korrelieren, ist unter dem Begriff Multikollinearität bekannt. Für eine Einschätzung des Umfangs der Multikollinearität kann der Varianzinflationsfaktor (VIF) herangezogen werden.⁸⁸ Denkbar wären zusätzliche quadratische und/oder kubische Varianten von i_{ekk_t} , um es nicht bei einer linearen Funktion von i_{ekk_t} zu belassen, was aber im Gegenzug die Interpretation der Ergebnisse erschweren würde. Aus diesem Grund wird auf die Aufnahme zusätzlicher Varianten von i_{ekk_t} verzichtet.

EM05 nutzen die Veränderung zweier erwarteter zukünftiger ROE sowie die Abweichung eines realisierten ROE von der Erwartung. Die Summe dieser drei Größen sind die Cashflow-News.⁸⁹ Der Vorteil dieses Vorgehens ist, dass Unternehmen mit unterschiedlich hohen absoluten Veränderungen bzw. Abweichungen durch die Division mit dem Buchwert je Aktie vergleichbar

⁸⁷ Vgl. Wooldridge (2016), S. 69.

⁸⁸ Vgl. Wooldridge (2016), S. 86.

⁸⁹ Vgl. Abschnitt 2.2.2.

gemacht werden. Für die normierende Wirkung ist es maßgeblich, dass die Division der ursprünglichen Erwartung auf der einen Seite und der aktualisierten Erwartung bzw. der Realisation auf der anderen Seite mit demselben Buchwert erfolgt. Geschieht dies nicht, kann es auch bei einer korrekten Prognose der Gewinne zu Abweichungen zwischen den ROE kommen. Aus diesem Grund erfolgt hier jeweils die Normierung mit dem ursprünglich erwarteten Buchwert des Eigenkapitals. Es wird mithin die relative Veränderung zwischen den Gewinnerwartungen bzw. die relative Abweichung zwischen Erwartung und Realisation verwendet. Die Beschränkung auf die Gewinne der mittelbaren Zukunft erscheint sinnvoll, weil mit dem Prognosehorizont die Anzahl der Analystenschätzungen abnimmt. Da anders als bei den iEKK nur auf die Cashflow-News kontrolliert wird und nicht auf die Cashflow-Erwartung im Zeitpunkt t selbst, spricht nichts gegen die Nutzung der Veränderung der Cashflow-Erwartungen bzw. der Abweichung zwischen Erwartung und Realisation wie bei EM05. Wird darauf verzichtet, die Summe der Differenzen zu bilden, geben die einzelnen Koeffizienten Aufschluss darüber, ob es Unterschiede in der Wirkung von Cashflow-News mit unterschiedlichen Zeithorizonten gibt.

Die Variablen cf_n1_{t+1} , cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} beziehen sich auf die Gewinne, die mit der Veröffentlichung der nächsten drei Jahresüberschüsse bekannt werden. Der nächste zu veröffentlichende und für cf_n1_{t+1} relevante Jahresüberschuss kann entweder

1. der Jahresabschluss des zum Zeitpunkt t laufenden Geschäftsjahres sein oder
2. der Jahresabschluss des zum Zeitpunkt t bereits vergangenen Geschäftsjahres, der zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde (historischer Schätzer).

Im ersten Fall wird für cf_n2_{t+1} der Gewinn des ersten vollen Geschäftsjahres nach dem laufenden genutzt, im zweiten Fall der des laufenden Geschäftsjahres. Entsprechendes gilt für cf_n3_{t+1} .

Auf das Logarithmieren der Variablen kann verzichtet werden.⁹⁰ Die Variable ρ_a , mit der die Wachstumschancen eines Unternehmens erfasst werden, hat aus ökonomischer Sicht eine vernachlässigbare Bedeutung, die sich einzig daraus ergibt, dass der marginale Effekt der iEKK mit den Wachstumsperspektiven schwanken kann. Mit der Variable $\omega_{b,t}$ messen EM05 die Persistenz der ROE. Die Variable bildet in Gleichung (5) zusammen mit ρ_a wie in den Return-News das Wachstum ab und ist damit ebenfalls entbehrlich; ρ_a , $\omega_{b,t}$ und die aus ihnen abgeleiteten Größen werden deshalb nicht in Gleichung (47) aufgenommen.

⁹⁰ Vgl. EM05, S. 513. Mohanram und Gode (2013), S. 459 verwenden auch nichtlogarithmierte Variablen und stellen praktisch identische Ergebnisse fest, wenn logarithmiert wird. Durch den Verzicht auf das Logarithmieren vereinfacht sich die Interpretation der Koeffizienten. Vgl. Wooldridge (2016), S. 39.

In 2.5.1 und in 2.5.2.1 wird erörtert, welche Koeffizienten zu erwarten sind, wenn die iEKK nur einmal als unabhängige Variable und nicht zweifach in die Regressionsgleichung eingehen. Je nachdem, ob von konstanten oder variablen Werten für ρ_a ausgegangen wird, resultieren ganz unterschiedliche Benchmarks, die aufgrund der großen Spannbreite von null (2.5.1) bis 20 und mehr (2.5.2.1) aber als wenig hilfreich angesehen werden, um valide von nicht validen iEKK-Varianten zu unterscheiden. Aus diesem Grund wird lediglich ein positiver, signifikanter Unterschied von null für den Koeffizienten der iEKK in Gleichung (47) als geeignet eingeschätzt, um valide iEKK-Varianten zu identifizieren. Der von EM16 vorgeschlagenen Erhöhung der Benchmark für die Koeffizienten, wie sie in 2.4 beschrieben wird, wird sich nicht angeschlossen.

2.7 Neuinterpretation bestehender Ergebnisse

Wie in 2.5.2.1 beschrieben und in Tabelle 2 mit einem Zahlenbeispiel verdeutlicht, enthält auch die restringierte Version des Modells (23) Informationen über den marginalen Effekt der iEKK auf die realisierte Rendite. Ohne dies im Text zu erwähnen, setzen sich EM16 mit dem marginalen Effekt der iEKK auf die realisierte Rendite auseinander.⁹¹ Dazu werten die Autoren Daten mit der Gleichung (15) von BPW aus und zeigen, dass der marginale Effekt die von ihnen selbst entwickelte Benchmark von 20 nicht erreicht. Tabelle 3 gibt die Ergebnisse wieder.⁹²

Tabelle 3: Marginaler Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Botosan et al. (2011) aus Easton und Monahan (2016)

	β_1 (Koeffizient der iEKK)	β_3 (Koeffizient der Return-News)	marginaler Effekt
Variante von Botosan und Plumlee (2002)	-0,29	0,04	0,47
$i_ekk_{peg,t}$	-0,43	0,07	0,90
$i_ekk_{mpeg,t}$	-0,31	0,03	0,26
$i_ekk_{ojn,t}$	-0,39	0,03	0,18
$i_ekk_{ct,t}$	0,76	0,11	2,85
$i_ekk_{gls,t}$	0,46	0,18	3,88

Quelle: EM16, S. 54. Details zu den iEKK-Varianten können EM16 und BPW (S. 1094-1099) entnommen werden. In Abschnitt 3.4 wird die eigene Ermittlung der iEKK-Varianten beschrieben. Die Reihenfolge der iEKK-Varianten wird unverändert übernommen.

EM16 ermitteln den marginalen Effekt bspw. für die iEKK-Variante von Claus und Thomas (2001) mit $P_a=19$ folgendermaßen: $0,76+19*0,11=2,85$. Wie Tabelle 3 zu entnehmen ist, weisen alle iEKK-Varianten einen positiven Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf. Der Nachteil dieser Betrachtung ist, dass es nicht möglich ist, einzuschätzen, wie signifikant die

⁹¹ Vgl. EM16, S. 54.

⁹² Es wird im Folgenden die eigene Notation aus Kapitel 3 verwendet, wenn anwendbar. EM05 verweisen für $i_ekk_{ojn,t}$ auf Gode und Mohanram (2003).

kalkulierten marginalen Effekte sind. Die Arbeit von EM05 enthält dagegen genug Informationen, um die Standardfehler der marginalen Effekte und damit t-Werte für einen Signifikanztest zu rekonstruieren.

Ausgangspunkt ist wie bei EM16 die Berechnung eines marginalen Effekts. Hierzu wird das bereits oben genutzte angenommene arithmetische Mittel $\bar{P}_a=28,2$ verwendet. Die Werte sind in Tabelle 4 abgetragen. Der marginale Effekt ermittelt sich nach Gleichung (25) und unter Berücksichtigung der negativen Return-News. Details zu einzelnen iEKK-Varianten können EM05 entnommen werden.⁹³

Tabelle 4: Marginaler Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Easton und Monahan (2005)

	β_1 (Koeffizient der iEKK)	β_3 (Koeffizient der Return-News)	marginaler Effekt
Variante von $i_ekk_{mpeg,t}$	-0,54	0,10	2,28
$i_ekk_{peg,t}$	-0,67	0,04	0,46
$i_ekk_{mpeg,t}$	-0,36	0,05	1,05
$i_ekk_{ojn,t}$	-0,40	0,04	0,73
Variante von $i_ekk_{ojn,t}$ von Easton (2004)	-0,70	0,04	0,43
$i_ekk_{ct,t}$	0,10	0,05	1,51
$i_ekk_{gls,t}$	-1,15	0,19	4,21

Quelle: EM05, S. 518. Die Reihenfolge der iEKK-Varianten wird unverändert übernommen.

Anhand der Daten kann nochmals das Defizit der Interpretation der Ergebnisse von EM05 verdeutlicht werden. In Abbildung 2 ist für drei iEKK-Varianten aus EM05 die Veränderung des marginalen Effekts in Abhängigkeit vom gewählten Wert für P_a abgetragen. Das Absolutglied ist der Koeffizient der iEKK, die Steigung der Koeffizient der Return-News. EM05 betrachten ausschließlich den Schnittpunkt mit der Ordinate, also den Funktionsverlauf bei einem Wert von $P_a = 0$. Der kleinste Wert für P_a beträgt allerdings 11,7.⁹⁴

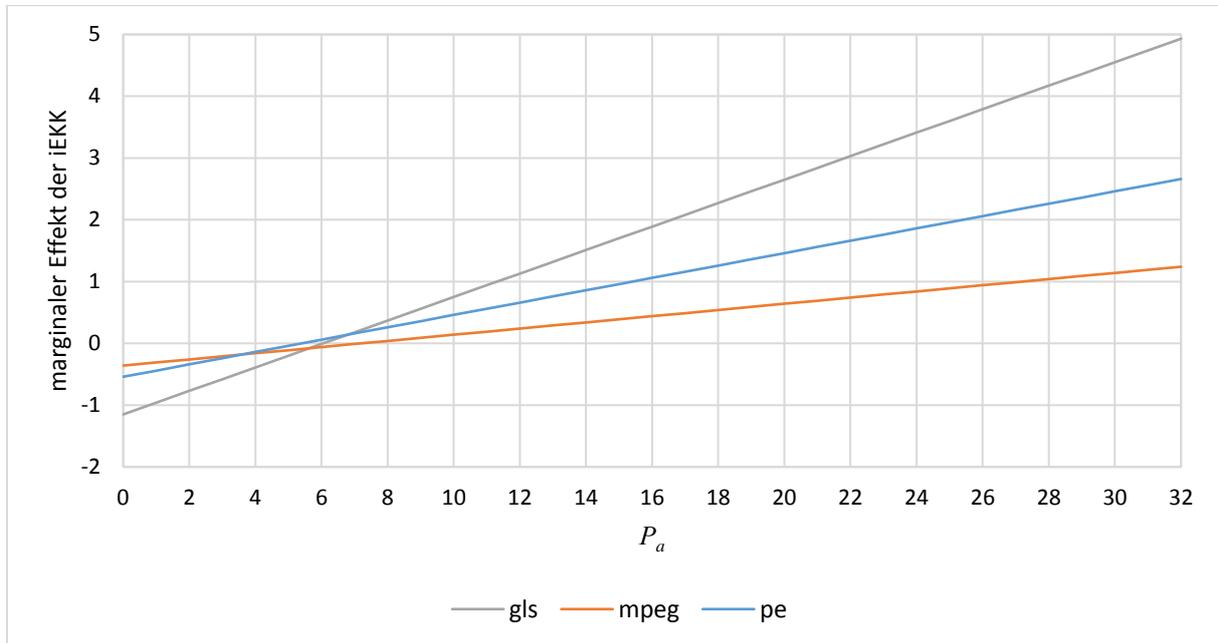
Ähnlich wie die Daten von BPW in EM16 weisen auch in EM05 alle iEKK-Varianten einen positiven marginalen Effekt bei \bar{P}_a auf. Die Variante $i_ekk_{mpeg,t}$ zeigt von allen Varianten den marginalen Effekt, der am nächsten an eins liegt. Wenn man einen signifikant positiven Unterschied von null als Maßstab für die Validität heranzieht, steigt die Prognosekraft der iEKK bei EM05 mit den Wachstumsaussichten. Dies steht im Widerspruch zu den Überlegungen aus Abschnitt 2.5.2.2. Die Umkehr des Vorzeichens kann aus meiner Sicht auf die Nebenbedingung zurückgeführt werden, dass der Koeffizient des Interaktionsterms dem negativen Koeffizienten einer anderen Variablen zu entsprechen hat. Der positive Koeffizient des Interaktionsterms

⁹³ Vgl. EM05, S. 509f.

⁹⁴ Vgl. EM05, S. 534 und Abschnitt 2.5.2.1.

zeigt auch, dass die Ergebnisse dieses Abschnitts mit Vorsicht zu bewerten sind und deutet auf den Bedarf an einer alternativen Herangehensweise hin.

Abbildung 2: Der marginale Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t in Abhängigkeit von den Wachstumserwartungen mit Daten aus Easton und Monahan (2005)



gls, mpeg und pe beziehen sich jeweils auf die iEKK-Variante mit dem entsprechenden Kürzel. Die empirischen Daten zur Darstellung der marginalen Effekte der iEKK in Abhängigkeit von P_a stammen aus Tabelle 4.

Die Varianz eines Koeffizienten, deren Quadratwurzel der Standardfehler ist, berechnet sich analog zum marginalen Effekt nach Gleichung (48).

$$(48) \quad Var(\text{marginaler Effekt}) = Var(\beta_1) + \bar{P}_a^2 Var(\beta_3) + 2\bar{P}_a Cov(\beta_1, \beta_3)$$

Im Anhang (6.1) wird gezeigt, wie die Varianzen und die Kovarianzen der Koeffizienten ermittelt werden können. Da je nach Rechenweg aufgrund von Rundungen in EM05 für jede iEKK-Variante drei unterschiedliche Kovarianzen berechnet werden, werden auch drei Varianzen und mithin drei Standardfehler jedes marginalen Effekts in der Tabelle 5 dargestellt.

Für die iEKK-Variante von Claus und Thomas (2001) ermittelt sich der Standardfehler des marginalen Effekts mit der Kovarianz aus $Var(\beta_1)$ folgendermaßen:

$$\sqrt{0,160000 + 28,2^2 * 0,000136 + 2 * 28,2 * 0,001136} = \sqrt{0,332303} = 0,576457$$

Tabelle 5: Standardfehler der marginalen Effekte der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Easton und Monahan (2005)

	I	II	III
Variante von i_ekk_{mpegt}	0,51	0,60	0,51
$i_ekk_{peg,t}$	0,33	0,47	0,35
i_ekk_{mpegt}	0,40	0,52	0,42
$i_ekk_{ojn,t}$	0,33	0,47	0,37
Variante von $i_ekk_{ojn,t}$ von Easton (2004)	0,36	0,55	0,38
$i_ekk_{ct,t}$	0,58	0,70	0,59
$i_ekk_{gls,t}$	0,52	0,66	0,56

I, II und III bezeichnet die Ermittlung der $Cov(\beta_1, \beta_3)$ mit $Var(\beta_1)$, $Var(\beta_2)$ und $Var(\beta_3)$.

Mithilfe der marginalen Effekte und der Standardfehler derselben können t-Werte und p-Werte berechnet werden, die das Signifikanzniveau angeben. Zur Berechnung der p-Werte (und einer Interpretation der t-Werte) werden $18-1=17$ Freiheitsgrade für die 18 Jahre des Untersuchungszeitraums genutzt.⁹⁵ In Tabelle 6 sind die Ergebnisse für den zweiseitigen Test der Nullhypothese von EM05 H_0 : marginaler Effekt=0, sprich, ob sich die marginalen Effekte signifikant von null unterscheiden, zusammengefasst.⁹⁶

Tabelle 6: Marginale Effekte sowie t- und p-Werte der impliziten Eigenkapitalkosten mit Daten von Easton und Monahan (2005)

	marginaler Effekt	I		II		III	
		t-Wert	p-Wert	t-Wert	p-Wert	t-Wert	p-Wert
Variante von i_ekk_{mpegt}	2,28	4,48	(0,00)	3,83	(0,00)	4,47	(0,00)
$i_ekk_{peg,t}$	0,46	1,39	(0,18)	0,98	(0,34)	1,30	(0,21)
i_ekk_{mpegt}	1,05	2,60	(0,02)	2,02	(0,06)	2,49	(0,02)
$i_ekk_{ojn,t}$	0,73	2,21	(0,04)	1,57	(0,14)	1,99	(0,06)
Variante von $i_ekk_{ojn,t}$ von Easton (2004)	0,43	1,19	(0,25)	0,78	(0,45)	1,13	(0,27)
$i_ekk_{ct,t}$	1,51	2,62	(0,02)	2,17	(0,04)	2,55	(0,02)
$i_ekk_{gls,t}$	4,21	8,16	(0,00)	6,36	(0,00)	7,50	(0,00)

I, II und III bezeichnet die Ermittlung der $Cov(\beta_1, \beta_3)$ mit $Var(\beta_1)$, $Var(\beta_2)$ und $Var(\beta_3)$. p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null. p-Werte $\leq 10\%$ werden hervorgehoben.

Es kann beobachtet werden, dass der marginale Effekt aller iEKK-Varianten positiv ist und in 14 der 21 Fälle auch signifikant unterschiedlich von null. Dieses Erkenntnis steht im Gegensatz zu den Schlussfolgerungen von EM05 und EM16, dass iEKK generell keinen Einfluss auf die realisierte Rendite haben. Bei Nutzung der Kovarianz $Cov(\beta_1, \beta_3)$, die auf $Var(\beta_2)$ basiert, zeigen sich höhere p-Werte.⁹⁷

⁹⁵ Vgl. Wallmeier (2007), S. 572.

⁹⁶ Vgl. EM05, S. 517f.

⁹⁷ Der marginale Effekt und das Signifikanzniveau hängen auch von P_a ab. Wird bspw. statt 28,2 für P_a ein Wert von 19 wie von EM16 verwendet, sind lediglich die iEKK-Varianten $i_ekk_{pe,t}$, $i_ekk_{ct,t}$ und $i_ekk_{gls,t}$ für alle drei Ermittlungswege auf dem 10 %-Niveau signifikant.

Die Vielzahl der signifikanten marginalen Effekte lässt das Ausmaß der Fehlinterpretation von EM05 und EM16 deutlich werden. Für den Großteil der iEKK-Varianten sind die Einschätzungen von EM05 über die Validität der iEKK in Zweifel zu ziehen. Aus den vorgestellten positiven marginalen Effekten sollten jedoch aus meiner Sicht nicht vorschnell Schlüsse gezogen werden, welche iEKK-Varianten valide sind. Der Grund dafür ist die Nutzung eines Modells mit einer Nebenbedingung von EM05.⁹⁸

2.8 Zwischenfazit

In Kapitel 2 wird sich kritisch mit der Arbeit von EM05 zur Beurteilung der Validität von iEKK und mittelbar mit der von EM16 auseinandergesetzt. Nachdem das zugrundeliegende Modell, die Umsetzung auf iEKK sowie die Ergebnisse von EM05 in 2.2 vorgestellt werden, folgt in 2.3 ein Überblick über alternative Ansätze zur Validitätsbeurteilung. Die Arbeit von EM05 hebt sich von den anderen dadurch ab, dass sie wahrscheinlich als die einflussreichste zu dem Thema anzusehen ist.⁹⁹ Abgesehen von einer iEKK-Variante in einer Teilstichprobe deuten die empirischen Ergebnisse von EM05 darauf hin, dass iEKK keine validen Schätzer der wahren EKK sind. Aus Sicht von Ecker (2016) haben die Ergebnisse von EM05 zu einer verbreiteten negativen Wahrnehmung der Validität der iEKK beigetragen.¹⁰⁰

In 2.4 wird die Diskussion zwischen BPW und EM16 nachgezeichnet. BPW kritisieren an der Arbeit von EM05, dass durch die Konstruktion der beiden News-Variablen signifikante Ergebnisse für die iEKK ausgeschlossen werden und ihre Validität damit systematisch unterschätzt wird. In EM16 nehmen die beiden Autoren von EM05 diese Kritik auf. Sie präsentieren unterschiedliche Interpretationen der Kritik von BPW und entkräften jede mit plausiblen Argumenten. In einer Interpretation gehen EM16 darauf ein, die Koeffizienten der iEKK und Return-News gemeinsam zu betrachten. Ausgehend davon werden in 2.5 die Defizite in EM05 und EM16 herausgearbeitet.

EM05 schätzen zwar ein ökonometrisches Modell mit Interaktionsterm und Nebenbedingung, berücksichtigen dies bei der Deutung der Ergebnisse aber nicht. Sie differenzieren nicht zwischen dem Koeffizienten und dem marginalen Effekt einer Variablen, was für ein Modell, in das eine Variable zweimal eingeht, nicht korrekt ist. Der marginale Effekt ergibt sich vielmehr aus einer Kombination der beiden Koeffizienten. Es wird gezeigt, dass das ökonometrische

⁹⁸ Vgl. Gleichung (23).

⁹⁹ EM05 werden auf Google Scholar 497-mal, BPW 179-mal, Guay et al. (2011) 349-mal, Lee et al. (2017) 20-mal, Jäckel (2014) zweimal, Halteren (2011) einmal und Gsell (2011) dreimal zitiert. Abgerufen am 16.11.2018.

¹⁰⁰ Vgl. Ecker (2016), S. 63. Bei Ecker (2016) handelt es sich um eine Besprechung von EM16. Die in Abschnitt 2.5 diskutierten Defizite bei der Interpretation der Ergebnisse durch EM05 und EM16 werden von Ecker (2016) nicht thematisiert.

Modell von EM05 eigentlich darauf ausgelegt ist, einen anderen Sachverhalt, nämlich den Einfluss des Unterschieds zwischen den iEKK am Ende des Renditezeitraums und einem Interaktionsterm auf die realisierte Rendite zu beleuchten. Auch die von EM05 festgestellte Validität in Teilstichproben wachstumsschwächerer Unternehmer leidet unter dieser Fehlinterpretation. Mit einfachen analytischen Überlegungen wird in 2.5.2.2 verdeutlicht, warum für unterschiedlich stark wachsende Unternehmen abweichende Ergebnisse zu erwarten sind. Die analytischen Überlegungen liefern empirisch überprüfbare Aussagen.

In 2.6 wird ein alternatives Vorgehen präsentiert, um die Forschungsfrage nach der Validität der iEKK zielgerichteter untersuchen zu können. Im letzten Schritt werden in 2.7 aus den in EM05 vorhandenen Informationen marginale Effekt der iEKK abgeleitet. Um diese marginalen Effekte statistischen Tests unterwerfen zu können, werden zusätzlich aus den Varianzen der Koeffizienten und der Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen die Kovarianzen der Koeffizienten rekonstruiert. Die Neuinterpretation der empirischen Ergebnisse lässt einen positiven Einfluss der iEKK auf die realisierten Renditen erwarten. Dieser Einfluss ist für die Mehrheit der iEKK-Varianten zudem signifikant unterschiedlich von null, was zeigt, dass die Defizite bei der Interpretation der Ergebnisse durch EM05 nicht zu vernachlässigen sind. Die Neuinterpretation basiert aber auf dem restringierten Modell von EM05, in dem der marginale Effekt der iEKK auf die realisierte Rendite durch eine Nebenbedingung „verzerrt“ gemessen wird. Die Ergebnisse haben somit eher indikativen Charakter, weshalb im nächsten Kapitel das alternative Vorgehen mit deutschen Kapitalmarktdaten umgesetzt wird.

Ein anderer Ansatzpunkt für weitere Forschung ist die Schätzung der Variablen des in 2.5.2.2 vorgestellten Modells. Dazu ist auf individuelle Analystenschätzungen zurückzugreifen, die nicht zu Mittelwerten wie dem Median verdichtet sind. Individuelle Analystenschätzungen erlauben nicht nur einen, sondern eine Reihe von Werten für die iEKK eines Unternehmens je Zeitpunkt zu ermitteln. Jedem iEKK-Wert kann dann jeweils eine Schätzung über zukünftige Gewinne oder Dividenden und über das langfristige Gewinnwachstum ltg_t zugeordnet werden. Aus diesen Informationen lassen sich nicht nur Erwartungswerte in Form von Mittelwerten, sondern auch Varianzen und Kovarianzen ableiten und in das Modell einsetzen.¹⁰¹

¹⁰¹ Vgl. Fitzgerald et al. (2013), S. 562, 581, die individuelle Analystenschätzungen verwenden, um iEKK und Wachstumserwartungen für einzelne Unternehmen zu schätzen.

3 Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

3.1 Vorbemerkungen

In diesem Kapitel wird das in Abschnitt 2.6 entwickelte alternative ökonometrische Modell zur Untersuchung des Einflusses der iEKK-Varianten auf die realisierte Rendite und damit ihrer Validität mit Daten des deutschen Kapitalmarktes umgesetzt. Die Motivation dafür ergibt sich daraus, dass

1. qualifizierte Aussagen über die Validität unterschiedlicher iEKK-Varianten mit einem korrekt spezifizierten Modell gemacht werden sollen und
2. die Studienlage für den deutschen Kapitalmarkt überschaubar ist.

Die aus der Arbeit von EM05 abgeleiteten marginalen Effekte und Standardabweichungen geben nur eingeschränkt Aufschluss über die Validität der iEKK, da sie mit einem restringierten Modell geschätzt werden. Die Rekonstruktion der Standardabweichungen ist überdies aufgrund der eingeschränkten Datenlage, die sich lediglich aus den Informationen in EM05 ergibt, mit Unsicherheit behaftet.

In 3.2 erfolgt zunächst eine Bestandsaufnahme der bestehenden empirischen Literatur, in der der Zusammenhang von iEKK und realisierten Renditen beleuchtet wird. In Abschnitt 3.3 werden sodann die empirisch zu überprüfenden Hypothesen aufgestellt. Die verwendeten iEKK-Varianten werden in 3.4 beschrieben, alle übrigen Variablen in Abschnitt 3.5. Die resultierende Stichprobe ist Gegenstand von 3.6. Die Untersuchung im engeren Sinne startet mit der Beschreibung der Stichprobe mithilfe deskriptiver Statistik in 3.7. Die univariate Analyse in 3.8 zeigt erste Zusammenhänge auf. Die erste Hypothese wird im nächsten Schritt mit einer multivariaten Regression in 3.9 getestet. Zur Ergänzung werden die Daten in 3.10 weiter analysiert und zusätzliche Hypothesen getestet. So werden trotz der in der Literatur vorgebrachten Kritik¹⁰² Risikofaktoren bestimmt und den iEKK-Varianten gegenübergestellt sowie abgeleitet aus dem Modell aus Abschnitt 2.5.2.2 der Zusammenhang zwischen Wachstumserwartungen und der Validität der iEKK untersucht. Das Kapitel wird in 3.11 mit einem Zwischenfazit abgeschlossen. Es stellt den zweiten Beitrag zum ersten Teil der Arbeit über die Validität von iEKK dar.

¹⁰² Vgl. Abschnitt 2.3.1.

3.2 Literaturübersicht

Der Literaturüberblick in Tabelle 7 erweitert die Übersicht von Gsell (2011) auf 29 Quellen und 30 Forschungsbeiträge.¹⁰³ Vorgestellt werden Beiträge, die der empirischen Untersuchung des Zusammenhangs zwischen unterschiedlichen iEKK-Varianten und realisierten Renditen mit jeweils einer einheitlichen Methodik gewidmet sind.¹⁰⁴ Aufgenommen werden u. a. auch Beiträge, deren Fokus nicht auf der Untersuchung der Validität von iEKK liegt. Aufgeführt sind die Ergebnisse univariater Methoden (Korrelationsanalyse, Portefeuille-Ansatz und univariate Regression) und multivariater Regressionen. Sie sind die verbreitetsten Methoden und erlauben einen Vergleich der Ergebnisse. Andere methodische Herangehensweisen finden sich in Abschnitt 2.3. Der Vollständigkeit halber und zu Vergleichszwecken werden auch die Arbeiten von BPW und EM05 aufgeführt. Beiträge, in denen mehrere Methoden verwendet werden, werden im Folgenden z. T. auch mehrfach erwähnt.

Es werden aus der Übersicht von Gsell (2011) drei Arbeiten nicht übernommen. In einem Fall ist die zitierte Version nicht mehr verfügbar (Vorgängerversion der Arbeit von Esterer und Schröder (2014) aus dem Jahr 2007). In den beiden anderen Fällen findet kein Vergleich von iEKK-Varianten untereinander statt (Gebhardt et al. (2001) und die Vorgängerversion der Arbeit von Lee et al. (2009) aus dem Jahr 2007).¹⁰⁵

In zehn Untersuchungen werden multivariate Regressionen eingesetzt. Für die Konstruktion der Cashflow- und Return-News nutzen die Autoren die Ansätze von BPW und EM05 oder lehnen sich an die beiden Arbeiten an. Ähnlich wie BPW und EM05 zu unterschiedlichen Ergebnissen im Hinblick auf die Validität der iEKK kommen, stellen sich auch in den acht anderen Arbeiten uneinheitliche Erkenntnisse ein. Während Larocque (2013), Huang et al. (2005) und Rusticus (2014) Ergebnisse ermitteln, die mit positiven Koeffizienten der iEKK für eine Validität der iEKK sprechen, machen Ogneva et al. (2007) sowie Kang und Sadka (2017) gegenteilige Beobachtungen. Bei Clubb und Makrominas (2017), Mohanram und Gode (2013) sowie Nekrasov und Ogneva (2011) werden nur dann positive Koeffizienten der iEKK beobachtet, wenn die propagierten Korrekturverfahren verwendet werden. Mit den Verfahren wird

¹⁰³ Vgl. Gsell (2011), S. 297-302. Echterling et al. (2015), S. 246f geben ebenfalls einen (knappen) Überblick über Arbeiten zur Untersuchung der Validität von iEKK. Alle von Echterling et al. (2015) aufgeführten Arbeiten zur Validität finden sich in Tabelle 7. Shevlin (2013) diskutiert einen Teil der Arbeiten aus Tabelle 7. Die Dissertation von Schreder (2017) enthält zwei Beiträge.

¹⁰⁴ Die Arbeit von Diekmann (2016) für den deutschen Kapitalmarkt wird nicht aufgenommen, weil lediglich die Differenzen zwischen iEKK und Renditen ermittelt, aber keine statistischen Tests durchgeführt werden. Ebenfalls nicht aufgenommen werden Arbeiten, in denen lediglich iEKK auf Basis unterschiedlich erzeugter Schätzungen (Analystenschätzungen, Schätzungen aus statistischen Prognoseverfahren wie dem von Hou et al. (2012)) miteinander verglichen werden. Vgl. dazu bspw. Chattopadhyay et al. (2018), S. 42.

¹⁰⁵ Vgl. Esterer und Schröder (2014), Lee et al. (2009) und Lee et al. (2007).

das Ziel verfolgt, die Fehler in den Prognosen von Analysten zu reduzieren, was wiederum dazu führt, dass (signifikant) positive Koeffizienten der iEKK beobachtet werden. Die Anwendung des Korrekturverfahrens hat bei Larocque (2013) allerdings einen negativen Effekt auf die Größe der Koeffizienten.

In der überwiegenden Mehrheit der Untersuchungen (26) kommen (auch) die univariaten Methoden der Korrelationsanalyse und der univariaten Regression zum Einsatz. Mit beiden Methoden wird der lineare Zusammenhang zwischen iEKK und realisierten Renditen gemessen. Wenn in einem Beitrag sowohl Korrelationen als auch die Ergebnisse einer univariaten Regression dargestellt werden, wird in der Zusammenfassung in Tabelle 7 auf eine Bezugnahme auf die Korrelationen verzichtet. Der Koeffizient einer linearen Regression ist besser geeignet, den funktionalen Zusammenhang zwischen zwei Variablen zu beschreiben.

In der ersten Gruppe von Untersuchungen, in denen univariate Methoden zur Anwendung kommen, werden positive und signifikante Zusammenhänge gemessen.¹⁰⁶ Die zweite Gruppe von Untersuchungen, bei denen die Richtung des Zusammenhangs zwischen Renditen und iEKK von der Anwendung eines Korrekturverfahrens abhängt, wird von Clubb und Makrominas (2017) und Ecker et al. (2015) vertreten. Mohanram und Gode (2013) beobachten dagegen unabhängig von der Anwendung des Korrekturverfahrens positive Korrelationen. Untersuchungen, die überwiegend negative Zusammenhänge feststellen, sind in der Minderheit.¹⁰⁷

Die Portfeuille-Analyse, bei der Portfeuillees auf Grundlage von iEKK gebildet und die realisierten Renditen der Portfeuillees durch Differenzbildung miteinander verglichen werden, wird in neun Untersuchungen genutzt.¹⁰⁸ In der Arbeit von Kang und Sadka (2017) werden negative Rendite-Differenzen beobachtet. In Adachi et al. (2016), Clubb und Makrominas (2017), Gode und Mohanram (2003), Mohanram und Gode (2013) sowie Rusticus (2014) werden wiederum überwiegend positive Differenzen ermittelt. Anders als bei der multivariaten Regression werden auch ohne die Anwendung von Korrekturverfahren (Fitzgerald et al. (2013) und Nekrasov und Ogneva (2011)) oder alternativer Methoden zur Erzeugung von Schätzungen (Hou et al. (2012)) positive Zusammenhänge zwischen iEKK und realisierten Renditen in Form von positiven Rendite-Differenzen beobachtet. Es ist jedoch festzustellen, dass sich weniger häufig positive oder signifikant positive Rendite-Differenzen der Portfeuillees einstellen, wenn auf die

¹⁰⁶ Vgl. bspw. Ahn et al. (2008), Azevedo (2016), Chen et al. (2004), Rusticus (2014) oder Schröder (2007).

¹⁰⁷ Vgl. Allee (2011), Kang und Sadka (2017), Larocque et al. (2018) und Wallmeier (2007).

¹⁰⁸ Vgl. auch Abschnitt 3.8.2 zum entsprechenden Vorgehen.

Anwendung der Korrekturverfahren oder der alternativen Methoden verzichtet wird. Diese Feststellung gilt insbesondere für Hou et al. (2012).

In einem Teil der insgesamt 46 Untersuchungen werden Ergebnisse beobachtet, die für einen positiven Zusammenhang zwischen iEKK und den realisierten Renditen sprechen. Dies ist aber nicht zwangsläufig ein Zeichen für die Validität der iEKK. Im vorangegangenen Kapitel 2 wird herausgearbeitet, warum Kontrollvariablen für Cashflow- und Return-News einerseits wichtig sind, andererseits die Ansätze von BPW und EM05 mit Defiziten behaftet sind. Da in den vorgestellten Arbeiten ganz auf Kontrollvariablen verzichtet wird oder Kontrollvariablen verwendet werden, die sich mindestens an denen von BPW oder EM05 orientieren, sind die in Tabelle 7 präsentierten Ergebnisse nur eingeschränkt aussagekräftig.

Die Zusammenfassung zeigt, dass es Forschungsbedarf zum einen an empirischen Untersuchungen mit anderen, korrekt spezifizierten ökonometrischen Modellen gibt. Zum anderen gibt es Bedarf an Studien für den deutschen Kapitalmarkt. Der zweite Punkt ergibt sich daraus, dass sich bis auf fünf Ausnahmen in allen Arbeiten ausschließlich mit dem US-amerikanischen Kapitalmarkt beschäftigt wird. Lediglich in zwei der fünf Arbeiten, die sich nicht auf den US-amerikanischen Kapitalmarkt beziehen, wird der deutsche Kapitalmarkt untersucht.

Tabelle 7: Übersicht empirischer Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen impliziten Eigenkapitalkosten und Renditen

Autor(en)	Stichprobe	iEKK-Varianten	Methodik	Ergebnisse
Adachi et al. (2016), S. 23f.	<ul style="list-style-type: none"> • 2002-2015 • Je nach Variante: 81.488-105.786 Beo. • Japan 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Eigene Variante des Residualgewinnmodells • Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis: erwarteter Gewinn/aktueller Kurs 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression mit realisierten Renditen des Folgemonats ohne KV für Return- oder Cashflow-News mit zwei Schätzmethoden. • Differenz der Portfeuille-Renditen nach 12 Monaten. • Die iEKK aus der eigenen Variante des Residualgewinnmodells werden in insgesamt 20 Varianten mithilfe statistischer Modelle geschätzt. 	<ul style="list-style-type: none"> • Regression: Die eigene Variante weist in 38 von 40 Settings einen positiven Koeffizienten auf, der in 32 Fällen signifikant ist. Die anderen iEKK-Varianten weisen insgesamt 7 positive Koeffizienten auf, von denen 5 signifikant sind. Lediglich das inverse Kurs-Gewinn-Verhältnis weist für beide Schätzverfahren positive und signifikante Koeffizienten auf. • Rendite-Differenzen: Mit dem eigenen Modell werden 20 positive und signifikante Rendite-Differenzen erzielt. Bei den anderen Varianten werden 5 positive Differenzen beobachtet, die nur bei $i_{ekk_{gls,t}}$ signifikant sind.
Ahn et al. (2008), S. 614.	<ul style="list-style-type: none"> • 2001-2006 • 1.167 Beo. • Südkorea 	<ul style="list-style-type: none"> • Variante von $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Arithmetisches Mittel aller iEKK-Varianten 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse zum Zusammenhang zwischen iEKK und realisierten Renditen. 	<ul style="list-style-type: none"> • Alle iEKK-Varianten weisen eine signifikant positive Korrelation mit der realisierten Rendite auf.
Allee (2011), S. 44.	<ul style="list-style-type: none"> • 1981-2010 • 29.160 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse. • Erzeugung von Schätzungen mithilfe historischer Daten und eines statistischen Prognoseverfahrens. 	<ul style="list-style-type: none"> • Beide iEKK-Varianten weisen negative Korrelationen mit der realisierten Rendite auf.
Azevedo (2016), S. 18, 21f.	<ul style="list-style-type: none"> • 1989-2015 • 31.872 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • Arithmetisches Mittel aller iEKK-Varianten 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression mit realisierten Renditen ohne KV für Return- oder Cashflow-News. • Renditen sowohl einzelner Unternehmen als auch aller Unternehmen aggregiert in einem Portfeuille. • Die nicht aggregierten Renditen werden mit 2 Schätzverfahren untersucht. 	<ul style="list-style-type: none"> • Portfeuille-Renditen: Alle iEKK-Varianten weisen positive und signifikante Koeffizienten auf. • Einzelrenditen: Alle iEKK-Varianten weisen positive und signifikante Koeffizienten auf.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Botosan und Plumlee (2005), S. 39f.	<ul style="list-style-type: none"> • 1983-1993 • 12.400 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{gor,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Modell von Botosan und Plumlee (2002) basierend auf Dividenden- und langfristigen Kursschätzungen 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse (Spearman Rangkorrelation). • Beobachtungen werden auf Grundlage der Marktkapitalisierung zu Portefeuilles zusammengefasst. • Es wird lediglich angegeben, in wie vielen Jahren die Rangkorrelationen signifikant positiv oder negativ von null abweichen. 	<ul style="list-style-type: none"> • Die Rangkorrelationen sind null (Modell von Botosan und Plumlee (2002)) bzw. positiv (restliche Varianten). • Für $i_{ekk_{peg,t}}$ wird am häufigsten ein signifikant positiver Zusammenhang (7-mal) und die größte Rangkorrelation beobachtet.
BPW, S. 1103, 1108f, 1113.	<ul style="list-style-type: none"> • 1984-2004 • 14.521 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{gor,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ in 2 Varianten • $i_{ekk_{peg,t}}$ in 2 Varianten • Modell von Botosan und Plumlee (2002) basierend auf Dividenden- und langfristigen Kursschätzungen 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse (Spearman Rangkorrelation). • Es wird lediglich angegeben, in wie vielen Jahren die Rangkorrelationen signifikant positiv bzw. negativ auf dem 5 %-Niveau von null abweichen. • Multivariate Regression mit jeweils 2 KV für Return- und Cashflow-News. • Das eigene Modell und eine Variante von $i_{ekk_{peg,t}}$ werden in 2 Teilstichproben mit hohen/niedrigen Prognosefehlern der Analysten separat ebenfalls mit einer multivariaten Regression untersucht. 	<ul style="list-style-type: none"> • Rangkorrelationen null bei einer Variante von $i_{ekk_{peg,t}}$ bzw. positiv (restliche Varianten). • Am häufigsten wird für $i_{ekk_{ct,t}}$ (13-mal), $i_{ekk_{gls,t}}$ und $i_{ekk_{gor,t}}$ (jeweils 12-mal) eine signifikant positive Rangkorrelation festgestellt. • Multivariate Regression gesamte Stichprobe: Alle iEKK-Varianten weisen signifikant positive Koeffizienten auf. Ausnahme: Eine Variante von $i_{ekk_{peg,t}}$ mit negativem Koeffizienten. • Untersuchung Teilstichproben: Beide Varianten zeigen jeweils unverändert positive und signifikante Koeffizienten.
Callen und Lyle (2018), S. 57f.	<ul style="list-style-type: none"> • 1968-2015 • Je nach Variante: 1.447.675-1.851.551 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{gor,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • Arithmetisches Mittel aller iEKK-Varianten 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression mit den realisierten Renditen des auf die iEKK-Ermittlung folgenden Monats ohne KV für Return- oder Cashflow-News. • Erzeugung von Schätzungen mithilfe historischer Daten und eines statistischen Prognoseverfahrens. 	<ul style="list-style-type: none"> • Für $i_{ekk_{ct,t}}$, $i_{ekk_{gls,t}}$ und $i_{ekk_{gor,t}}$ werden über verschiedene Zeiträume positive und signifikante Koeffizienten beobachtet.
Chen et al. (2004), S. 339.	<ul style="list-style-type: none"> • 1993-2001 • 31.199 Beo. • Australien, Deutschland, Frankreich, Japan, Kanada, UK, USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse. 	<ul style="list-style-type: none"> • Alle Beobachtungen zusammengefasst: Alle Varianten weisen einen signifikanten, positiven Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf. • Es gibt große globale Unterschiede bzgl. der Validität der iEKK. Bspw. Australien und Deutschland: keinerlei signifikante Zusammenhänge. USA und Japan: durchgängig signifikante, positive Zusammenhänge.

<p>Clubb und Makrominas (2017), S. 34-38, 40.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1982-2013 • 45.978 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate und multivariate Regression ohne bzw. mit KV für Return- und Cashflow-News nach EM05. • Univariate Zeitreihen-Regressionen für einzelne Unternehmen. Verdichtung der Ergebnisse zu arithmetischen Mitteln und Medianen. • Differenz des geometrischen Mittels der 12 monatlichen Portefeuille-Renditen nach der iEKK-Schätzung. Es werden das arithmetische Mittel und der Median der Rendite-Differenzen untersucht und ausschließlich iEKK aus um Fehler korrigierten Prognosen verwendet. • Teilweise Verwendung von Korrekturverfahren zur Reduzierung von Prognosefehlern der Analysten und zur Berücksichtigung makroökonomischer Faktoren. 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate und multivariate Regressionen: Ohne Korrektur auf Prognosefehler resultieren ausschließlich negative Koeffizienten. Mit der Korrektur sind bis auf $i_{ekk_{ct,t}}$ die Koeffizienten aller Varianten positiv und signifikant. $i_{ekk_{ct,t}}$ weist jeweils negative Koeffizienten auf. • Die Berücksichtigung makroökonomischer Faktoren führt dazu, dass ausschließlich positive Koeffizienten in den uni- und multivariaten Regressionen beobachtet werden, die 17-mal signifikant sind. • Die Koeffizienten aus den Zeitreihen-Regressionen sind bis auf den negativen Koeffizienten für $i_{ekk_{ct,t}}$ positiv und signifikant, wenn keine makroökonomischen Faktoren berücksichtigt werden. Bei Berücksichtigung: positive und signifikante Koeffizienten. • Es werden in beiden Settings (Median und arithmetisches Mittel) positive und signifikante Rendite-Differenzen beobachtet.
<p>EM05, S. 516, 518, 525-530.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1981-1998 • 15.680 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ in 2 Varianten • $i_{ekk_{ojn,t}}$ und die Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ von Easton (2004) • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Arithmetisches Mittel aller iEKK-Varianten (Ergebnisse werden nicht tabellarisch gezeigt) 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse. • Multivariate Regression mit jeweils einer KV für Return- und Cashflow-News. • Verwendung einer multivariaten Regression mit Instrumentenvariablen als Korrekturverfahren mit 2 Abwandlungen, um die Schätzfehler der iEKK zu reduzieren. • Zweites Korrekturverfahren: Bildung von Portefeuilles auf Grundlage von jeweils 4 Risikofaktoren je Beobachtungszeitpunkt. Sodann Untersuchung der arithmetischen Mittel der Variablen in den Portefeuilles anstatt einzelner Beobachtungen. Erneut Nutzung der multivariaten Regression. • Untersuchung von jeweils 3 Teilstichproben von Unternehmen mit einem geringen/mittleren/hohen erwarteten Wachstum sowie mit großen/mittleren/kleinen Prognosefehlern der Analysten. • Das arithmetische Mittel aller iEKK-Varianten wird lediglich in der multivariaten Regression ohne Korrekturen mit der gesamten Stichprobe untersucht. 	<ul style="list-style-type: none"> • Korrelation: Beide Varianten von $i_{ekk_{mpeg,t}}$, $i_{ekk_{ct,t}}$ sowie $i_{ekk_{gls,t}}$ weisen positive Zusammenhänge auf; letzterer auch signifikant unterschiedlich von null. Rest: Negative Zusammenhänge. • Multivariate Regression: $i_{ekk_{ct,t}}$ weist einen positiven, aber nicht signifikanten Koeffizienten auf. Rest: negative Koeffizienten. • Beide Korrekturverfahren verbessern die Validität der iEKK nicht. Für eine Variante von $i_{ekk_{mpeg,t}}$ stellt sich in den 6 Settings 1 positiver Koeffizient ein bzw. für $i_{ekk_{ct,t}}$ 3 positive und ein Koeffizient von null (jeweils nicht signifikant positiv). • Geringes Wachstum/kleine Prognosefehler: Bis auf eine Ausnahme positive bzw. ausnahmslos positive Koeffizienten, die z. T. signifikant sind. • Hohes Wachstum/große Prognosefehler: Negative Koeffizienten.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Ecker et al. (2015), S. 55, 58-61.	<ul style="list-style-type: none"> • 1976-2009 • 383.955 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • Eigenes Modell basierend auf Dividenden- und langfristigen Kursschätzungen 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Verwendung unterschiedlicher Korrekturverfahren mit insgesamt 13 Abwandlungen, mit denen die nicht zufällige Auswahl von Unternehmen mit Analystenschätzungen aus der Gesamtheit der börsennotierten Unternehmen berücksichtigt wird. In 8 der 13 Abwandlungen werden vergleichbare univariate Regressionen durchgeführt. 	<ul style="list-style-type: none"> • Ohne Korrektur: Alle iEKK-Varianten weisen negative Koeffizienten auf. • Mit Korrektur: Es werden in 8 Settings insgesamt 35 positive und 5 negative Koeffizienten beobachtet. Keine Variante weist in allen Settings positive und signifikante Zusammenhänge auf. Am häufigsten (7-mal) weisen das eigene Modell, $i_{ekk_{gls,t}}$ und $i_{ekk_{ojn,t}}$ positive und signifikante Koeffizienten auf.
Fitzgerald et al. (2013), S. 597-600, 616-625.	<ul style="list-style-type: none"> • 1999-2008 • 5.144 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • Variante von $i_{ekk_{gls,t}}$ • 2 Varianten des Residualgewinnmodells: Nekrasov und Ogneva (2011) und Easton et al. (2002) 	<ul style="list-style-type: none"> • Differenz der Portefeuille-Renditen nach 6, 12, 24 und 36 Monaten. • In Robustheitstests: marktwertgewichtete Portefeuilles (statt Gleichgewichtung), keine Reduktion der Schätzfehler, Verwendung der höchsten/niedrigsten 50 % der iEKK (statt 20 %), Ermittlung der iEKK mit langfristigen Kursschätzungen statt mit Börsenkursen. • Renditeunterschiede auf Grundlage derselben und zwischen unterschiedlicher iEKK-Varianten. • Verfahren zur Reduktion der Schätzfehler der iEKK ähnlich dem von EM05 mit Instrumentenvariablen. 	<ul style="list-style-type: none"> • Kursschätzungen: Die Variante von $i_{ekk_{gls,t}}$ und die Variante von Nekrasov und Ogneva (2011) in allen 32 Settings mit positiven Differenzen, die 24- bzw. 16-mal signifikant sind. Variante von Easton et al. (2002) in 19 Settings mit positiven Differenzen, davon 10 signifikant. • Börsenkurse: Es werden 14, 17 bzw. 7 positive Rendite-Differenzen für die Variante von $i_{ekk_{gls,t}}$ und die Varianten von Easton et al. (2002) bzw. Nekrasov und Ogneva (2011) beobachtet, die in 3, 1 bzw. 0 Settings signifikant sind. • Korrektur der Schätzfehler: Häufiger signifikant positive Differenzen (32 vs. 22).
Francis et al. (2008), S. 90.	<ul style="list-style-type: none"> • 2001 • 677 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Eigenes Modell, das sich an dem von Botosan und Plumlee (2002) orientiert und ebenfalls auf Dividenden- und langfristigen Kursschätzungen basiert 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Es wird das arithmetische Mittel der monatlichen realisierten Renditen der auf die Schätzung folgenden 12 Monate verwendet. 	<ul style="list-style-type: none"> • Die eigene iEKK-Variante weist einen positiven und signifikanten Koeffizienten auf. • $i_{ekk_{peg,t}}$ weist einen negativen, aber nicht signifikanten Koeffizienten auf.
Gode und Mo-hanram (2003), S. 426f.	<ul style="list-style-type: none"> • 1984-1998 • 15.585 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{gls,t}}$ in 2 Varianten • $i_{ekk_{ojn,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Differenz der Portefeuille-Renditen nach 12, 24 und 36 Monaten. • Bildung der Portefeuilles auf Grundlage der zum Beobachtungszeitpunkt aktuellen iEKK und des arithmetischen Mittels der iEKK der 3 vorangegangenen Jahre. 	<ul style="list-style-type: none"> • Alle Differenzen sind positiv. • Sortierung nach den aktuellen iEKK: Für die Varianten von $i_{ekk_{gls,t}}$ werden 3 bzw. 2 signifikante Differenzen beobachtet, für $i_{ekk_{ojn,t}}$ ebenfalls 2. • Sortierung nach dem arithmetischen Mittel der iEKK: Alle Rendite-Differenzen signifikant.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

<p>Guay et al. (2011), S. 135, 141, 144f.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1983-2004 • 48.834 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{gor,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Renditen sowohl einzelner Unternehmen als auch von Unternehmen aggregiert nach Industrien. • Untersuchung von 3 Teilstichproben von Unternehmen mit geringen/mittleren/hohen realisierten Renditen im Jahr vor der Ermittlung der iEKK. Es werden Renditen von einzelnen Unternehmen und unkorrigierte Schätzungen verwendet. • Verwendung dreier Korrekturansätze zur Reduzierung der Trägheit von Analystenschätzungen. 	<ul style="list-style-type: none"> • Unkorrigierte iEKK: Für $i_{ekk_{ct,t}}$, $i_{ekk_{gls,t}}$ und $i_{ekk_{gor,t}}$ werden positive, aber nicht signifikante Koeffizienten beobachtet. Rest: negativ. • Korrigierte iEKK: Es werden für die 3 oben genannten iEKK positive Koeffizienten beobachtet, die in 3, 4 bzw. 5 von 6 Settings signifikant sind. $i_{ekk_{ojn,t}}$ und $i_{ekk_{peg,t}}$: negative und positive Koeffizienten. • Teilstichproben: Für Unternehmen im mittleren Terzil stellen sich durchgängig positive und für die 3 oben genannten iEKK signifikante Koeffizienten ein.
<p>Hou et al. (2012), S. 515f.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1968-2008 • 172.417 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis • Arithmetisches Mittel aller iEKK-Varianten 	<ul style="list-style-type: none"> • Differenz der Portefeuille-Renditen nach 12, 24 und 36 Monaten. • Die Autoren erzeugen Schätzungen mithilfe eines statistischen Prognoseverfahrens und historischer Daten und greifen nur für Vergleichszwecke auf Analystenschätzungen zurück. 	<ul style="list-style-type: none"> • iEKK mit statistisch erzeugten Schätzungen: Alle Varianten weisen für alle Zeiträume positive und signifikante Rendite-Differenzen auf. Für $i_{ekk_{mpeg,t}}$ gilt dies nur für den 12-Monats-Zeitraum. • Analystenschätzungen: Nur $i_{ekk_{ojn,t}}$ und das inverse Kurs-Gewinn-Verhältnis weisen für die 24- und 36-Monats-Zeiträume positive und signifikante Differenzen auf. Für $i_{ekk_{mpeg,t}}$ resultieren negative Rendite-Differenzen.
<p>Huang et al. (2005), S. 55f.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1985-2001 • 22.445 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ojn,t}}$ und die Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ von Easton (2004) • Eigenes Modell basierend auf dem Residualgewinnmodell 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Multivariate Regression mit KV für Return- (Veränderung iEKK) und Cashflow-News (Veränderungen Wachstumserwartungen) für die eigene Variante und die Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ von Easton (2004). 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression: Die iEKK-Varianten aus dem selbst entwickelten Modell und die Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ von Easton (2004) weisen jeweils einen positiven und signifikanten Koeffizienten auf. Für $i_{ekk_{ojn,t}}$ wird ein negativer Koeffizient beobachtet. • Multivariate Regression: Beide Varianten weisen signifikant positive Koeffizienten auf.
<p>Kang und Sarda (2017), S. 30, 32f.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1981-2015 • Anzahl der Beobachtungen unbekannt • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{gor,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV mit der Rendite des Folgequartals. Es werden je Zeitpunkt 10 Portefeuilles auf Grundlage der iEKK gebildet und absteigend nach den iEKK sortiert. Die erklärende Variable sind die Ränge der Portefeuilles. • Untersuchung der Differenz der Portefeuille-Renditen nach 1, 3 und 12 Monaten. Gleich- und Marktwertgewichtung sowie Zusammenstellung der Portefeuilles mit 2 unterschiedlichen Ansätzen. • Replikation der Untersuchung von EM05 mit einer multivariaten Regression. 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression: Negative Koeffizienten. • Die Differenzen der Portefeuille-Renditen sind unabhängig vom Rendite-Zeitraum, der Gewichtung und der Ansätze zur Zusammenstellung der Portefeuilles negativ. • Multivariate Regression: Beide iEKK-Varianten weisen negative Koeffizienten auf.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Larocque (2013), S. 155-157.	<ul style="list-style-type: none"> • 1997-2006 • 19.560 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Multivariate Regression mit KV für Return- und Cashflow-News in Anlehnung an EM05. • Verwendung eines Korrekturverfahrens zur Reduzierung von Prognosefehlern der Analysten. 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression: $i_{ekk_{gls,t}}$ und $i_{ekk_{peg,t}}$ weisen unabhängig von der Korrektur positive, aber nicht signifikante Koeffizienten auf. $i_{ekk_{ct,t}}$ mit jeweils negativen Koeffizienten. • Multivariate Regression: Für alle iEKK werden signifikant positive Koeffizienten beobachtet. Ausnahme: Koeffizient der korrigierten Variante von $i_{ekk_{ct,t}}$ ist nicht signifikant. • Die Korrektur führt in beiden Regressionen jeweils zu kleineren Koeffizienten.
Larocque et al. (2018), S. 394.	<ul style="list-style-type: none"> • 2006-2011 • 17.608 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Aufteilung der Stichprobe in 3 Teilstichproben für 3 unterschiedliche Zeiträume. 	<ul style="list-style-type: none"> • Mit Ausnahme von $i_{ekk_{gls,t}}$ weisen alle Varianten in den 3 Teilstichproben ausschließlich negative Koeffizienten auf. • $i_{ekk_{gls,t}}$ weist für 2 der 3 Zeiträume positive Koeffizienten auf, die einmal signifikant sind.
Larocque und Lyle (2017), S. 83.	<ul style="list-style-type: none"> • 1971-2013 • Je nach Variante: 115.964-137.899 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{mpeg,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • Arithmetisches Mittel aller iEKK-Varianten 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Erzeugung von Schätzungen mithilfe historischer Daten und eines statistischen Prognoseverfahrens. 	<ul style="list-style-type: none"> • Alle iEKK-Varianten weisen einen positiven Zusammenhang mit der realisierten Rendite auf, der für $i_{ekk_{ct,t}}$ und $i_{ekk_{gls,t}}$ signifikant ist.
Li et al. (2013), S. 425f, 430.	<ul style="list-style-type: none"> • 1977-2011 • 420 Monate, in denen die erwartete Rendite des S&P 500 gebildet wird • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • Variante von $i_{ekk_{gor,t}}$ • Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ von Easton (2004) 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Nutzung des arithmetischen Mittels der realisierten Renditen nach 1, 12, 24, 36 und 48 Monaten. • Die iEKK der einzelnen Unternehmen werden zur erwarteten Rendite des Aktienindexes S&P 500 zusammengefasst. 	<ul style="list-style-type: none"> • Die Koeffizienten beider iEKK-Varianten sind für alle Zeiträume signifikant positiv.

<p>Mohanram und Gode (2013), S. 460f, 463f, 468, 470f.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1983-2007 • 36.012 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis • Arithmetisches Mittel der ersten 4 iEKK-Varianten. 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse. • Differenz der Portefeuille-Renditen nach 12 Monaten. • Multivariate Regression mit KV für Return- und Cashflow-News nach EM05. • Die Unternehmen werden in einer zusätzlichen Untersuchung der Rendite-Differenzen zuerst nach der Prognosegenauigkeit der Analysten in Terzile und anschließend nach den iEKK sortiert. • Verwendung eines Korrekturverfahrens zur Reduzierung von Prognosefehlern der Analysten. 	<ul style="list-style-type: none"> • Die Korrelationskoeffizienten sind unabhängig von den Korrekturverfahren durchgängig positiv, aber nahe bei null. Sie werden keinem statistischen Test unterworfen und fallen nach der Korrektur größer aus. • Differenzen der Portefeuille-Renditen: Alle Rendite-Differenzen sind positiv und signifikant. Differenzen auf Basis korrigierter Daten fallen größer aus. • Multivariate Regression: Alle iEKK-Varianten auf Basis korrigierter Daten weisen positive und signifikante Koeffizienten auf. Ausnahme: Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis mit einem negativen Koeffizienten. Ohne Korrektur werden ausschließlich negative Koeffizienten festgestellt. • Zusätzliche Sortierung nach der Prognosegenauigkeit: In den beiden unteren Terzilen unverändert positive und signifikante Rendite-Differenzen. Im obersten Terzil der Unternehmen mit den größten Prognosefehlern stellen sich mit Ausnahme von $i_{ekk_{gls,t}}$ negative Differenzen ein. Kein Vergleich mit iEKK auf Basis korrigierter Daten.
<p>Nekrasov und Ogneva (2011), S. 430f, 433f, 441f, 446f.</p>	<ul style="list-style-type: none"> • 1980-2007 • 48.033 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Eigene Variante des Residualgewinnmodells 	<ul style="list-style-type: none"> • Differenz der Portefeuille-Renditen nach 12 Monaten. • Univariate und multivariate Regression ohne, bzw. mit KV für Return- und Cashflow-News nach EM05. • Verwendung eines Korrekturverfahrens zur Reduzierung von Prognosefehlern der Analysten. • In einer Zusatzuntersuchung werden die Koeffizienten von $i_{ekk_{gls,t}}$ und der eigenen Variante miteinander verglichen. Verwendung einer univariaten Regression und korrigierter Schätzungen. 	<ul style="list-style-type: none"> • Ohne Korrektur: Alle Rendite-Differenzen sind positiv. Die auf Basis der eigenen Variante und von $i_{ekk_{ct,t}}$ sind signifikant. In der univariaten Regression weisen alle iEKK positive Koeffizienten auf, die für die eigene Variante signifikant sind. In der multivariaten Regression sind alle Koeffizienten negativ. • Mit Korrektur: Alle Rendite-Differenzen sind signifikant positiv. In der univariaten Regression sind alle Koeffizienten positiv und bis auf $i_{ekk_{peg,t}}$ auch signifikant. Bis auf $i_{ekk_{gls,t}}$ weisen alle iEKK in der multivariaten Regression positive Koeffizienten auf. Die positiven Koeffizienten sind signifikant. • In der Zusatzuntersuchung weisen die beiden iEKK-Varianten positive und in 3 ($i_{ekk_{gls,t}}$) bzw. 5 (eigene Variante) von 5 Teilstichproben signifikante Koeffizienten auf.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Ogneva et al. (2007), S. 1278.	<ul style="list-style-type: none"> • 2004 • 2.515 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct,t}}$ • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{ojn,t}}$, eine eigene Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ sowie die Variante von Easton (2004) • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Eigenes Modell basierend auf Dividenden- und langfristigen Kursschätzungen 	<ul style="list-style-type: none"> • Multivariate Regression mit KV für Return- und Cashflow-News in Anlehnung an EM05. 	<ul style="list-style-type: none"> • Nur $i_{ekk_{ct,t}}$ und die eigene Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ weisen positive Koeffizienten auf. Der Koeffizient von $i_{ekk_{ct,t}}$ ist zudem signifikant.
Rusticus (2014), S. 52-54, 56-58.	<ul style="list-style-type: none"> • 1971-2009 • Je nach Variante: 104.165-136.512 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{gls,t}}$ • $i_{ekk_{gor,t}}$ • Variante von $i_{ekk_{ojn,t}}$ von Easton (2004) • Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis 	<ul style="list-style-type: none"> • Untersuchung der Differenz des geometrischen Mittels der monatlichen Portefeuille-Renditen 12 Monate nach der Ermittlung der iEKK und um die Bekanntgabe der Quartalsergebnisse herum. • Die Unternehmen werden in einer zusätzlichen Untersuchung der Rendite-Differenzen zuerst nach 3 Faktoren für Marktineffizienzen und anschließend nach den iEKK sortiert. • Univariate und multivariate Regression ohne bzw. mit KV für Return-News und Cashflow-News in Anlehnung an EM05. • Der Autor erzeugt Schätzungen mithilfe historischer Daten und eines statistischen Prognoseverfahrens und nutzt für Vergleichszwecke bei der Untersuchung der Differenzen der Portefeuille-Renditen Analystenschätzungen, die mit dem Ansatz von Mohanram und Gode (2013) um Prognosefehler korrigiert werden. 	<ul style="list-style-type: none"> • Die 4 iEKK-Varianten weisen über die unterschiedlichen Zeiträume positive und signifikante Rendite-Differenzen auf. Gleiches gilt für iEKK auf Basis von Analystenschätzungen. Ausnahme: Differenzen für $i_{ekk_{gor,t}}$ und das inverse Kurs-Gewinn-Verhältnis sind mit iEKK aus Analystenschätzungen im Zeitfenster um die Veröffentlichung der Quartalsergebnisse nicht signifikant. • Univariate Regression: Alle iEKK-Varianten weisen positive und signifikante Koeffizienten auf. • Multivariate Analyse: Alle Varianten weisen signifikant positive Koeffizienten auf. Ausnahme: Koeffizient von $i_{ekk_{gls,t}}$ ist positiv, aber nicht signifikant. • Untersuchung der Faktoren für Marktineffizienz: Es werden 46 (von maximal 48) positive Rendite-Differenzen beobachtet, von denen 24 signifikant sind.
Schreder (2017) (Kapitel 3), S. 79.	<ul style="list-style-type: none"> • 1993-2010 • 29.553 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ojn,t}}$ • $i_{ekk_{peg,t}}$ • Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Korrelationsanalyse mit der realisierten Rendite der nächsten 12, 24 und 36 Monate. 	<ul style="list-style-type: none"> • Die drei iEKK-Varianten korrelieren positiv, aber nicht signifikant mit den realisierten Renditen über die drei unterschiedlichen Zeiträume.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Schreder (2017) (Kapitel 4), S. 181.	<ul style="list-style-type: none"> • 1972-2015 • 1.657 Beo. • USA 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{mpe},t}$ • $i_{ekk_{ojn},t}$ • $i_{ekk_{peg},t}$ • Inverses Kurs-Gewinn-Verhältnis 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression. • Erzeugung von Schätzungen mithilfe historischer Daten und 4 statistischer Prognoseverfahren. • Berechnung der iEKK mit dem Marktwert nach 1, 3, 6, 9, 12, 18 und 24 Monaten nach der Erstnotierung. 	<ul style="list-style-type: none"> • Keine Variante zeigt über alle Prognoseverfahren und Zeitpunkte positive Koeffizienten. • Insgesamt werden 78 (von maximal 112) positive Koeffizienten beobachtet, die 38-mal signifikant sind. • Am häufigsten (12-mal) werden für $i_{ekk_{ojn},t}$ und $i_{ekk_{peg},t}$ positive und signifikante Koeffizienten beobachtet.
Schröder (2007), S. 612.	<ul style="list-style-type: none"> • Stichtag: 18.03.2003 • Je nach Variante: 211-216 Beo. • Euro-Zone 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct},t}$ • $i_{ekk_{gls},t}$ • 2 Varianten von $i_{ekk_{gor},t}$ 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. • Rendite der nächsten 1, 2, 3 und 4 Quartale. 	<ul style="list-style-type: none"> • Alle iEKK weisen positive Koeffizienten auf. Beide Varianten von $i_{ekk_{gor},t}$ weisen über alle Zeiträume signifikante Koeffizienten auf. Die Koeffizienten von $i_{ekk_{ct},t}$ sind 2- und die von $i_{ekk_{gls},t}$ 3-mal signifikant.
Wallmeier (2007), S. 574.	<ul style="list-style-type: none"> • 1993-2000 • Anzahl der Beobachtungen unbekannt • Deutschland 	<ul style="list-style-type: none"> • $i_{ekk_{ct},t}$ • $i_{ekk_{gls},t}$ • Variante des Residualgewinnmodells von Easton et al. (2002) 	<ul style="list-style-type: none"> • Univariate Regression ohne KV. 	<ul style="list-style-type: none"> • Alle iEKK-Varianten weisen negative Koeffizienten auf.

Angegeben ist in der ersten Spalte jeweils die Fundstelle der Ergebnisse. Der Begriff „signifikant“ bezieht sich auf einen signifikanten Unterschied von null auf dem 10 %-Signifikanzniveau, wenn nicht anders angegeben. Wenn nicht anders angegeben, wird auf die realisierte Rendite eines Jahres Bezug genommen. Ebenso wird, wenn nicht anders angegeben, auf den Korrelationskoeffizienten von Pearson Bezug genommen. Die Ermittlung der Eingangsparameter der in der Tabelle erwähnten iEKK-Varianten stimmt nicht notwendigerweise mit der im weiteren Verlauf in Abschnitt 3.4 beschriebenen eigenen Ermittlung überein. Zum Teil wird von den iEKK und realisierten Renditen ein risikoloser Zins subtrahiert, um eine erwartete bzw. realisierte Risikoprämie zu ermitteln. Wenn univariate Regressionen durchgeführt und die Korrelationen zwischen den iEKK-Varianten und den realisierten Renditen bestimmt werden, werden nur die Ergebnisse der univariaten Regressionen wiedergegeben. Es wird darauf verzichtet anzugeben, ob ein negativer Koeffizient oder eine negative Rendite-Differenz signifikant unterschiedlich von null ist. Die angegebenen Stichprobenumfänge können zwischen den unterschiedlichen Methoden variieren. Abweichend vom restlichen Text werden Zahlen in der Tabelle nicht ausgeschrieben. Beo.: Beobachtungen. KV: Kontrollvariablen.

3.3 Untersuchungsdesign

Die Literaturübersicht zeigt, dass sich in relativ wenigen Arbeiten zur Validität der iEKK mit dem deutschen Kapitalmarkt auseinandergesetzt wird und in keiner Arbeit die im vorangegangenen Kapitel 2 herausgearbeiteten Defizite bei der Bestimmung der Return-News berücksichtigt werden. Wie in den vorgestellten Arbeiten wird in diesem Kapitel die Validität der iEKK-Varianten auch mit dem empirischen Zusammenhang zwischen den iEKK-Varianten und der realisierten Rendite gemessen. Es wird sich mithin der Kritik von Jäckel (2014) angeschlossen, dass unklar ist, ob die Risikofaktoren korrekt bestimmt werden und mit ihnen Aussagen über die Validität der iEKK gemacht werden können.

Die Validität der iEKK-Varianten wird mit Gleichung (47) untersucht. Zur Beurteilung wird wie in 2.7 der statistische Unterschied der Koeffizienten der iEKK im Zeitpunkt t (i_ekk_t) zu null herangezogen. Eine iEKK-Variante ist dann valide, wenn der Koeffizient der Variante positiv und signifikant unterschiedlich von null ist. Als Signifikanzniveau wird 10 % oder weniger gewählt. Da sich aus der Theorie eine sehr große Bandbreite an Benchmarks ergibt, wird, wie in 2.6 beschrieben, darauf verzichtet, eine andere Benchmark für die Koeffizienten als null zu verwenden.

Der multivariaten Regression mit Kontrollvariablen für News in Abschnitt 3.9 geht eine univariate voraus, in der die iEKK-Varianten ohne Kontrollvariablen auf die realisierte Rendite regressiert und Korrelationen zwischen Variablen betrachtet werden. Gode und Mohanram (2003) folgend werden zusätzlich Portefeuilles auf Grundlage der iEKK gebildet und die Differenz der realisierten Portefeuille-Renditen untersucht. Die Ermittlung der Kontrollvariablen für Return- und Cashflow-News wird entsprechend Abschnitt 2.6 vorgenommen. Die der multivariaten Analysen zugrundeliegende Hypothese lautet:

H 1: Bei Einbeziehung von Cashflow- und Return-News als Kontrollvariablen weisen die iEKK einen positiven Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf.¹⁰⁹

Für die Untersuchung von iEKK und Risikofaktoren in 3.10.1 werden keine zeitversetzten, sondern auf denselben Zeitpunkt ermittelten Größen zueinander ins Verhältnis gesetzt. Aufbauend auf den Ergebnissen aus 3.9, die für die Validität der iEKK sprechen, werden Hypothesen über den Zusammenhang zwischen iEKK und Risikofaktoren aufgestellt. Es wird untersucht, ob die sieben Risikofaktoren einen signifikanten Zusammenhang mit den iEKK in der erwarteten Wirkungsrichtung aufweisen und mithin selbst valide sind. Die Risikofaktoren werden folglich

¹⁰⁹ Vgl. BPW, S. 1088.

nicht dafür eingesetzt, die Validität der iEKK ein zweites Mal zu beleuchten. Die der multivariaten Untersuchung der sieben Risikofaktoren zugrundeliegende Hypothese lautet:

H 2: Die Risikofaktoren weisen einen Zusammenhang in der erwarteten Wirkungsrichtung mit den iEKK auf.

Die Beschreibung der erwarteten Wirkungsrichtungen zwischen iEKK und Risikofaktoren und damit der Vorzeichen der Koeffizienten der Risikofaktoren erfolgt in 3.5.5.

Zusätzlich wird aufbauend auf den Überlegungen in 2.5.2.2 der Zusammenhang zwischen den Wachstumserwartungen und der Validität der iEKK im Sinne des marginalen Effekts der iEKK auf die realisierte Rendite in 3.10.2 in Augenschein genommen. Konkret wird folgende zu untersuchende Hypothese aufgestellt:

H 3a: Es besteht ein negativer Zusammenhang zwischen den Wachstumsaussichten und dem marginalen Effekt der iEKK auf die realisierte Rendite.

Ferner wird untersucht, ob sich der negative Zusammenhang mit zunehmenden Wachstumsaussichten verstärkt. Die zu prüfende Hypothese lautet:

H 3b: Der negative Zusammenhang zwischen dem marginalen Effekt der iEKK und den Wachstumsaussichten nimmt mit steigenden Wachstumsaussichten zu.

Als Schätzverfahren wird die Methode von Fama-MacBeth verwendet.¹¹⁰ EM05 und BPW nutzen die Methode ebenfalls. Petersen (2009) kommt zu dem Schluss, dass der Ansatz der am meisten genutzte ist, um Abhängigkeiten in den Residuen zu berücksichtigen.¹¹¹ In Robustheitstests wird u. a. auch ein alternatives Schätzverfahren mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern verwendet.

Die Bestimmung der iEKK richtet sich nach Daske et al. (2006).¹¹² Die vorgestellte Methodik ermöglicht die Bestimmung von iEKK auf Monatsbasis, was zwei Vorteile mit sich bringt: Zum einen vergrößert sich die Stichprobe erheblich und zum anderen können auch Unternehmen in die Stichprobe aufgenommen werden, deren Bilanzstichtag nicht auf das Jahresende fällt.¹¹³

¹¹⁰ Vgl. Fama und MacBeth (1973). Es wird die Routine von Daniel Hoehle verwendet: <https://econpapers.repec.org/software/bocbocode/s456786.htm>, abgerufen am 16.11.2018.

¹¹¹ Vgl. EM05, S. 517, BPW, S. 1107 und Petersen (2009), S. 435f.

¹¹² Vgl. Daske et al. (2006).

¹¹³ Vgl. EM05, S. 512, die ausschließlich Unternehmen mit einem Geschäftsjahresende zum 31.12. eines Kalenderjahres untersuchen.

3.4 Varianten der impliziten Eigenkapitalkosten

Allen Unternehmensbewertungsmodellen gemein ist die konzeptionelle Grundlage auf dem Barwertkonzept, wie es in Gleichung (1) vereinfacht dargestellt wird. Je nach Ableitung der zu diskontierenden Zahlungsströme aus Analystenschätzungen können drei Grundtypen von Modellen identifiziert werden, die für die Bestimmung von iEKK genutzt werden. Die Modelle und ihre Umsetzung im Rahmen der vorliegenden Arbeit werden in den folgenden Abschnitten vorgestellt.

Die Suche nach den iEKK, die Nullstellen der im Folgenden vorgestellten Modelle sind, erfolgt mit dem Mathematik-Programm Matlab. Es wird die Funktion „fzero“ genutzt, welche das Intervallhalbierungs- und Sekantenverfahren sowie die inverse quadratische Interpolation miteinander kombiniert.¹¹⁴ Komplexe und negative iEKK werden ausgeschlossen und die Suche auf iEKK kleiner/gleich 50 ($\leq 5.000\%$) beschränkt. Zusätzlich zu den sieben unten beschriebenen Varianten wird auch das arithmetische Mittel der iEKK je Zeitpunkt $i_ekk_{avg,t}$ gebildet.

3.4.1 Das Abnormal Earnings Growth Model

Ohlson und Juettner-Nauroth (2005) entwickeln ein Modell, in dem aus Schätzungen über Gewinne und Dividenden Zahlungsströme abgeleitet werden.¹¹⁵ Es wird als Abnormal Earnings Growth Model bezeichnet. Die Autoren ziehen explizit in Betracht, dass Analystenprognosen genutzt werden.¹¹⁶ Die Bewertungsgleichung in (49) setzt sich aus zwei Komponenten zusammen: Dem Barwert einer ewigen Rente aus dem Gewinn je Aktie der nächsten Periode als ersten Teil und dem Barwert des abnormalen Gewinnwachstums als zweiten.¹¹⁷

$$(49) \quad k_t = \frac{eps_{t+1}}{i_ekk_{ojn,t}} + \frac{abg_{t+2}}{i_ekk_{ojn,t}(i_ekk_{ojn,t} - g_{abg,t})}$$

mit $i_ekk_{ojn,t}$ Implizite Eigenkapitalkosten nach Ohlson und Juettner-Nauroth (2005); ermittelt auf den Zeitpunkt t
 abg_{t+2} Abnormales (absolutes) Gewinnwachstum im Zeitraum t+1 bis t+2
 $g_{abg,t}$ Langfristiges (relatives) Wachstum des abnormalen Gewinnwachstums abg_{t+2} nach dem Zeitpunkt t

Das abnormale Wachstum des Gewinns kann als der Betrag interpretiert werden, welcher die „normale“ Gewinnerwartung übertrifft. Die normale Gewinnerwartung für den Zeitraum t+1 bis t+2 ergibt sich aus dem mit den iEKK aufgezinsten Gewinn der ersten Periode abzüglich

¹¹⁴ Vgl. <https://www.mathworks.com/help/matlab/ref/fzero.html>, abgerufen am 16.11.2018.

¹¹⁵ Vgl. Ohlson und Juettner-Nauroth (2005).

¹¹⁶ Vgl. Ohlson und Juettner-Nauroth (2005), S. 358.

¹¹⁷ Vgl. Ohlson und Juettner-Nauroth (2005), S. 352, 354.

der Verzinsung der erwarteten Dividende der ersten Periode (geschweifte Klammer in Gleichung (50)).

$$(50) \quad abg_{t+2} = eps_{t+2} - \{(1 + i_{ekk_{ojn,t}})eps_{t+1} - i_{ekk_{ojn,t}}dps_{t+1}\}$$

mit dps_{t+1} Dividende je Aktie des Zeitraums t bis t+1; ausgeschüttet im Zeitpunkt t+1

Das abnormale Gewinnwachstum erhöht in jeder Periode die zu diskontierende Größe eps_{t+1} um einen absoluten, aber nicht konstanten Betrag. Die Autoren gehen von einem konstanten relativen Wachstum des abnormalen Gewinnwachstums aus.¹¹⁸ Das bedeutet bspw. für den Zeitpunkt t+3, dass drei Komponenten diskontiert werden: eps_{t+1} , das abnormale Gewinnwachstum abg_{t+2} , welches im Zeitraum t+1 bis t+2 aufgetreten ist und das erstmalig angewachsene abnormale Gewinnwachstum. Die Summe der drei Komponenten ist die zu diskontierende Größe im Zeitpunkt t+3, wie Gleichung (51) entnommen werden kann.

$$(51) \quad k_t = \frac{eps_{t+1}}{1+i_{ekk_{ojn,t}}} + \frac{eps_{t+1}+abg_{t+2}}{(1+i_{ekk_{ojn,t}})^2} + \frac{eps_{t+1}+abg_{t+2}+abg_{t+2}(1+g_{abg,t})}{(1+i_{ekk_{ojn,t}})^3} + \dots$$

Das Modell umfasst damit zwei Wachstumsannahmen: das Gewinnwachstum sowie das langfristige Wachstum der abnormalen Gewinne. Das erwartete Gewinnwachstum von eps_{t+1} auf eps_{t+2} wird in der Umformung der Gleichung (50) zur Gleichung (52) deutlich.¹¹⁹

$$(52) \quad abg_{t+2} = eps_{t+1} \left\{ \frac{eps_{t+2}-eps_{t+1}}{eps_{t+1}} + \frac{i_{ekk_{ojn,t}}dps_{t+1}}{eps_{t+1}} - i_{ekk_{ojn,t}} \right\}$$

Gleichung (49) wird in Gleichung (53) konkretisiert. (53) basiert darauf, dass (52) in (49) eingesetzt wird:

$$(53) \quad k_t = \frac{\left\{ \frac{feps_{t,\tau}}{i_{ekk_{ojn,t}}} + \frac{feps_{t,\tau}}{i_{ekk_{ojn,t}}(i_{ekk_{ojn,t}}-g_{ojn,t})} \left(g_{kf_{ojn,t}} + \frac{i_{ekk_{ojn,t}}fdps_{t,\tau}}{feps_{t,\tau}} - i_{ekk_{ojn,t}} \right) \right\} (1 + i_{ekk_{ojn,t}})^{1-rd_t}}$$

mit $feps_{t,\tau}$ Prognose im Zeitpunkt t über den Gewinn je Aktie des Geschäftsjahres τ , in dem der Zeitpunkt t liegt (Schätzung über das laufende Geschäftsjahr)
 $fdps_{t,\tau}$ Prognose im Zeitpunkt t über die Dividende je Aktie des Geschäftsjahres τ
 $g_{ojn,t}$ Auf den Zeitpunkt t ermitteltes nominales (und relatives) Wachstum des abnormalen Gewinnwachstums: $Max(rf_t - 3\%; 0)$. Es wird von einem realen Wachstum in Höhe von 3% ausgegangen.¹²⁰
 rf_t Risikoloser Zins im Zeitpunkt t
 $g_{kf_{ojn,t}}$ Gewinnwachstum im Modell von Ohlson und Juettner-Nauroth (2005); ermittelt auf den Zeitpunkt t
 rd_t Zum Zeitpunkt t verbleibende Tage bis zum nächsten Bilanzstichtag, relativ zu 365

¹¹⁸ Vgl. Ohlson und Juettner-Nauroth (2005), S. 351-355.

¹¹⁹ Vgl. Gode und Mohanram (2003), S. 403.

¹²⁰ Vgl. Gode und Mohanram (2003), S. 403, 408 zum Vorgehen, das auch von Daske (2006), S. 342 verwendet wird.

Für die Gewinn- und grundsätzlich auch für die Dividendenerwartungen werden Analystenprognosen genutzt. Das Gewinnwachstum wird als das arithmetische Mittel des implizit erwarteten Wachstums der prognostizierten Gewinne der Geschäftsjahre τ und $\tau + 1$ sowie $\tau + 2$ und $\tau + 3$ ermittelt (vgl. Gleichung (54)).¹²¹

$$(54) \quad g_{kf_{ojn,t}} = \frac{feps_{t,\tau+3} - feps_{t,\tau+2}}{2feps_{t,\tau+2}} + \frac{feps_{t,\tau+1} - feps_{t,\tau}}{2feps_{t,\tau}}$$

Die erwarteten Gewinne sind finanzmathematisch wie Auszahlungen an die Aktionäre zu behandeln. Aus diesem Grund ist der Barwert des erwarteten Gewinnstroms (geschweifte Klammer in Gleichung (53)) um den bereits vergangenen Teil des Geschäftsjahres zu korrigieren. Dies geschieht, indem mit den iEKK aufgezinst wird. Da rd_t die verbleibenden Tage bis zum nächsten Bilanzstichtag relativ zu 365 angibt (auf die Berücksichtigung von Schaltjahren wird verzichtet), gibt $1 - rd_t$ an, wie viel Zeit seit dem letzten Bilanzstichtag vergangen ist.¹²²

Modifikationen des Grundtyps Abnormal Earnings Growth Model finden sich bei Easton (2004). Für die PEG-Ratio wird angenommen, dass die abnormalen Gewinne nicht wachsen ($g_{ojn,t} = 0$) und keine Dividende ausgeschüttet wird. Daraus ergibt sich die vereinfachte Gleichung (55). Um eine reelle Zahl als Lösung zu erhalten, muss $feps_{t,\tau+1} > feps_{t,\tau}$ gelten.

$$(55) \quad k_t = \frac{feps_{t,\tau+1} - feps_{t,\tau}}{i_ekkmpeg,t^2} (1 + i_ekkmpeg,t)^{1 - rd_t}$$

mit $i_ekkmpeg,t$ Implizite Eigenkapitalkosten nach dem Price-Earnings Growth-Model; ermittelt auf den Zeitpunkt t

Die modifizierte PEG-Ratio zeichnet sich durch die Lockerung der Annahme einer Dividende in Höhe von null aus. Es resultiert Gleichung (56).¹²³

$$(56) \quad k_t = \frac{feps_{t,\tau+1} + i_ekkmpeg,t f d p s_{t,\tau} - feps_{t,\tau}}{i_ekkmpeg,t^2} (1 + i_ekkmpeg,t)^{1 - rd_t}$$

mit $i_ekkmpeg,t$ Implizite Eigenkapitalkosten auf Basis der modifizierten PEG-Ratio; ermittelt auf den Zeitpunkt t

Wird ein abnormales Gewinnwachstum in Höhe von null angenommen, resultiert eine Umformung des inversen Kurs-Gewinn-Verhältnisses. Das Kurs-Gewinn-Verhältnis wird bspw. zur überschlägigen Unternehmensbewertung genutzt und ist im Englischen als Price-Earnings-Ratio (PE-Ratio) bekannt.¹²⁴

¹²¹ Die Konkretisierung orientiert sich an BPW, S. 1097.

¹²² Vgl. Daske et al. (2006), S. 6.

¹²³ Vgl. Easton (2004), S. 80f.

¹²⁴ Vgl. Drukarczyk und Schüler (2016), S. 429f und BPW, S. 1120.

In (57) ist die Bewertungsgleichung der PE-Ratio wiedergegeben.

$$(57) \quad k_t = \frac{feps_{t,\tau}}{i_ekkk_{pe,t}} (1 + i_ekkk_{pe,t})^{1-rd_t}$$

mit $i_ekkk_{pe,t}$ Implizite Eigenkapitalkosten nach der Price-Earnings-Ratio; ermittelt auf den Zeitpunkt t

Die Einhaltung des Kongruenzprinzips gehört anders als bei dem unten vorgestellten Residualgewinnmodell (3.4.3) nicht zu den Annahmen des Abnormal Earnings Growth Model. Die Anwendung des Residualgewinnmodells schließt im Gegenzug keine negativen Gewinnschätzungen aus.¹²⁵

3.4.2 Das Dividenden-Diskontierungs-Modell

Gordon und Gordon (1997) setzen die Bewertungsgleichung (1) in einem Zwei-Phasen-Modell um. In der ersten Phase werden Analystenschätzungen über Dividenden verwendet. Für die zweite Phase nehmen die Autoren an, dass eine langfristige Gewinnschätzung am besten die Erwartungen der Marktteilnehmer widerspiegelt. Für die erste Phase wird eine Dauer von vier Jahren angenommen.¹²⁶ In (58) findet sich die Bewertungsgleichung. Die Autoren entwickeln das Modell ähnlich wie Ohlson und Juettner-Nauroth (2005) vor dem Hintergrund verfügbarer Analystenprognosen.¹²⁷

$$(58) \quad k_t = \left\{ \sum_{n=1}^4 \frac{fdps_{t,\tau+n-1}}{(1+i_ekkk_{gor,t})^n} + \frac{feps_{t,\tau+4}}{(1+i_ekkk_{gor,t})^4 i_ekkk_{gor,t}} \right\} (1 + i_ekkk_{gor,t})^{1-rd_t}$$

mit $i_ekkk_{gor,t}$ Implizite Eigenkapitalkosten nach Gordon und Gordon (1997); ermittelt auf den Zeitpunkt t

3.4.3 Das Residualgewinnmodell

Das Residualgewinnmodell wurde anders als die bereits zwei vorgestellten Grundtypen nicht mit Blick auf die von Analysten bereitgestellten Prognosen entwickelt. Es setzt auf dem Preinreich-Lücke-Theorem auf, nach dem die Diskontierung von Gewinnen und Zahlungsüberschüssen identische Ergebnisse liefern kann.¹²⁸ Ähnlich wie im Modell von Ohlson und Juettner-Nauroth (2005) besteht die Bewertungsgleichung im Residualgewinnmodell aus zwei Komponenten: dem aktuellen Buchwert des Eigenkapitals je Aktie ergänzt um den Barwert der Residualgewinne. In (59) ist das Residualgewinnmodell vereinfacht wiedergegeben.¹²⁹

$$(59) \quad k_t = bps_t + \sum_{n=1}^{\infty} \frac{rg_{t+n}}{(1+i_ekkk_t)^n}$$

mit rg_{t+n} Residualgewinn im Zeitraum $t+n-1$ bis $t+n$

¹²⁵ Vgl. Easton (2004), S. 75.

¹²⁶ Vgl. Guay et al. (2011), S. 131 und BPW, S. 1097.

¹²⁷ Vgl. Gordon und Gordon (1997), S. 52f.

¹²⁸ Vgl. Claus und Thomas (2001), S. 1632.

¹²⁹ Vgl. Daske et al. (2006), S. 5.

Der Residualgewinn ist die Differenz zwischen dem zukünftigen Gewinn je Aktie, welcher der Verzinsung des bilanziellen Eigenkapitals mit dem ROE entspricht, und den kalkulatorischen Eigenkapitalkosten, die sich aus der Verzinsung des bilanziellen Eigenkapitals mit den iEKK ergeben. Eine zentrale Annahme des Residualgewinnmodells ist die Gültigkeit des Kongruenzprinzips, wie (60) zu entnehmen ist.¹³⁰

$$(60) \quad rg_{t+n} = (roe_{t+n} - i_{ekkt})bps_{t+n-1} = eps_{t+n} - i_{ekkt}bps_{t+n-1}$$

Claus und Thomas (2001) sowie Gebhardt et al. (2001) passen jeweils das Residualgewinnmodell an, um es mit Analystenschätzungen zu verwenden.¹³¹ Die beiden Varianten unterscheiden sich hinsichtlich der Annahmen über die langfristige Entwicklung der Residualgewinne. Claus und Thomas (2001) nutzen eine Detailplanungsphase von vier Perioden, der sich eine Rentenphase ab der fünften Periode anschließt. In der Rentenphase wird ein konstantes Wachstum der Residualgewinne in Höhe der erwarteten Inflationsrate angenommen.¹³² In Gleichung (61) findet sich das verwendete Modell.

$$(61) \quad k_t = bps'_t + \frac{feps'_{t,\tau} - \{(1+i_{ekkt,t})^{rd_t-1}\}bps'_t}{(1+i_{ekkt,t})^{rd_t}} + \sum_{n=1}^3 \frac{feps_{t,\tau+n} - i_{ekkt,t}fbps^*_{t,\tau+n-1}}{(1+i_{ekkt,t})^{rd_t+n}} + \frac{feps_{t,\tau+4} - i_{ekkt,t}fbps^*_{t,\tau+3}}{(i_{ekkt,t} - g_{ct,t})(1+i_{ekkt,t})^{rd_t+3}}$$

mit	bps'_t	Angepasster Buchwert des Eigenkapitals je Aktie zum Zeitpunkt t
	$feps'_{t,\tau}$	Angepasste Gewinnerwartung zum Zeitpunkt t für das Geschäftsjahr τ
	$i_{ekkt,t}$	Implizite Eigenkapitalkosten nach Claus und Thomas (2001); ermittelt auf den Zeitpunkt t
	$g_{ct,t}$	Zum Zeitpunkt t erwartetes Wachstum der Residualgewinne: $Max(rf_t - 3\%; 0)$
	$fbps^*_{t,\tau+n}$	Schätzung im Zeitpunkt t über den Buchwert des Eigenkapitals je Aktie am Ende des Geschäftsjahres $\tau + n$

Da monatliche Analystenprognosen verwendet werden, deren Schätzzeitpunkte somit auch innerhalb eines Geschäftsjahres liegen, sind Anpassungen am Buchwert des Eigenkapitals und an der Gewinnprognose des laufenden Geschäftsjahres vorzunehmen.¹³³ Sämtliche Buchwerte in Höhe von null oder kleiner, unabhängig davon, ob sie aus der Worldscope Datenbank übernommen oder im Rahmen der Arbeit angepasst bzw. weiterentwickelt werden, werden ausgeschlossen.

¹³⁰ Vgl. Kruschwitz (2014), S. 103f. Coenenberg et al. (2016), S. 516f weisen darauf hin, dass sowohl die Rechnungslegung nach dem deutschen HGB als nach den IFRS das Kongruenzprinzip durchbrechen.

¹³¹ Vgl. Claus und Thomas (2001) und Gebhardt et al. (2001).

¹³² Vgl. Claus und Thomas (2001), S. 1636, 1640, 1661.

¹³³ Vgl. Daske et al. (2006), S. 11.

Der angepasste Buchwert ergibt sich aus Gleichung (62).

$$(62) \quad bps'_t = bps'_{t,\tau-1} \left(1 + \frac{feps_{t,\tau}}{bps'_{t,\tau-1}} \right)^{1-rd_t}$$

mit $bps'_{t,\tau-1}$ Buchwert des Eigenkapitals je Aktie am Ende des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$ vor der Schätzung der iEKK; auf den Zeitpunkt t angepasst

Der auf den Zeitpunkt t angepasste Buchwert des Eigenkapitals $bps'_{t,\tau-1}$ am Ende des Geschäftsjahres $\tau - 1$ wird mit dem erwarteten ROE auf den Zeitpunkt t aufgezinst. Für den Fall, dass der letzte Tag des Geschäftsjahres erreicht wird, ergo rd_t einen Wert von null annimmt, entspricht bps'_t dem Buchwert des Eigenkapitals je Aktie am Ende des letzten Geschäftsjahres plus dem erwarteten Gewinn des gerade abgelaufenen Geschäftsjahres. $bps'_{t,\tau-1}$ berechnet sich nach dem Schema in (63):

(63)

Wenn der Jahresabschluss des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$ zum Zeitpunkt t bereits veröffentlicht wurde:

$$bps'_{t,\tau-1} = bps_{\tau-1}$$

Wenn der Jahresabschluss des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$ zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, es aber eine historische Prognose über den Gewinn des abgelaufenen Geschäftsjahres gibt:

$$bps'_{t,\tau-1} = bps_{\tau-2} + hfeps_{t,\tau-1} - hfdps^*_{t,\tau-1}$$

mit $bps_{\tau-1}$ Buchwert des Eigenkapitals je Aktie aus dem Jahresabschluss des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$ vor der Schätzung der iEKK (Worldscope Item WC05476)

$hfeps_{t,\tau-1}$ Prognose über den Gewinn je Aktie des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, vor der Schätzung der iEKK zum Zeitpunkt t (historischer Schätzer)

$hfdps^*_{t,\tau-1}$ Prognose über die Dividende je Aktie des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, vor der Schätzung der iEKK zum Zeitpunkt t (historischer Schätzer), basierend auf Analystenprognosen und historischen Jahresabschlussdaten

Die angepasste Gewinnschätzung ergibt sich aus Gleichung (64). Es wird von der Gewinnprognose des zum Zeitpunkt der iEKK-Schätzung laufenden Geschäftsjahres τ der Teil des Gewinns abgezogen, der bereits im angepassten Buchwert berücksichtigt wird.

$$(64) \quad feps'_t = feps_{t,\tau} - (bps'_t - bps'_{t,\tau-1})$$

Für die Konstruktion zukünftiger Buchwerte wird auf Dividendenprognosen zurückgegriffen. Unter Ausnutzung des Kongruenzprinzips und der Annahme, dass Dividenden am Jahresende ausgezahlt werden, wird der letzte vor dem Schätzdatum der iEKK veröffentlichte Buchwert

weiterentwickelt. In (65) wird beispielhaft gezeigt, wie der Buchwert am Ende des dritten Geschäftsjahres (laufendes und zwei volle zukünftige Geschäftsjahre) nach der Schätzung der iEKK im Zeitpunkt t berechnet wird.¹³⁴

$$(65) \quad fbps_{t,\tau+2}^* = bps'_{t,\tau-1} + \sum_{n=0}^2 (feps_{t,\tau+n} - fdps_{t,\tau+n})$$

Gebhardt et al. (2001) unterteilen die Barwertreihe der Residualgewinne aus (59) in drei Phasen. In Phase eins nutzen die Autoren Analystenprognosen. Dem schließt sich eine Übergangsphase an, in der der prognostizierte ROE linear auf einen historischen Branchendurchschnitt konvergiert. In der sich anschließenden letzten Phase wird für die ewige Rente der historische Branchendurchschnitt des ROE als konstant angenommen. Grundlage dieser Überlegung ist, dass Unternehmen langfristig keinen ROE über den Branchendurchschnitt erzielen können.¹³⁵ In dieser Arbeit erstreckt sich die erste Phase auf das laufende und die folgenden vier Geschäftsjahre. Gleichung (66) zeigt die Bewertungsformel.

$$(66) \quad k_t = bps'_t + \frac{feps'_{t,\tau} - \{(1+i_{ekk_{gls,t}})^{rd_t} - 1\}bps'_t}{(1+i_{ekk_{gls,t}})^{rd_t}} + \sum_{n=1}^4 \frac{feps_{t,\tau+n} - i_{ekk_{gls,t}} fbps_{t,\tau+n}^*}{(1+i_{ekk_{gls,t}})^{rd_t+n}} + \sum_{n=5}^{10} \frac{(froe_{t,\tau+n}^* - i_{ekk_{gls,t}})fbps_{t,\tau+n}^*}{(1+i_{ekk_{gls,t}})^{rd_t+n}} + \frac{(hist_roe_t - i_{ekk_{gls,t}})fbps_{t,\tau+10}^*}{i_{ekk_{gls,t}}(1+i_{ekk_{gls,t}})^{rd_t+10}}$$

- mit
- $i_{ekk_{gls,t}}$ Implizite Eigenkapitalkosten nach Gebhardt et al. (2001); ermittelt auf den Zeitpunkt t
 - $froe_{t,\tau+n}^*$ Schätzung im Zeitpunkt t über den ROE des Geschäftsjahres $\tau + n$. Die Schätzung beruht auf Analystenprognosen, die mit historischen Daten prolongiert werden
 - $hist_roe_t$ Zum Zeitpunkt t ermittelter historischer Branchendurchschnitt des ROE

In der Übergangsphase erfolgt eine lineare Interpolation zwischen dem historischen Branchendurchschnitt des ROE und dem ROE, der auf der am weitesten in die Zukunft reichenden Gewinnprognose für das Geschäftsjahr $\tau + 4$ beruht. In Gleichung (67) wird der Übergang dargestellt.¹³⁶

$$(67) \quad froe_{t,\tau+n}^* = \frac{feps_{t,\tau+4}}{fbps_{t,\tau+3}^*} \frac{11-n}{7} + hist_roe_t \frac{n-4}{7}, \quad n = 5, \dots, 10$$

Der Branchendurchschnitt ergibt sich aus einem gleitenden Median historischer Daten.¹³⁷ Um den Durchschnitt zu ermitteln, werden die Unternehmen zu Branchen zusammengefasst. Für die Definition der 48 Branchen wird auf die aktuelle Aufteilung nach Fama und French (1997)

¹³⁴ Vgl. Daske et al. (2006), S. 11f.

¹³⁵ Vgl. Gebhardt et al. (2001), S. 141f.

¹³⁶ Vgl. Daske et al. (2006), S. 7.

¹³⁷ Gebhardt et al. (2001), S. 143 nutzen ebenfalls den Median, um den Einfluss von Ausreißern zu begrenzen. Sie weisen darauf hin, dass sich ihre Ergebnisse nicht nennenswert bei der Nutzung des arithmetischen Mittels der historischen Daten verändern.

zurückgegriffen.¹³⁸ Die Zuordnung der Unternehmen erfolgt anhand von SIC-Kodes (World Scope Item WC07021).

Es werden dieselben Unternehmen wie bei der Berechnung der iEKK genutzt. Es wird lediglich darauf verzichtet, Unternehmen ohne Kursdaten oder Analystenprognosen über den Gewinn auszuschließen, da diese Daten an dieser Stelle keine Relevanz haben. Es resultiert eine Datenbasis für die Berechnung der historischen Branchen-ROE von 972 Unternehmen für den Zeitraum 1979 bis 2014.

Berücksichtigt werden nur Bilanzdaten, die zu einem Beobachtungszeitpunkt bekannt waren. Für jedes Branchenunternehmen werden maximal die historischen ROE der letzten zehn veröffentlichten (und damit bekannten) Geschäftsjahre vor dem Zeitpunkt der Berechnung der iEKK genutzt. Es müssen mindestens drei historische ROE eines Unternehmens zu einem Beobachtungszeitpunkt vorliegen, damit das Unternehmen aufgenommen wird. Negative historische ROE fließen nicht in die Medianberechnung ein. Gebhardt et al. (2001) gehen davon aus, dass profitable Unternehmen besser den langfristigen Branchen-ROE widerspiegeln.¹³⁹

Der ROE ergibt sich durch die Division des Jahresüberschusses eines Geschäftsjahres mit dem durchschnittlichen Eigenkapital des Geschäftsjahres (Worldscope Item WC08301). Das durchschnittliche Eigenkapital ist das arithmetische Mittel des Eigenkapitals zum Anfang und zum Ende des Geschäftsjahres. Durch die Durchschnittsbildung wird verhindert, dass eine Stromgröße einer Bestandsgröße gegenübergestellt wird.¹⁴⁰ Bei der Berechnung der iEKK wird mithilfe des SIC-Kodes den Unternehmen der historische Durchschnitt des ROE der entsprechenden Branche zugeordnet.

3.5 Beschreibung der übrigen Daten

3.5.1 Gewinn- und Dividendenprognosen

Die grundlegende Annahme bei der Nutzung von Analystenprognosen ist, dass die Erwartung der Marktteilnehmer den Erwartungen der Analysten entspricht.¹⁴¹ Um die Wirkung von Ausreißern zu verringern, werden Median-Analystenprognosen über Gewinne aus der Datenbank I/B/E/S genutzt. Die von I/B/E/S zur Verfügung gestellten Prognosen werden regelmäßig in der

¹³⁸ Vgl. <http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/ftp/Siccodes48.zip>, abgerufen am 16.11.2018. Gebhardt et al. (2001), S. 143 verweisen ebenfalls auf Fama und French (1997).

¹³⁹ Vgl. Gebhardt et al. (2001), S. 143.

¹⁴⁰ Vgl. Coenenberg et al. (2016), S. 1154f.

¹⁴¹ Vgl. Botosan et al. (2011), S. 1095.

Forschung verwendet und können als „Standarddatenquelle“ bezeichnet werden.¹⁴² Für die Gewinnprognosen wird der I/B/E/S Item EPS##MD genutzt. ## steht für die beiden letzten Stellen des Geschäftsjahres, auf das sich die Prognose bezieht. Es müssen mindestens Prognosen über die Gewinne dreier Geschäftsjahre vorliegen.

Die drei Gewinnprognosen beziehen sich entweder auf

1. den Gewinn des laufenden (τ), des nächsten ($\tau + 1$) sowie des übernächsten Geschäftsjahres ($\tau + 2$) oder auf
2. den Gewinn des bereits beendeten Vorgeschäftsjahres, dessen Jahresabschluss noch nicht veröffentlicht wurde ($\tau - 1$: historischer Schätzer), der Gewinn des laufenden (τ) sowie gegebenenfalls des nächsten Geschäftsjahres ($\tau + 1$).

Liegen weiter in die Zukunft reichende Gewinnschätzungen für $\tau + 3$ oder $\tau + 4$ vor, werden auch diese genutzt. Um fehlende Daten zu ergänzen, werden die Analystenprognosen prolongiert. Dazu wird im ersten Schritt auf den Median der Prognosen über das langfristige Gewinnwachstum (ltg_t , I/B/E/S Item LTMD) zurückgegriffen. Die Wachstumsprognose wird mit der am weitesten in die Zukunft reichenden Gewinnprognose multipliziert. In Gleichung (68) ist die Prolongation auf den Gewinn des dritten vollen Geschäftsjahres dargestellt, welches auf das laufende Geschäftsjahr folgt.

$$(68) \quad feps_{t,\tau+3} = feps_{t,\tau+2}(1 + ltg_t)$$

Liegt keine Wachstumsprognose vor, werden die in den Gewinnprognosen enthaltenen absoluten Wachstumsannahmen verwendet. In Gleichung (69) ist ebenfalls die Prolongation auf $feps_{t,\tau+3}$ dargestellt.¹⁴³

$$(69) \quad feps_{t,\tau+3} = feps_{t,\tau+2} + \frac{feps_{t,\tau+2} - feps_{t,\tau}}{2}$$

Unabhängig davon, ob der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres bereits veröffentlicht wurde oder nicht (und somit ein historischer Schätzer vorliegt), wird auf $feps_{t,\tau+4}$ prolongiert. Dies entspricht einem Zeithorizont von vier vollen und dem Rest des laufenden Geschäftsjahres.

¹⁴² Vgl. bspw. Guay et al. (2011), S. 131, EM05, S. 501 oder Gebhardt et al. (2001), S. 135. BPW nutzen hingegen Prognosen des Datendienstleisters Value Line.

¹⁴³ Vgl. Daske et al. (2006), S. 6f.

Der Median der Analystenprognosen wird, sowohl für den Gewinn als auch für das langfristige Gewinnwachstum, nur dann verwendet, wenn mindestens zwei Analysten Prognosen abgegeben haben.¹⁴⁴ Für ein Unternehmen (Fresenius Medical Care) liegen Gewinnprognosen in USD vor, weil der Jahresabschluss in USD aufgestellt wird. In diesem Fall werden die Prognosen mit dem Stichtagswechsellkurs der Prognosen umgerechnet. Die Bilanzdaten von Worldscope liegen in Euro vor.¹⁴⁵ Es wird Daske (2006) gefolgt und nicht differenziert, ob sich Gewinnprognosen auf deutsche oder internationale Rechnungslegungsstandards beziehen.¹⁴⁶ Somit wird eine Unschärfe bei der Ermittlung der iEKK nach dem Residualgewinnmodell in Kauf genommen.

Für die erwarteten Dividenden werden ebenfalls Analystenprognosen verwendet.¹⁴⁷ Es müssen, wie bei den anderen Prognosen auch, mindestens zwei Analysten Prognosen abgegeben haben. Dividendenprognosen werden gegebenenfalls in Euro umgerechnet. Die Prognose über die Dividende des letzten Geschäftsjahres $hfdps_{t,\tau-1}^*$ ergibt sich, wenn verfügbar, aus der Medien-Analystenprognose über die Dividende des letzten Geschäftsjahres, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde. Wenn kein historischer Schätzer vorliegt, wird auf eine historische Gewinnprognose und die letzte bekannte Ausschüttungsquote aus Jahresabschlussdaten zurückgegriffen.¹⁴⁸ (70) gibt das Schema wieder.

(70)

Wenn ein historischer Schätzer über die Dividende vorliegt und der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres noch nicht veröffentlicht wurde:

$$hfdps_{t,\tau-1}^* = hfdps_{t,\tau-1}$$

Wenn kein historischer Schätzer über die Dividende vorliegt und der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres noch nicht veröffentlicht wurde:

$$hfdps_{t,\tau-1}^* = \text{Max}(hfeps_{t,\tau-1} \text{ por}_{\tau-2}; 0)$$

mit $\text{por}_{\tau-2}$ Ausschüttungsquote des zum Zeitpunkt t vorletzten Geschäftsjahres vor der Schätzung der iEKK (Worldscope Item WC09504 – die Ausschüttungsquoten sind nach unten auf null begrenzt)

$hfdps_{t,\tau-1}$ Prognose über die Dividende je Aktie des letzten Geschäftsjahres $\tau - 1$, dessen Jahresabschluss zum Zeitpunkt t noch nicht veröffentlicht wurde, vor der Schätzung der iEKK zum Zeitpunkt t (historischer Schätzer), basierend auf Analystenprognosen

¹⁴⁴ I/B/E/S Items EPS##NE für Gewinnprognosen und LTNE für Wachstumsprognosen. Wenn im übrigen Text von Analystenprognosen die Rede ist, ist damit der Median der einzelnen Prognosen gemeint. Die einzelnen Prognosen liegen nicht vor und werden auch nicht in der Arbeit verwendet. Vgl. zur Anzahl der schätzenden Analysten Jäckel (2014), S. 76. Eine vergleichbare Mindestanzahl an in den Median eingehenden einzelnen Prognosen findet sich weder bei Daske et al. (2006) noch bei EM05 oder BPW.

¹⁴⁵ Zur Feststellung, in welcher Währung eine Schätzung vorliegt, wird der I/B/E/S Item IBCUR herangezogen. Die Umrechnung in Euro erfolgt mit der Datastream Wechselkurs-Zeitreihe BDDM.SP.

¹⁴⁶ Vgl. Daske (2006), S. 347.

¹⁴⁷ I/B/E/S Items DPS##MD und DPS##NE korrespondierend zu den Gewinnprognosen.

¹⁴⁸ Es wird angenommen, dass mit Veröffentlichung des Jahresabschlusses eines Geschäftsjahres auch die Dividende desselben Geschäftsjahres bekannt wird.

Fehlende Prognosen über die Dividende des zum Zeitpunkt t noch laufenden Geschäftsjahres und darüber hinaus werden gleichermaßen mit Gewinnprognosen ergänzt. In Gleichung (71) wird die Berechnung der Dividende für das vierte volle Geschäftsjahr nach dem im Zeitpunkt t aktuellen Geschäftsjahr dargestellt.

$$(71) \quad fdps_{t,\tau+4} = \text{Max}(feps_{t,\tau+4} fpor_t; 0)$$

mit $fpor_t$ Zum Zeitpunkt t erwartete zukünftige Ausschüttungsquote

Es wird die zum Zeitpunkt t erwartete Ausschüttungsquote $fpor_t$ genutzt, die sich aus den Dividenden- und Gewinnprognosen ergibt, die am weitesten in die Zukunft reichen. Dies sind gegebenenfalls lediglich historische Schätzer. Liegen keinerlei Dividendenprognosen und somit auch keine erwartete Ausschüttungsquote vor, wird die letzte aus Jahresabschlussdaten bekannte Ausschüttungsquote verwendet. In Gleichung (72) wird die Ermittlung von $fpor_t$ aus Gleichung (71) dargestellt. Die erwartete Ausschüttungsquote wird auch genutzt, um die Dividendenerwartungen bis $t=12$ für $i_ekk_{gl,t}$ zu bestimmen.

(72)

Wenn Dividendenprognosen vorliegen:

$$fpor_t = \text{Max}\left(\frac{fdps_{t,\tau+div_max}}{feps_{t,\tau+div_max}}; 0\right)$$

Wenn keine Dividendenprognosen vorliegen und der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres bereits veröffentlicht wurde:

$$fpor_t = por_{\tau-1}$$

Wenn keine Dividendenprognosen vorliegen und der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres noch nicht veröffentlicht wurde:

$$fpor_t = por_{\tau-2}$$

mit $fdps_{t,\tau+div_max}$ Dividendenprognose, die zum Zeitpunkt t am weitesten in die Zukunft reicht
 $feps_{t,\tau+div_max}$ Gewinnprognose zum Zeitpunkt t , die sich auf dieselbe Periode bezieht wie die Dividendenprognose, die zum Zeitpunkt t am weitesten in die Zukunft reicht

3.5.2 Kursdaten

Für die Bestimmung der iEKK wird ein Kurs (k_t) genutzt, der nachträglich wie die Gewinnprognosen der Analysten und die Buchwerte je Aktie an Aktiensplits angepasst wird (Datastream Item P#T). Kurse von kleiner/gleich null werden ausgeschlossen, weil es sich um fehlerhafte Daten handelt bzw. da sich sonst unendlich hohe iEKK ergeben würden. DM-Kurse

werden mit dem amtlichen Umtauschkurs umgerechnet.¹⁴⁹ Kurse, die in Fremdwährungen angezeigt werden, werden gelöscht.¹⁵⁰ Es werden Kurse von der Frankfurter Börse genutzt. Durch den Datentyp P#T wird sichergestellt, dass im Falle eines Delistings die Datenreihe abbricht.

Für die Bestimmung der Renditen (r_{t+1}) werden Performance-Kurse eingesetzt (Datastream Item RI#T), in die nicht nur Kurssteigerungen, sondern auch Dividendenzahlungen eingehen. Die Performance-Kurse werden wie die Kurse zur Bestimmung der iEKK von DM in Euro umgerechnet. Kurse in Fremdwährungen und negative Kurse werden ausgeschlossen und bei einem Delisting bricht die Datenreihe ab.

Der erste Verwendungszweck der Renditen ist die Beurteilung der Validität der iEKK.¹⁵¹ Ein Ausschluss von Kursen in Höhe von null, die grundsätzlich von Interesse sind, da sich aus ihnen eine unendliche Rendite (Startkurs) bzw. ein Totalverlust (Endkurs) ergibt, ist notwendig, weil unendlich hohe Renditen oder iEKK ermittelt werden, die jeweils nicht auswertbar sind. Eine Beobachtung ohne iEKK am Anfang und am Ende des Renditezeitraums kann nicht ausgewertet werden, weil die iEKK als (Kontroll-)Variablen benötigt werden. Da bei einem Delisting keine Kursdaten für die iEKK-Berechnung mehr zur Verfügung stehen, werden keine Delisting-Renditen berücksichtigt. Die zweite Verwendung der Renditen ist die Berechnung von Beta-Faktoren, die als Risikofaktoren den auf denselben Zeitpunkt ermittelten iEKK gegenübergestellt werden. Auch für diesen Zweck erfolgt der Ausschluss von Kursen von null.

3.5.3 Bilanzstichtage und Veröffentlichungsdaten

Um sicherzustellen, dass nur die in einem Zeitpunkt bekannten Informationen aus Jahresabschlüssen verwendet werden, werden Daten über die Bilanzstichtage (Worldscope Item WC05905) und die Veröffentlichungen der Jahresabschlüsse (Worldscope Item WC05350) benötigt.

Fehlende Bilanzstichtage werden ergänzt, indem der bekannte Bilanzstichtag des Vorgeschäftsjahres um ein Jahr nach hinten versetzt wird. Bspw. werden Daten aus 2014 als Ergänzung für 2015 genutzt. Falls dann noch Daten fehlen, werden die bekannten Bilanzstichtage der Geschäftsjahre um ein Jahr vermindert, um Daten für Vorgeschäftsjahre zu ergänzen (Ergänzung von 2014 mit Daten aus 2015). Es resultieren entweder vollständige oder leere Datenreihen

¹⁴⁹ Vgl. <https://www.bundesbank.de/de/aufgaben/bargeld/dm-banknoten-und--muenzen/-/umtausch-von-dm-in-euro-599338>, abgerufen am 16.11.2018.

¹⁵⁰ Zur Feststellung, in welcher Währung eine Kursreihe vorliegt, wird der Datastream Item PCUR genutzt.

¹⁵¹ Vgl. 2.6.

über die Bilanzstichtage für ein Unternehmen. Fehlende Daten zur Veröffentlichung von Jahresabschlüssen werden auf Basis des Bilanzstichtages plus einer angenommenen Frist von vier Monaten ergänzt. Offensichtlich falsche Veröffentlichungsdaten, die vor dem Bilanzstichtag liegen, werden auf Grundlage derselben Annahme, dass der Jahresabschluss vier Monate nach dem Bilanzstichtag veröffentlicht wird, überschrieben.

3.5.4 Risikoloser Zinssatz

Der risikolose Zinssatz (rf_t) wird aus dem REX10 Rentenindex (Datastream Datenreihe REXA10Y) als interner Zinsfuß abgeleitet, der Gleichung (73) zur Übereinstimmung bringt. Der REX10 wird aus Marktdaten deutscher Staatsanleihen ermittelt, die als praktisch risikolos anzusehen sind. Er bildet eine synthetische Anleihe mit einem fixen Kupon in Höhe von 7,1958 € und einer Laufzeit von zehn Jahren ab.¹⁵² Für den Untersuchungszeitraum lagen ausschließlich positive risikolose Zinssätze vor. Die Ermittlung erfolgt wie bei den iEKK mit der Matlab-Funktion `fzero`.

$$(73) \quad REX10_t = \sum_{n=1}^{10} \frac{7,1958}{(1+rf_t)^n} + \frac{100}{(1+rf_t)^{10}}$$

mit $REX10_t$ Stand des REX10 Rentenindex zum Zeitpunkt t

3.5.5 Risikofaktoren

Mit dem empirisch ermittelten Beta-Faktor (β_{capm_t}) soll das systematische, nicht diversifizierbare Risiko einer Aktie gemessen werden. Im CAPM ist der Beta-Faktor der einzige Risikofaktor, der die erwarteten Renditen beeinflusst und angibt, wie stark die Rendite einer einzelnen Aktie von Renditeveränderungen des gesamten Marktes abhängen. Gleichung (74) gibt die erwartete Rendite nach dem CAPM wieder.¹⁵³

$$(74) \quad E_t[r_{t+1}] = rf_t + (E_t[rm_{t+1}] - rf_t)\beta_{capm_t}$$

mit rm_{t+1} Rendite des Gesamtmarktes über den Zeitraum t bis t+1
 β_{capm_t} Beta-Faktor aus dem CAPM zum Zeitpunkt t

Zur empirischen Schätzung des Beta-Faktors wird die Rendite der Aktien mit Performance-Kursen ermittelt. Als Surrogat für den Gesamtmarkt wird der CDAX Aktienindex verwendet, weil dieser eine große Zahl von börsennotierten deutschen Unternehmen umfasst. Die Beta-Faktoren werden für jeden Untersuchungszeitpunkt ermittelt, indem eine univariate Regression der Renditen der Aktie der letzten 150 Wochen vor dem Beobachtungszeitpunkt t als abhängige

¹⁵² Vgl. Deutsche Börse AG (2017), S. 5f, 20. Daske (2006), S. 342 nutzt gleichfalls den REX10 Rentenindex.

¹⁵³ Vgl. Kruschwitz und Löffler (2006), S. 79.

Variable auf die entsprechenden Renditen der Performancevariante des CDAX Aktienindex als unabhängige Variable durchgeführt wird.¹⁵⁴ Es wird die Datastream Kurs-Datenreihe CDAXGEN verwendet. Es müssen mindestens 50 der maximal 150 Wochen-Renditen je Zeitpunkt vorliegen. Die Standardabweichung der Residuen std_resi_t wird aufgenommen, um das unsystematische, also eigentlich durch Diversifikation eliminierbare Risiko zu berücksichtigen.¹⁵⁵

Die Finanzierung von Projekten mit Fremdkapital erhöht sowohl die Eigenkapitalrendite als auch das damit verbundene Risiko für die Eigenkapitalgeber.¹⁵⁶ Der Leverage-Effekt wird mit dem im Zeitpunkt t letzten bekannten Verschuldungsgrad in bilanziellen Größen (Worldscope Item WC08231) gemessen: lev_t .

EKK sollen nicht nur die unterschiedliche zeitliche Verteilung von Zahlungsströmen, sondern auch unterschiedlich riskante Zahlungsströme vergleichbar machen. Die Unsicherheit über die Zahlungsströme spiegelt sich in den Standardabweichungen der einzelnen Prognosen über zukünftige Gewinne wider. Es werden die Standardabweichungen der Gewinne verwendet, die mit den nächsten drei Jahresüberschüssen bekannt werden. Um von der absoluten Höhe der Gewinne zu abstrahieren, wird die Standardabweichung durch den zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals dividiert. $nstd1_t$ ist die normierte Standardabweichung der Prognosen über den Gewinn, der als nächstes bekannt wird. Dies ist ein historischer Schätzer, wenn der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres $\tau - 1$ noch nicht veröffentlicht wurde. $nstd2_t$ und $nstd3_t$ beziehen sich entsprechend auf die beiden folgenden Geschäftsjahre τ und $\tau + 1$ oder andernfalls, wenn kein historischer Schätzer vorliegt, auf $\tau + 1$ und $\tau + 2$. Für die Standardabweichung wird der I/B/E/S Item EPS##SD genutzt. Es handelt sich jeweils um die Standardabweichungen derjenigen Gewinne, die auch die Ausgangswerte für die Berechnung der Cashflow-News im Zeitpunkt t bilden.

Für die Marktkapitalisierung (mv_t) wird der Datastream Item MV#T verwendet. Auch bei der Marktkapitalisierung erfolgt ein Ausschluss, wenn ein Kurs von kleiner/gleich null oder in Fremdwährungen vorliegt, sowie die Umrechnung von DM in Euro. Die zugrundeliegenden Kursdaten stammen von der Frankfurter Börse. Bei einem Delisting bricht die Datenreihe ab. Die Marktkapitalisierung wird als Maß für die Verfügbarkeit von Informationen angesehen. Dahinter steht die Vorstellung, dass größere Unternehmen tendenziell mehr Informationen zur

¹⁵⁴ Vgl. Daske (2006), S. 350.

¹⁵⁵ Vgl. Fama und MacBeth (1973), S. 616f und Kruschwitz und Husmann (2012), S. 242f.

¹⁵⁶ Vgl. Drukarczyk und Schüler (2016), S. 85f.

Verfügung stellen und mehr Informationen über große Unternehmen von Intermediären wie Analysten verarbeitet und veröffentlicht werden.¹⁵⁷ Die Marktkapitalisierung wird in Mio. Euro gemessen.

Für alle Risikofaktoren wird ein positiver Zusammenhang mit den iEKK angenommen. Ausgenommen davon ist die Marktkapitalisierung, für die ein negativer Zusammenhang erwartet wird.

3.5.6 Cashflow-News

Die Cashflow-News spiegeln neue Informationen über Zahlungsüberschüsse wider. Sie ergeben sich aus den Abweichungen zwischen den ursprünglichen und den neuen, aktualisierten Erwartungen, oder wenn verfügbar, den Realisationen, jeweils relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals.

Es wird unterschieden, ob in einem Zeitpunkt ein historischer Schätzer vorliegt oder nicht. Wenn zum Beobachtungszeitpunkt t der Jahresabschluss des vergangenen Geschäftsjahres $\tau - 1$ noch nicht veröffentlicht wurde, wird die Abweichung zwischen dem historischen Schätzer und der Realisation des Gewinns (I/B/E/S Item A##EPS) relativ zum ursprünglich erwarteten Buchwert des Eigenkapitals genutzt.¹⁵⁸ Liegt keine Realisation vor, wird für cf_n1_{t+1} die Abweichung vom aktualisierten historischen Schätzer berechnet. Der Ausgangswert für cf_n2_{t+1} ist die Schätzung über das laufende Geschäftsjahr τ und für cf_n3_{t+1} die Schätzung über das erste volle Geschäftsjahr $\tau + 1$ nach dem Beobachtungszeitpunkt t . Für cf_n2_{t+1} werden dem Prognosewert, wenn zum zukünftigen Zeitpunkt bekannt, Realisationen gegenübergestellt. Wenn die Realisationen noch unbekannt sind, werden aktualisierte Schätzungen verwendet. Für cf_n3_{t+1} wird die Anpassung der Prognosen in der Zukunft genutzt.

Wenn die Publikation des Jahresabschlusses des vergangenen Geschäftsjahres $\tau - 1$ zum Beobachtungszeitpunkt t bereits erfolgte, sind die Ausgangsbasis für cf_n1_{t+1} die Analystenprognosen über den Gewinn des laufenden Geschäftsjahres τ und der Gewinn des ersten und des zweiten vollen Geschäftsjahres entsprechend für cf_n2_{t+1} bzw. cf_n3_{t+1} . Es werden Realisationen oder, wenn der Jahresabschluss zum zukünftigen Zeitpunkt noch nicht veröffentlicht wurde, aktualisierte Schätzungen herangezogen, um die Cashflow-News cf_n1_{t+1} zu kalkulieren. Für cf_n2_{t+1} bzw. cf_n3_{t+1} wird die Abweichung zur angepassten Prognose bestimmt.

¹⁵⁷ Vgl. Gebhardt et al. (2001), S. 145f.

¹⁵⁸ Die Realisationen für Fresenius Medical Care liegen in Euro vor.

Beispielhaft sind in Gleichung (75) die Cashflow-News für das zweite volle Geschäftsjahr $\tau + 2$ nach dem im Zeitpunkt t aktuellen Geschäftsjahr τ dargestellt, wenn kein historischer Schätzer vorliegt.

$$(75) \quad cf_n3_{t+1} = \frac{feps_{t+1,\tau+2} - feps_{t,\tau+2}}{fbps_{t,\tau+2}^*}$$

3.6 Genese der Stichprobe

Ausgangspunkt für die Zusammensetzung der Stichprobe sind die Mitgliedsaktien des CDAX-Aktienindex jeweils zum 31.12. der Jahre 1993 bis 2014. Für die Jahre 1993 bis 1999 werden Daten der Karlsruher Kapitalmarktdatenbank genutzt, für die Folgejahre 2000 bis 2014 die Datastream Datenreihe LCDAXGEN12## (## steht für die beiden letzten Ziffern des gesuchten Jahres) mit den beiden Items ISIN für die ISIN (International Securities Identification Number, Internationale Wertpapierkennnummer) und ECNAME für den Unternehmensnamen. Es resultiert eine Liste mit 1.224 Aktien mit unterschiedlichen ISIN aus 22 Jahren. Um aus der Aktienliste eine Unternehmensliste zu machen, werden Unternehmen, die mit mehr als einer ISIN vertreten sind, nach folgendem Schema ausgeschlossen:

1. Es erfolgt die Suche nach Wertpapieren, für die derselbe oder ähnliche Unternehmensnamen angezeigt wird. Dazu wird der Datastream Item PNAME für den Unternehmensnamen vor einer gegebenenfalls stattgefundenen Umfirmierung herangezogen. Zusätzlich wird mit dem Worldscope Item WC11501 nach Unternehmen gesucht, die mehr als eine Aktiegattung emittiert haben oder hatten.
2. Wenn potentielle Dubletten identifiziert werden, wird auf Grundlage eines Vergleichs von Bilanzdaten und einer Internetrecherche festgestellt, ob es sich tatsächlich um die Aktien desselben Unternehmens handelt.
3. Wenn sich hinter zwei oder mehreren Aktien dasselbe Unternehmen verbirgt, erfolgt die Entscheidung über die Aufnahme bzw. den Ausschluss anhand der verfügbaren Datenbasis über Kurse und Analystengewinnprognosen.

Es werden 217 Aktien ausgeschlossen, so dass sich eine Liste von 1.007 Aktien ergibt, hinter denen aber anders als vorher jeweils nur ein einzelnes Unternehmen steht. Für diese 1.007 Unternehmen werden börsentägliche Daten über den Zeitraum vom 01.01.1988 bis 30.06.2015 heruntergeladen, was 7.173 Beobachtungen je Unternehmen entspricht. Für die Berechnung der Beta-Faktoren und der Standardabweichung der Residuen werden Kursdaten vom 31.12.1982

bis zum 30.06.2015 genutzt. Der Zeitraum wird nach hinten ausgedehnt, um auch für Beobachtungen am Anfang des Untersuchungszeitraums Beta-Faktoren und Standardabweichungen der Residuen berechnen zu können. Auf Grundlage der heruntergeladenen Daten werden Unternehmen ausgeschlossen, für die keine Informationen zu den Geschäftsjahresenden und damit zu den Zeitpunkten der Veröffentlichungen von Jahresabschlüssen vorliegen (-32 Unternehmen, es verbleiben 975 Unternehmen). Danach wird ein Unternehmen ausgeschlossen, für das in einem Kalenderjahr zwei Geschäftsjahresenden vorliegen (974 Unternehmen). Es werden ferner zwei Unternehmen ausgeschlossen, deren Sitz nicht in Deutschland liegt. Informationen über den Sitz der Unternehmen liefert der Datastream Item WC06026. Fehlende Daten zum Firmensitz werden manuell ergänzt. Diese 972 Unternehmen bilden die Stichprobe, die für die Berechnung der historischen Branchen-ROE herangezogen wird.

Sodann werden 211 Unternehmen ausgeschlossen, für die keinerlei Kurse oder für die zwar Kurse, aber zu keinem Beobachtungszeitpunkt drei Gewinnprognosen von jeweils mindestens zwei Analysten vorliegen. Für die verbleibenden 761 Unternehmen werden die iEKK und die anderen Variablen jeweils an den Tagen ermittelt, an denen die Analysten ihre Prognosen aktualisieren. Dies ist stets der Donnerstag vor dem dritten Freitag des Monats.¹⁵⁹ Tagesaktuelle Schätzungen liegen nur für diese Tage vor; zwischen zwei Aktualisierungen wird die letzte Prognose fortgeführt. Im Zeitraum vom 01.01.1988 bis zum 30.06.2015 wurden 330 Aktualisierungen vorgenommen, was 330 Beobachtungszeitpunkten entspricht. Die Cashflow-News und die zukünftigen iEKK als Surrogat für die Return-News sowie die Renditen beziehen sich auf den Tag der zwölften Folge-Aktualisierung. Dies entspricht nicht zwingend einem Zwölfmonats- bzw. Einjahreszeitraum, da der Donnerstag vor dem dritten Freitag eines Monats am frühesten auf den 14. und spätestens auf den 20. eines Monats fällt. Dies wiederum führt dazu, dass sich die realisierten Renditen als abhängige Variable in Gleichung (47) auf unterschiedlich lange Zeiträume beziehen. Die „Stauchung“ bzw. „Dehnung“ der Zeiträume ergibt sich aus der Nutzung der zukünftigen iEKK als Kontrollvariablen und dem Bestreben, dass sich die Analystenprognosen und der Kurs bei der Berechnung der iEKK auf denselben Zeitpunkt und somit auf dieselben Informationen beziehen. Als Alternative kann ein jeweils fixer Zeitpunkt (bspw. das Monatsende) gewählt werden, so dass stets eine Einjahresrendite berechnet werden kann.

¹⁵⁹ Vgl. Thomson Reuters (2013), S. 16.

Dies bringt aber den Nachteil mit sich, dass zwar ein tagesaktueller Kurs, aber nicht mehr aktuelle Analystenprognosen in die iEKK-Berechnung einfließen. EM05 schlagen den zweiten Weg ein.¹⁶⁰

Im letzten Schritt werden 303 Unternehmen ausgeschlossen, für die zu keinem Zeitpunkt ein vollständiger Satz an Beobachtungen vorliegt. Für die verbleibenden 458 Unternehmen liegen 22.707 vollständige Sätze an Beobachtungen vor. Es werden alle Zeitpunkte ausgeschlossen, an denen für weniger als 20 Unternehmen vollständige Beobachtungen gemacht werden. Der Ausschluss erfolgt, um die Portefeuille-Analyse und die Fama-MacBeth-Regressionen¹⁶¹ mit einer Mindestanzahl an Beobachtungen durchführen zu können. Die Stichprobe verringert sich auf 22.500 Unternehmensmonate. Im letzten Schritt werden zwei Zeitpunkte (April 1992 und 1993) ausgeschlossen, weil sie weder Vor- noch Nachfolgebeobachtungen haben; die Stichprobe verringert sich auf 22.427 Beobachtungen. Durch den Ausschluss von Zeitpunkten mit weniger als 20 Beobachtungen fallen u. a. auch die Monate Juni und Juli 1995 weg, was sich als Lücke bspw. in der Abbildung 3 zeigt. Die Beobachtungen nach Juni 2014 fallen weg, weil keine zukünftigen Daten für die Berechnung der Return- und Cashflow-News vorliegen. Mit den Zeitpunkten werden auch drei Unternehmen ausgeschlossen. Die finale Stichprobe erstreckt sich als Panel-Datensatz somit über 455 Unternehmen und über den Zeitraum von Oktober 1993 bis Juni 2014 mit insgesamt 247 Zeitpunkten und 22.427 Unternehmensmonaten.¹⁶²

3.7 Deskriptive Statistik

Abbildung 3 zeigt die acht iEKK-Varianten im Zeitverlauf. Gut sichtbar ist das Ansteigen der iEKK im Jahr 2008 im Zuge der weltweiten Finanzkrise und des Platzens der Dot-Com-Blase zu Beginn des Jahrtausends.¹⁶³ Die iEKK-Varianten bewegen sich z. T. sehr stark parallel zueinander (insbesondere in den späteren Jahren $i_ekk_{ct,t}$ und $i_ekk_{gor,t}$), weisen aber unterschiedliche hohe Niveaus auf. So liegen bspw. für 221 der 247 Zeitpunkte die Varianten $i_ekk_{ojn,t}$, $i_ekk_{peg,t}$ und $i_ekk_{mpeg,t}$ über dem Durchschnitt $i_ekk_{avg,t}$ und $i_ekk_{pe,t}$ stets darunter. $i_ekk_{pe,t}$ ist mit zwei Ausnahmen auch für alle Beobachtungszeitpunkte die niedrigste iEKK-Variante. Der Unterschied zwischen der höchsten und niedrigsten iEKK-Variante schwankt mit der Zeit, was als Zeichen von Unsicherheit aufseiten der Kapitalmarktteilnehmer über die richtige Wahl des Bewertungsparameters EKK interpretiert werden kann.

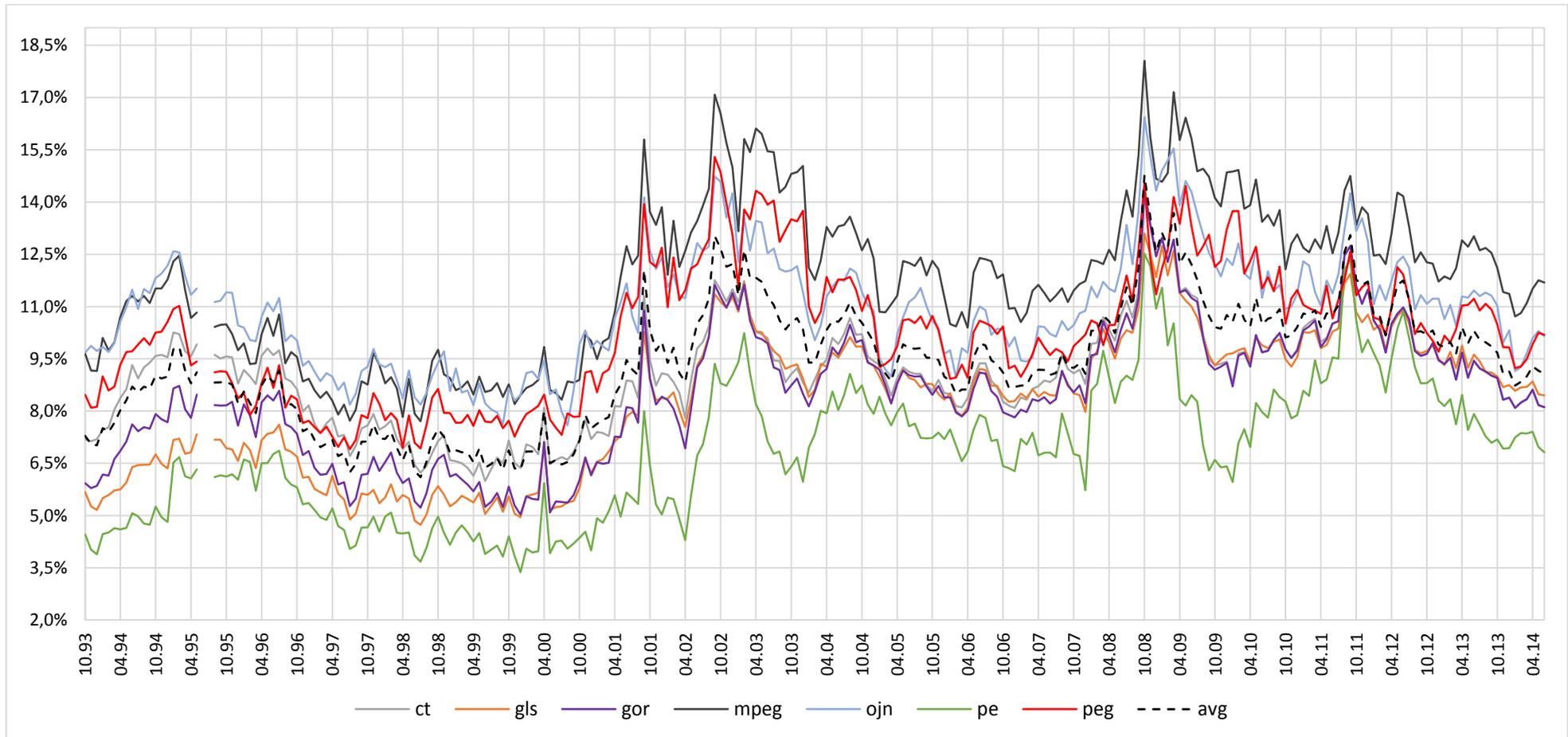
¹⁶⁰ Vgl. EM05, S. 512f.

¹⁶¹ Vgl. Fama und MacBeth (1973).

¹⁶² Wenn nicht anders angegeben, wird in diesem Kapitel diese Stichprobe verwendet.

¹⁶³ Vgl. Bassemir et al. (2012), S. 888f, die einen ähnlichen Anstieg der iEKK im Zuge der Finanzkrise 2008 für den deutschen Kapitalmarkt beobachten.

Abbildung 3: Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitverlauf



ct, gls, gor, mpeg, ojn, pe, peg und avg beziehen sich jeweils auf die iEKK-Variante mit dem entsprechenden Kürzel zum Beobachtungszeitpunkt t. Es werden je Zeitpunkt marktwertgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen dargestellt. Abbildung in Anlehnung an Jäckel (2014), S. 87.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Tabelle 8: Deskriptive Statistik: Implizite Eigenkapitalkosten in den Zeitpunkten t und t+1, Cashflow-News und Renditen

Panel A: Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t, Cashflow-News und Renditen

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	r_{t+1}
Mittel	10,13	9,35	9,76	13,46	12,39	7,33	12,02	10,63	-0,77	-1,51	-0,99	13,96
Median	9,40	9,02	9,03	12,21	11,63	6,56	10,73	9,88	0,00	-0,80	-0,64	10,41
Std	3,81	3,29	4,01	5,58	4,40	21,69	5,52	5,04	8,46	6,28	5,76	44,95
Min	1,32	0,05	0,75	1,98	0,21	0,03	1,01	2,20	-136,61	-82,13	-57,66	-99,58
Max	66,37	46,84	67,32	83,07	64,59	3.166,76	83,07	506,77	330,34	105,96	119,81	844,56
0,01	4,17	2,67	2,94	5,04	4,93	0,74	3,76	4,44	-28,12	-20,89	-16,13	-76,40
0,25	7,78	7,16	7,28	9,86	9,58	4,85	8,51	8,21	-1,69	-3,34	-2,90	-12,82
0,75	11,61	11,19	11,40	15,75	14,37	8,65	14,21	12,26	1,29	0,83	1,10	35,54
0,99	23,24	18,61	23,26	32,16	26,68	20,97	30,28	22,82	13,59	12,24	13,00	155,22

Panel B: Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t+1 (Surrogate für die Return-News)

	$i_ekk_{ct,t+1}$	$i_ekk_{gls,t+1}$	$i_ekk_{gor,t+1}$	$i_ekk_{mpegt,t+1}$	$i_ekk_{ojn,t+1}$	$i_ekk_{pe,t+1}$	$i_ekk_{peg,t+1}$	$i_ekk_{avg,t+1}$
Mittel	10,24	9,53	9,96	13,58	12,49	7,59	12,05	10,78
Median	9,35	9,12	9,04	12,15	11,56	6,65	10,62	9,86
Std	4,70	3,59	4,88	6,81	5,40	8,62	6,60	4,96
Min	0,87	0,06	0,37	1,59	0,33	0,03	1,00	1,74
Max	123,52	52,25	126,15	372,16	260,83	604,33	372,16	220,87
0,01	4,12	2,64	3,06	5,02	4,82	0,97	3,64	4,51
0,25	7,68	7,25	7,27	9,77	9,47	4,97	8,43	8,17
0,75	11,67	11,33	11,49	15,80	14,42	8,81	14,16	12,33
0,99	26,74	20,42	26,91	34,49	28,77	23,57	31,83	25,89

Mittel: arithmetisches Mittel. Min: Minimum. Max: Maximum. Std: Standardabweichung. 0,01: 1 %-Quantil. 0,25: 25 %-Quantil. 0,75: 75 %-Quantil. 0,99: 99 %-Quantil. Alle Angaben in %.

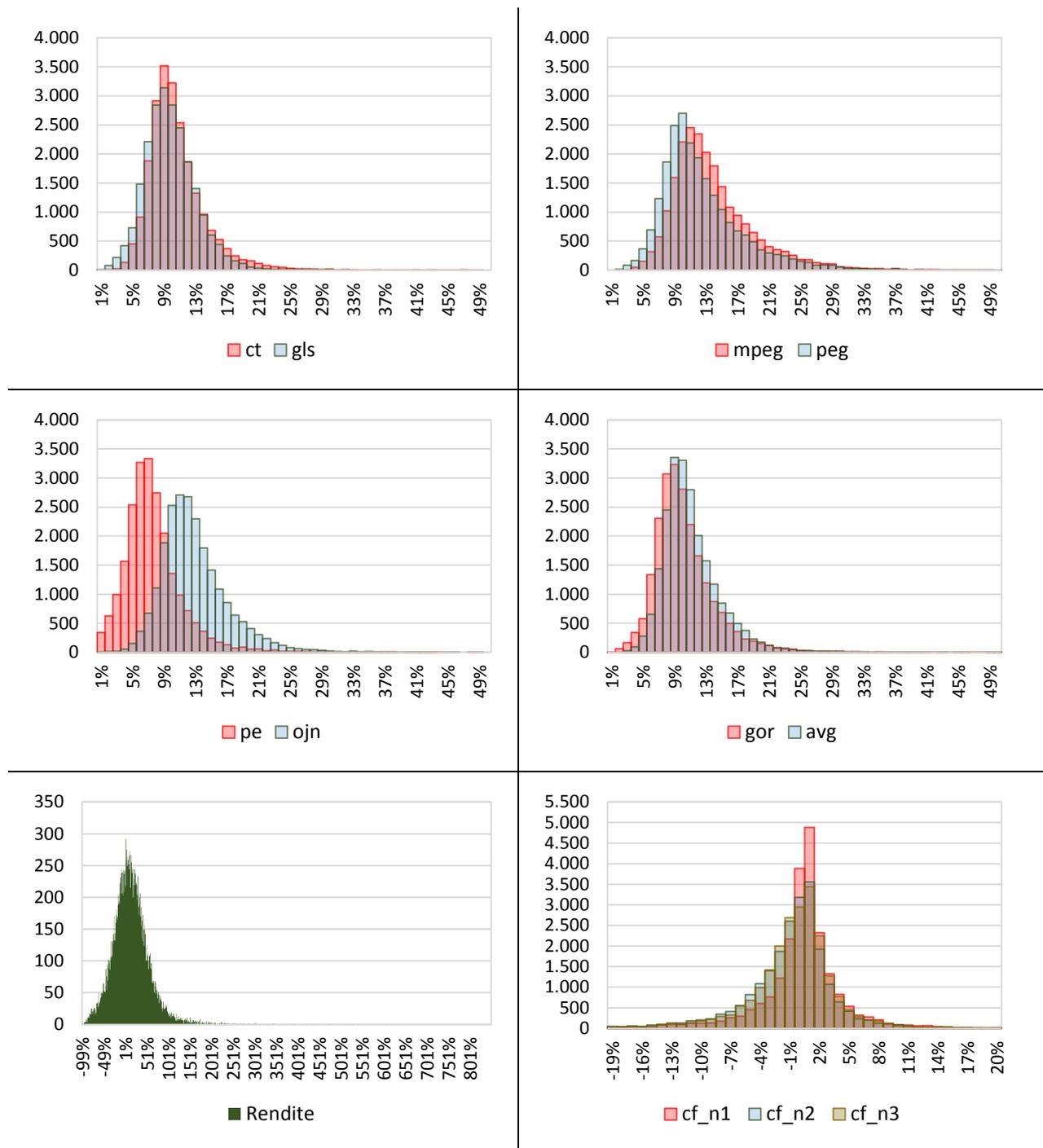
Dass $i_ekk_{pe,t}$ mit Abstand die niedrigsten iEKK sind, spiegelt sich auch im Median in Höhe von 6,56 % aus Tabelle 8 wider. Die beiden Varianten des Residualgewinnmodells ($i_ekk_{ct,t}$ und $i_ekk_{gls,t}$) zeigen im Vergleich untereinander ein relativ ähnliches Niveau. Die Mediane der drei anderen Modelle auf Basis des Abnormal Earnings Growth Model $i_ekk_{ojn,t}$, $i_ekk_{peg,t}$ und $i_ekk_{mpeg,t}$, reichen von 10,73 % bis 12,21 %. $i_ekk_{pe,t}$ ist die Variante mit der größten Standardabweichung von 21,69 %, die u. a. durch den Maximalwert von 3.166,76 % beeinflusst wird. $i_ekk_{peg,t}$ und $i_ekk_{mpeg,t}$ sind nicht nur Varianten mit relativ hohen iEKK, sondern sind auch hinter $i_ekk_{pe,t}$ die mit der größten Streuung. Die geringste Streuung kann bei den beiden Varianten des Residualgewinnmodells beobachtet werden. Die Maximalwerte liegen ohne Ausnahme unter der Obergrenze von 5.000 %. Die Unterschiede zwischen den iEKK-Varianten im Hinblick auf die Maßzahlen Median und Standardabweichung werden auch in den Histogrammen in der Abbildung 4 sichtbar. Dies gilt insbesondere für die größere Streuung von $i_ekk_{peg,t}$ und $i_ekk_{mpeg,t}$. Zu beachten ist die geringe Anzahl und geringe Höhe der Ausreißer. Der niedrige Median von $i_ekk_{pe,t}$ zeigt sich zudem an der Lage der Verteilung mit relativ vielen Beobachtungen, die geringe iEKK aufweisen.

Im Vergleich zur realisierten (Performance-)Rendite (r_{t+1}) bleiben die Standardabweichungen aller iEKK-Varianten hinter dem Wert von 44,95 % zurück. Dies liegt auch daran, dass Renditen anders als iEKK negative Werte annehmen. Die stärkere Streuung der Renditen wird am dazugehörigen Histogramm in Abbildung 4 und an Abbildung 5 deutlich. $i_ekk_{pe,t}$ zum Zeitpunkt t und ihre zeitversetzte Variante $i_ekk_{pe,t+1}$ zwölf Analystenaktualisierungen später scheinen sich im Verhältnis zu den realisierten Renditen geradezu flach zu bewegen.¹⁶⁴ Auch ist der Effekt der zwei oben erwähnten Finanzkrisen ablesbar: Es wurden deutlich negative Renditen realisiert, die jeweils mit einem Anstieg der iEKK einhergingen. Auf der anderen Seite können auch Phasen mit hohen Renditen identifiziert werden, die mit einem Absinken der iEKK verbunden waren (bspw. zwischen Oktober 2008 und 2009).¹⁶⁵ Die Median-Rendite von 10,41 % wird von drei der acht Median-iEKK übertroffen.

¹⁶⁴ Vgl. Azevedo (2016), S. 7, 17 oder Lee et al. (2009), S. 318, die jeweils ähnliche Verhältnisse zwischen der Standardabweichung der iEKK-Varianten und der Standardabweichung der Renditen beobachten.

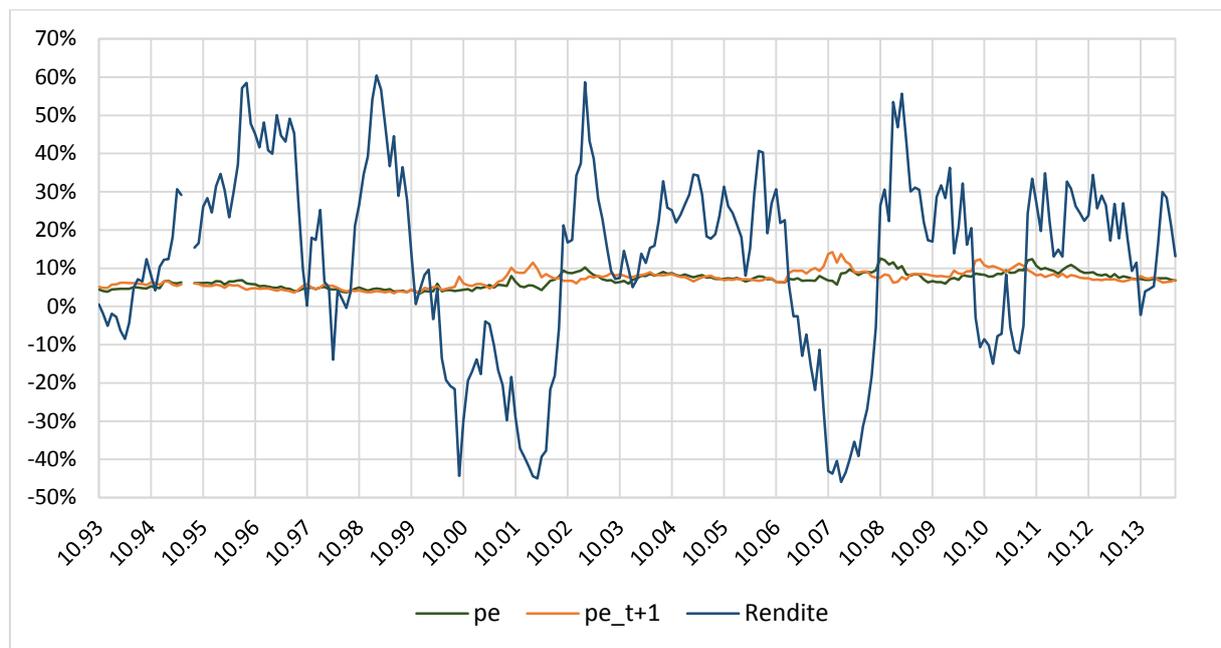
¹⁶⁵ Vgl. Abbildung 19 im Anhang (Abschnitt 6.2) für eine Variante der Abbildung 5 mit unterschiedlich skalierten Ordinaten für die iEKK und Renditen. Durch die unterschiedliche Skalierung wird die Abweichung von $i_ekk_{pe,t+1}$ von $i_ekk_{pe,t}$ besser sichtbar.

Abbildung 4: Histogramme der impliziten Eigenkapitalkosten, Renditen und Cashflow-News



ct, gls, gor, mpeg, ojn, pe, peg und avg beziehen sich auf die iEKK-Varianten mit dem entsprechenden Kürzel. Auf den Abszissen sind jeweils die Obergrenzen der 1 %-Intervalle und auf den Ordinaten die absoluten Häufigkeiten angegeben. Es werden iEKK größer 50 % ausgeschlossen. Dadurch werden von $i_{ekk_{ct,t}}$ 3, von $i_{ekk_{gls,t}}$ 0, von $i_{ekk_{mpeg,t}}$ 20, von $i_{ekk_{peg,t}}$ 17, von $i_{ekk_{pe,t}}$ 12, von $i_{ekk_{ojn,t}}$ 9, von $i_{ekk_{gor,t}}$ 3 und von $i_{ekk_{avg,t}}$ 4 Beobachtungen nicht dargestellt. Für die Intervalle gilt: Untergrenze $< x \leq$ Obergrenze. Bei den Cashflow-News werden Beobachtungen kleiner/gleich -20 % und größer 20 % ausgeschlossen. Dadurch werden 501, 356 bzw. 219 Beobachtungen von $cf_{n1_{t+1}}$, $cf_{n2_{t+1}}$ und $cf_{n3_{t+1}}$ nicht dargestellt. cf_{n1} bezieht sich auf $cf_{n1_{t+1}}$, cf_{n2} auf $cf_{n2_{t+1}}$ und cf_{n3} auf $cf_{n3_{t+1}}$. Es werden alle Beobachtungen der Rendite dargestellt. Abbildung in Anlehnung an Jäckel (2014), S. 116.

Abbildung 5: Implizite Eigenkapitalkosten nach der Price-Earnings-Ratio in den Zeitpunkten t und $t+1$ sowie Renditen im Zeitverlauf



pe bezieht sich auf $i_{ekk_{pe,t}}$ und pe_{t+1} auf $i_{ekk_{pe,t+1}}$. Es werden je Zeitpunkt marktgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen der iEKK und Renditen (r_{t+1}) dargestellt. Abbildung in Anlehnung an Azevedo (2016), S. 17.

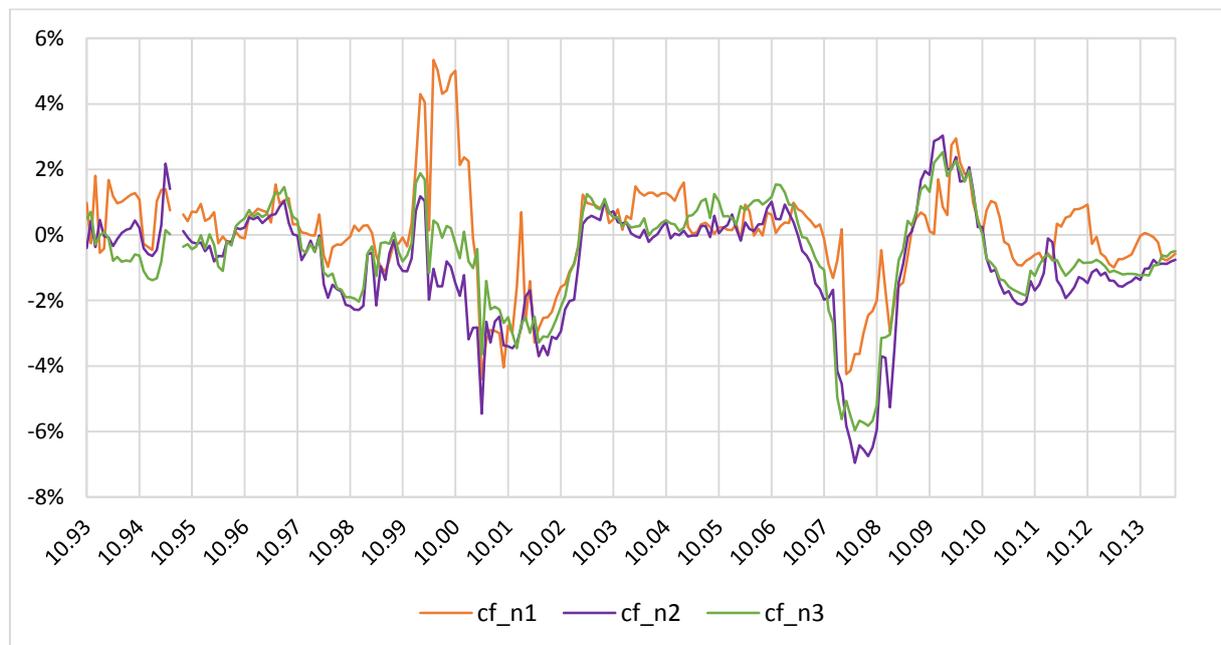
Die zwei Cashflow-News-Variablen cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} weisen negative Medianwerte auf. Das bedeutet, dass die ursprünglichen Erwartungen höher ausfielen als spätere Erwartungen oder Realisationen.¹⁶⁶ Der Median von cf_n1_{t+1} beträgt null, so dass die Erwartungen der Analysten über den jeweils nächsten zu veröffentlichenden Gewinn gemessen mit diesem Mittelwert erfüllt wurden. Die arithmetischen Mittel aller Cashflow-News nehmen hingegen negative Werte an, was auf zu optimistische Prognosen schließen lässt. Ob dies auch auf systematisch verzerrte Prognosen, also solche, die oberhalb der wahren, aber unbeobachtbaren ex ante Markterwartungen liegen, hindeutet, ist eine Frage, der hier nicht nachgegangen werden soll.¹⁶⁷ Die Stärke der Streuung nimmt mit dem Zeithorizont ab: cf_n1_{t+1} hat mit 8,46 % die größte Standardabweichung und cf_n3_{t+1} mit 5,76 % die geringste. Die starke Streuung von cf_n1_{t+1} wird auch an den deutlich kleineren Minimal- und höheren Maximalwerten sowie der Anzahl der ausgeschlossenen Beobachtungen für das dazugehörige Histogramm in Abbildung 4 deutlich, während das Histogramm selbst eher den Eindruck von drei ähnlich großen Streuungen vermittelt.

¹⁶⁶ 98,98 % der cf_n1_{t+1} beruhen auf dem Unterschied zwischen Erwartungen und späteren Realisationen. Für cf_n2_{t+1} gilt dies nur in 1,74 % der Fälle während sich cf_n3_{t+1} ausnahmslos aus Anpassungen von Erwartungen ergibt. 23,40 % der Beobachtungen von cf_n1_{t+1} beziehen sich zudem auf historische Schätzungen.

¹⁶⁷ Vgl. bspw. BPW, S. 1112 zu dem Thema. BPW, S. 1100 und EM05, S. 514 beobachten ebenfalls negative arithmetische Mittel und Mediane bei den Cashflow-News-Variablen, die mit den in dieser Arbeit verwendeten vergleichbar sind.

Abbildung 6 zeigt die zeitliche Entwicklung der drei Cashflow-News-Variablen von Oktober 1993 bis Juni 2014. Wie in Abbildung 5 sind die Folgen der beiden Finanzkrisen in Form negativer News sichtbar. Der Finanzkrise der New Economy ging eine Phase voran, in der die kurzfristigen Gewinnerwartungen, die sich in cf_n1_{t+1} spiegeln, deutlich übertroffen wurden, während cf_n2_{t+1} eher negative Anpassungen andeutet.

Abbildung 6: Cashflow-News im Zeitverlauf



cf_n1 bezieht sich auf cf_n1_{t+1} , cf_n2 auf cf_n2_{t+1} und cf_n3 auf cf_n3_{t+1} . Es werden je Zeitpunkt marktwertgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen dargestellt.

Die zeitlich in die Zukunft versetzten iEKK, die als Surrogate für die Return-News dienen, weisen ähnliche, aber nicht identische Maßzahlen wie die iEKK im Zeitpunkt t auf. Dies liegt zum einen daran, dass sie einen anderen Zeitraum abdecken, der circa zwölf Monate später beginnt und entsprechend länger bis Juni 2015 andauert. Zum anderen muss eine Beobachtung der iEKK nicht zweimal als Variable und Kontrollvariable für die Return-News in die Stichprobe eingehen. Ein Beispiel: Im Zeitpunkt t bilden die iEKK als zentrale erklärende Variable und die iEKK aus dem Folgezeitpunkt $t+1$ als (erklärende) Kontrollvariable zusammen mit den anderen Variablen einen vollständigen Satz an Beobachtungen für den Zeitpunkt t . Die iEKK aus $t+1$ gehen für den Zeitpunkt $t+1$ nur dann als zentrale erklärende Variable in die Stichprobe ein, wenn die iEKK-Beobachtung aus $t+2$ und Beobachtungen für alle anderen Variablen vorliegen. Ist das nicht der Fall, liegt für $t+1$ kein vollständiger Satz an Beobachtungen vor und die Beobachtung der iEKK in $t+1$ geht damit nur als Kontrollvariable in die Stichprobe ein.

3.8 Univariate Analyse

3.8.1 Korrelationen der impliziten Eigenkapitalkosten, Renditen und News-Variablen

In Tabelle 9 sind die Korrelationskoeffizienten nach Pearson und Rangkorrelationen nach Spearman abgetragen.¹⁶⁸ Die folgenden Ausführungen beziehen sich, wenn nicht anders angegeben, auf die Korrelationskoeffizienten nach Pearson, die sich oberhalb der Diagonalen finden. Unterhalb der Koeffizienten finden sich jeweils p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null.

Die betrachteten acht iEKK-Varianten korrelieren ohne Ausnahme positiv miteinander. Jegliche Korrelation der iEKK-Varianten untereinander ist hoch signifikant, was zum einen an der gemessenen Stärke als auch an der Stichprobengröße liegen könnte. Auch bei EM05 und BPW korrelieren alle iEKK-Varianten positiv, aber weniger stark. Eine mögliche Ursache für den ausgeprägten Gleichlauf der iEKK-Varianten ist, dass in der untersuchten Stichprobe die den unterschiedlichen iEKK-Varianten zugrundeliegenden Erwartungen über die Zahlungsströme weniger stark voneinander abweichen als in den Stichproben für den US-amerikanischen Kapitalmarkt, den EM05 und BPW untersuchen. Bei identischen Erwartungen über die Zahlungsströme werden für alle iEKK-Varianten identische iEKK abgeleitet.

Der subjektive Eindruck, dass $i_ekk_{ct,t}$ und $i_ekk_{gor,t}$ parallel verlaufen, wird durch den extrem hohen Korrelationskoeffizienten von 0,99 bestätigt. Dies liegt u. a. am gesunkenen Zinsniveau in Deutschland. Unterschreitet der verwendete risikolose Zins das Niveau von 3 %, wird für das Wachstum der Residualgewinne $g_{ct,t}$ ein Wert von null angenommen, womit ein methodischer Unterschied zwischen den Varianten wegfällt.¹⁶⁹ Am geringsten korreliert $i_ekk_{pe,t}$ mit den anderen Varianten, was dafür spricht, dass es sich nicht nur um eine Modellvariante des Abnormal Earnings Growth Model handelt, sondern um ein originäres Modell. Diese Einschätzung wird durch die abweichenden Maßzahlen der deskriptiven Statistik gestützt.

¹⁶⁸ Die Gestaltung von Tabelle 9 und der folgenden Tabelle orientiert sich an EM05, S. 516.

¹⁶⁹ Vgl. 3.4.3.

Eine Untersuchung der Validität impliziter Eigenkapitalkosten für den deutschen Kapitalmarkt

Tabelle 9: Korrelation der impliziten Eigenkapitalkosten, Cashflow-News und Renditen

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	r_{t+1}	
$i_ekk_{ct,t}$		0,82 (0,00)	0,99 (0,00)	0,71 (0,00)	0,84 (0,00)	0,23 (0,00)	0,65 (0,00)	0,76 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,22 (0,00)	-0,24 (0,00)	0,11 (0,00)	
$i_ekk_{gls,t}$	0,79 (0,00)		0,85 (0,00)	0,66 (0,00)	0,71 (0,00)	0,17 (0,00)	0,61 (0,00)	0,67 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,16 (0,00)	-0,16 (0,00)	0,15 (0,00)	
$i_ekk_{gor,t}$	0,98 (0,00)	0,83 (0,00)		0,73 (0,00)	0,84 (0,00)	0,23 (0,00)	0,66 (0,00)	0,76 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,22 (0,00)	-0,23 (0,00)	0,13 (0,00)	
$i_ekk_{mpeg,t}$	0,68 (0,00)	0,62 (0,00)	0,70 (0,00)		0,90 (0,00)	0,13 (0,00)	0,98 (0,00)	0,72 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,19 (0,00)	0,08 (0,00)	
$i_ekk_{ojn,t}$	0,80 (0,00)	0,64 (0,00)	0,80 (0,00)	0,88 (0,00)		0,15 (0,00)	0,85 (0,00)	0,75 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,22 (0,00)	-0,21 (0,00)	0,08 (0,00)	
$i_ekk_{pe,t}$	0,64 (0,00)	0,62 (0,00)	0,67 (0,00)	0,23 (0,00)	0,29 (0,00)		0,11 (0,00)	0,74 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,07 (0,00)	0,01 (0,06)	
$i_ekk_{peg,t}$	0,61 (0,00)	0,58 (0,00)	0,62 (0,00)	0,97 (0,00)	0,83 (0,00)	0,13 (0,00)		0,69 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,18 (0,00)	0,06 (0,00)	
$i_ekk_{avg,t}$	0,91 (0,00)	0,84 (0,00)	0,93 (0,00)	0,89 (0,00)	0,91 (0,00)	0,53 (0,00)	0,83 (0,00)		-0,13 (0,00)	-0,20 (0,00)	-0,19 (0,00)	0,08 (0,00)	
cf_n1_{t+1}	-0,13 (0,00)	-0,10 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,15 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,06 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,14 (0,00)			0,26 (0,00)	0,23 (0,00)	0,14 (0,00)
cf_n2_{t+1}	-0,23 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,23 (0,00)	-0,23 (0,00)	-0,23 (0,00)	-0,15 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,25 (0,00)	0,51 (1,00)		0,87 (0,00)	0,37 (0,00)	
cf_n3_{t+1}	-0,26 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,25 (0,00)	-0,23 (0,00)	-0,24 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,22 (0,00)	-0,25 (0,00)	0,46 (0,00)	0,88 (0,00)		0,43 (0,00)	
r_{t+1}	0,08 (0,00)	0,12 (0,00)	0,11 (0,00)	0,03 (0,00)	0,04 (0,00)	0,13 (0,00)	0,00 (0,58)	0,08 (0,00)	0,21 (0,00)	0,46 (0,00)	0,51 (0,00)		

Oberhalb der Diagonalen finden sich Korrelationskoeffizienten nach Pearson, unterhalb der Diagonalen Rangkorrelationen nach Spearman. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Tabelle 10: Korrelation der impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t+1 mit den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t, den Cashflow-News und den Renditen

	Korrelationskoeffizient nach Pearson					Rangkorrelation nach Spearman				
	i_ekk_t	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	r_{t+1}	i_ekk_t	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	r_{t+1}
$i_ekk_{ct,t+1}$	0,52 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,35 (0,00)	0,61 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,38 (0,00)
$i_ekk_{gls,t+1}$	0,66 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,15 (0,00)	-0,37 (0,00)	0,75 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,23 (0,00)	-0,23 (0,00)	-0,37 (0,00)
$i_ekk_{gor,t+1}$	0,53 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,35 (0,00)	0,62 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,37 (0,00)
$i_ekk_{mpeg,t+1}$	0,45 (0,00)	-0,16 (0,00)	-0,27 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,29 (0,00)	0,58 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,40 (0,00)	-0,30 (0,00)	-0,32 (0,00)
$i_ekk_{ojn,t+1}$	0,46 (0,00)	-0,15 (0,00)	-0,25 (0,00)	-0,16 (0,00)	-0,31 (0,00)	0,56 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,37 (0,00)	-0,29 (0,00)	-0,35 (0,00)
$i_ekk_{pe,t+1}$	0,06 (0,00)	-0,04 (0,00)	0,10 (0,00)	0,09 (0,00)	-0,19 (0,00)	0,58 (0,00)	0,09 (0,00)	0,10 (0,00)	0,04 (0,00)	-0,26 (0,00)
$i_ekk_{peg,t+1}$	0,47 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,28 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,26 (0,00)	0,57 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,39 (0,00)	-0,28 (0,00)	-0,28 (0,00)
$i_ekk_{avg,t+1}$	0,40 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,19 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,34 (0,00)	0,67 (0,00)	-0,15 (0,00)	-0,31 (0,00)	-0,25 (0,00)	-0,39 (0,00)

i_ekk_t bezieht sich auf die in der ersten Spalte abgetragenen iEKK zum Zeitpunkt t. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

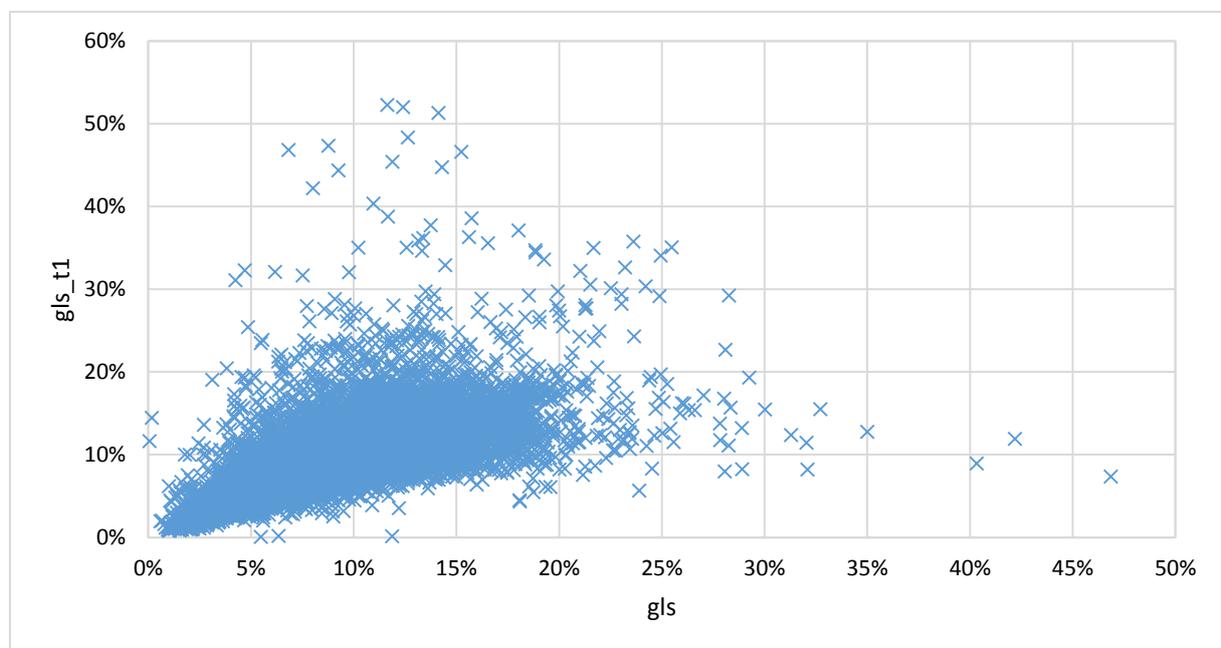
Die Korrelation der Cashflow-News-Variablen mit den iEKK-Varianten ist wenig ausgeprägt und negativ, aber im hohen Maße signifikant. Bei EM05 können auch negative Korrelationen zwischen den iEKK und den Cashflow-News beobachtet werden. Zu erwarten wären positive Zusammenhänge: Unternehmen mit ex post stärker von den ursprünglichen Erwartungen abweichenden realisierten Gewinnen bzw. aktualisierten Erwartungen über die Gewinne sind riskanter als Unternehmen, bei denen eine größere Übereinstimmung herrscht. Dieses Risiko sollte sich im Zeitpunkt t auch in höheren iEKK zeigen, wenn man der plausiblen Überlegung folgt, dass iEKK im Allgemeinen die Risiken einer Investition widerspiegeln. Da bei der Ermittlung der Cashflow-News zwischen negativen und positiven Abweichungen differenziert wird, um eine Kontrollvariable zu konstruieren, die die Abweichung der realisierten von der erwarteten Rendite nach oben oder unten darstellen kann, werden in Tabelle 11, Panel A den iEKK im Zeitpunkt t absolute Cashflow-News gegenübergestellt.¹⁷⁰ Durch die Multiplikation der negativen Cashflow-News mit -1 werden hohe iEKK und absolut große Cashflow-News zueinander ins Verhältnis gesetzt und nicht wie vorher hohe iEKK mit großen und kleinen, weil negativen Cashflow-News. Es zeigen sich die erwarteten positiven Zusammenhänge, die z. T. nicht besonders ausgeprägt (insbesondere bei $i_ekk_{pe,t}$), aber stets signifikant sind. Bei Nutzung der Rangkorrelation nach Spearman weist $i_ekk_{pe,t}$ ausschließlich im Fall von $|cf_n2_{t+1}|$ einen signifikant positiven Zusammenhang auf. Die Rangkorrelation mit $|cf_n1_{t+1}|$ ist signifikant negativ bzw. mit $|cf_n3_{t+1}|$ null. Untereinander zeigen die Cashflow-News in Tabelle 9 einen positiven linearen Zusammenhang, der zwischen cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} mit $0,87$ stark ausgeprägt ist. Die starke Korrelation zwischen den beiden Cashflow-News-Varianten kann möglicherweise das Problem der Multikollinearität hervorrufen.¹⁷¹ Zwischen cf_n1_{t+1} und cf_n2_{t+1} bzw. cf_n3_{t+1} ist die Korrelation mit $0,26$ bzw. $0,23$ niedriger. Der Gleichlauf der beiden Varianten, die hauptsächlich die Anpassung von Gewinnprognosen messen, zeigt sich auch in Abbildung 6 mit deutlich stärkeren Ausschlägen von cf_n1_{t+1} . Mit den Ausschlägen geht ein Abweichen von cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} einher. Mit den realisierten Renditen besteht ein signifikant positiver linearer Zusammenhang, was der ökonomischen Intuition entspricht: Wenn sich höhere als erwartete Gewinne einstellen oder die Erwartungen über zukünftige Gewinne ansteigen und Gewinne stellvertretend für die Zahlungsströme an die Aktionäre stehen, steigt der Unternehmenswert und der Börsenkurs, was wiederum eine positive Rendite impliziert.

¹⁷⁰ Der absolute Betrag einer Variable wird durch $|\dots|$ symbolisiert. Bei Matrizen wird dagegen durch $|\dots|$ die Determinante der Matrix symbolisiert.

¹⁷¹ Vgl. Wooldridge (2016), S. 83f.

Alle iEKK-Varianten korrelieren zwar schwach (0,01 bis 0,15), aber signifikant unterhalb des 10 %-Niveaus mit der realisierten Rendite. Damit stellen sich ähnliche Ergebnisse wie bei BPW ein, die auch für alle Varianten ihrer Untersuchung eine positive Korrelation feststellen. In der Arbeit von EM05 haben drei der sieben Korrelationskoeffizienten ein negatives Vorzeichen. Die Ergebnisse stehen im Kontrast zu den Resultaten für den deutschen Kapitalmarkt von Chen et al. (2004), die negative und positive Korrelationen beobachten. Die durchgängig positive Korrelation stimmt mit der grundlegenden Annahme überein, dass höhere Erwartungen höhere Realisationen nach sich ziehen. Die Ergebnisse der univariaten Analyse sollten aber nicht vor-schnell als Bestätigung der Validität angesehen werden, weil die Korrelationen durch News verzerrt sein können.

Abbildung 7: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten in den Zeitpunkten t und t+1 für die Variante nach Gebhardt et al. (2001)



gls bezieht sich auf $i_ekk_{gls,t}$ und gls_t1 auf $i_ekk_{gls,t+1}$.

Der lineare Zusammenhang zwischen den zeitversetzten iEKK in den Zeitpunkten t und t+1 findet sich in der zweiten bzw. siebten Spalte der Tabelle 10.¹⁷² Die Korrelation nimmt mit Ausnahme von $i_ekk_{pe,t+1}$, für die ein Koeffizient von 0,06 ermittelt wird, Werte von 0,40 ($i_ekk_{avg,t+1}$) bis 0,66 ($i_ekk_{gls,t+1}$) an. Es besteht für alle iEKK-Varianten ein signifikanter linearer Zusammenhang zwischen den iEKK in den Zeitpunkten t und t+1, dessen Wirkungen in einer multivariaten Regression mithilfe des in 2.6 erwähnten VIF weiter untersucht werden. In Abbildung 7 werden für die iEKK-Variante mit dem größten Korrelationskoeffizienten

¹⁷² Auch hier beziehen sich die Ausführungen auf den Korrelationskoeffizienten nach Pearson.

$i_ekk_{gls,t}$ die Beobachtungen jeweils im Zeitpunkt t und $t+1$ gegenübergestellt. Der positive Zusammenhang wird sichtbar.¹⁷³

Tabelle 11: Korrelation der impliziten Eigenkapitalkosten in den Zeitpunkten t und $t+1$ mit absoluten Cashflow-News

Panel A: Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und absolute Cashflow-News

	Korrelationskoeffizient nach Pearson			Rangkorrelation nach Spearman		
	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
$i_ekk_{ct,t}$	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)	0,15 (0,00)	0,12 (0,00)	0,20 (0,00)	0,17 (0,00)
$i_ekk_{gls,t}$	0,11 (0,00)	0,09 (0,00)	0,03 (0,00)	0,06 (0,00)	0,11 (0,00)	0,06 (0,00)
$i_ekk_{gor,t}$	0,17 (0,00)	0,17 (0,00)	0,13 (0,00)	0,11 (0,00)	0,19 (0,00)	0,15 (0,00)
$i_ekk_{mpeg,t}$	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)	0,15 (0,00)	0,17 (0,00)	0,23 (0,00)	0,19 (0,00)
$i_ekk_{ojn,t}$	0,17 (0,00)	0,18 (0,00)	0,14 (0,00)	0,16 (0,00)	0,22 (0,00)	0,19 (0,00)
$i_ekk_{pe,t}$	0,07 (0,00)	0,07 (0,00)	0,05 (0,00)	-0,04 (0,00)	0,05 (0,00)	0,00 (0,95)
$i_ekk_{peg,t}$	0,20 (0,00)	0,19 (0,00)	0,15 (0,00)	0,18 (0,00)	0,23 (0,00)	0,19 (0,00)
$i_ekk_{avg,t}$	0,17 (0,00)	0,17 (0,00)	0,13 (0,00)	0,14 (0,00)	0,21 (0,00)	0,17 (0,00)

Panel B: Implizite Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt $t+1$ und absolute Cashflow-News

	Korrelationskoeffizient nach Pearson			Rangkorrelation nach Spearman		
	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
$i_ekk_{ct,t+1}$	0,14 (0,00)	0,29 (0,00)	0,22 (0,00)	0,15 (0,00)	0,22 (0,00)	0,18 (0,00)
$i_ekk_{gls,t+1}$	0,09 (0,00)	0,22 (0,00)	0,15 (0,00)	0,09 (0,00)	0,18 (0,00)	0,13 (0,00)
$i_ekk_{gor,t+1}$	0,14 (0,00)	0,29 (0,00)	0,22 (0,00)	0,14 (0,00)	0,22 (0,00)	0,17 (0,00)
$i_ekk_{mpeg,t+1}$	0,18 (0,00)	0,29 (0,00)	0,24 (0,00)	0,20 (0,00)	0,33 (0,00)	0,25 (0,00)
$i_ekk_{ojn,t+1}$	0,17 (0,00)	0,29 (0,00)	0,23 (0,00)	0,19 (0,00)	0,32 (0,00)	0,25 (0,00)
$i_ekk_{pe,t+1}$	0,05 (0,00)	0,10 (0,00)	0,13 (0,00)	-0,01 (0,08)	-0,04 (0,00)	-0,04 (0,00)
$i_ekk_{peg,t+1}$	0,20 (0,00)	0,31 (0,00)	0,24 (0,00)	0,21 (0,00)	0,34 (0,00)	0,26 (0,00)
$i_ekk_{avg,t+1}$	0,16 (0,00)	0,29 (0,00)	0,24 (0,00)	0,18 (0,00)	0,29 (0,00)	0,22 (0,00)

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Cashflow-News und die zukünftigen iEKK korrelieren bei allen Varianten mit Ausnahme von $i_ekk_{pe,t+1}$ stets signifikant negativ miteinander (vgl. Tabelle 10). Tabelle 11, Panel B zeigt

¹⁷³ Vgl. Daske et al. (2006), S. 23, die auch einen positiven Zusammenhang zwischen den zeitversetzten iEKK feststellen.

den Zusammenhang zwischen iEKK im Zeitpunkt $t+1$ und absoluten Cashflow-News. Ähnlich wie bei den iEKK zwölf Analystenaktualisierungen früher verändern sich die Vorzeichen der Korrelationsmaße. Unternehmen mit höheren (negativen sowie positiven) Abweichungen von den ursprünglichen Gewinnerwartungen weisen ex post demnach auch höhere iEKK auf. Eine Ausnahme stellt erneut die Variante $i_ekk_{pe,t+1}$ dar, für die negative Rangkorrelationen mit den absoluten Cashflow-News beobachtet werden.

Abbildung 7 legt die Vermutung nahe, dass die iEKK in den Zeitpunkten t und $t+1$ nicht nur in einem positiven Verhältnis stehen, sondern auch, dass die Streuung der iEKK in $t+1$ mit steigenden iEKK in t zunimmt. Diese Überlegung korrespondiert zu der Beobachtung, dass die absoluten Cashflow-News und die iEKK im Zeitpunkt t positiv miteinander korrelieren: Für riskantere Unternehmen (mit höheren initialen iEKK) ist es schwieriger, die zukünftigen iEKK zu schätzen, so dass die Streuung der iEKK im Zeitpunkt $t+1$ zunimmt. Um diese Überlegung zu überprüfen, werden die Beobachtungen der iEKK im Zeitpunkt t aufsteigend geordnet und sodann in 0,25 % Intervalle sortiert. Das erste Intervall beginnt bei null, das letzte bei 33 %, was etwa 1 % mehr ist als das größte 99 %-Quantil, das beobachtet wird.¹⁷⁴

Tabelle 12: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten in $t+1$ mit mindestens vier Beobachtungen je 0,25 %-Intervall

	Korrelationskoeffizient nach Pearson		Rangkorrelation nach Spearman		N	N^*
	$\text{std}(i_ekk_{t+1})$	p-Wert	$\text{std}(i_ekk_{t+1})$	p-Wert		
$i_ekk_{ct,t}$	0,68	(0,00)	0,82	(0,00)	107	22.353
$i_ekk_{gls,t}$	0,76	(0,00)	0,84	(0,00)	90	22.376
$i_ekk_{gor,t}$	0,72	(0,00)	0,78	(0,00)	107	22.339
$i_ekk_{mpeg,t}$	0,49	(0,00)	0,72	(0,00)	121	22.228
$i_ekk_{ojn,t}$	0,55	(0,00)	0,72	(0,00)	116	22.327
$i_ekk_{pe,t}$	0,45	(0,00)	0,61	(0,00)	106	22.345
$i_ekk_{peg,t}$	0,47	(0,00)	0,70	(0,00)	126	22.283
$i_ekk_{avg,t}$	0,60	(0,00)	0,75	(0,00)	106	22.361

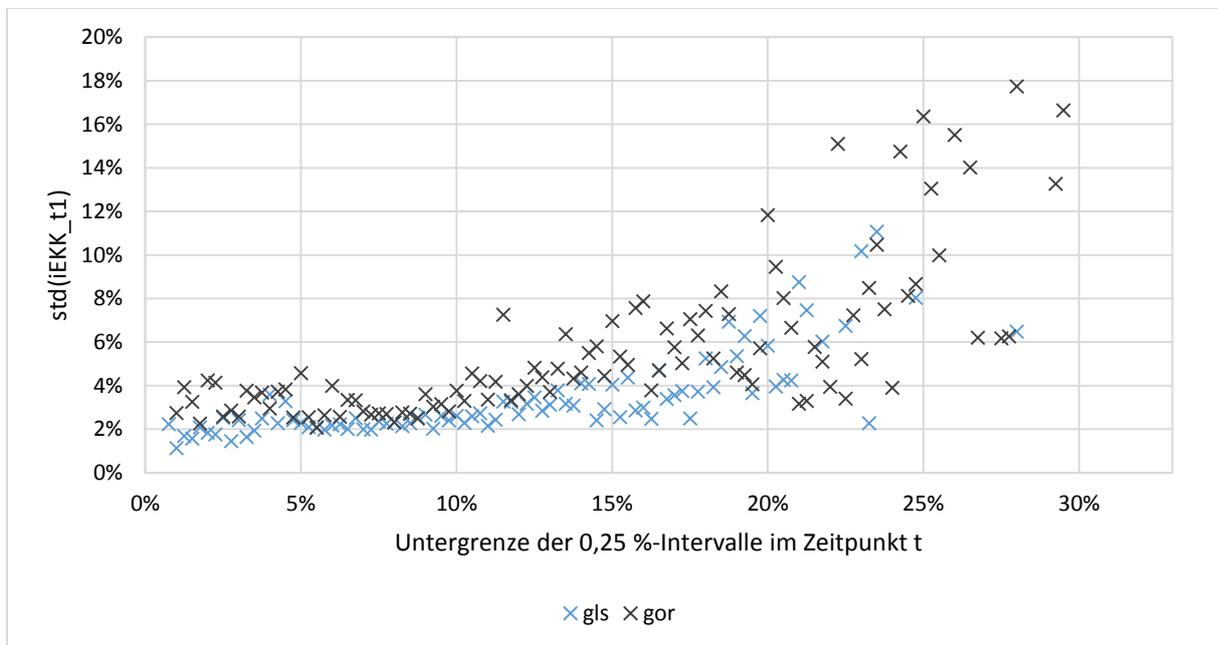
p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null. $\text{std}(i_ekk_{t+1})$: Standardabweichung der in der ersten Spalte abgetragenen iEKK-Varianten in $t+1$. N : Anzahl der Intervalle mit hinreichend vielen Beobachtungen. N^* : Anzahl der in die Untersuchung einfließende Unternehmensmonate. Für die Intervalle gilt: Untergrenze $< x \leq$ Obergrenze.

Im nächsten Schritt wird die Standardabweichung der korrespondierenden iEKK zum Zeitpunkt $t+1$, $\text{std}(i_ekk_{t+1})$, in den Intervallen ermittelt, wenn mindestens vier Beobachtungen vorliegen, und schließlich die Korrelation der Standardabweichung mit der Untergrenze der Intervalle berechnet. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 12. Für alle iEKK-Varianten können jeweils eine starke und signifikant positive Korrelation bzw. eine positive Rangkorrelation zwischen

¹⁷⁴ Vgl. die Daten zur iEKK-Variante $i_ekk_{mpeg,t}$ in Tabelle 8, Panel A.

der Untergrenze und der Standardabweichung der iEKK im Zeitpunkt t+1 beobachtet werden. Dies legt einen positiven Zusammenhang zwischen den iEKK im Zeitpunkt t und der Streuung zukünftiger iEKK nahe. Durch die Bedingung, dass mindestens vier Beobachtungen vorliegen müssen und durch den Ausschluss von iEKK größer 33,25 % werden zwischen 51 ($i_ekk_{gls,t}$) und 199 (i_ekk_{mpegt}) Beobachtungen nicht berücksichtigt. Der eigentliche Stichprobenumfang bewegt sich zwischen 90 ($i_ekk_{gls,t}$) und 126 ($i_ekk_{peg,t}$) Intervalle. In Abbildung 8 ist der Zusammenhang grafisch für $i_ekk_{gls,t}$ und $i_ekk_{gor,t}$ dargestellt. Die Ergebnisse sind robust im Hinblick auf die Wahl der Mindestanzahl an Beobachtungen, die innerhalb eines Intervalls vorliegen müssen. Im Anhang (Abschnitt 6.3) in Tabelle 41 findet sich eine Abwandlung der in Tabelle 12 dargestellten Untersuchung für eine Mindestanzahl von 10, 20 und 40 Beobachtungen je Intervall. Es zeigen sich keine Veränderungen, außer bei $i_ekk_{pe,t}$, dessen Zusammenhang mit $std(i_ekk_{pe,t+1})$, gemessen mit dem Korrelationskoeffizient nach Pearson, mit steigender Mindestanzahl abnimmt und unter das Signifikanzniveau von 10 % fällt. Die Rangkorrelation nach Spearman für $i_ekk_{pe,t}$ bleibt hingegen unabhängig von der Mindestanzahl signifikant.

Abbildung 8: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten in t+1 für die Varianten nach Gebhardt et al. (2001) und nach Gordon und Gordon (1997)



gls bezieht sich auf $i_ekk_{gls,t}$, gor auf $i_ekk_{gor,t}$ und $std(iEKK_{t+1})$ auf die Standardabweichung der iEKK in t+1. Auf der Abszisse sind die Untergrenzen der 0,25 %-Intervalle im Zeitpunkt t abgetragen, auf der Ordinate die Standardabweichungen der iEKK-Beobachtungen im Zeitpunkt t+1 im entsprechenden Intervall. Für die Intervalle gilt: Untergrenze < x <= Obergrenze.

3.8.2 Portefeuille-Analyse

Gode und Mohanram (2003) argumentieren, dass die Untersuchung des Zusammenhangs zwischen iEKK und realisierten Renditen einzelner Unternehmen problembehaftet ist, weil die realisierten Renditen deutlich stärker streuen als die erwarteten.¹⁷⁵ Als Lösung schlagen die Autoren die Bildung von Portefeuilles auf Basis der iEKK und den anschließenden Vergleich der realisierten Portefeuille-Renditen vor. Hinter diesem Vorschlag steht die Annahme, dass sich durch eine Durchschnittsbildung in hinreichend großen Stichproben ein Ausgleich der Wirkung der News vollzieht. Die Portefeuilles mit den höheren iEKK sollten deshalb auch höhere realisierte Renditen aufweisen, wenn Erwartungen und Realisationen in einem positiven Verhältnis stehen und der Einfluss der News durch die Portefeuille-Bildung effektiv eliminiert wird. Mit der Untersuchung wird eine Investitionsstrategie imitiert, bei der die Aktien des Portefeuilles mit den hohen iEKK gekauft und die des anderen Portefeuilles mit niedrigen iEKK leerverkauft werden. Hess et al. (2018) verwenden hierfür den Begriff „zero investment portfolio“¹⁷⁶. Das Verlustrisiko ist durch den Leerverkauf eines Teils der Aktien grundsätzlich unbeschränkt.

In der vorliegenden Arbeit werden zu jedem der 247 Beobachtungszeitpunkte die (mindestens 20) Unternehmen auf Basis der iEKK aufsteigend sortiert. Sodann werden die Unternehmen jeweils in ein Portefeuille mit den niedrigsten (untere Hälfte) und den höchsten iEKK (obere Hälfte) aufgeteilt, so dass für jeden Beobachtungszeitpunkt zwei Portefeuilles mit derselben Anzahl von Unternehmen entstehen. Bei einer ungeraden Anzahl von Unternehmen wird ein zusätzliches Unternehmen dem Portefeuille mit den höchsten iEKK zugeordnet. Im nächsten Schritt erfolgt die Ermittlung des arithmetischen Mittels der realisierten Renditen der zwei Portefeuilles zwölf Aktualisierungen der Analystenschätzungen, also etwa ein Jahr, später. Anschließend wird die Differenz der zwei arithmetischen Mittel der Portefeuille-Renditen auf Basis der höchsten und niedrigsten iEKK ermittelt. Es resultiert für jede iEKK-Variante eine Zeitreihe mit 247 Beobachtungen zu den Differenzen der Renditen hinter denen 22.427 Unternehmensmonate stehen. Die Zeitreihen werden dahingehend untersucht, ob ihr arithmetisches Mittel jeweils signifikant von null abweicht. In Tabelle 13 finden sich die Ergebnisse.

¹⁷⁵ Vgl. Gode und Mohanram (2003), S. 425 und Fitzgerald et al. (2013), S. 580. Jegadeesh und Titman (1993) bilden Portefeuilles auf Basis vergangener Renditen.

¹⁷⁶ Hess et al. (2018), S. 11.

Tabelle 13: Arithmetische Mittel der Renditen, der impliziten Eigenkapitalkosten und der Differenzen der Renditen von Portefeuilles auf Basis der impliziten Eigenkapitalkosten mit mindestens 20 Beobachtungen je Portefeuille

	$\overline{i_ekk_t}$ (untere Hälfte)	$\overline{i_ekk_t}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (untere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (Delta)	p-Wert
$i_ekk_{ct,t}$	7,71	12,37	12,05	14,11	2,06	(0,01)
$i_ekk_{gls,t}$	6,90	11,20	11,61	14,54	2,92	(0,00)
$i_ekk_{gor,t}$	7,05	12,01	11,93	14,23	2,30	(0,00)
$i_ekk_{mpegt,t}$	9,55	16,63	13,93	12,26	-1,67	(0,01)
$i_ekk_{ojn,t}$	9,33	15,09	13,28	12,90	-0,38	(0,58)
$i_ekk_{pe,t}$	4,58	9,78	11,46	14,68	3,22	(0,00)
$i_ekk_{peg,t}$	8,19	15,16	13,44	12,74	-0,70	(0,32)
$i_ekk_{avg,t}$	8,01	12,79	12,73	13,44	0,72	(0,35)

p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null. Untere und obere Hälfte beziehen sich auf die iEKK und Renditen der Unternehmen, die den Portefeuilles auf Basis der höchsten bzw. niedrigsten iEKK zugeordnet werden. $\overline{r_{t+1}}$ (Delta): Arithmetisches Mittel der Differenzen zwischen den Renditen der Portefeuilles auf Basis der höchsten und niedrigsten iEKK. Mit Ausnahme der p-Werte alle Angaben in %.

Abweichend von den Ergebnissen in Tabelle 9 kann nicht für alle iEKK-Varianten ein positiver Zusammenhang zwischen iEKK und realisierten Portefeuille-Renditen beobachtet werden. Drei der vier Varianten des Abnormal Earnings Growth Model ($i_ekk_{mpegt,t}$, $i_ekk_{ojn,t}$ und $i_ekk_{peg,t}$) produzieren negative Rendite-Differenzen, die in einem Fall auch signifikant sind. Mit den fünf anderen iEKK-Varianten können positive Differenzen erzielt werden, die mit Ausnahme von $i_ekk_{avg,t}$ auch signifikant von null abweichen. Die höchste Rendite kann eine Investorin erreichen, wenn sie sich an $i_ekk_{pe,t}$ orientiert. Die Ergebnisse sind robust im Hinblick auf die Wahl der Mindest-Portefeuillegröße. Für eine Mindestanzahl von 40, 60 und 80 Beobachtungen je Zeitpunkt stellen sich vergleichbare Ergebnisse ein.¹⁷⁷

Die Ergebnisse weichen teilweise von denen in der Literaturübersicht in Abschnitt 3.2 vorgestellten Arbeiten (wozu auch die von Gode und Mohanram (2003) gehört) ab, die positive Zusammenhänge zwischen iEKK und realisierten Portefeuille-Renditen feststellen.¹⁷⁸ Ob man die Ergebnisse als aussagekräftig wertet, hängt davon ab, ob man von einem Ausgleich der News durch die Portefeuille-Bildung ausgeht oder nicht. Ausgangspunkt der Untersuchung der Validität der iEKK im Speziellen und der Entwicklung von iEKK als Alternative zu den realisierten Renditen im Allgemeinen ist jedoch die Überzeugung, dass sich auch in großen Stichproben kein oder kein ausreichender Ausgleich der News vollzieht.

¹⁷⁷ Vgl. Tabelle 42 in Abschnitt 6.4. Bei den Robustheitstests mit einer höheren Mindestanzahl an Beobachtungen werden wie für die Gesamtstichprobe auch Zeitpunkte ohne Vor- und Nachfolger ausgeschlossen.

¹⁷⁸ Vgl. Gode und Mohanram (2003), S. 426f.

3.8.3 Univariate Regression

Als letzten Teil der univariaten Analyse wird für jede iEKK-Variante eine univariate Regression auf die realisierten Renditen durchgeführt. Konkret wird Gleichung (76) geschätzt.¹⁷⁹

$$(76) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1 i_ekk_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

In Tabelle 14 sind die Ergebnisse zusammengefasst. Anders als die Korrelationskoeffizienten vermuten lassen, kann lediglich für sechs der acht iEKK-Varianten ein positiver Koeffizient beobachtet werden, der nur für die drei Varianten $i_ekk_{ct,t}$, $i_ekk_{gls,t}$ und $i_ekk_{gor,t}$ signifikant unterschiedlich null ist. Diese iEKK-Varianten produzieren auch signifikant positive Portefeuille-Renditen. Die Variante, mit der die höchsten Portefeuille-Renditen erzielt werden ($i_ekk_{pe,t}$), weist zwar einen positiven, aber nicht signifikanten Koeffizienten auf. Es zeigen sich z. T. andere Vorzeichen bei den Koeffizienten der univariaten Regression als bei den Korrelationskoeffizienten, weil für den von Fama und MacBeth (1973) beschriebenen und hier verwendeten Ansatz für jeden Zeitpunkt eine eigene Regression durchgeführt und die Ergebnisse im zweiten Schritt zusammengeführt werden. Anders als bei der Berechnung der Korrelationskoeffizienten werden somit nicht alle Beobachtungen gleichzeitig in die Schätzung einbezogen. Im Anhang (6.5) in Tabelle 43 finden sich die Ergebnisse einer einfachen univariaten Regression, in der alle iEKK-Varianten einen positiven und signifikanten Koeffizienten aufweisen.

Tabelle 14: Ergebnisse univariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,09 (0,00)	0,07 (0,00)	0,09 (0,00)	0,13 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,13 (0,00)	0,09 (0,00)
$i_ekk_{i,t}$	0,28 (0,05)	0,49 (0,00)	0,29 (0,03)	-0,05 (0,56)	0,09 (0,37)	0,21 (0,19)	-0,07 (0,42)	0,20 (0,15)
$\overline{R^2}$	3,87	4,01	3,91	2,88	2,85	3,81	2,88	3,57

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Mithilfe der iEKK kann mit Werten zwischen 2,85 % und 4,01 % zumindest ein kleiner Teil der Varianz der realisierten Renditen erklärt werden. Vergleichbare Ergebnisse für den deutschen Kapitalmarkt finden sich in der Untersuchung von Wallmeier (2007). Der Autor stellt für seine Stichprobe ausnahmslos negative Koeffizienten für den deutschen Kapitalmarkt fest. Es gelten die bereits oben erwähnten Einschränkungen im Hinblick auf die Aussagekraft einer Untersuchung ohne Kontrollvariablen. Ob sich eindeutiger Erkenntnisse bei der Aufnahme

¹⁷⁹ Um die eigenen empirischen Untersuchungen in der Notation von der Diskussion von EM05 in Kapitel 2 abzugrenzen, wird im Folgenden als Symbol für die Koeffizienten a und nicht β verwendet.

von Kontrollvariablen für Return- und Cashflow-News ergeben, wird im nächsten Abschnitt untersucht.

3.9 Multivariate Regressionsanalyse

Aufbauend auf den Überlegungen in 2.6 und analog zu der univariaten Regression im vorangehenden Abschnitt wird die hier erneut wiedergegebene Gleichung (47) mit der Fama-MacBeth-Methode geschätzt.

$$(47) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1 cf_n1_{i,t+1} + a_2 cf_n2_{i,t+1} + a_3 cf_n3_{i,t+1} + a_4 i_ekk_{i,t+1} + a_5 i_ekk_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Gemäß Hypothese H 1 ist für a_5 ein positiver Koeffizient zu erwarten. Im Vergleich zu Gleichung (76) sind die drei Kontrollvariablen für die Cashflow-News und die zukünftigen, am Ende des Renditezeitraums beobachteten iEKK als Kontrollvariable für die Return-News hinzugekommen. Eine valide iEKK-Variante weist einen positiven, signifikant unterschiedlichen Koeffizienten von null auf. In Tabelle 15 finden sich die Ergebnisse.

Tabelle 15: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit Kontrollvariablen für die Cashflow- und Return-News mit der Fama-MacBeth-Methode

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,21 (0,00)	0,16 (0,00)	0,19 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,03 (0,51)	0,20 (0,00)	0,01 (0,83)	-0,08 (0,10)	-0,09 (0,07)	0,02 (0,63)	-0,09 (0,08)	-0,04 (0,42)
cf_n2_{t+1}	-0,93 (0,00)	-0,92 (0,00)	-0,96 (0,00)	-0,56 (0,00)	-0,42 (0,02)	3,16 (0,00)	-0,34 (0,07)	-1,28 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,86 (0,00)	5,11 (0,00)	5,78 (0,00)	5,03 (0,00)	4,91 (0,00)	2,42 (0,00)	4,89 (0,00)	5,88 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,69 (0,00)	-12,35 (0,00)	-6,78 (0,00)	-2,37 (0,00)	-3,19 (0,00)	-7,67 (0,00)	-2,00 (0,00)	-7,00 (0,00)
i_ekk_t	6,66 (0,00)	11,64 (0,00)	6,65 (0,00)	2,17 (0,00)	3,05 (0,00)	6,49 (0,00)	1,86 (0,00)	6,64 (0,00)
R^2	58,01	68,62	59,68	46,67	47,89	57,30	44,70	58,18

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Für alle iEKK-Varianten im Zeitpunkt t (i_ekk_t) werden positive und (stark) signifikante Koeffizienten a_5 ermittelt. Die kleinsten Koeffizienten weisen $i_ekk_{mpeg,t}$, $i_ekk_{ojn,t}$ und $i_ekk_{peg,t}$ auf, die auch die Varianten sind, auf deren Basis negative Portefeuille-Renditen erzielt werden. Mit deutlichem Abstand wird für $i_ekk_{gls,t}$ der größte Koeffizient mit einem Wert von 11,64 festgestellt. Für $i_ekk_{gls,t}$ konnten auch der größte Korrelationskoeffizient, der größte Koeffizient in der univariaten Regression und der größte Koeffizient in der Neuinterpretation der Ergebnisse von EM05 in 2.7 beobachtet werden. Die Ergebnisse stimmen mit denen

von BPW überein, die für alle betrachteten iEKK-Varianten im Zeitpunkt t mit einer Ausnahme auch positive Koeffizienten in einer multivariaten Regression feststellen. Aufgrund der diskutierten Defizite und dem daraus abgeleiteten alternativen Untersuchungsdesign sind die Ergebnisse nicht direkt mit denen von EM05 vergleichbar: Im Vergleich zur Neuinterpretation der Ergebnisse von EM05 ergeben sich größere Koeffizienten bzw. marginale Effekte. Bei der Neuinterpretation werden abhängig von den verwendeten Eingangsdaten für die marginalen Effekte vier bzw. fünf signifikante Unterschiede zu null festgestellt, während die in diesem Abschnitt vorgestellten Koeffizienten durchweg signifikant sind.

Die zeitlich nach hinten versetzten iEKK (i_ekk_{t+1}), die als Kontrollvariablen für die Return-News dienen, weisen ausnahmslos negative und signifikante Koeffizienten auf. Dies entspricht dem grundlegenden Gedanken, dass höhere EKK zu niedrigeren (End-)Kursen führen und somit die Rendite mindern.

Für die Cashflow-News sind die Ergebnisse weniger eindeutig: Die Koeffizienten von cf_n1_{t+1} sind sowohl positiv als auch negativ und in vier von acht Fällen nicht signifikant. Ein negativer Koeffizient bedeutet eine niedrigere Rendite, wenn die Gewinnerwartungen übertroffen werden, was wenig plausibel erscheint. Die Ergebnisse zeigen zudem einen anderen Zusammenhang zwischen Renditen und Cashflow-News als die Korrelationskoeffizienten an. Mit einer Ausnahme können bei cf_n2_{t+1} ebenfalls negative Zusammenhänge festgestellt werden. Einzig für $cf_n3_{i,t+1}$ liegen die Zusammenhänge ausschließlich in der erwarteten positiven Wirkungsrichtung und jeweils deutlich unterhalb des 10 %-Signifikanzniveaus vor. Die Cashflow-News in EM05, die konzeptionell denen aus (47) ähnlicher sind als die von BPW, haben positive und signifikante Koeffizienten.

Auffallend ist, wie gut das Modell mit den unterschiedlichen iEKK-Varianten die realisierten Renditen schätzt. Das arithmetische Mittel der Bestimmtheitsmaße über alle Beobachtungszeitpunkte $\overline{R^2}$ liegt zwischen 44,70 % ($i_ekk_{peg,t}$) und 68,62 % ($i_ekk_{gls,t}$). Es werden also bspw. 68,62 % der Varianz der realisierten Rendite durch $i_ekk_{gls,t}$ und die Kontrollvariablen erklärt. Dies ist ein erheblicher Zuwachs im Vergleich zur univariaten Regression, bei der maximal 4,01 % der Varianz durch eine iEKK-Variante erklärt wird. Bei EM05 liegen die Bestimmtheitsmaße zwischen 11,0 % und 30,0 % und bei BPW zwischen 26,6 % und 29,8 %.¹⁸⁰

¹⁸⁰ Vgl. EM05, S. 518 und BPW, S. 1107-1109.

Um abzuschätzen, ob der Zuwachs der Bestimmtheitsmaße und der Wechsel der Vorzeichen von $i_ekk_{mpeg,t}$ und $i_ekk_{peg,t}$ eher auf die Aufnahme der i_ekk_{t+1} als Surrogat für die Return-News oder der Cashflow-News zurückzuführen ist, wird Gleichung (47) jeweils ohne i_ekk_{t+1} und Cashflow-News mit den Gleichungen (77) bzw. (78) geschätzt. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 16.

$$(77) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1 cf_n1_{i,t+1} + a_2 cf_n2_{i,t+1} + a_3 cf_n3_{i,t+1} + a_4 i_ekk_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$(78) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1 i_ekk_{i,t+1} + a_2 i_ekk_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Der Ausschluss der Cashflow-News lässt die Bestimmtheitsmaße deutlich stärker schrumpfen als der Ausschluss der iEKK zum Zeitpunkt $t+1$, was schlüssig erscheint, weil drei und nicht nur eine Variable ausgeschlossen werden. Augenfällig ist, dass auch beim teilweisen Ausschluss der Kontrollvariablen die Koeffizienten der iEKK positiv und signifikant bleiben.

Werden die iEKK zum Zeitpunkt $t+1$ (i_ekk_{t+1}) ausgeschlossen, reduzieren sich die Koeffizienten stärker in ihrer Größe als beim Ausschluss der Cashflow-News. In Panel A weist $i_ekk_{ct,t}$ den größten Koeffizienten auf, während sich parallel zur Untersuchung mit allen Kontrollvariablen in Panel B $i_ekk_{gls,t}$ als die Variante mit dem größten Koeffizienten zeigt. $i_ekk_{gls,t}$ ist auch die Variante, deren dazugehörige Bestimmtheitsmaße in Panel A und B sich am wenigsten zwischen den Schätzungen der Gleichungen (77) und (78) unterscheiden. Interessanterweise zeigt cf_n2_{t+1} in Panel A nun einen positiven Zusammenhang mit den realisierten Renditen. Eine mögliche Ursache liegt darin, dass der Zusammenhang zwischen den iEKK zum Zeitpunkt $t+1$ (i_ekk_{t+1}) und cf_n2_{t+1} , gemessen mit dem Korrelationskoeffizienten nach Pearson, für jede iEKK-Variante größer ausfällt als zwischen i_ekk_{t+1} und cf_n1_{t+1} bzw. cf_n3_{t+1} .¹⁸¹

Die Ergebnisse in Tabelle 16, Panel A können auch als Beleg gegen eine Vermutung angesehen werden, dass sich die Zusammenhänge für i_ekk_t aus Tabelle 15 möglicherweise nur deshalb einstellen, weil für die Return-News i_ekk_{t+1} verwendet und so eine quasi „mechanische Beziehung“ zwischen i_ekk_t und den Renditen hergestellt wird. EM16 nutzen den Begriff „mechanische Beziehung“ im Zuge ihrer Auseinandersetzung mit der Kritik von BPW. Die Kritik von BPW zielt darauf ab, dass EM05 durch die Konstruktion der Return-News als Veränderung der iEKK signifikante Zusammenhänge zwischen i_ekk_t und Renditen ausschließen.¹⁸²

¹⁸¹ Vgl. Tabelle 10.

¹⁸² Vgl. EM16, S. 51-53 und 2.4.

Die Gleichungen (77) und (78) können zudem als Robustheitstests interpretiert werden, in denen die nicht aufgenommenen News-Variablen jeweils mit den Residuen ermittelt werden. Für Gleichung (77) gilt dies für die Return-News und für Gleichung (78) für die Cashflow-News.¹⁸³

Die Residuen sind selbst nicht Teil der Regressionen, da sonst ein perfekter linearer Zusammenhang resultiert.

Tabelle 16: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten jeweils ohne Kontrollvariablen für die Return- und Cashflow-News mit der Fama-MacBeth-Methode

Panel A: Schätzung von Gleichung (77): Ausschluss von i_ekk_{t+1} (Return-News)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,00 (0,77)	0,03 (0,08)	0,01 (0,36)	0,06 (0,00)	0,02 (0,12)	0,12 (0,00)	0,08 (0,00)	0,00 (0,93)
cf_n1_{t+1}	-0,05 (0,34)	0,01 (0,80)	-0,04 (0,46)	0,03 (0,56)	0,01 (0,91)	-0,07 (0,19)	0,03 (0,51)	0,01 (0,85)
cf_n2_{t+1}	0,90 (0,00)	1,03 (0,00)	0,94 (0,00)	1,10 (0,00)	1,09 (0,00)	1,24 (0,00)	1,06 (0,00)	1,09 (0,00)
cf_n3_{t+1}	4,07 (0,00)	3,69 (0,00)	3,99 (0,00)	3,75 (0,00)	3,79 (0,00)	3,42 (0,00)	3,77 (0,00)	3,82 (0,00)
i_ekk_t	1,65 (0,00)	1,35 (0,00)	1,54 (0,00)	0,84 (0,00)	1,17 (0,00)	0,67 (0,00)	0,78 (0,00)	1,53 (0,00)
$\overline{R^2}$	40,11	39,17	40,01	38,15	38,45	38,14	37,89	39,49

Panel B: Schätzung von Gleichung (78): Ausschluss der Cashflow-News

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,25 (0,00)	0,26 (0,00)	0,24 (0,00)	0,29 (0,00)	0,29 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)	0,28 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-5,97 (0,00)	-12,30 (0,00)	-6,17 (0,00)	-3,04 (0,00)	-3,89 (0,00)	-4,26 (0,00)	-2,69 (0,00)	-6,87 (0,00)
i_ekk_t	4,58 (0,00)	10,58 (0,00)	4,78 (0,00)	1,79 (0,00)	2,51 (0,00)	3,43 (0,00)	1,53 (0,00)	5,20 (0,00)
$\overline{R^2}$	22,44	38,75	24,72	17,35	18,08	13,92	14,96	25,91

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Um die Frage zu klären, ob das Problem der Multikollinearität vorliegt, werden die VIF der unabhängigen Variablen bestimmt. Der VIF gibt an, wie stark eine unabhängige Variable durch alle anderen unabhängigen Variablen erklärt wird. Ein Wert von eins zeigt an, dass die Varianz der betrachteten unabhängigen Variable zu 0 % durch die anderen unabhängigen Variablen erklärt wird. Nach oben ist der VIF nicht begrenzt. Es herrscht keine Einigkeit darüber, wann der VIF einer Variablen als kritisch anzusehen ist. Wooldridge (2016) nennt einen Wert von zehn,

¹⁸³ Vgl. Jäckel (2014), S. 53, 55-57, der solch ein Vorgehen für die Cashflow-News im Kontext der Arbeit von EM05 vorschlägt, sowie Abschnitt 2.3.4.

schränkt aber ein, dass jede obere Grenze als beliebig anzusehen ist.¹⁸⁴ Die Ergebnisse der Untersuchung finden sich in Tabelle 17.

Tabelle 17: Varianzinflationsfaktoren

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
cf_n1_{t+1}	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,08	1,09	1,09
cf_n2_{t+1}	4,24	4,18	4,23	4,33	4,28	4,1	4,38	4,22
cf_n3_{t+1}	4,19	4,07	4,17	4,13	4,12	4,02	4,16	4,1
i_ekk_{t+1}	1,42	1,81	1,44	1,35	1,35	1,02	1,4	1,23
i_ekk_t	1,44	1,79	1,45	1,28	1,30	1,01	1,30	1,22
\overline{VIF}	2,47	2,59	2,47	2,43	2,43	2,25	2,47	2,37

\overline{VIF} : Arithmetisches Mittel der einzelnen Varianzinflationsfaktoren.

Lediglich für die beiden Cashflow-News cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} können erhöhte Faktoren festgestellt werden. Bei einer Schätzung von Gleichung (47) ohne cf_n2_{t+1} oder cf_n3_{t+1} (Tabelle 44 im Anhang (6.6)) stellen sich für die iEKK in den Zeitpunkten t und $t+1$ keine nennenswerten Abweichungen ein. cf_n2_{t+1} (Panel A) bzw. cf_n3_{t+1} (Panel B) weisen jeweils einen positiven und signifikanten Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf, während die Ergebnisse für cf_n1_{t+1} sowohl was die Vorzeichen als auch den Unterschied zu null angeht, gemischt bleiben. Die relativ geringen VIF und vor allem die robusten Ergebnisse im Hinblick auf die iEKK und die verbleibenden Cashflow-News verdeutlichen, dass die Schätzungen nicht durch Multikollinearität der Variablen beeinflusst werden.

Die uneinheitlichen Ergebnisse für cf_n1_{t+1} auf der einen Seite und die signifikant positiven Koeffizienten für cf_n2_{t+1} bzw. cf_n3_{t+1} in Tabelle 44 auf der anderen Seite deuten darauf hin, dass die Renditen stärker von weiter in der Zukunft liegenden Gewinnen beeinflusst werden als von den Gewinnen, die als nächstes bekannt werden. Wenn man außerdem annimmt, dass die weiter in der Zukunft liegenden Gewinne die langfristigen Gewinnerwartungen widerspiegeln, spricht dies für die Orientierung von Investoren an der langfristigen Performance eines Unternehmens und gegen eine kurzfristige Ergebnisorientierung. Denkbar ist auch, dass der zeitliche Abstand zwischen dem Bekanntwerden der realisierten Gewinne und dem Ende des Renditezeitraums so groß ist, dass die cf_n1_{t+1} nur einen untergeordneten Einfluss auf die Rendite haben.

Um auszuschließen, dass die Ergebnisse durch die gestauchten und gedehnten Zeiträume, die in 3.6 beschrieben werden, für die Rendite- und News-Berechnung verzerrt werden, wird als Beobachtungszeitpunkt jeweils der 20. eines Monats oder, wenn keine Daten für dieses Datum

¹⁸⁴ Vgl. Wooldridge (2016), S. 86.

vorliegen, weil es sich bspw. um einen Tag am Wochenende handelt, der letzte Handelstag davor festgelegt. Es wird der 20. eines jeden Monats verwendet, weil spätestens auf dieses Datum der Donnerstag vor dem dritten Freitag eines Monats fällt. Es stellen sich bei der Schätzung der Gleichung (47) in der im Anhang (6.6) zu findenden Tabelle 45 praktisch dieselben Ergebnisse wie in Tabelle 15 ein. Die Stichprobe vergrößert sich minimal auf 22.432 Beobachtungen. Die Nutzung von Analystenprognosen, die vor sechs (am 14.) oder weniger Kalendertagen oder am 20. selbst veröffentlicht wurden, hat keine Auswirkung darauf, wie die Wirkung der iEKK-Varianten auf die Rendite einzuschätzen ist. Dies spricht wiederum für die Robustheit des Konzepts der iEKK.

Für einen weiteren Robustheits-Check werden die verwendeten Kursdaten mit Handelsvolumendaten hinterlegt. Das bedeutet, dass eine Kursinformation für die Berechnung der iEKK oder Renditen (die auch die Grundlage für die Berechnung der Beta-Faktoren sind) nur dann verwendet wird, wenn die Aktien des Unternehmens an dem Tag gehandelt wurden. Wenn an einem Handelstag an der Frankfurter Börse kein Handel mit den Aktien stattgefunden hat, wird der Kurs folglich gelöscht. Fällt der Donnerstag vor dem dritten Freitag eines Monats auf einen Nichthandelstag, wird auf den Kurs des Vor- oder des Vorvortages zurückgegriffen, wenn an diesen Tagen gehandelt wurde. Dieses Vorgehen kann bspw. bei Feiertagen notwendig sein.¹⁸⁵ Es wird analog wie bei den Kursen das Handelsvolumen an der Frankfurter Börse herangezogen. Die Stichprobe verringert sich durch die Berücksichtigung der Volumendaten auf 16.441 Beobachtungen. Daraus kann jedoch nicht pauschal geschlossen werden, dass an den Tagen der weggefallenen 5.986 Beobachtungen nicht gehandelt wurde. Vielmehr liegen die Daten für das Handelsvolumen nur für die jüngere Vergangenheit vor.¹⁸⁶ Der Ausschluss von Beobachtungen auf Basis des Handelsvolumens hat keinen nennenswerten Einfluss. Die Ergebnisse in Tabelle 46 im Anhang (Abschnitt 6.6) ähneln denen aus Tabelle 15 stark: Alle iEKK-Varianten im Zeitpunkt t weisen einen signifikanten positiven Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf.

Um den Einfluss von Ausreißern zu eliminieren, wird Gleichung (47) mit einer winsorisierten Stichprobe geschätzt. Es werden jeweils für die realisierte Rendite als abhängige Variable und für die erklärenden Variablen die Beobachtungen unterhalb des 0,5 %-Quantils und oberhalb des 99,5 %-Quantils ausgeschlossen. Die Stichprobe verringert sich auf 21.653 Beobachtungen. Wie Tabelle 47, Panel A (Abschnitt 6.6) zu entnehmen ist, verändern sich ähnlich wie bei den

¹⁸⁵ Datastream Items VO für das Volumen und VACS für Informationen über Handelstage.

¹⁸⁶ Bspw. beginnt für die beiden Unternehmen Siemens AG und Daimler AG die Zeitreihe mit Handelsvolumendaten erst am 04.01.1999.

beiden vorangegangenen Robustheitstests die Ergebnisse nur geringfügig. Die iEKK im Zeitpunkt t (i_ekk_t) weisen größere Koeffizienten als diejenigen in Tabelle 15 auf. Zudem wird mit jeder der acht Regressionen ein größerer Teil der Varianz der Rendite erklärt. Werden nicht nur jeweils 0,5 % der Beobachtungen ausgeschlossen, sondern jeweils 1 % oder 2,5 % (Panel B bzw. C von Tabelle 47), stellen sich erneut ähnliche Ergebnisse ein. Die kaum veränderten Ergebnisse sprechen gegen eine Verzerrung der Ergebnisse durch Ausreißer.

In einem weiteren Test wird untersucht, wie robust die Ergebnisse im Hinblick auf die ergänzende Annahme sind, dass Jahresabschlüsse vier Monate nach dem Bilanzstichtag veröffentlicht werden, wenn keine Informationen über den tatsächlichen Tag der Veröffentlichung vorliegen.¹⁸⁷ Die Ergebnisse aus Tabelle 48 im Anhang für eine angenommene Frist von jeweils drei, fünf und sechs Monaten in den Panels A, B bzw. C weichen nur minimal von denen in Tabelle 15 ab. Die Ergebnisse sind damit in der Hinsicht als robust anzusehen.

Der Robustheitstest von Gebhardt et al. (2001) wird wiederholt, indem der historische Branchendurchschnitt des ROE anstatt mit dem Median mit dem arithmetischen Mittel berechnet wird.¹⁸⁸ Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 49 im Anhang. Dadurch, dass sieben Beobachtungen weniger gemacht werden, verändern sich nicht nur für $i_ekk_{gls,t}$ die Ergebnisse im Vergleich zu denen in Tabelle 15.¹⁸⁹ Durch die abweichende Berechnung eines zentralen Eingangsparameters für $i_ekk_{gls,t}$ verringert sich der Koeffizient von $i_ekk_{gls,t}$ und es werden 3,26 % weniger Varianz der realisierten Rendite erklärt. Die Ergebnisse können somit einerseits als robust betrachtet werden. Andererseits scheint der Median die langfristigen Erwartungen über den ROE einer Branche besser zu reflektieren als das arithmetische Mittel.

Es ist denkbar, dass die Ergebnisse durch große Unternehmen mit einer hohen Marktkapitalisierung geprägt sind. Mögliche Gründe dafür sind, dass große Unternehmen wahrscheinlich von mehr Analysten beobachtet werden und mehr Informationen für große Unternehmen vorliegen. In Tabelle 50, Panel A bis D in Abschnitt 6.6 sind Ergebnisse für vier Teilstichproben abgebildet. Die Teilstichproben werden auf Grundlage der Marktkapitalisierung (mv_t) gebildet. Für die Aufteilung der Stichprobe werden das 25 %-Quantil, der Median und das 75 %-Quantil der Marktkapitalisierung genutzt.¹⁹⁰ Durch die in 3.6 beschriebenen Ausschlussbedingungen werden 17.452 und damit insgesamt weniger als 22.427 Beobachtungen untersucht. Für

¹⁸⁷ Vgl. 3.5.3.

¹⁸⁸ Vgl. Gebhardt et al. (2001), S. 143.

¹⁸⁹ Eine mögliche Ursache für die Verringerung der Stichprobe bei Verwendung des arithmetischen Mittels der historischen ROE-Daten können komplexe oder negative iEKK sein, die bei Verwendung des Medians nicht auftreten. Komplexe und negative iEKK als Lösungen der Nullstellensuche werden ausgeschlossen.

¹⁹⁰ Vgl. die deskriptive Statistik der Risikofaktoren in Abschnitt 3.10.1.1.

jede Teilstichprobe in den Panels A bis D wird ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen den Renditen und den iEKK im Zeitpunkt t beobachtet. Die Ergebnisse sind darüber hinaus jedoch uneinheitlich: Für $i_{ekk_{ojn,t}}$ nehmen die Koeffizienten mit steigender Marktkapitalisierung ab und nicht wie erwartet zu. Bei den anderen Varianten werden keine klaren Zusammenhänge zwischen der Marktkapitalisierung und den Koeffizienten der iEKK im Zeitpunkt t beobachtet. Es ist somit nicht davon auszugehen, dass die Ergebnisse in Tabelle 15 durch große Unternehmen mit einer hohen Marktkapitalisierung geprägt sind.¹⁹¹

Die Stichprobe wird im vorangegangenen Robustheitstest nach dem Unternehmenskriterium Marktkapitalisierung aufgeteilt. Eine weitere Möglichkeit, Teilstichproben zu bilden, ist unterschiedliche Zeiträume zu betrachten. Der Zusammenhang zwischen iEKK und realisierten Renditen kann periodenspezifisch sein, ergo darauf beruhen, dass nur in einzelnen beobachteten Zeiträumen ein positiv signifikanter Zusammenhang besteht. Im ersten Schritt wird die Stichprobe deshalb in zwei ungefähr gleich lange Zeiträume aufgeteilt. Der erste Zeitraum erstreckt sich über 125 Monate von Oktober 1993 bis Februar 2004, wobei zwei Monate, wie in 3.6 erläutert, ausgeschlossen werden, so dass 123 Monate untersucht werden. Der zweite Zeitraum erstreckt sich mit 124 Monaten von März 2004 bis Juni 2014. Die Ergebnisse für die beiden ungleich großen Teilstichproben (der zweite Zeitraum enthält 86,50 % mehr Beobachtungen) finden sich in Tabelle 51 im Anhang. Für beide Teilstichproben werden in den Panels A und B erneut für alle iEKK-Varianten signifikant positive Zusammenhänge zwischen iEKK und realisierten Renditen festgestellt. Die Koeffizienten der iEKK sind im ersten Zeitraum größer und es werden höhere Bestimmtheitsmaße beobachtet.

Diese Beobachtungen und die Tatsache, dass die zweite Teilstichprobe die Zeit der weltweiten Finanzkrise in den Jahren 2007 und 2008 umfasst, führt im zweiten Schritt zu einer alternativen Aufteilung der Stichprobe in fünf Teilstichproben für fünf unterschiedliche Zeiträume. Die Zeiträume decken die Zeit vor dem Platzen der Dot-Com-Blase zu Beginn des Jahrtausends ab (Panel A von Tabelle 52, Oktober 1993 bis Januar 2000), die sich anschließende Krise (Panel B, Februar 2000 bis September 2002), die Zeit zwischen den Krisen (Panel C, Oktober 2002 bis Dezember 2006), die weltweite Finanzkrise (Panel D, Januar 2007 bis September 2008) und die Nachkrisenzeit (Panel E, Oktober 2008 bis Juni 2014) ab.¹⁹² Tabelle 52 im Anhang (Abschnitt 6.6) gibt die Ergebnisse wieder. Auch dieser Robustheitstest liefert keinen Anlass zur

¹⁹¹ Eine andere Möglichkeit, den Einfluss der Unternehmensgröße auf den marginalen Effekt der iEKK zu berücksichtigen, ist eine Untersuchung ähnlich der in 3.10.2, in der mv_t an die Stelle von lg_t tritt.

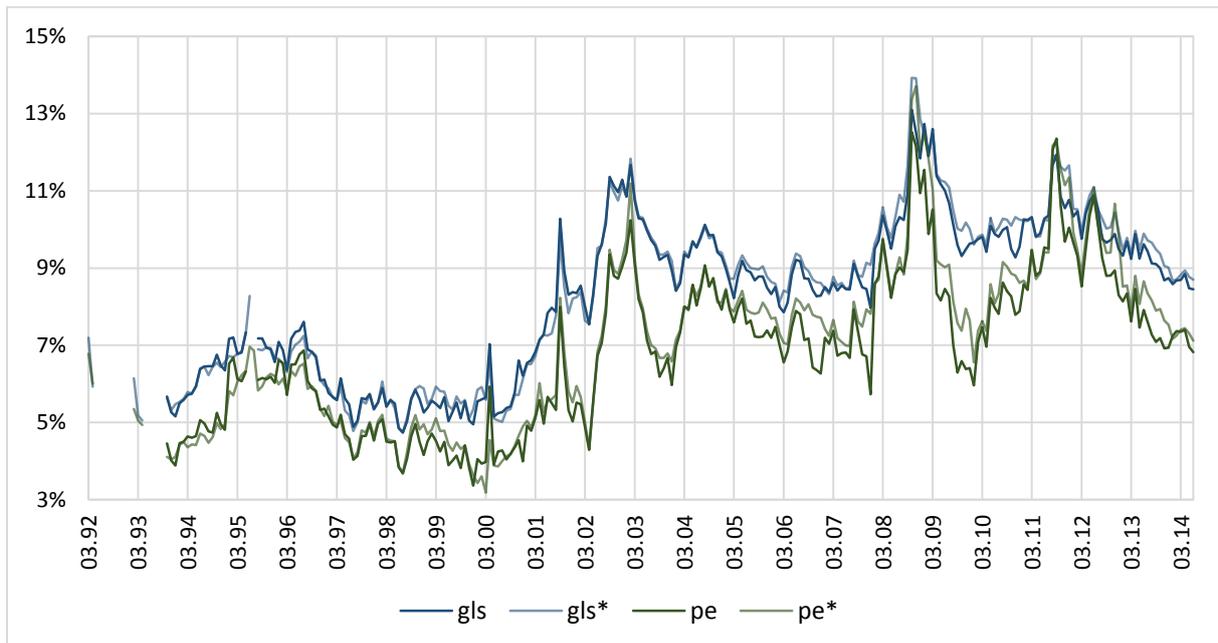
¹⁹² Die Abgrenzung der beiden Krisenzeiträume richtet sich nach DeLong und Magin (2006), S. 8 für die erste und nach Erkens et al. (2012), S. 392 für die zweite Krise.

Annahme, dass der in Tabelle 15 beobachtete Zusammenhang zwischen iEKK und realisierten Renditen nur auf einzelnen Teilperioden beruht: Alle iEKK-Varianten weisen einen signifikant positiven Koeffizienten auf. Für fünf iEKK-Varianten ($i_ekk_{ct,t}$, $i_ekk_{gls,t}$, $i_ekk_{gor,t}$, $i_ekk_{pe,t}$ und $i_ekk_{avg,t}$) zeigt sich die zu erwartende Entwicklung: Die Koeffizienten verringern sich in den Krisenzeiten, um sich danach wieder zu erhöhen. Ein Teil der iEKK-Varianten scheint somit auch in Zeiten erhöhter Unsicherheit die Erwartungen der Marktteilnehmer zwar weniger gut, aber dennoch adäquat zu reflektieren.

Jäckel (2014) stellt für die von ihm untersuchte Stichprobe fest, dass die Maßgabe eines vollständigen Satzes an Beobachtungen für einen Zeitpunkt zum Ausschluss zahlreicher Beobachtungen führt. Der Autor stellt den Verlauf von $i_ekk_{gls,t}$ aus zwei Stichproben grafisch dar: Es wird der Verlauf auf Grundlage der gemeinsamen, beschränkten Stichprobe aller iEKK-Varianten dem Verlauf aus einer unbeschränkten Stichprobe gegenübergestellt und der Unterschied zwischen den Verläufen als unwesentlich eingeschätzt.¹⁹³ In Abbildung 9 sind korrespondierend zu Jäckel (2014) jeweils zwei Verläufe von $i_ekk_{gls,t}$ und $i_ekk_{pe,t}$ dargestellt. Für den einen Verlauf müssen zu einem Zeitpunkt jeweils Beobachtungen für alle Variablen vorliegen, was der Stichprobe mit 22.427 Beobachtungen entspricht. Für den anderen Verlauf müssen zu einem Zeitpunkt nur die iEKK aus t und $t+1$ als Return-News, die drei Variablen für die Cash-flow-News und die realisierte Rendite vorliegen. Die Verläufe von $i_ekk_{gls,t}$ und $i_ekk_{pe,t}$ aus der beschränkten Stichprobe entsprechen denen in Abbildung 3. Ähnlich wie bei Jäckel (2014) verlaufen dieselben iEKK-Varianten aus unterschiedlichen Stichproben relativ gleich. Es werden bereits ab März 1992 Beobachtungen gemacht. In Tabelle 53 im Anhang (Abschnitt 6.6) sind die Ergebnisse für eine Schätzung der Gleichung (47) mit jeweils unbeschränkten Stichproben enthalten. Die meisten Beobachtungen werden für $i_ekk_{pe,t}$ (30.641) und die wenigsten für $i_ekk_{avg,t}$ (23.279) gemacht, was wenig überrascht, weil für die Berechnung des arithmetischen Mittels Beobachtungen für alle iEKK-Varianten vorliegen müssen. Lediglich die Daten für die Risikofaktoren schränken die Stichprobe nicht ein. Die Ergebnisse sind robust im Hinblick auf den Ausschluss von Beobachtungen zum Zweck der Zusammenstellung einer gemeinsamen, beschränkten Stichprobe. Die Koeffizienten der iEKK-Varianten sind weiterhin signifikant positiv, aber kleiner als in Tabelle 15.

¹⁹³ Vgl. Jäckel (2014), S. 92-94.

Abbildung 9: Implizite Eigenkapitalkosten nach Gebhardt et al. (2001) und der Price-Earnings-Ratio aus unbeschränkten und beschränkten Stichproben im Zeitverlauf



gls bezieht sich auf $i_{ekk_{gls,t}}$ und pe auf $i_{ekk_{pe,t}}$ aus der beschränkten Stichprobe mit jeweils 22.427 Beobachtungen. gls* bezieht sich auf $i_{ekk_{gls,t}}$ und pe* auf $i_{ekk_{pe,t}}$ aus den jeweiligen unbeschränkten Stichproben mit 30.045 bzw. 30.641 Beobachtungen. Es werden je Zeitpunkt marktwertgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen der iEKK dargestellt. Abbildung in Anlehnung an Jäckel (2014), S. 94.

Fama und French (1992) schließen Unternehmen der Finanzbranche aus ihrer Untersuchung aus. Als Grund nennen sie die üblicherweise hohe Verschuldung dieser Unternehmen, die bei Unternehmen anderer Branchen als ein Zeichen einer drohenden bilanziellen Überschuldung gewertet werden würden.¹⁹⁴ Als weiterer Robustheitstest werden deshalb Unternehmen, die von Fama und French (1997) den Branchen Nr. 44 (Banking), Nr. 45 (Insurance) und Nr. 47 (Trading) zugeordnet werden, aus der Stichprobe ausgeschlossen. Im Anhang (6.6) in Tabelle 54 finden sich die Ergebnisse der reduzierten Stichprobe, die denen in Tabelle 15 ähneln: Die Koeffizienten der iEKK im Zeitpunkt t sind für alle iEKK-Varianten größer und es wird jeweils ein größerer Teil der Varianz der Rendite erklärt.

In Tabelle 55 im Anhang (Abschnitt 6.6) finden sich die Ergebnisse für eine Schätzung der Gleichung (47) mit unterschiedlichen Mindest-Prognosehorizonten für die Variable cf_n1_{t+1} . cf_n1_{t+1} bezieht sich, wie in 2.6 beschrieben, auf den nächsten zu veröffentlichenden Gewinn. Der zeitliche Abstand zwischen Schätzung und Realisation wird in Panel A von Tabelle 55 auf mindestens einen Tag festgesetzt. Dadurch gehen 76 Beobachtungen verloren. Diese 76 Beobachtungen beziehen sich auf historische Schätzungen, die am selben Tag aktualisiert werden, an dem auch die Bekanntgabe der Ergebnisse des vergangenen Geschäftsjahres erfolgt. Dieses

¹⁹⁴ Vgl. Fama und French (1992), S. 429.

Vorgehen wird gewählt, um auch Aktualisierungen historischer Schätzungen unmittelbar, das heißt weniger als einen Tag vor der Bekanntgabe des Jahresabschlusses in die Untersuchung einfließen zu lassen. Dem steht der potentielle Nachteil gegenüber, dass sich die in cf_n1_{t+1} eingehenden aktualisierten Schätzungen bereits auf das aktuelle und nicht wie angenommen auf das vergangene Geschäftsjahr beziehen und dadurch die Ergebnisse möglicherweise verzerrt werden. Die Ergebnisse in Panel A der Tabelle 55 sprechen jedoch gegen eine Verzerrung: Sowohl die Koeffizienten als auch die jeweilige statistische Signifikanz weichen kaum von denen in Tabelle 15 ab. Auch zeigen sich in den Panels B bis D für einen zeitlichen Mindestabstand von fünf, 20 bzw. 40 Tagen zwischen Prognose und Realisation ähnliche und somit robuste Ergebnisse.¹⁹⁵

Wie bereits beschrieben, ermöglicht die Methode von Fama-MacBeth, Effekte, die die Renditen und/oder die anderen Variablen aller Unternehmen in einem Zeitpunkt beeinflussen, zu berücksichtigen. Diese zeitspezifischen Effekte können dazu führen, dass zu kleine Standardfehler und damit zu hohe t-Werte bzw. zu niedrige p-Werte berechnet werden. Der Grund dafür ist wiederum, dass die Residuen durch den „Zeit-Effekt“ nicht mehr unabhängig voneinander sind. Gleiches gilt für unternehmensspezifische Effekte. Für die Prüfung der Robustheit der Ergebnisse erscheint es somit sinnvoll, nicht nur zeit-, sondern auch unternehmensspezifische Effekte in der Untersuchung zu beachten. Um dieses Vorhaben umzusetzen, schlägt Petersen (2009) vor, entweder

1. die Standardfehler nach einer Dimension (z. B. Unternehmen) zu clustern und für die andere Dimension (Zeit) Dummy-Variablen einzufügen oder
2. wie in Cameron et al. (2011) oder Thompson (2011) beschrieben, direkt zweidimensional geclusterte Standardfehler zu verwenden.¹⁹⁶

Mit geclusterten Standardfehlern wird die Annahme von unabhängigen Residuen von der Ebene der Gesamt-Stichprobe auf die Ebene der Cluster verlagert: Innerhalb eines Clusters brauchen die Residuen nicht unabhängig voneinander sein, lediglich die Residuen zwischen Clustern müssen diese Bedingung erfüllen. Zweidimensionales Clustering setzt voraus, dass es eine hinreichend große Anzahl an Ausprägungen in den Dimensionen, sprich an Zeitpunkten und Unternehmen gibt.¹⁹⁷ Thompson (2011) empfiehlt als Mindestanzahl für die Dimension Zeit 50

¹⁹⁵ Bei allen Robustheitstests werden gegebenenfalls wie für die Gesamtstichprobe auch Zeitpunkte mit weniger als 20 Beobachtungen sowie Zeitpunkte ohne Vor- und Nachfolger ausgeschlossen.

¹⁹⁶ Vgl. Petersen (2009), S. 458, Thompson (2011) und Cameron et al. (2011).

¹⁹⁷ Vgl. Petersen (2009), S. 437-440, 457-459, 475.

bis 100 Ausprägungen und erachtet die Korrektur der Standardfehler durch das zweidimensionales Clustering als dann am wichtigsten, wenn die Anzahl der Cluster in jeder Dimension relativ gleich ist. Gibt es in einer Dimension extrem viele Cluster, ist die Korrektur der Standardfehler durch zweidimensionales Clustering zu vernachlässigen. Als Beispiel für eine Stichprobe mit ungleich vielen Clustern nennt der Autor die Arbeit von Fama und French (2000), in der im Zeitraum 1964 bis 1996 durchschnittlich 2.343 Unternehmen pro Jahr beobachtet werden.¹⁹⁸ Cameron et al. (2011) schätzen mithilfe einer Simulationsstudie mit jeweils 100 Clustern die Performance vom zweidimensionalen Clustering als gut ein.¹⁹⁹ Gow et al. (2010) vergleichen unterschiedliche Schätzmethoden, u. a. auch mithilfe von iEKK. Sie stellen fest, dass eine Schätzung mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern die einzige von ihnen betrachtete Methode ist, die gegen Zeit- und Unternehmens-Effekte robust ist. Wang (2018) nutzt für eine multivariate Regression mit Cashflow- und Return-News nach EM05 ebenfalls zweidimensional geclusterte Standardfehler.²⁰⁰

Mit 247 Zeitpunkten und 455 Unternehmen kann die Empfehlung von Thompson (2011) als erfüllt angesehen werden. Gleichzeitig besteht aber auch kein extremes Ungleichgewicht in Bezug auf die Anzahl der Cluster. Ein weiterer Vorteil von zweidimensional geclusterten Standardfehlern ist, dass sie robust gegenüber Heteroskedastizität sind.²⁰¹ In Tabelle 18 finden sich die Ergebnisse eine Schätzung der Gleichung (47) mit einer einfachen Regression und zweidimensional geclusterten Standardfehlern.²⁰² Die Koeffizienten sind dieselben wie bei der Verwendung einer einfachen Regression.

Die Veränderungen im Vergleich zu den Ergebnissen in Tabelle 15 sind gering. Alle iEKK weisen unverändert positive und bis auf $i_ekk_{pe,t}$ signifikante Koeffizienten auf. Die Variante $i_ekk_{gl,t}$ ist erneut diejenige, die den stärksten Zusammenhang mit den Renditen aufweist. Die zwölf Analystenaktualisierungen nach hinten versetzten iEKK (i_ekk_{t+1}) sind ebenfalls negativ und signifikant. Die Koeffizienten von cf_n1_{t+1} sind nun für jede iEKK-Variante positiv und signifikant unterschiedlich von null, was der erwarteten Wirkungsrichtung entspricht.

¹⁹⁸ Vgl. Thompson (2011), S. 6, 8 und Fama und French (2000), S. 164f.

¹⁹⁹ Vgl. Cameron et al. (2011), S. 247.

²⁰⁰ Vgl. Gow et al. (2010), S. 502, 508f und Wang (2018), S. 124, der sein eigenes Modell auf Validität untersucht, ohne es mit anderen iEKK-Varianten zu vergleichen. Vgl. auch Wang et al. (2017), S. 32, die ebenfalls auf eine Regression mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern für eine Einschätzung der Validität zurückgreifen.

²⁰¹ Vgl. Cameron et al. (2011), S. 242 und Cameron (2011), S. 11.

²⁰² Es wird die Routine von Mitchell Petersen verwendet:

http://www.kellogg.northwestern.edu/faculty/petersen/htm/papers/se/se_programming.htm, abgerufen am 16.11.2018.

Tabelle 18: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit Kontrollvariablen für die Cashflow- und Return-News mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,11 (0,00)	0,18 (0,00)	0,11 (0,00)	0,15 (0,00)	0,15 (0,00)	0,26 (0,00)	0,16 (0,00)	0,27 (0,01)
cf_n1_{t+1}	0,16 (0,08)	0,24 (0,01)	0,17 (0,06)	0,16 (0,02)	0,15 (0,03)	0,16 (0,06)	0,15 (0,03)	0,16 (0,04)
cf_n2_{t+1}	-1,21 (0,00)	-1,07 (0,00)	-1,16 (0,00)	-0,86 (0,04)	-0,87 (0,03)	0,24 (0,52)	-0,86 (0,04)	-0,72 (0,06)
cf_n3_{t+1}	4,90 (0,00)	4,26 (0,00)	4,83 (0,00)	4,07 (0,00)	4,15 (0,00)	3,24 (0,00)	4,06 (0,00)	4,07 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-5,51 (0,00)	-10,20 (0,00)	-5,49 (0,00)	-2,49 (0,00)	-3,50 (0,00)	-1,23 (0,00)	-2,26 (0,00)	-3,84 (0,00)
i_ekk_t	6,19 (0,00)	10,31 (0,00)	6,19 (0,00)	2,65 (0,00)	3,70 (0,00)	0,12 (0,23)	2,36 (0,00)	2,96 (0,05)
R^2	46,59	59,83	48,51	31,69	34,63	24,04	28,35	35,79

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Im Anhang finden sich in der Tabelle 56 (Abschnitt 6.6) die Ergebnisse für die Schätzung einer modifizierten Gleichung (47) mit Standardfehlern, die jeweils nach den Dimensionen Zeit und Unternehmen geclustert sind. Die Gleichung wird jeweils um Dummy-Variablen für die Dimension ergänzt, in der nicht geclustert wird. Es wird für jeden Zeitpunkt bzw. für jedes Unternehmen jeweils eine Dummy-Variable eingefügt, um sowohl Zeit- als auch Unternehmenseffekte in der Schätzung zu berücksichtigen. Das Vorgehen entspricht dem oben unter Nr. 1 wiedergegebenen Vorschlag von Petersen (2009). Die Ergebnisse aus den beiden Auswertungen bestätigen die aus der Regression mit den zweidimensional geclusterten Standardfehlern: Die Koeffizienten aller iEKK-Varianten in den Zeitpunkten t und $t+1$ sind positiv bzw. negativ und mit Ausnahme von $i_ekk_{pe,t}$ auch stets signifikant. Die Koeffizienten von $i_ekk_{pe,t}$ im Zeitpunkt t sind sowohl in Panel A (Aufnahme von Unternehmens-Dummys, Clustering nach der Zeit) als auch Panel B (Aufnahme von Zeit-Dummys, Clustering nach den Unternehmen) nicht signifikant.

Die Ergebnisse der multivariaten Regressionen als die zentralen empirischen Untersuchungen des Kapitels 3 legen nahe, dass die iEKK geeignete Schätzer für die wahren EKK sind. Alle iEKK-Varianten zeigen einen positiven und auch signifikanten Zusammenhang mit den realisierten Renditen, wenn die Fama-MacBeth-Methode verwendet wird. Bei den Robustheitstests mit ein- und zweidimensional geclusterten Standardfehlern sind die Koeffizienten von $i_ekk_{pe,t}$ nicht signifikant. $i_ekk_{gls,t}$ ist die Variante, die abgesehen von einem Setting (Regression ohne Return-News, Tabelle 16, Panel A) jeweils die größten positiven Koeffizienten vorweist. Wie im Abschnitt 2.6 diskutiert, wird ein positiver und signifikanter Zusammenhang als Zeichen für die Validität einer iEKK-Variante angesehen, so dass allen iEKK-Varianten für

den deutschen Kapitalmarkt das Prädikat valide zusteht. $i_ekk_{pe,t}$ ist aufgrund der teilweise nicht signifikanten Koeffizienten sicherlich als Grenzfall zu betrachten, weil unklar bleibt, wie die unterschiedlichen Ergebnisse gewichtet werden sollen.

Das arithmetische Mittel der sieben iEKK-Varianten $i_ekk_{avg,t}$ zeigt keine überragenden Eigenschaften. Die Koeffizienten sind zwar stets positiv und signifikant, aber immer kleiner als die einer anderen Variante. Nutzer von iEKK, ob in der Wissenschaft oder Praxis, brauchen folglich nicht eine ganze Reihe von iEKK zu ermitteln, nur um ihr arithmetisches Mittel zu berechnen. Des Weiteren erscheint die Durchschnittsbildung wenig sinnvoll, wenn nicht vollumfänglich valide iEKK-Varianten wie $i_ekk_{pe,t}$ einbezogen werden.

3.10 Weitere Analysen

3.10.1 Implizite Eigenkapitalkosten und Risikofaktoren

Mit der Erkenntnis, dass die iEKK nach den acht verwendeten Varianten für den deutschen Kapitalmarkt als valide anzusehen sind, können Aussagen darüber gemacht werden, ob die in 3.5.5 vorgestellten Risikofaktoren einen Einfluss auf die iEKK haben und somit als korrekt spezifiziert angesehen werden können. Das Vorgehen ähnelt den vorangegangenen Abschnitten: Die deskriptive Statistik wird in 3.10.1.1 präsentiert, die Korrelationen der Risikofaktoren untereinander und mit den iEKK in 3.10.1.2 betrachtet und sodann in 3.10.1.3 der gemeinsame Einfluss der Risikofaktoren auf die iEKK abermals mit dem Instrument der multivariaten Regression erforscht.

3.10.1.1 Deskriptive Statistik

In Tabelle 19 finden sich Maßzahlen, die die Risikofaktoren und damit die gesamte Stichprobe von 22.427 Beobachtungen beschreiben. Der Median des Beta-Faktors liegt mit 0,80 unterhalb des Wertes von eins. Ein Wert von eins ist im CAPM charakteristisch für den Gesamtmarkt oder das sogenannte Marktportefeuille, das sämtliche riskante Anlagemöglichkeiten enthält. Die untersuchte Stichprobe umfasst somit gemessen am Median (und am arithmetischen Mittel) Unternehmen, deren Renditen unterdurchschnittlich auf Veränderungen des gesamten Marktes, repräsentiert durch den CDAX Aktienindex, reagieren.²⁰³ Es gibt auch Unternehmensmonate, in denen negative Beta-Faktoren beobachtet werden können. Ein negativer Beta-Faktor zeigt an, dass sich die Renditen einer Aktie gegenläufig zum Gesamtmarkt entwickeln, also eine positive Rendite erzielt wird, obwohl der Gesamtmarkt an Wert verliert und vice versa.

²⁰³ Vgl. Drukarczyk und Schüler (2016), S. 54-56.

Tabelle 19: Deskriptive Statistik: Risikofaktoren

	β_{t}	std_resi_{t}	mv_{t}	$nstd1_{t}$	$nstd2_{t}$	$nstd3_{t}$	lev_{t}
Mittel	0,85	4,64	5.815,45	1,76	1,93	2,15	154,60
Median	0,80	4,22	1.016,40	1,22	1,46	1,61	52,35
Std	0,40	2,12	12.937,81	2,59	1,93	2,13	477,67
Min	-0,60	1,08	9,66	0,00	0,00	0,00	0,00
Max	2,86	34,61	204.801,20	183,37	47,31	44,46	24.720,64
0,01	0,13	1,63	32,23	0,10	0,18	0,09	0,00
0,25	0,56	3,24	277,12	0,73	0,95	1,02	15,96
0,75	1,11	5,50	4.134,74	2,00	2,29	2,58	110,56
0,99	1,91	11,63	66.833,48	10,21	8,73	10,26	2.139,71

Mittel: arithmetisches Mittel. Min: Minimum. Max: Maximum. Std: Standardabweichung. 0,01: 1 %-Quantil. 0,25: 25 %-Quantil. 0,75: 75 %-Quantil. 0,99: 99 %-Quantil. mv_{t} in Mio. €. std_resi_{t} , $nstd1_{t}$, $nstd2_{t}$, $nstd3_{t}$ und lev_{t} in %.

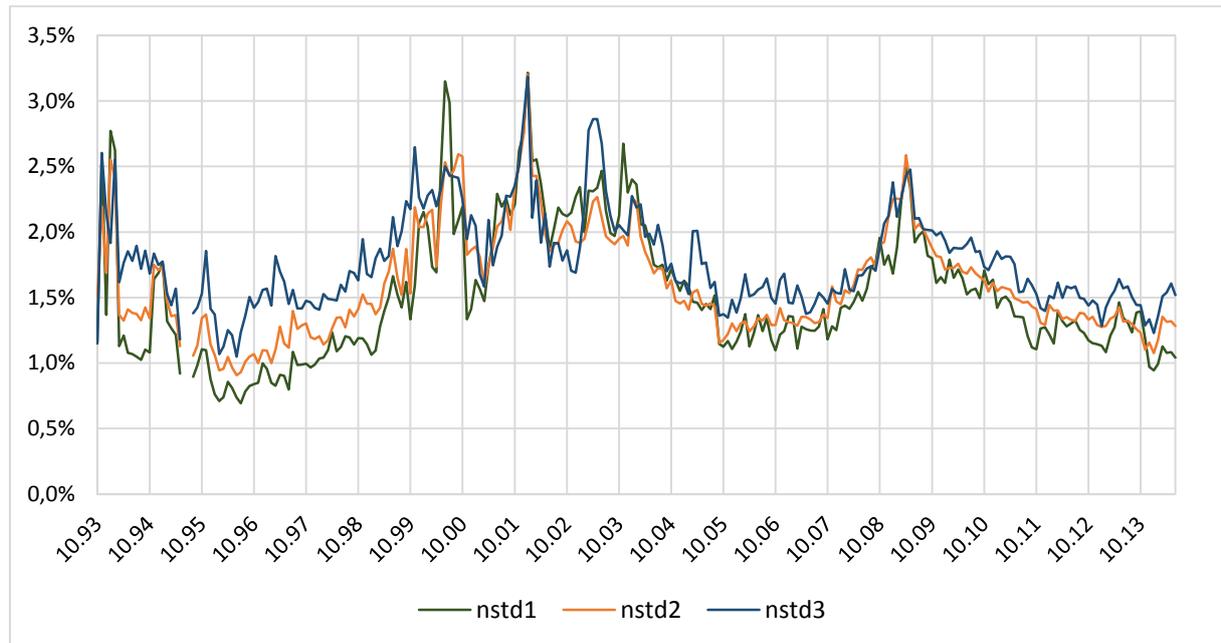
std_resi_{t} zeigt an, wie stark die Residuen der Regression der unternehmensspezifischen Renditen auf die Rendite des CDAX streuen. Je geringer der Wert, desto besser erklärt die Marktrendite die Varianz der Rendite der Unternehmen. Der Risikofaktor hat damit eine ähnliche Aussagekraft wie das Bestimmtheitsmaß. Am Median und arithmetischen Mittel wird sichtbar, dass die Rendite der Unternehmen nicht ausschließlich durch Bewegungen des Marktes bestimmt wird, sondern es darüber hinaus andere Einflussgrößen gibt. An der Standardabweichung von std_resi_{t} wird zudem deutlich, dass das idiosynkratische Risiko zwischen den Unternehmen und im Zeitverlauf schwankt.

Die Unternehmen haben im Untersuchungszeitraum eine Median-Marktkapitalisierung von knapp über einer Milliarde €. Das arithmetische Mittel der Marktkapitalisierung liegt mit 5,82 Mrd. € deutlich höher. Am Minimalwert und am 1 %-Quantil wird deutlich, dass die Stichprobe nicht nur Großunternehmen umfasst, sondern mit 9,66 bzw. 32,23 Mio. € auch relativ kleine Unternehmen.

Die Standardabweichung der prognostizierten Gewinne relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals nimmt wenig überraschend zu, je weiter die Gewinne in der Zukunft liegen: Median und arithmetisches Mittel von $nstd3_{t}$ sind größer als die von $nstd2_{t}$. Dasselbe Verhältnis gilt für $nstd2_{t}$ und $nstd1_{t}$. In Abbildung 10 sind Durchschnitte der drei Risikofaktoren, jeweils gewichtet mit Marktwerten, im Zeitverlauf abgebildet. Das oben beschriebene Größenverhältnis der drei Risikofaktoren gilt der Abbildung nach zu urteilen nicht für alle Zeitpunkte. Bspw. überstieg Mitte 2000 oder Ende 2003 die Unsicherheit über die kurzfristigen Gewinnaussichten die langfristigen deutlich. Auch in dieser Abbildung zeigen sich die Auswirkungen der beiden Finanzkrisen an einer höheren Streuung der Erwartungen über zukünftige Gewinne. Die Minimalwerte von jeweils null stellen sich ein, wenn alle Analysten in

einem Zeitpunkt identische Prognosen abgeben. Auffallend ist, dass die Standardabweichung von $nstd1_t$ die größte ist. Daraus kann geschlossen werden, dass bei den kurzfristigen Gewinnprognosen eine größere Vielfalt an Streuungen beobachtet werden kann als bei den längerfristigen Prognosen. Eine Standardabweichung von null würde anzeigen, dass stets dieselben Werte für $nstd1_t$ etc. beobachtet werden. Das wiederum entspräche einer zeitlich und über alle Unternehmen konstanten Unsicherheit über zukünftige Gewinne.

Abbildung 10: Standardabweichung der prognostizierten Gewinne im Zeitverlauf



nstd1 bezieht sich auf $nstd1_t$, nstd2 auf $nstd2_t$ und nstd3 auf $nstd3_t$. Es werden je Zeitpunkt marktwertgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen dargestellt.

Das arithmetische Mittel des letzten Risikofaktors lev_t gibt einen durchschnittlichen Verschuldungsgrad von 154,60 % an. Der Median hingegen legt eine deutlich geringere Verschuldung in Höhe von 52,35 % des Eigenkapitals nahe. Die heterogene Zusammensetzung der Stichprobe zeigt sich auch an den Minimal- und Maximalwerten: Es gibt Unternehmen, die komplett eigenfinanziert sind und solche, bei denen 247-mal so viel Fremd- wie Eigenkapital aufgenommen wurde. Für Unternehmen der Finanzbranche, die in der Stichprobe enthalten sind, ist zwar ein hoher Verschuldungsgrad charakteristisch. Bei dem beobachteten Maximalwert handelt es sich aber wahrscheinlich um ein Unternehmen kurz vor der bilanziellen Überschuldung.

3.10.1.2 Korrelationen der Risikofaktoren

Die Informationen über die Korrelation der Risikofaktoren untereinander finden sich in Tabelle 20. Wie oben auch beziehen sich die Ausführungen auf die Korrelationskoeffizienten nach Pearson. Der Beta-Faktor korreliert positiv mit dem idiosynkratischen Risiko: Renditen, die

stärker durch den Gesamtmarkt beeinflusst werden, unterliegen auch einem signifikant stärkeren Einfluss anderer Faktoren (Korrelationskoeffizient: 0,26). In diesem Zusammenhang ist es wichtig, sich klarzumachen, dass ein hoher Beta-Faktor empirisch nicht zwangsläufig mit einem hohen Bestimmtheitsmaß bzw. einer geringen Standardabweichung der Residuen einhergeht. Bei größeren Unternehmen wird die Rendite stärker durch Marktbewegungen beeinflusst als bei kleineren. Beachtenswerter ist die geringe Korrelation von 0,08 zwischen dem Beta-Faktor und der Verschuldung; sie stehen nur in einem schwachen Verhältnis. Bei einer einfachen univariaten Regression der Beta-Faktoren auf den Verschuldungsgrad, die nicht tabellarisch gezeigt wird, wird weniger als 1 % der Varianz der Beta-Faktoren erklärt (R^2 : 0,66 %).²⁰⁴

Tabelle 20: Korrelation der Risikofaktoren untereinander

	$beta_t$	std_resi_t	mv_t	$nstd1_t$	$nstd2_t$	$nstd3_t$	lev_t
$beta_t$		0,26 (0,00)	0,16 (0,00)	0,10 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,08 (0,00)
std_resi_t	0,15 (0,00)		-0,29 (0,00)	0,24 (0,00)	0,32 (0,00)	0,31 (0,00)	-0,08 (0,00)
mv_t	0,24 (0,00)	-0,53 (0,00)		-0,04 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,08 (0,00)	0,10 (0,00)
$nstd1_t$	0,13 (0,00)	0,28 (0,00)	-0,01 (0,03)		0,62 (0,00)	0,46 (0,00)	0,06 (0,00)
$nstd2_t$	0,16 (0,00)	0,34 (0,00)	-0,09 (0,00)	0,74 (0,00)		0,72 (0,00)	0,04 (0,00)
$nstd3_t$	0,15 (0,00)	0,30 (0,00)	-0,07 (0,00)	0,54 (0,00)	0,73 (0,00)		-0,01 (0,28)
lev_t	0,09 (0,00)	-0,15 (0,00)	0,24 (0,00)	0,13 (0,00)	0,03 (0,00)	-0,01 (0,25)	

Oberhalb der Diagonalen finden sich Korrelationskoeffizienten nach Pearson, unterhalb der Diagonalen Rangkorrelationen nach Spearman. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Größere Unternehmen weisen ein geringeres idiosynkratisches Risiko auf. Höher verschuldete Unternehmen weisen überdies geringere Werte für std_resi_t auf, wobei der Korrelationskoeffizient mit -0,08 klein ist. Die in Abbildung 10 zu beobachtende parallele Bewegung der Standardabweichungen der erwarteten Gewinne zeigt sich in den positiven Korrelationen der drei Größen untereinander, die zwischen 0,46 und 0,72 liegen. Unternehmen, über deren Gewinne größere Unsicherheit besteht, weisen auch Renditen auf, die stärker durch andere Faktoren als die Rendite des Gesamtmarktes beeinflusst werden, was sich an der positiven Korrelation zwischen $nstd1_t$ bis $nstd3_t$ und std_resi_t zeigt. Mit der Unternehmensgröße nimmt die Unsicherheit über zukünftige Gewinne ab, wobei die Korrelationskoeffizienten gering ausfallen. Größere Unternehmen sind überdies auch höher verschuldet.

²⁰⁴ Vgl. Drukarczyk und Schüler (2016), S. 226-228 zum Verhältnis von Beta-Faktoren verschuldeter und unverschuldeter Unternehmen.

Tabelle 21: Korrelation der Risikofaktoren mit den impliziten Eigenkapitalkosten

Panel A: Korrelationskoeffizienten nach Pearson

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
β_t	0,06	0,09	0,06	0,14	0,10	0,01	0,18	0,09
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,31)	(0,00)	(0,00)
std_resi_t	0,18	0,17	0,18	0,26	0,24	0,01	0,32	0,18
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,04)	(0,00)	(0,00)
mv_t	-0,14	-0,13	-0,14	-0,13	-0,16	-0,01	-0,14	-0,11
-	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,23)	(0,00)	(0,00)
$nstd1_t$	0,21	0,10	0,19	0,20	0,19	0,20	0,21	0,26
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
$nstd2_t$	0,22	0,06	0,19	0,27	0,26	0,16	0,29	0,27
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
$nstd3_t$	0,19	0,03	0,16	0,24	0,22	0,10	0,26	0,21
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
lev_t	0,04	-0,03	0,04	0,04	0,05	0,00	0,04	0,03
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,78)	(0,00)	(0,00)

Panel B: Rangkorrelationen nach Spearman

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
β_t	0,06	0,08	0,06	0,14	0,10	-0,05	0,18	0,12
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
std_resi_t	0,20	0,22	0,22	0,31	0,29	-0,07	0,38	0,28
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
mv_t	-0,32	-0,29	-0,32	-0,32	-0,34	-0,09	-0,32	-0,34
-	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
$nstd1_t$	0,15	0,05	0,13	0,20	0,19	-0,03	0,21	0,17
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
$nstd2_t$	0,15	0,03	0,13	0,23	0,21	-0,09	0,24	0,18
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
$nstd3_t$	0,11	-0,01	0,09	0,20	0,18	-0,13	0,21	0,13
+	(0,00)	(0,27)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
lev_t	0,18	0,14	0,18	0,12	0,12	0,17	0,11	0,17
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

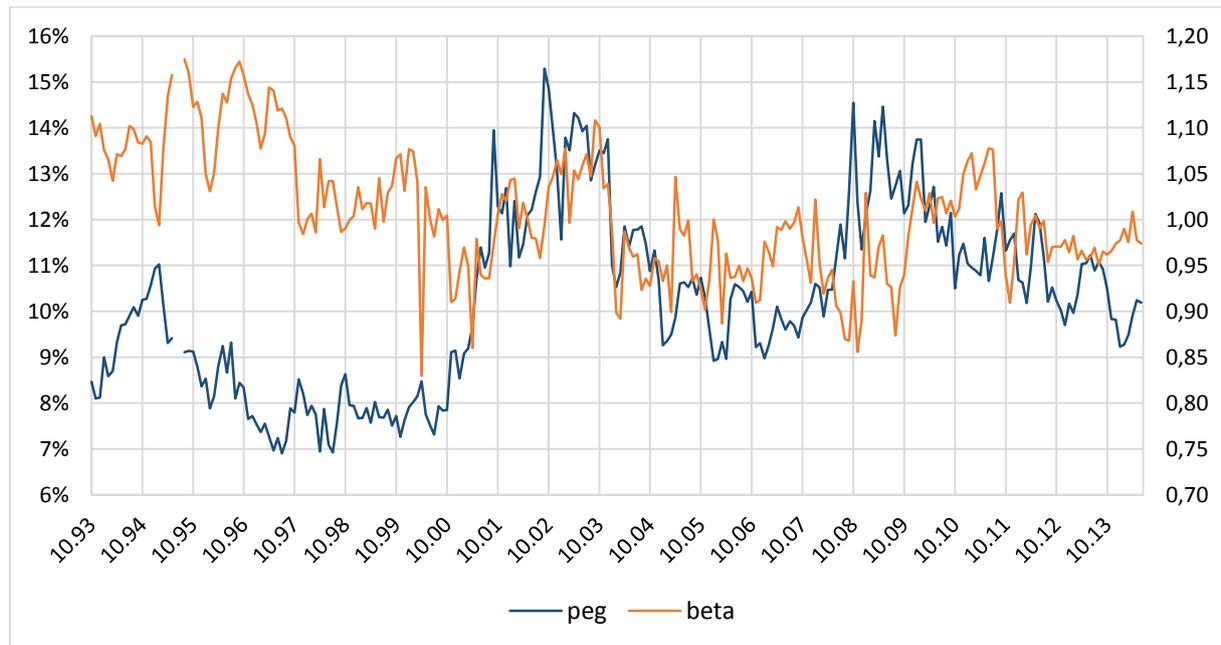
In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. + gibt einen erwarteten positiven Zusammenhang und - einen erwarteten negativen Zusammenhang an.

In Tabelle 21 sind in Panel A die Korrelationskoeffizienten nach Person und in Panel B die Rangkorrelation nach Spearman zusammengefasst. Diese univariate Gegenüberstellung von Risikofaktoren und iEKK gibt erste Aufschlüsse darüber, ob die Risikofaktoren relevante Informationen in dem Sinne enthalten, dass sie die Höhe der iEKK beeinflussen. Jeweils unter den Symbolen der Risikofaktoren in der ersten Spalte von Tabelle 21 sind die erwarteten Koeffizienten nach der Hypothese H 2 mit + für einen erwarteten positiven bzw. mit - für einen erwarteten negativen Koeffizienten angegeben.

Für den Beta-Faktor kann zwar bis auf $i_ekk_{pe,t}$ für alle iEKK-Varianten jeweils ein positiver und signifikanter Zusammenhang sowohl in Panel A als auch B beobachtet werden. Er fällt

allerdings mit jeweils maximal 0,18 für $i_ekk_{peg,t}$ nicht stark aus. Abbildung 11 stellt den zeitlichen Verlauf von $i_ekk_{peg,t}$ und $beta_t$ gegenüber. Daske (2006) beobachtet für den deutschen Kapitalmarkt ausgeprägtere, ebenfalls positive Korrelationskoeffizienten zwischen den zwei untersuchten iEKK-Varianten und dem Beta-Faktor. Die Rangkorrelationen bewegen sich bei Daske (2006) hingegen mit 0,113 und 0,096 auf dem in der vorliegenden Arbeit festgestellten Niveau. In der Untersuchung von BPW treten positive und negative Korrelationen auf.²⁰⁵

Abbildung 11: Implizite Eigenkapitalkosten nach dem Price-Earnings Growth-Model und Beta-Faktoren im Zeitverlauf



peg bezieht sich auf $i_ekk_{peg,t}$ und beta auf $beta_t$. Es werden je Zeitpunkt marktwertgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen dargestellt. Die Ordinate von $i_ekk_{peg,t}$ befindet sich auf der linken und die von $beta_t$ auf der rechten Seite. Die Ordinaten sind unterschiedlich skaliert.

Deutlich größere (positive) Korrelationskoeffizienten bzw. Rangkorrelationen können für std_resi_t festgestellt werden. Auch hier stellt $i_ekk_{pe,t}$ die Ausnahme dar, weil eine negative Rangkorrelation beobachtet wird. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass die iEKK stärker durch andere Einflussfaktoren beeinflusst werden als durch den Beta-Faktor. Größere Unternehmen weisen wie bei Chen et al. (2004), Daske (2006) oder Reese (2007) niedrigere iEKK auf. Bis auf den Korrelationskoeffizienten von $i_ekk_{pe,t}$ sind diese Zusammenhänge auch signifikant.²⁰⁶ Alle iEKK korrelieren vergleichsweise stark positiv und auch signifikant mit der Standardabweichung über zukünftige Gewinnerwartungen (Panel A). Werden Rangkorrelationen betrachtet (Panel B), zeigen sich für $i_ekk_{pe,t}$ und zwischen $nstd3_t$ und $i_ekk_{gl,t}$ negative

²⁰⁵ Vgl. Daske (2006), S. 356 und BPW, S. 1105. Vgl. auch Reese (2007), S. 116, der ebenfalls positive Korrelationen bzw. Rangkorrelationen beobachtet.

²⁰⁶ Vgl. Chen et al. (2004), S. 339, Daske (2006), S. 356 und Reese (2007), S. 116.

Zusammenhänge.²⁰⁷ Sechs iEKK-Varianten korrelieren nur geringfügig positiv, aber signifikant mit dem Verschuldungsgrad. Die Rangkorrelationen weisen ausnahmslos auf einen positiven und signifikanten Zusammenhang zwischen iEKK und lev_t hin.²⁰⁸

Es lässt sich feststellen, dass sich überwiegend signifikante Zusammenhänge zwischen den Risikofaktoren und den iEKK einstellen, die den in 3.5.5 formulierten Erwartungen entsprechen.

3.10.1.3 Multivariate Analyse der Risikofaktoren

Die multivariate Regression liefert Erkenntnisse darüber, wie sich der Zusammenhang zwischen Risikofaktoren und iEKK darstellt, wenn gleichzeitig der Effekt aller Faktoren berücksichtigt wird und nicht wie im vorangegangenen Abschnitt nur eine paarweise Betrachtung stattfindet. Es wird die Gleichung (79) geschätzt. Alle Variablen werden standardisiert, indem von jeder Beobachtung der Mittelwert subtrahiert und durch die Standardabweichung dividiert wird, so dass ein Mittelwert von null und eine Standardabweichung von eins für jede Variable resultiert. Ziel ist es, die Koeffizienten der Variablen vergleichbar zu machen.²⁰⁹

$$(79) \quad i_ekk_{i,t} = a_0 + a_1 beta_{i,t} + a_2 std_resi_{i,t} + a_3 mv_{i,t} + a_4 nstd1_{i,t} + a_5 nstd2_{i,t} + a_6 nstd3_{i,t} + a_7 lev_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Die Ergebnisse der Schätzung von Gleichung (79) für die unterschiedlichen iEKK-Varianten finden sich in Tabelle 22. Ein nach Hypothese H 2 positiver/negativer Koeffizient wird mit + bzw. mit – unter dem Symbol des Risikofaktors in der ersten Spalte von Tabelle 22 angegeben. Für die Beta-Faktoren gibt es Hinweise auf einen positiven Einfluss. Für $i_ekk_{pe,t}$ wird ein negativer Koeffizient beobachtet, der auch signifikant ist. Die sieben positiven, aber kleinen Koeffizienten sind dagegen bis auf $i_ekk_{ct,t}$ signifikant unterschiedlich von null. BPW, Daske et al. (2006), Reese (2007) und Schröder (2007) beobachten ebenfalls in multivariaten Regressionen unterschiedliche Vorzeichen der Koeffizienten des Beta-Faktors.²¹⁰ Für std_resi_t werden positive Zusammenhänge mit fünf iEKK-Varianten beobachtet, die viermal signifikant sind. Die Ergebnisse zeichnen somit ein etwas anderes Bild als die Korrelationsanalyse in Tabelle 21, in der überwiegend positive Zusammenhänge zwischen den iEKK und std_resi_t festgestellt werden. Die Marktkapitalisierung hat einen ausschließlich signifikant negativen Einfluss auf die iEKK. Die Unsicherheit über die kurzfristigen Gewinnaussichten $nstd1_t$ steht in

²⁰⁷ Vgl. Daske et al. (2006), S. 23 und Reese (2007), S. 116, die positive Zusammenhänge feststellen.

²⁰⁸ Ausschließlich positive Zusammenhänge beobachten Chen et al. (2004), S. 339f, Daske (2006), S. 356f und Reese (2007), S. 116, die allerdings nicht den Buchwert, sondern den Marktwert des Eigenkapitals verwenden, um den Verschuldungsgrad zu berechnen.

²⁰⁹ Vgl. Wooldridge (2016), S. 169f.

²¹⁰ Vgl. BPW, S. 1110, Daske et al. (2006), S. 27, Reese (2007), S. 118f und Schröder (2007), S. 610.

einem positiven und signifikanten Verhältnis mit jeder iEKK-Variante.²¹¹ Für $nstd2_t$ und $nstd3_t$ gilt diese Aussage abgesehen von $i_ekk_{gl,t}$ und $i_ekk_{pe,t}$ ebenfalls. Der Verschuldungsgrad weist jeweils einen positiven und signifikanten Koeffizienten auf.²¹²

Tabelle 22: Ergebnisse multivariater Regressionen der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Risikofaktoren mit der Fama-MacBeth-Methode

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gl,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	-0,06 (0,03)	-0,12 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,06 (0,03)	-0,03 (0,00)	-0,06 (0,01)	-0,08 (0,00)
β_{a_t}	0,02 (0,14)	0,07 (0,00)	0,02 (0,08)	0,10 (0,00)	0,07 (0,00)	-0,01 (0,03)	0,12 (0,00)	0,05 (0,00)
std_resi_t	0,02 (0,34)	0,00 (0,90)	0,00 (0,88)	0,10 (0,00)	0,09 (0,00)	-0,03 (0,00)	0,18 (0,00)	0,04 (0,02)
mv_t	-0,16 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,16 (0,00)	-0,02 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,13 (0,00)
$nstd1_t$	0,12 (0,00)	0,11 (0,00)	0,13 (0,00)	0,13 (0,00)	0,11 (0,00)	0,05 (0,06)	0,12 (0,00)	0,12 (0,00)
$nstd2_t$	0,10 (0,00)	-0,03 (0,25)	0,08 (0,01)	0,09 (0,00)	0,08 (0,00)	0,00 (0,68)	0,09 (0,00)	0,06 (0,00)
$nstd3_t$	0,04 (0,02)	-0,05 (0,00)	0,03 (0,04)	0,10 (0,00)	0,09 (0,00)	-0,03 (0,01)	0,09 (0,00)	0,03 (0,03)
lev_t	0,18 (0,00)	0,10 (0,00)	0,19 (0,00)	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)	0,02 (0,00)	0,17 (0,00)	0,14 (0,00)
$\overline{R^2}$	25,87	20,78	24,97	28,28	25,56	21,98	31,73	26,67

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. Die iEKK und die Risikofaktoren werden standardisiert. + gibt einen erwarteten positiven Koeffizienten und – einen erwarteten negativen Koeffizienten an.

Als Robustheitstest werden wie in 3.9 Unternehmen der Finanzbranche ausgeschlossen. Der Ausschluss hat an dieser Stelle eine größere Bedeutung, weil der (in der Regel bei Unternehmen der Finanzbranche hohe) Verschuldungsgrad als Risikofaktor in den Regressionen verwendet wird. In Tabelle 57 im Anhang (Abschnitt 6.7) finden sich die Ergebnisse einer Stichprobe ohne Unternehmen der Finanzbranche. Der Stichprobenumfang reduziert sich auf 19.969 Beobachtungen. Die Ergebnisse ähneln mit Ausnahme des Verschuldungsgrads und std_resi_t größtenteils denen in Tabelle 22: Der Verschuldungsgrad weist mit Ausnahme von $i_ekk_{pe,t}$ iEKK-Varianten jeweils einen größeren und signifikanten Koeffizienten auf. Für std_resi_t werden nun außer bei $i_ekk_{pe,t}$ signifikant positive Koeffizienten beobachtet.

In Tabelle 58 im Anhang (6.7) werden ebenfalls analog zu 3.9 die Ergebnisse einer einfachen Regression mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern dargestellt. Die Ergebnisse für

²¹¹ Vgl. Daske et al. (2006), S. 27, die interessanterweise in den drei von ihnen betrachteten Settings jeweils negative Koeffizienten ermitteln. Anders Reese (2007), S. 118f, bei dem sich ausschließlich positive Koeffizienten einstellen.

²¹² Vgl. Reese (2007), S. 118f, der bis auf eine Ausnahme in allen Settings auch positive Koeffizienten beobachtet.

β_t und std_resi_t deuten eher als die Ergebnisse in Tabelle 22 jeweils auf einen positiven Zusammenhang hin. So weist std_resi_t für sechs der acht iEKK-Varianten einen signifikant positiven Koeffizienten auf. Ferner fallen vor allem der negative Zusammenhang zwischen dem Verschuldungsgrad und $i_ekk_{gl,t}$ und $i_ekk_{pe,t}$ sowie die deutlich geringeren Bestimmtheitsmaße auf. Bei dieser Regression kann der Effekt der Standardisierung der Variablen beobachtet werden, dass ein Absolutglied von null resultiert. Bei Verwendung der Fama-MacBeth-Methode stellt sich dieser Effekt nicht ein, weil für jeden einzelnen Zeitpunkt Querschnittsregressionen durchgeführt werden, die Standardisierung aber für alle Beobachtungen erfolgt.

In der Zusammenfassung dieses Abschnitts kann für die Risikofaktoren mv_t , $nstd1_t$, $nstd2_t$, $nstd3_t$ und lev_t von einer korrekten Spezifikation ausgegangen werden. Die Faktoren weisen überwiegend einheitliche und signifikante Koeffizienten mit den erwarteten Vorzeichen auf. Für den Beta-Faktor und std_resi_t stellen sich weniger eindeutige Ergebnisse ein, die jedoch in der Gesamtbetrachtung aller (Robustheits-)Tests (noch) keine grundlegend falsche Spezifikation der Faktoren nahelegen. Weiterer Forschungsbedarf besteht im Hinblick auf die nicht erklärte Varianz der iEKK. So stellt bspw. $i_ekk_{peg,t}$ mit 31,73 % in Tabelle 22 die iEKK-Variante dar, deren Varianz am besten durch die Risikofaktoren erklärt wird. Das bedeutet im Umkehrschluss, dass 68,27 % der Varianz durch die sieben Faktoren nicht erklärt wird. Eine Vertiefung der hier präsentierten Untersuchung wäre die Suche nach weiteren Risikofaktoren mit dem Ziel, die Determinanten der iEKK umfassender zu beschreiben.

3.10.2 Wachstumserwartungen und Validität

In Abschnitt 2.5.2.2 wird aus dem Barwert einer ewigen Rente eine negative Relation zwischen Wachstumserwartungen und der Varianz der Renditen abgeleitet. Die Verbindung zur Arbeit von EM05 wird über die plausible Annahme hergestellt, dass volatilere Renditen mit einer höheren Varianz auch schwerer zu prognostizieren sind. Wachstumsaussichten und die Prognoseperformance der iEKK stehen somit in einem negativen Verhältnis. Im Folgenden wird untersucht, ob sich dieses negative Verhältnis durch die vorliegenden Daten verifizieren lässt. Zu diesem Zweck wird die Gleichung (80) aufgestellt. Es handelt sich um eine um den Interaktionsterm $i_ekk_t ltg_t$ ergänzte Variante von Gleichung (47).

$$(80) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1 cf_n1_{i,t+1} + a_2 cf_n2_{i,t+1} + a_3 cf_n3_{i,t+1} + a_4 i_ekk_{i,t+1} + a_5 i_ekk_{i,t} + a_6 i_ekk_{i,t} ltg_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Mit dem Interaktionsterm soll geklärt werden, ob die Wachstumsaussichten, gemessen mit dem prognostizierten langfristigen Gewinnwachstum ltg_t , einen negativen Einfluss auf die Größe des marginalen Effekts von i_ekk_t auf die realisierte Rendite haben.

Tabelle 23: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit einem Interaktionsterm für das erwartete langfristige Gewinnwachstum

Panel A: Schätzung von Gleichung (80) mit der Fama-MacBeth-Methode

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,17 (0,00)	0,20 (0,00)	0,17 (0,00)	0,22 (0,00)	0,21 (0,00)	0,21 (0,00)	0,21 (0,00)	0,20 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,09 (0,17)	0,23 (0,00)	-0,03 (0,62)	-0,10 (0,18)	-0,18 (0,02)	-0,10 (0,24)	-0,14 (0,07)	-0,01 (0,93)
cf_n2_{t+1}	0,06 (0,75)	0,07 (0,66)	0,06 (0,76)	-1,19 (0,00)	-0,28 (0,26)	3,84 (0,00)	-0,81 (0,00)	-1,48 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,02 (0,00)	4,20 (0,00)	4,94 (0,00)	5,72 (0,00)	4,86 (0,00)	1,95 (0,00)	5,43 (0,00)	6,05 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-8,21 (0,00)	-13,61 (0,00)	-8,12 (0,00)	-2,97 (0,00)	-3,68 (0,00)	-8,93 (0,00)	-2,39 (0,00)	-8,77 (0,00)
i_ekk_t	8,09 (0,00)	12,89 (0,00)	7,98 (0,00)	2,23 (0,00)	3,13 (0,00)	7,74 (0,00)	1,66 (0,00)	8,08 (0,00)
$i_ekk_t ltg_t$	-1,82 (0,00)	-0,85 (0,02)	-1,60 (0,00)	1,31 (0,00)	0,41 (0,35)	5,04 (0,00)	1,58 (0,00)	-0,36 (0,37)
R^2	63,86	74,97	65,41	50,60	51,22	64,89	47,67	64,03

Panel B: Schätzung von Gleichung (80) mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,13 (0,00)	0,19 (0,00)	0,14 (0,00)	0,22 (0,00)	0,22 (0,00)	0,23 (0,00)	0,22 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,27 (0,24)	0,49 (0,02)	0,31 (0,17)	0,21 (0,33)	0,21 (0,32)	0,19 (0,37)	0,14 (0,51)	0,34 (0,10)
cf_n2_{t+1}	-0,28 (0,67)	-0,40 (0,57)	-0,25 (0,70)	-1,18 (0,02)	-0,55 (0,29)	2,15 (0,00)	-1,09 (0,03)	-1,03 (0,04)
cf_n3_{t+1}	3,94 (0,00)	3,36 (0,00)	3,88 (0,00)	4,08 (0,00)	3,59 (0,00)	2,38 (0,01)	4,01 (0,00)	4,36 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,68 (0,00)	-10,85 (0,00)	-6,71 (0,00)	-3,52 (0,00)	-4,31 (0,00)	-7,25 (0,00)	-3,03 (0,00)	-8,31 (0,00)
i_ekk_t	7,41 (0,00)	10,87 (0,00)	7,40 (0,00)	3,17 (0,00)	4,10 (0,00)	6,55 (0,00)	2,69 (0,00)	8,42 (0,00)
$i_ekk_t ltg_t$	-2,25 (0,00)	-1,41 (0,00)	-2,27 (0,00)	-0,46 (0,20)	-1,16 (0,01)	2,16 (0,02)	-0,46 (0,25)	-1,45 (0,00)
R^2	48,85	60,18	50,92	32,67	34,85	51,43	27,54	53,69

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 10.815.

Entsprechend Hypothese H 3a wird für a_6 ein negatives Vorzeichen erwartet. Durch die Aufnahme der Variable ltg_t verringert sich der Stichprobenumfang ganz erheblich auf 10.815 Beobachtungen.²¹³ Die im Anhang in Tabelle 59 (Abschnitt 6.8) dargestellten Ergebnisse einer

²¹³ Es werden wie für die Gesamtstichprobe auch Zeitpunkte mit weniger als 20 Beobachtungen sowie Zeitpunkte ohne Vor- und Nachfolger ausgeschlossen.

Schätzung von Gleichung (47) mit dem reduzierten Stichprobenumfang zeigen, dass auch in der Teilstichprobe die iEKK einen positiven und signifikanten Zusammenhang mit den realisierten Renditen aufweisen. Für die Teilstichprobe kann somit kein systematischer, verzerrender Unterschied im Vergleich zur gesamten Stichprobe ermittelt werden.

In Tabelle 23 sind die Ergebnisse der Schätzung von Gleichung (80) mit der Fama-MacBeth-Methode (Panel A) und mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern (Panel B) dargestellt. In Panel A weisen die Koeffizienten des Interaktionsterms von vier iEKK-Varianten einen negativen Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf. Der negative Zusammenhang ist für drei der vier iEKK-Varianten signifikant unterschiedlich von null; die Koeffizienten der Interaktionsterme der anderen vier Varianten, die alle dem Abnormal Earnings Growth Model zuzuordnen sind, sind positiv. Die Koeffizienten aus der einfachen Regression mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern in Panel B zeichnen ein anderes Bild. Sie entsprechen eher den theoretischen Überlegungen mit sieben negativen Koeffizienten der Interaktionsterme, die für fünf iEKK-Varianten signifikant unterschiedlich von null sind. Zumindest für einen Teil der iEKK-Varianten kann die Hypothese somit nicht abgelehnt werden, dass Wachstumsperspektiven und die Prognoseeigenschaften der iEKK in einem negativen Verhältnis zueinander stehen.

Neben dem negativen Zusammenhang zwischen erwarteter Varianz und Wachstumsaussichten wird in 2.5.2.2 mithilfe der zweiten Ableitung eine zunehmende Stärke des Zusammenhangs mit steigenden Wachstumsaussichten ermittelt. Deshalb soll zusätzlich beleuchtet werden, ob sich der zunehmende Effekt empirisch belegen lässt und somit die Hypothese H 3b gültig ist. Um den Zuwachs an Wirkung und damit den nicht linearen Zusammenhang zwischen iEKK, Rendite und Wachstumsaussichten zu messen, wird ein quadratischer Interaktionsterm in Gleichung (80) eingefügt. Es ergibt sich die zu schätzende Gleichung (81).²¹⁴

$$(81) \quad r_{i,t+1} = a_0 + a_1 cf_n1_{i,t+1} + a_2 cf_n2_{i,t+1} + a_3 cf_n3_{i,t+1} + a_4 i_ekk_{i,t+1} + a_5 i_ekk_{i,t} + a_6 i_ekk_{i,t} ltg_{i,t} + a_7 i_ekk_{i,t} ltg_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t}$$

Für a_7 wird nach Hypothese H 3b ein negatives Vorzeichen angenommen. Der marginale Effekt der iEKK auf die realisierte Rendite in Abhängigkeit von ltg_t ergibt sich aus Gleichung (82). Der marginale Effekt nimmt also bei einem negativen Koeffizienten von $i_ekk_t ltg_t^2$ überproportional ab.

$$(82) \quad \text{marginale Effekt von } i_ekk_t = a_5 + a_6 ltg_t + a_7 ltg_t^2$$

²¹⁴ Vgl. Wooldridge (2016), S. 173-177.

In Tabelle 24 sind die Ergebnisse zusammengefasst. Um die Übersichtlichkeit zu verbessern, werden nur die Informationen wiedergegeben, die die iEKK betreffen. Bis auf $i_ekk_{pe,t}$ weisen alle einfachen Interaktionsterme jeweils in beiden Schätzungen negative Koeffizienten auf. Die Koeffizienten der quadratischen Interaktionsterme sind bei Nutzung der Fama-MacBeth-Methode ausnahmslos positiv und bis auf $i_ekk_{pe,t}$ auch signifikant (Panel A). Wird eine einfache Regression mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern verwendet, sind lediglich drei Koeffizienten negativ und zudem nicht signifikant unterschiedlich von null (Panel B). Die Ergebnisse der beiden Schätzungen sprechen dagegen, dass der Interaktionseffekt überproportional zunimmt. Die Hypothese H 3b ist also zu verwerfen.

Tabelle 24: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit zwei Interaktionstermen für das erwartete langfristige Gewinnwachstum

Panel A: Schätzung von Gleichung (81) mit der Fama-MacBeth-Methode

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-8,28 (0,00)	-13,73 (0,00)	-8,18 (0,00)	-2,97 (0,00)	-3,69 (0,00)	-9,00 (0,00)	-2,39 (0,00)	-8,76 (0,00)
i_ekk_t	8,19 (0,00)	13,14 (0,00)	8,10 (0,00)	2,30 (0,00)	3,20 (0,00)	7,81 (0,00)	1,73 (0,00)	8,13 (0,00)
$i_ekk_tltg_t$	-4,31 (0,00)	-4,18 (0,00)	-4,41 (0,00)	-1,29 (0,36)	-2,58 (0,06)	3,26 (0,08)	-0,95 (0,55)	-3,67 (0,01)
$i_ekk_tltg_t^2$	11,64 (0,01)	14,98 (0,00)	12,83 (0,01)	12,41 (0,01)	12,56 (0,01)	11,41 (0,15)	12,80 (0,02)	14,56 (0,00)
$\overline{R^2}$	65,28	76,07	66,75	52,64	53,05	66,14	49,80	65,46

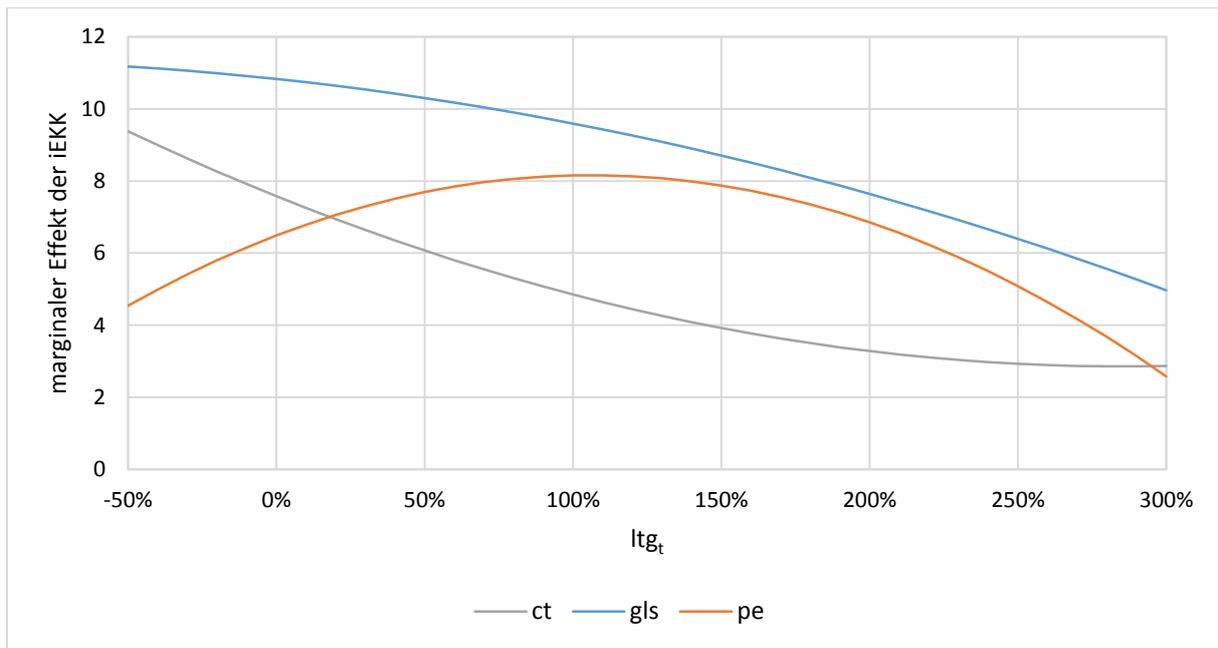
Panel B: Schätzung von Gleichung (81) mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-6,68 (0,00)	-10,86 (0,00)	-6,72 (0,00)	-3,52 (0,00)	-4,31 (0,00)	-7,25 (0,00)	-3,03 (0,00)	-8,31 (0,00)
i_ekk_t	7,58 (0,00)	10,83 (0,00)	7,56 (0,00)	3,17 (0,00)	4,14 (0,00)	6,49 (0,00)	2,69 (0,00)	8,44 (0,00)
$i_ekk_tltg_t$	-3,31 (0,00)	-0,88 (0,31)	-3,33 (0,00)	-0,44 (0,46)	-1,49 (0,05)	3,15 (0,06)	-0,48 (0,47)	-1,67 (0,04)
$i_ekk_tltg_t^2$	0,58 (0,04)	-0,36 (0,25)	0,59 (0,03)	-0,02 (0,93)	0,30 (0,32)	-1,49 (0,29)	0,02 (0,94)	0,16 (0,58)
R^2	48,98	60,21	51,05	32,67	34,87	51,47	27,54	53,70

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 10.815.

In Abbildung 12 ist für drei iEKK-Varianten, deren Interaktionseffekte Koeffizienten mit unterschiedlichen Vorzeichen aufweisen, der Verlauf der marginalen Effekte in Abhängigkeit vom erwarteten Wachstum mit Daten aus Panel B abgetragen.

Abbildung 12: Marginaler Effekt der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Rendite in Abhängigkeit vom erwarteten Wachstum



ct, gls und pe beziehen sich jeweils auf die iEKK-Variante mit dem entsprechenden Kürzel zum Beobachtungszeitpunkt t. Die empirischen Daten zur Darstellung der marginalen Effekte der iEKK in Abhängigkeit vom erwarteten Wachstum ltg_t stammen aus Tabelle 24, Panel B.

Die Darstellung erstreckt sich ungefähr über die Spannweite der Beobachtung von ltg_t mit einem Minimum von -34,84 % und einem Maximum von 302,20 %. Der dargestellte Verlauf von $i_{ekk}_{gls,t}$ ist neben dem von $i_{ekk}_{mpeg,t}$ der einzige, der den auf Grundlage der Überlegungen in 2.5.2.2 gebildeten Erwartungen entspricht. Bei $ltg_t = 0$ kann der marginale Effekt der iEKK auf die realisierte Rendite am Koeffizienten von i_{ekk}_t abgelesen werden, weil von keinerlei Wachstum ausgegangen wird. Da ein Wert von null nicht nur innerhalb der Spannweite der Beobachtungen für ltg_t liegt, sondern auch fünfmal in der Stichprobe von 10.815 Unternehmensmonaten auftritt, ist der Koeffizient von i_{ekk}_t deutlich aussagekräftiger als der Koeffizient der iEKK im Zeitpunkt t in der Untersuchung von EM05.²¹⁵

Für $i_{ekk}_{ct,t}$ und $i_{ekk}_{gls,t}$ nimmt die Stärke des marginalen Effekts der iEKK auf die realisierte Rendite unterproportional bzw. überproportional ab. Für $i_{ekk}_{pe,t}$ ergibt sich ein konkaver Verlauf, der (für die beobachteten Werte von ltg_t) so nur bei dieser iEKK-Variante auftritt: Der marginale Effekt steigt an, erreicht ein Maximum bei 106,14 % und nimmt danach wieder ab. Eine mögliche Ursache dafür, dass nur vereinzelt negative quadratische Interaktionseffekte resultieren, kann in der unzureichenden Abbildung der Wachstumserwartungen der Marktteilnehmer durch ltg_t liegen. Denkbar ist auch, dass das der Hypothesenbildung zugrundeliegende Modell in 2.5.2.2 durch die nicht modellierten Interdependenzen zwischen den EKK, den

²¹⁵ Vgl. Abschnitt 2.5.2.1.

Wachstumsaussichten, den Zahlungsüberschüssen und den jeweiligen Veränderungen zu stark abstrahiert.

3.11 Zwischenfazit

Dieses Kapitel ist der empirischen Untersuchung der Validität der iEKK auf dem deutschen Kapitalmarkt gewidmet. Die Motivation ergibt sich daraus, dass es bislang noch keine Untersuchung der Validität mit einem nach den im Kapitel 2 entwickelten Maßstäben korrekt spezifizierten Modell gibt und Forschung zu dem Thema für den deutschen Kapitalmarkt rar ist. Der Literaturüberblick in Abschnitt 3.2 zeigt diese beiden Forschungslücken auf. Die in Tabelle 7 verdichtet wiedergegebenen empirischen Ergebnisse deuten in der Gesamtbetrachtung auf einen positiven Zusammenhang zwischen iEKK und Renditen hin.

In 3.3 werden die zu untersuchenden Hypothesen abgeleitet. Die Beschreibung der iEKK-Varianten und anderer Variablen erfolgt in 3.4 und 3.5. Es werden sieben iEKK-Varianten verwendet: Vom Abnormal Earnings Growth Model werden vier, vom Residualgewinnmodell zwei und vom Dividenden-Diskontierungs-Modell wird eine iEKK-Variante ermittelt. Zusätzlich wird als achte Variante das arithmetische Mittel der sieben iEKK-Varianten je Beobachtungszeitpunkt gebildet. Es werden sieben Risikofaktoren berechnet. Es schließt sich in 3.6 eine Darstellung der Genese der Stichprobe an.

Mithilfe von Maßzahlen, Histogrammen und Abbildungen wird die Stichprobe in 3.7 charakterisiert. Die Korrelationsanalyse und die univariate Regression der realisierten Renditen auf die iEKK deuten wie die bestehende Literatur auf positive Zusammenhänge zwischen Erwartungen und Realisationen hin. Es wird für einen Teil der iEKK-Varianten gezeigt, wie mit einer einfachen Handelsstrategie auf Basis der iEKK positive Portefeuille-Renditen erzielt werden können.

Abschnitt 3.9 enthält mit der Untersuchung der Hypothese H 1 den wichtigsten Teil von Kapitel 3. Es wird das in Kapitel 2 entwickelte ökonomische Modell aufgenommen und auf deutsche Kapitalmarktdaten angewendet. Der ursprüngliche Ansatz und zahlreiche Robustheitstests zeigen, dass die untersuchten iEKK als valide Schätzer für die wahren EKK angesehen werden können, weil sie unter Berücksichtigung von Cashflow- und Return-News einen positiven Einfluss auf die realisierte Rendite haben. Forscher wie Praktiker können folglich auf unterschiedliche valide iEKK-Varianten zurückgreifen. Dies ist insbesondere von Relevanz, weil nicht alle iEKK-Varianten gleich aufwendig zu berechnen sind. Die beiden Extreme bilden in der Hinsicht die iEKK-Varianten $i_{ekk_{gl,t}}$ mit einem sehr hohen Ermittlungsaufwand vor allem für den gleitenden historischen Median der ROE und $i_{ekk_{pe,t}}$ als die Variante mit den geringsten

Datenerfordernissen. $i_ekk_{pe,t}$ ist gleichzeitig die einzige Variante, für die in den drei Robustheitstests, bei denen geclusterte Standardfehler zur Anwendung kommen, keine signifikanten Koeffizienten beobachtet werden.

Besonders sticht $i_ekk_{gls,t}$ als die Variante hervor, die in den meisten Settings den stärksten Einfluss auf die realisierte Rendite zeigt. Als Grundtyp ist das Residualgewinnmodell hervorzuheben, weil entweder $i_ekk_{ct,t}$ oder $i_ekk_{gls,t}$ jeweils den größten Koeffizienten aufweist. Die von einigen Autoren erforschten Korrekturverfahren und alternativen Methoden zur Erzeugung von Schätzungen sind in dieser Stichprobe nicht nötig, um signifikante Ergebnisse zu beobachten. Dies lässt (unter Beachtung der abweichenden Stichproben und Methoden) Zweifel an der Vorteilhaftigkeit solcher Ansätze angemessen erscheinen.

Eine Untersuchung des Zusammenhangs zwischen iEKK und Risikofaktoren schließt sich an. Es zeigen sich für einen Teil der Risikofaktoren mit der Hypothese H 2 weitgehend konsistente Ergebnisse, während der Einfluss des Beta-Faktors und des idiosynkratischen Risikos std_resi_t weniger evident ist.

Die in 2.5.2.2 entwickelten theoretischen Überlegungen werden einer empirischen Prüfung unterzogen. Die Ergebnisse stützen die Hypothese H 3a eines negativen Einflusses der Wachstumsperspektiven auf die Prognoseeigenschaften der iEKK, die mit dem marginalen Effekt der iEKK auf die realisierten Renditen gemessen werden. Eine Zunahme des negativen Einflusses mit steigenden Wachstumsaussichten (Hypothese H 3b) kann jedoch nicht bestätigt werden.

Auch wenn die Empirie in diesem Kapitel Forschungslücken schließt, besteht weiterer Forschungsbedarf. Aufgrund der Stärke der Zusammenhänge in 3.9 ist zu vermuten, dass sich für internationale Kapitalmärkte vergleichbare Erkenntnisse im Hinblick auf die Validität der iEKK einstellen. Abschließend kann dies aber nur durch weitere empirische Forschung geklärt werden.²¹⁶ Zum anderen besteht, wie in 3.10.1.3 beschrieben, Bedarf daran, weitere Determinanten der iEKK auszumachen. Ein Ansatzpunkt dafür kann die Nutzung alternativ ermittelter Risikofaktoren sein.²¹⁷ Naheliegender ist es auch, andere iEKK-Varianten zu beleuchten, die sich

²¹⁶ Vgl. Chen et al. (2004), die große globale Unterschiede bzgl. der Korrelation zwischen iEKK und realisierten Renditen beobachten, und Chattopadhyay et al. (2016), S. 2, die darauf hinweisen, dass Faktoren, die die Renditen auf dem US-amerikanischen Kapitalmarkt erklären, dies nicht notwendigerweise auch für internationale Kapitalmärkte tun.

²¹⁷ Vgl. Ziemer (2018), S. 184-258, die sich mit praktischen Problemen der Bestimmung von $beta_t$ und damit auch von std_resi_t wie der Wahl des Referenzindex (S. 208-226) oder des Renditeintervalls (S. 226-231) beschäftigt.

von den verwendeten u. a. durch eine endogene Bestimmung des erwarteten Wachstums unterscheiden.²¹⁸

²¹⁸ Vgl. Easton (2004), S. 81-83.

4 Der Zusammenhang zwischen Corporate Governance und Cashflow- und Return-News

4.1 Vorbemerkungen

In diesem Kapitel wird der Zusammenhang zwischen Return-News als die Veränderung der iEKK und Cashflow-News, wie sie in Kapitel 2 entwickelt und in Kapitel 3 verwendet werden, und der Befolgung der Empfehlungen des DCGK untersucht. Die Befolgung des DCGK wird als Maßstab für die Güte der CG deutscher börsennotierter Kapitalgesellschaften verwendet. Das Kapitel 4 stellt damit den zweiten Teil der Arbeit dar.

In 4.2 wird verwandte Literatur vorgestellt. Ansatzpunkte für die Auswahl der Literatur sind zum einen die abhängigen Variablen der Return- und Cashflow-News und zum anderen bestehende Forschung zur Befolgung des DCGK und zur Wirkung von CG. Die Abschnitte 4.3 und 4.4 sind den institutionellen und theoretischen Grundlagen gewidmet. Das verwendete Untersuchungsdesign und die zu untersuchenden Hypothesen werden in 4.5 behandelt.

Die in die Untersuchung eingehenden Variablen werden in 4.6 beschrieben. Die Genese der Stichprobe wird in 4.7 vorgestellt. Die darauf folgenden drei Abschnitte geben die Ergebnisse der empirischen Untersuchung wider: Die deskriptive Statistik ist Gegenstand von Abschnitt 4.8. Der univariate Zusammenhang zwischen den Variablen wird in 4.9 beleuchtet, während 4.10 mit multivariaten Analysen das Kernstück des Kapitels 4 bildet. Im letzten Abschnitt 4.11 wird ein Zwischenfazit gezogen.

4.2 Verwandte Literatur

4.2.1 Untersuchung der Return- und Cashflow-News

In den beiden Abschnitten 4.2.1.1 und 4.2.1.2 wird Literatur vorgestellt, in der die abhängigen Variablen jeweils relativ ähnlich ermittelt werden, wie in der eigenen empirischen Forschung in diesem Kapitel. Literatur zu Return-News findet sich in 4.2.1.1 und in 4.2.1.2 solche über Cashflow-News. In 4.2.1.2 erfolgt für die Cashflow-News aufgrund der zahlreichen Beiträge eine Beschränkung auf Literatur, in der CG als mögliche Determinante beleuchtet wird.²¹⁹ Der

²¹⁹ Aus den im Abschnitt 4.2 vorgestellten Artikeln wird grundsätzlich nur auf die signifikanten Ergebnisse multivariater Untersuchungsmethoden Bezug genommen. Ein Ergebnis wird als signifikant gewertet, wenn es sich um einen signifikanten Unterschied auf dem 10 %-Signifikanzniveau handelt. Angegeben ist jeweils mindestens die Fundstelle der Ergebnisse.

erste Strang von Literatur über Return-News fällt deutlich kleiner aus als der zweite über Cashflow-News. Werden in einem Beitrag zusätzlich zu den Return-News auch Cashflow-News untersucht, werden die Ergebnisse beider Untersuchungen in Abschnitt 4.2.1.1 präsentiert.

4.2.1.1 Return-News

Hail und Leuz (2009) untersuchen in ihrer Studie den Effekt von Zweitnotierungen internationaler Unternehmen in den USA auf die EKK. Die EKK werden mit dem arithmetischen Mittel vierer iEKK-Varianten gemessen. In einer zusätzlichen Auswertung nutzen die Autoren einen selbst entwickelten Ansatz zur return-decomposition und zerlegen die Rendite über den Dreijahreszeitraum, in dem die Zweitnotierung vollzogen wurde. Eine Zweitnotierung in den USA führt zu positiven Cashflow-News (Erhöhung der Cashflow-Erwartungen) sowie negativen Return-News (Absinken der iEKK).²²⁰

Mao und Wei (2016) beleuchten den negativen Effekt von Investitionen auf Unternehmensebene auf die Aktienrendite (investment effect). Um die realisierte Rendite der Aktien US-amerikanischer Unternehmen in Erwartung und News aufzuteilen, nutzen die Autoren den Ansatz von Chen et al. (2013) und entwickeln ihn weiter. Die Autoren stellen fest, dass die Variablen, mit denen die Investitionstätigkeit gemessen wird, Cashflow-News zum einen negativ beeinflussen und zum anderen besser als andere Variablen (wie bspw. die Marktkapitalisierung) die Cashflow-News erklären. Für die Return-News zeigt sich kein signifikanter Zusammenhang mit den Variablen, die die Investitionstätigkeit messen.²²¹

Mao und Wei (2018) nutzen ebenfalls den in Mao und Wei (2016) weiterentwickelten Ansatz und untersuchen die Renditen von Aktien US-amerikanischer Banken. Ansatzpunkt ist die Beobachtung, dass riskantere Bankaktien und Aktien von Banken mit einer starken Ausweitung der Kreditvergabe niedrigere realisierte Renditen aufweisen. Die Variablen, mit denen das Risiko abgebildet wird (Beta-Faktor, idiosynkratisches Risiko und die Standardabweichung der realisierten Rendite) und eine der zwei Variablen zur Messung des Kreditwachstums weisen negative Zusammenhänge mit den Cashflow-News auf. Die Return-News werden positiv durch die drei Risikofaktoren und negativ durch das Wachstum der Kredite beeinflusst. Ein Robustheitstest mit News-Variablen aus einem vektorautoregressiven Modell nach Vuolteenaho (2002) und Chen et al. (2013) zeigt für die Cashflow-News ähnliche Ergebnisse. Für die Return-

²²⁰ Vgl. Hail und Leuz (2009), S. 433, 447-450.

²²¹ Vgl. Mao und Wei (2016), S. 2513f und Chen et al. (2013).

News werden im Robustheitstest hingegen keine signifikanten Ergebnisse mit den drei Risikofaktoren oder den Variablen zur Messung des Kreditwachstums festgestellt.²²²

Lau et al. (2012) nutzen den Ansatz von Hail und Leuz (2009) und das vektorautoregressive Modell von Campbell (1991), um die internationalen Auswirkungen der Asienkrise 1997 und der weltweiten Finanzkrise 2008 zu untersuchen. Sie nutzen die Veränderung der durchschnittlichen Return-News zwischen den Jahren 1996 und 1998 bzw. 2006 und 2008 als abhängige Variablen, die durch länderspezifische Variablen zur Transparenz und Qualität der Finanzberichterstattung sowie der Kapitalmarktregulierung erklärt werden. Die Autoren finden negative Zusammenhänge, die für die Zeit der Asienkrise ausgeprägter sind: Eine bessere Finanzberichterstattung bzw. Kapitalmarktregulierung in einem Land führten zu geringeren Veränderungen der Return-News.²²³

Ogneva (2012) entwickelt einen eigenen Ansatz, um die realisierten Renditen US-amerikanischer Unternehmen um Cashflow-News zu bereinigen. Die bereinigten Renditen, die die erwarteten Renditen, die Return-News und den nicht erklärten Teil der Rendite in Form der Residuen umfassen, werden auf unterschiedliche Risikofaktoren und ein Maß für die Qualität der Rechnungslegung von Unternehmen (accrual quality) regressiert. Die Autorin stellt vereinzelt einen negativen Zusammenhang zwischen der Qualität der Rechnungslegung und den um die Cashflow-News bereinigten Renditen fest. In einem Robustheitstest werden drei Risikofaktoren als Surrogate für die EKK verwendet, um aus ihrer Veränderung Return-News zu ermitteln: Die Qualität der Rechnungslegung hat einen moderierenden, negativen Einfluss auf die Veränderung der Risikofaktoren.²²⁴

Die Arbeit von Guay et al. (2011) ist mit einer Untersuchung der Veränderung fünfer iEKK-Varianten US-amerikanischer Unternehmen jeweils über einen Einjahreszeitraum dem eigenen Forschungsvorhaben ähnlich, weil die Return-News in Kapitel 4 mit der Veränderung einer iEKK-Variante gemessen werden. Die Veränderung der iEKK weist über alle fünf Varianten jeweils einen Zusammenhang mit der realisierten Rendite über denselben Zeitraum, mit der Interaktion zwischen der realisierten Rendite und der Marktkapitalisierung sowie mit der Interaktion zwischen Rendite und der Anzahl der Analysten, die das Unternehmen beobachten, auf. Der Ansatz kehrt damit gedanklich die return-decomposition um: Nicht die realisierte Rendite wird durch die Return-News erklärt, sondern die Rendite erklärt die Return-News. Die Abwei-

²²² Vgl. Mao und Wei (2018), S. 17f, 28, 35-38, 43f, Vuolteenaho (2002) und Chen et al. (2013).

²²³ Vgl. Lau et al. (2012), S. 1332-1334 und Campbell (1991).

²²⁴ Vgl. Ogneva (2012), S. 1430-1435, 1438f.

chung zwischen realisierten und durchschnittlich prognostizierten Gewinnen über unterschiedliche Prognosezeiträume wird ebenfalls analysiert und weist gleichfalls Parallelen zur vorliegenden Arbeit auf. Die Abweichungen über alle Zeiträume werden zusätzlich zu den zuvor erwähnten Variablen jeweils von der Marktkapitalisierung, dem Verhältnis von Buchwert des Eigenkapitals je Aktie zum Börsenkurs und der Anzahl der Analysten, die das Unternehmen beobachten, beeinflusst.²²⁵

Chen und Wei (2018) untersuchen ebenfalls mit dem von Mao und Wei (2016) weiterentwickelten Ansatz Liquiditätsschocks an internationalen Kapitalmärkten. Eine Suche nach den Determinanten der News bleibt jedoch aus. Das Ziel der Untersuchung liegt darin, die Renditen vor und nach einem Liquiditätsschock in ihre Bestandteile zu zerlegen.²²⁶ Die Arbeit steht damit stellvertretend für Forschungsbeiträge, in denen die Zerlegung der Rendite im Vordergrund steht.²²⁷

4.2.1.2 Cashflow-News

Der zweite Strang von Literatur ist deutlich umfangreicher, weil Parallelen zur Forschung über Analysten bestehen. Das Hauptaugenmerk der Autoren liegt dabei auf der Suche nach Determinanten der Prognoseperformance²²⁸ von Analysten, also der Fähigkeit von Analysten, zukünftige Gewinne korrekt zu prognostizieren. Die Untersuchung der Variable cf_n1_{t+1} , die ganz überwiegend auf Abweichungen zwischen erwarteten und realisierten Gewinnen beruht (und nur zu einem geringen Teil auf Anpassungen von Gewinnerwartungen), und ihres Zusammenhangs mit der Befolgung des DCGK steht damit in einem engen Verhältnis zu der Arbeit von Core et al. (2006) für den US-amerikanischen Kapitalmarkt. Core et al. (2006) untersuchen den Einfluss des CG-Ratings von Gompers et al. (2003) auf die Genauigkeit durchschnittlicher Analystenprognosen mit unterschiedlichen Zeithorizonten. Für alle betrachteten Zeithorizonte stellen sich jeweils nicht signifikante Koeffizienten des CG-Ratings ein.²²⁹

Kerl und Ohlert (2015) untersuchen internationale Kapitalmärkte mit einer anderen Schwerpunktsetzung, weil individuelle Analystenschätzungen und nicht Mittelwerte von Schätzungen verwendet werden. Dementsprechend steht auch der Einfluss von CG auf die Performance einzelner Analysten im Fokus. Die Autoren nutzen vier landesspezifische Variablen, mit denen sie

²²⁵ Vgl. Guay et al. (2011), S. 138-140.

²²⁶ Vgl. Chen und Wei (2018), S. 19-23, 42-44.

²²⁷ Vgl. Campbell (1991), Eisdorfer (2007), Garrett und Priestley (2012) oder Vuolteenaho (2002).

²²⁸ Prognoseperformance und Prognosegenauigkeit werden im Folgenden synonym verwendet.

²²⁹ Vgl. Core et al. (2006), S. 668-673 und Gompers et al. (2003).

die Güte der CG auf Länderebene untersuchen. Neben Kontrollvariablen für die Marktkapitalisierung und das Verhältnis von Börsenkurs zum Buchwert des Eigenkapitals je Aktie werden zudem auch Variablen für Analysteneigenschaften in die Untersuchung aufgenommen, um u. a. den Einfluss der Auszeichnung als „Star-Analyst“ zu berücksichtigen. Als unternehmensspezifische Variable für die CG wird die Beteiligungsquote institutioneller Investoren am jeweiligen Unternehmen genutzt. In einer univariaten Untersuchung stellen die Autoren fest, dass unabhängig von einer Auszeichnung Analysten genauere Prognosen abgeben, wenn sich die Länder bzw. die Unternehmen durch eine bessere CG auszeichnen. Für jede der vier landesspezifischen CG-Variablen und die Beteiligungsquote institutioneller Investoren als unternehmensspezifische CG-Variable wird jeweils eine multivariate Regression geschätzt. CG verbessert in acht der zehn Settings die Prognosegenauigkeit der Star-Analysten signifikant. Informationen darüber, ob CG die Prognosegenauigkeit generell beeinflusst, liegen nur für die Beteiligungsquote vor. Für eines der zwei Maße für die Prognosegenauigkeit wird ein signifikant positiver Koeffizient der Beteiligungsquote beobachtet; eine höhere Beteiligungsquote institutioneller Investoren führt also zu präziseren Prognosen.²³⁰

Bhat et al. (2006) untersuchen den Effekt von Informationen über die CG-Strukturen von Unternehmen auf die Genauigkeit durchschnittlicher Analystenschätzungen. Ein Beispiel für solch eine Information ist der Aktienbesitz von Vorständen und Aufsichtsräten. Die Autoren stellen einen positiven Einfluss der Transparenz über die CG-Strukturen auf die Prognoseperformance von Analysten fest; die Prognosen werden ergo genauer, je größer die Transparenz ist. Gleiches gilt für die Transparenz der Finanzberichterstattung und die Qualität der Durchsetzung von Gesetzen und Vorschriften (enforcement). Untersucht werden internationale Unternehmen, die mit „American Depositary Receipts“ in den USA zweitnotiert sind.²³¹

Barniv et al. (2005) verwenden wie Kerl und Ohlert (2015) individuelle Schätzungen von Analysten, die nicht zu Mittelwerten verdichtet sind. Die Autoren stellen u. a. fest, dass Analysteneigenschaften die Prognoseperformance in Ländern mit einem angelsächsischen Rechtssystem (common law) besser erklären als in Ländern mit einem kontinentaleuropäisch geprägtem Rechtssystem (civil law).²³² Clement et al. (2003) verfolgen einen ähnlichen Ansatz. Die Autoren stellen fest, dass der Zusammenhang zwischen der Erfahrung der Analysten und der

²³⁰ Vgl. Kerl und Ohlert (2015), S. 106-110. Die Koeffizienten der anderen, landesspezifischen CG-Variablen aus der multivariaten Regression werden von Kerl und Ohlert (2015) nicht wiedergegeben.

²³¹ Vgl. Bhat et al. (2006), S. 722-728.

²³² Vgl. Barniv et al. (2005), S. 743-746.

Größe der Wertpapierhandelshäuser (broker) auf der einen Seite und der Prognoseperformance auf der anderen Seite in common law Ländern ausgeprägter ist als in code law Ländern.²³³

Hope (2003) untersucht für internationale Kapitalmärkte den Zusammenhang zwischen der Prognosegenauigkeit und der Offenlegung von Finanzinformationen (disclosure) sowie der Durchsetzung von Gesetzen und Vorschriften. Dabei verwendet der Autor Mittelwerte von Schätzungen. Sowohl die Offenlegung als auch die Durchsetzung von Gesetzen hat einen positiven Einfluss auf die Prognosegenauigkeit von Analysten.²³⁴ Yu (2010) stellt ebenfalls für internationale Kapitalmärkte einen positiven Zusammenhang zwischen der Transparenz über die CG-Strukturen von Unternehmen und der Prognoseperformance der Analysten fest. Gleiches gilt für den Umfang, in dem Gesetze und Vorschriften durchgesetzt werden. Die Autorin nutzt das arithmetische Mittel der Prognosen.²³⁵

Eine andere Arbeit, die näher an dem in diesem Kapitel angestrebten Forschungsvorhaben ist, ist der Beitrag von Byard et al. (2006). Die Autoren nutzen vier unternehmensspezifische CG-Variablen für US-amerikanische Unternehmen. Es werden zusätzlich Variablen für die Charakteristika der Prognosen, deren arithmetisches Mittel verwendet wird, und der betrachteten Unternehmen ermittelt. Beispiele sind der Prognosehorizont und die Marktkapitalisierung. Es werden für drei der vier CG-Variablen Koeffizienten in der erwarteten Wirkungsrichtung ermittelt. Eine bessere CG hat somit einen positiven Einfluss auf die Prognoseperformance von Analysten.²³⁶

Jiang et al. (2008) nehmen eine andere Perspektive auf CG und Analystenprognosen ein. Sie untersuchen u. a. mit dem arithmetischen Mittel der Prognosen für US-amerikanische Unternehmen, ob Manager von Unternehmen mit einer schlechten CG eher Bilanzpolitik betreiben, um die Prognosen der Analysten zu erreichen oder geringfügig zu übertreffen. Geringe Prognosefehler sind somit ein Zeichen für Bilanzpolitik und eher bei einer schlechten Unternehmens-CG zu erwarten. Die Autoren stellen einen negativen Zusammenhang zwischen der Güte der CG und der Wahrscheinlichkeit für das Erreichen oder geringfügige Übertreffen der Analystenprognosen fest. CG und die Bereitschaft, Bilanzpolitik zu betreiben, stehen mithin in einem negativen Verhältnis zueinander.²³⁷ Adut et al. (2011) untersuchen ebenfalls die Wahrscheinlichkeit, dass US-amerikanische Unternehmen die Analystenprognosen erfüllen oder

²³³ Vgl. Clement et al. (2003), S. 610-615. Clement et al. (2003) verwenden anders als Barniv et al. (2005) den Begriff „code law“ und nicht civil law als Gegensatz zu common law.

²³⁴ Vgl. Hope (2003), S. 256-265.

²³⁵ Vgl. Yu (2010), S. 7-9.

²³⁶ Vgl. Byard et al. (2006), S. 621f.

²³⁷ Vgl. Jiang et al. (2008), S. 198f.

übertreffen, gehen aber von einem positiven Zusammenhang zwischen CG und Prognoseperformance aus. Um die Qualität der CG zu messen, werden das CG-Rating von Gompers et al. (2003) und sieben Variablen zur Beschreibung der Eigenschaften des monistischen Führungsgremiums angelsächsischer Prägung (board) verwendet. Eine bessere CG erhöht die Wahrscheinlichkeit, den Mittelwert der Analystenprognosen zu erreichen oder zu übertreffen. Zudem haben drei der sieben Variablen, mit denen das oberste Management charakterisiert wird, einen signifikanten Einfluss.²³⁸

In der Arbeit von Collins und DeAngelo (1990) wird die Prognosegenauigkeit und die Veränderung von Analystenprognosen, jeweils auf Basis von Mittelwerten der Prognosen, während sogenannter „proxy contests“ in den USA untersucht, in denen Aktionäre versuchen, Teile des Managements auszutauschen, indem sie die Stimmrechte anderer Aktionäre nutzen. Die Variable, die die Veränderung der Analystenprognosen wiedergibt, weist Parallelen mit cf_n2_{t+1} bzw. cf_n3_{t+1} aus der vorliegenden Arbeit auf, die ganz überwiegend bzw. ausschließlich auf Anpassungen von Analystenprognosen beruhen. Während der proxy contests übersteigen die realisierten Gewinne die Analystenprognosen stärker und Analysten passen ihre Prognosen stärker an (jeweils im Vergleich zu den vorangegangenen Zeiträumen).²³⁹

Nowland (2008) untersucht den Effekt der Einführung von CG-Kodizes in acht asiatischen Ländern auf die Prognosegenauigkeit. Durch die Einführung der Kodizes verringerte sich der Prognosefehler der Analysten auf Unternehmensebene. Es werden zu Mittelwerten verdichtete Schätzungen betrachtet.²⁴⁰ Taylor (2006) untersucht die Befolgung der Empfehlungen des Cadbury Komitees zur Zusammensetzung und Arbeitsweise des monistischen Führungsgremiums von Unternehmen in UK. Die Empfehlungen zielen darauf ab, die CG der Unternehmen zu verbessern. Die Autorin stellt gemischte Ergebnisse im Hinblick auf den Zusammenhang zwischen der Befolgung der Empfehlungen und der Prognoseperformance einzelner Analysten fest.²⁴¹

Weitere Studien beleuchten andere Aspekte der CG und ihren Zusammenhang mit der Prognoseperformance von Analysten. Ernstberger et al. (2008) stellen für Deutschland einen positiven Effekt der Einführung internationaler Rechnungslegungsstandards auf die Prognoseperformance von Analysten fest. Ali et al. (2007) beobachten kleinere Prognosefehler für börsenno-

²³⁸ Vgl. Adut et al. (2011), S. 192-196.

²³⁹ Vgl. Collins und DeAngelo (1990), S. 217-221.

²⁴⁰ Vgl. Nowland (2008), S. 482-484, 487f.

²⁴¹ Vgl. Taylor (2006), S. 17-20, 23, 32, 34.

tierte Familienunternehmen in den USA. Asare et al. (2011) führen ein Experiment mit Analysten aus den USA und UK durch. Zusätzliche Informationen über die CG von Unternehmen führten in dem Experiment zu einer geringeren Streuung der Prognosen, was von den Autoren als Zeichen einer größeren Sicherheit über zukünftige Gewinne durch CG-Informationen gewertet wird. Dhaliwal et al. (2012) erforschen den Zusammenhang zwischen Prognosefehlern von Analysten und der Berichterstattung über die gesellschaftliche Verantwortung (corporate social responsibility) internationaler Unternehmen. Sie finden einen negativen Zusammenhang: Eine umfangreichere und bessere Berichterstattung über die gesellschaftliche Verantwortung eines Unternehmens reduziert die Prognosefehler von Analysten. Koch et al. (2014) stellen für den schwedischen Kapitalmarkt einen positiven Zusammenhang zwischen dem Schutz der Aktionäre und der Prognosegenauigkeit von Analysten fest. Ahmad-Zaluki und Wan-Hussin (2010) erweitern den Forschungsgegenstand auf Prognosen von Managern in Malaysia. Die Autoren stellen gemischte Ergebnisse fest: Lediglich zwei der sechs Variablen, die die Eigenschaften des monistischen Führungsgremiums und des Wirtschaftsprüfers beschreiben, haben einen signifikanten Einfluss in der erwarteten Wirkungsrichtung auf die Prognosegenauigkeit der Manager. Für Deutschland stellt Gantzhorn (2016) einen positiven Effekt der prüferischen Durchsicht auf die Prognoseperformance der Analysten fest.²⁴²

Die Suche nach Determinanten der Prognosefehler ist auch Bestandteil der Arbeiten, in denen die Fehler der Analysten mit statistischen Modellen geschätzt werden, um die Analystenprognosen um die „erwartete“ Abweichung zu korrigieren und validere iEKK zu ermitteln.²⁴³

4.2.2 Untersuchung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

Die unabhängige Variable, die die Befolgung der Empfehlungen des DCGK repräsentiert, und mit der die Return- und Cashflow-News erklärt werden sollen, kommt auch in anderen Arbeiten zur Anwendung. Über sie kann die Verbindung mit einem anderen Strang von Literatur hergestellt werden.²⁴⁴

²⁴² Vgl. Ernstberger et al. (2008), S. 41-45, 48f, Ali et al. (2007), S. 271-275, Asare et al. (2011), S. 9, 14, 22f, Dhaliwal et al. (2012), S. 741-745, Koch et al. (2014), S. 334-340, Ahmad-Zaluki und Wan-Hussin (2010), S. 60-65 und Gantzhorn (2016), S. 265f.

²⁴³ Diese Arbeiten werden in Abschnitt 3.2 vorgestellt, wenn in ihnen ein Vergleich unterschiedlicher iEKK-Varianten erfolgt. Eine Einordnung des Ansatzes findet sich in 3.11.

²⁴⁴ Ein Teil der im Folgenden vorgestellten Artikel findet sich auch in der Übersicht von Stiglbauer und Velte (2014) auf S. 399. Details zu den institutionellen Grundlagen des DCGK finden sich in Abschnitt 4.3.

Drobetz et al. (2004) nutzen Daten aus einer Umfrage deutscher Unternehmen zu ihrer CG. Die Autoren verwenden vorwiegend die Empfehlungen des DCGK, um einen Fragebogen zu entwickeln. Eine bessere CG geht in der Untersuchung von Drobetz et al. (2004) mit höheren Aktienrenditen und niedrigeren Dividendenrenditen einher, die beide als Surrogate für die EKK betrachtet werden. Zudem wird ein positiver Zusammenhang mit der Unternehmensbewertung, gemessen mit dem Tobinschen Q und dem Verhältnis von Börsenkurs zum Buchwert des Eigenkapitals je Aktie, festgestellt. Die bereinigten Renditen von Portefeuilles auf Basis einer guten bzw. schlechten CG unterscheiden sich signifikant.²⁴⁵

Nowak et al. (2005) werten Entsprechenserklärungen aus, in denen Unternehmen die Befolgung der Empfehlungen des DCGK anzeigen. Sie nutzen die Methode der Ereignisstudie, indem sie die Kapitalmarktreaktionen auf die Abgabe von Entsprechenserklärungen zu den Empfehlungen des DCGK untersuchen: Es können keine Kapitalmarktreaktionen auf die Abgabe festgestellt werden. Des Weiteren können auch keine unterschiedlichen Reaktionen bei der Veröffentlichung von Entsprechenserklärungen mit der Befolgung vieler bzw. weniger Empfehlungen beobachtet werden.²⁴⁶ Mahr et al. (2016) ergänzen die Untersuchung von Nowak et al. (2005), indem sie die bereinigten Renditen von Portefeuilles mit einer hohen bzw. niedrigen Befolgung der Empfehlungen vergleichen. Es werden keine signifikanten Unterschiede in der erwarteten Richtung festgestellt. Gleiches gilt für Portefeuilles, die auf Grundlage einer Erhöhung/Verringerung der Befolgungsquote gebildet werden.²⁴⁷

Goncharov et al. (2006) werten wie Nowak et al. (2005) Entsprechenserklärungen zur Befolgung des DCGK aus. Sie stellen jeweils einen positiven Effekt der Befolgung der Empfehlungen auf die realisierte Rendite und den Börsenkurs fest. Dabei berücksichtigen sie eine mögliche Endogenität der Variablen. Bei Nichtberücksichtigung der Endogenität wird für den Börsenkurs zwar auch ein positiver, aber nicht mehr signifikanter Zusammenhang festgestellt. Die Ergebnisse für die realisierte Rendite fallen weniger stark, aber unverändert signifikant aus.²⁴⁸

Bassen et al. (2006) nutzen Entsprechenserklärungen und weitere Unternehmensinformationen, um ein CG-Rating auf Basis der DCGK-Empfehlungen und Anregungen zu konstruieren. Die weiteren Informationen werden u. a. dazu genutzt, den Grad der Befolgung der Anregungen, zu denen Unternehmen keine Informationen veröffentlichen müssen, zu messen. Die Autoren differenzieren zwischen den Empfehlungen der sechs Teilbereiche des DCGK, die sich bspw.

²⁴⁵ Vgl. Drobetz et al. (2004), S. 271, 279-282, 284-290.

²⁴⁶ Vgl. Nowak et al. (2005), S. 266f, 274-279.

²⁴⁷ Vgl. Mahr et al. (2016), S. 504-510.

²⁴⁸ Vgl. Goncharov et al. (2006), S. 437f, 441f.

speziell an den Aufsichtsrat oder den Vorstand richten. Auch wenn vereinzelt signifikante Zusammenhänge in der erwarteten Wirkungsrichtung beobachtet werden, konstatieren die Autoren, dass kein grundsätzlicher Zusammenhang zwischen den Maßen für den Unternehmenserfolg, zu denen auch eine bereinigte Aktienrendite gehört, und der Befolgung der Empfehlungen und Anregungen des DCGK festgestellt werden kann.²⁴⁹

Bassen et al. (2009) verwenden gleichermaßen den Grad der Befolgung von Empfehlungen und Anregungen, um die Qualität der Unternehmens-CG zu messen. Anders als Bassen et al. (2006) wird auch der Zusammenhang zwischen einzelnen Empfehlungen und diversen Performancemaßen beleuchtet. Für die Gesamtheit aller Empfehlungen und Anregungen kann kein signifikanter Zusammenhang in der erwarteten Wirkungsrichtung beobachtet werden. Für die elf Empfehlungen, die von weniger als 90 % der Unternehmen befolgt werden, stellen sich gemischte Ergebnisse ein: Für acht Empfehlungen bestehen signifikante Zusammenhänge mit mindestens einem Performancemaß. Diese Zusammenhänge sind aber nur für vier der acht Empfehlungen positiv und entsprechen damit der Erwartungshaltung. In einem Robustheitstest werden vergangene Ausprägungen der Performancemaße von den Autoren eingefügt, um eine potentielle Endogenität durch eine umgekehrte Kausalität zu berücksichtigen. Aus Sicht der Autoren unterscheiden sich die Ergebnisse vom Basismodell nur geringfügig.²⁵⁰

Bress (2008) nutzt wie Drobetz et al. (2004) bereinigte Portefeuille-Renditen. Es zeigen sich allerdings gemischte Ergebnisse im Hinblick auf die bereinigten Renditen von Portefeuilles auf Basis eines hohen bzw. niedrigen Befolungsgrads. Als zweite ökonomische Methode werden simultane Gleichungssysteme eingesetzt, um dem möglichen Problem der Endogenität zu begegnen. Für das Maß für die Unternehmensbewertung (Tobinsches Q) wird ein positiver Einfluss der Befolgung festgestellt. Für das zweite Maß, die Aktienrendite, lässt sich der Zusammenhang nicht erkennen. Hinweise, dass die beiden Maße den Grad der Befolgung beeinflussen, gibt es nicht.²⁵¹

Graf und Stiglbauer (2008) untersuchen wie Bassen et al. (2006) die Befolgung der Empfehlungen und Anregungen sowie zusätzlich Erläuterungen bei Abweichungen von den Empfehlungen. Es wird jedoch auf die Anwendung ökonomischer Methoden verzichtet: Die Darstellung der Forschungsergebnisse beschränkt sich auf deskriptive Statistik. Die Autoren stellen u. a. einen unterschiedlichen Grad der Befolgung bei Mitgliedsunternehmen der Aktienindizes

²⁴⁹ Vgl. Bassen et al. (2006), S. 380-383, 387-395.

²⁵⁰ Vgl. Bassen et al. (2009), S. 393f, 396f, 401, 403-406.

²⁵¹ Vgl. Bress (2008), S. 80-82, 126-135, 171-177, 185, 194.

DAX und TecDAX fest. Die Konzentration auf die deskriptive Darstellung von Forschungsergebnissen zur Befolgung der Empfehlungen des DCGK ohne die Anwendung ökonometrischer Methoden hat die Arbeit von Graf und Stiglbauer (2008) mit einer Reihe anderer Arbeiten gemein.²⁵²

Stiglbauer (2010a) untersucht gezielt Unternehmen der Finanzbranche. Der Autor nutzt den Grad der Befolgung der Empfehlungen des DCGK und weitere Kriterien zur CG-Berichterstattung und Transparenz. Auf vier Performancemaße hat die Befolgung der Empfehlungen des DCGK einen positiven Einfluss, die Variable für die Qualität der CG-Berichterstattung und Transparenz hingegen nicht. Für die Aktienrendite stellen sich umgekehrte Ergebnisse ein: Die Befolgung hat keinen Einfluss, die Qualität der CG-Berichterstattung und Transparenz hingegen schon.²⁵³

Stiglbauer (2010d) setzt wie Bress (2008) die ökonometrische Methode der simultanen Gleichungssysteme ein, um mögliche Probleme wegen Endogenität und umgekehrter Kausalität zu berücksichtigen. Verwendet werden wie in Stiglbauer (2010a) die Befolgung der Empfehlungen des DCGK und ein Maß für die Qualität der CG-Berichterstattung und Transparenz. Lediglich die Aktienrendite und das Verhältnis von Börsenkurs zum Buchwert des Eigenkapitals je Aktie weisen aus den fünf untersuchten Performancemaßen einen positiven Zusammenhang mit der Qualität der CG-Berichterstattung und Transparenz auf. Der Grad der Befolgung der Empfehlungen hat nur mit der Aktienrendite einen signifikanten Zusammenhang, der aber negativ ist. Darüber hinaus findet der Autor keine Hinweise für eine umgekehrte Kausalität, also für einen Einfluss der Unternehmensperformance auf die Güte der CG oder CG-Berichterstattung.²⁵⁴

In einer weiteren Untersuchung beleuchtet Stiglbauer (2011) den Zusammenhang zwischen Unternehmensperformance und CG speziell für kleine und mittlere Finanzunternehmen. Steger und Stiglbauer (2016) betrachten dagegen kleine und mittlere Unternehmen, ohne sich auf die Finanzbranche zu beschränken.²⁵⁵

²⁵² Vgl. Graf und Stiglbauer (2008), Beyenbach et al. (2017), Kohl et al. (20013) oder Werder und Talaulicar (2010).

²⁵³ Vgl. Stiglbauer (2010a), S. 36-38.

²⁵⁴ Vgl. Stiglbauer (2010d), S. 168f. Vgl. auch Stiglbauer (2010b), S. 370-372 mit praktisch identischen Ergebnissen für dieselbe Stichprobe und einer leicht abweichenden Spezifikation des ökonometrischen Modells sowie Stiglbauer (2010c), S. 173-177 mit identischen Ergebnissen.

²⁵⁵ Vgl. Stiglbauer (2011) und Steger und Stiglbauer (2016). Vgl. auch Ebeling (2015) für eine branchenspezifische Untersuchung von Immobilienunternehmen, ohne dass multivariate Untersuchungsmethoden zur Anwendung kommen.

Jahn et al. (2011) erforschen das Zusammenspiel zwischen der Güte der CG, gemessen mit der Befolgung der Empfehlungen des DCGK, der Aktienrendite und der Eigentümerstruktur. Die Autoren stellen einen positiven Einfluss der Befolgung der Empfehlungen auf die Aktienrendite fest, wenn der Streubesitz der Unternehmen hoch ist. Für einen niedrigen Streubesitz werden negative Zusammenhänge beobachtet: Eine hohe Befolungsquote führt zu geringeren Aktienrenditen. Dies wird von den Autoren als Zeichen dafür angesehen, dass bei diesen Unternehmen die Kosten der Befolgung die Vorteile überwiegen, weil Großaktionäre das Management bereits effektiv kontrollieren.²⁵⁶

Kaspereit et al. (2015) nutzen iEKK, um den Einfluss der CG auf die EKK unter Berücksichtigung der Wettbewerbsintensität der jeweiligen Branche der Unternehmen zu erforschen. Die Ergebnisse sprechen für einen negativen Einfluss der Befolgung der Empfehlungen des DCGK auf die iEKK der Unternehmen: Ein höherer Grad an Befolgung ist mit niedrigeren iEKK verbunden. Die Autoren finden Belege dafür, dass der Effekt der Befolgung in Industrien mit einer geringen Wettbewerbsintensität ausgeprägter ist. Die Autoren berücksichtigen ferner in Robustheitstests eine mögliche Endogenität zwischen der Befolgung der Empfehlungen des DCGK und den iEKK, stellen aber kaum veränderte Ergebnisse fest. Für den Robustheitstest wird der von Wintoki et al. (2012) vorgeschlagene Ansatz der verallgemeinerten Momentenmethode (generalized method of moments) verwendet.²⁵⁷

Während Goncharov et al. (2006) den Zusammenhang zwischen der Befolgung der Empfehlungen und dem Börsenkurs untersuchen, konzentrieren sich Kaspereit et al. (2017) auf die Marktkapitalisierung der Unternehmen als zu erklärende Variable. Die Autoren stellen einen positiven Effekt der Befolgung der Empfehlungen des DCGK auf die Marktkapitalisierung fest. Diese Beobachtung ist unabhängig davon, ob die Endogenität berücksichtigende Methode, die auch in Kaspereit et al. (2015) zum Einsatz kommt, genutzt wird.²⁵⁸

4.2.3 Weitere Studien zur Wirkung von Corporate Governance

Die Arbeiten, in denen die Befolgung der Empfehlungen und der Anregungen des DCGK genutzt wird, sind zwangsläufig auf den deutschen Kapitalmarkt beschränkt. International und auch für Deutschland werden andere Maße für die Qualität der CG genutzt, wie sie z. T. in

²⁵⁶ Vgl. Jahn et al. (2011), S. 67f. Vgl. auch Rapp et al. (2011), die in ihrem Arbeitspapier für dieselbe Stichprobe weitere Untersuchungen mit ähnlichen Ergebnissen durchführen. Die Autoren berücksichtigen Endogenität, u. a. indem sie zusätzlich vergangene Ausprägungen der Performancemaße in die Regressionsgleichung aufnehmen. In einer Reihe von Robustheitstests, mit denen Endogenität berücksichtigt werden soll, werden größtenteils unveränderte Ergebnisse beobachtet.

²⁵⁷ Vgl. Kaspereit et al. (2015), S. 362-370 und Wintoki et al. (2012).

²⁵⁸ Vgl. Kaspereit et al. (2017), S. 173-175.

4.2.1.2 erwähnt werden. Die vorliegende Untersuchung ist somit auch mit deutschen Studien, deren Maßstab für die Güte der CG nicht auf dem DCGK aufbaut, und internationalen Studien verwandt.²⁵⁹

Als eine der prominentesten Arbeiten zur Wirkung von CG kann sicherlich die von Gompers et al. (2003) angesehen werden, in der die Autoren einen positiven Effekt einer besseren CG auf die Aktienrendite und auf die Unternehmensbewertung US-amerikanischer Unternehmen, gemessen mit dem Tobinschen Q, feststellen. Das Autorenteam nutzt Daten des Investor Responsibility Research Centers, um ihr CG-Rating zu konstruieren. Das Center wertet bspw. die Satzungen und die Gesellschaftsverträge von Unternehmen aus, um Informationen über Regelungen zur Abwehr von Übernahmen oder zur Haftung und Abfindung des oberen Managements zu sammeln.²⁶⁰

Ferreira und Laux (2007) nutzen das CG-Rating von Gompers et al. (2003), um u. a. den Zusammenhang zwischen CG und idiosynkratischem Risiko in den USA zu analysieren. Eine bessere CG führt nach den empirischen Ergebnissen zu einer Erhöhung des idiosynkratischen Risikos. Die Autoren gehen davon aus, dass eine bessere CG die Anreize zum Sammeln und Verarbeiten privater, nicht öffentlicher Informationen erhöht, die wiederum als zentraler Faktor des idiosynkratischen Risikos verstanden werden. Die Ergebnisse stützen somit die Hypothese der Autoren.²⁶¹

Larcker et al. (2007) untersuchen den Zusammenhang zwischen CG und einer Reihe von Maßen für die Qualität der Rechnungslegung und den wirtschaftlichen Erfolg US-amerikanischer Unternehmen. Sie setzen sich auch mit der Frage auseinander, ob CG mit einem eindimensionalen Rating abgebildet werden kann. Aus 39 CG-Variablen extrahieren sie deshalb 14 Faktoren, die aus ihrer Sicht die 14 Dimensionen von CG reflektieren. Es wird ein Zusammenhang zwischen den Faktoren und der zukünftigen Gesamtkapital- sowie einer bereinigten Aktienrendite beobachtet.²⁶²

Bebchuk et al. (2009) untersuchen (ebenfalls für die USA) die relative Bedeutung der Kriterien des CG-Ratings von Gompers et al. (2003). Sie stellen fest, dass die Teile des Ratings, die die Möglichkeit des Managements widerspiegeln, sich der Kontrolle der Aktionäre und des Kapitalmarktes zu entziehen (entrenchment), die Ergebnisse von Gompers et al. (2003) prägen. Die

²⁵⁹ Vgl. Tran (2011), der einen Überblick über den damaligen Stand der Forschung zum Thema EKK und CG gibt.

²⁶⁰ Vgl. Gompers et al. (2003), S. 110-112, 121-129.

²⁶¹ Vgl. Ferreira und Laux (2007), S. 951, 964-968.

²⁶² Vgl. Larcker et al. (2007), S. 965, 974, 990-997, 1004f.

restlichen Bestandteile des Ratings haben aus Sicht der Autoren keinen Einfluss auf die Rendite oder die Unternehmensbewertung, die mit dem Tobinschen Q gemessen wird.²⁶³

Guedhami und Mishra (2009) verwenden iEKK. Sie konzentrieren sich auf den Konflikt zwischen Mehr- und Minderheitsaktionären und die Gefahr, dass die erste Gruppe die zweite überverteilt. Das Potential zur Übervorteilung wird von den Autoren mit dem Auseinanderfallen vom Stimmrechtsanteil und der Beteiligungsquote einer Aktionärin gemessen. Je stärker der Stimmrechtsanteil die Beteiligungsquote übertrifft, desto größer ist die Möglichkeit, Minderheitsaktionäre zu überverteilen. Die Autoren finden für internationale Unternehmen einen positiven, also wertmindernden Effekt überproportionaler Stimmrechtsanteile auf die iEKK.²⁶⁴

Chen et al. (2009) führen eine Studie internationaler Unternehmen in Entwicklungsländern durch. Im Mittelpunkt steht die Untersuchung des Einflusses der Güte der CG auf Unternehmensebene und des landesspezifischen Schutzes von Aktionären auf die iEKK. Die Autoren beobachten einen negativen und damit werterhöhenden Einfluss der Unternehmens-CG auf die iEKK. Dieser Einfluss ist in Ländern mit einem weniger gut ausgeprägten Schutz der Aktionäre stärker als in Ländern, in denen die Rechte der Aktionäre durch das Rechtssystem besser geschützt werden.²⁶⁵

Mustaghni (2012) nutzt Daten des kommerziellen Anbieters RiskMetrics, um ein eigenes CG-Rating zur Messung der Qualität der CG deutscher Unternehmen zu entwickeln. Der Autor stellt vereinzelt signifikante Zusammenhänge in der erwarteten Wirkungsrichtung zwischen der Güte der CG und den zwei Maßen für die Unternehmensperformance und die Bewertung fest.²⁶⁶

Tran (2014) untersucht die iEKK deutscher Unternehmen. Für die Bestimmung der Güte der CG bedient sich der Autor u. a. des Rankings des „Deutschen Investor Relations Preises“ und stellt einen negativen, also wertsteigernden Effekt der Güte der CG auf die PEG-Ratio fest.²⁶⁷

Mazzotta und Veltri (2014) nutzen ebenfalls die PEG-Ratio als abhängige Variable für ihre Untersuchung des italienischen Kapitalmarktes. Die Autorinnen stellen für ihr CG-Rating einen negativen und mithin wertsteigernden Einfluss auf die iEKK fest.²⁶⁸

²⁶³ Vgl. Bebchuk et al. (2009), S. 803-805, 812, 821-824.

²⁶⁴ Vgl. Guedhami und Mishra (2009), S. 506-509.

²⁶⁵ Vgl. Chen et al. (2009), S. 283-286.

²⁶⁶ Vgl. Mustaghni (2012), S. 86-93, 129-135.

²⁶⁷ Vgl. Tran (2014), S. 182-184, 189-191, 195.

²⁶⁸ Vgl. Mazzotta und Veltri (2014), S. 437-439.

Gupta et al. (2018) verwenden ein ähnliches Forschungsdesign wie Chen et al. (2009), nutzen aber eine Stichprobe von Unternehmen aus Industrieländern. Anders als Chen et al. (2009) stellen die Autoren einen stärkeren Effekt der Güte der CG auf die iEKK in Ländern fest, in denen die Rechte der Aktionäre besser geschützt werden.²⁶⁹

In der Gesamtbetrachtung aller in Abschnitt 4.2 vorgestellten Arbeiten und unter Berücksichtigung der Literaturrecherche, die hinter dem Überblick steht, kann erstens festgestellt werden, dass es weder national noch international Studien zum Zusammenhang zwischen Return-News und CG-Ratings gibt. Zweitens ist festzuhalten, dass es internationale Studien gibt, in denen die Wirkung der CG auf die Prognosegenauigkeit von Analysten erforscht wird. In den Studien wird der deutsche Kapitalmarkt aber entweder überhaupt nicht²⁷⁰ oder nur als Teil größerer Stichproben²⁷¹ beleuchtet. Drittens gibt es mit den Arbeiten von Ernstberger et al. (2008) und Gantzhorn (2016) Forschungsbeiträge, in denen die Prognoseperformance von Analysten in Deutschland untersucht wird. In diesen Studien werden jedoch keine CG-Maße oder Ratings im engeren Sinne, sondern Rechnungslegungs-orientierte Determinanten der Analystenperformance genutzt. Der Zusammenhang zwischen der Befolgung der Empfehlungen des DCGK und der Prognoseperformance der Analysten ist demnach noch nicht erforscht worden. Viertens gibt es mit einer Ausnahme keine Forschung, die der Veränderung von Analystenprognosen und CG gewidmet ist.²⁷²

4.3 Institutionelle Grundlagen

Die Basis für das in der vorliegenden Arbeit verwendete CG-Rating sind die Empfehlungen des DCGK. Der DCGK wurde in seiner ersten Fassung am 26.02.2002 von der Regierungskommission Deutscher Corporate Governance Kodex verabschiedet, nachdem die Kommission von der Bundesministerin der Justiz im September 2001 eingesetzt wurde.²⁷³ Die Kommission sollte einen Kodex entwerfen, der die Grundsätze guter und verantwortungsvoller Unternehmensführung zusammenfasst. Zudem sollte der Kodex in- und ausländischen Investoren einen transparenten Überblick über die Grundzüge des deutschen CG-Systems geben. Dem DCGK gingen international bereits andere Empfehlungskataloge wie bspw. der des Cadbury Komitees 1992 in UK voraus.²⁷⁴ Auch national gab es mit der Grundsatzkommission Corporate Governance in

²⁶⁹ Vgl. Gupta et al. (2018), S. 73-75.

²⁷⁰ Vgl. bspw. Core et al. (2006) oder Byard et al. (2006).

²⁷¹ Vgl. bspw. Bhat et al. (2006) oder Kerl und Ohlert (2015).

²⁷² Die Ausnahme stellt die vorgestellte Arbeit von Collins und DeAngelo (1990) für die USA dar.

²⁷³ Vgl. das Grußwort der Bundesministerin der Justiz und für Verbraucherschutz auf der Homepage der Regierungskommission DCGK: <https://www.dcgk.de/de/kommission.html>, abgerufen am 16.11.2018.

²⁷⁴ Vgl. Taylor (2006), S. 1 und Krieger (2012), S. 203.

Frankfurt und dem Berliner Initiativkreis vor der Arbeit der Regierungskommission DCGK Bestrebungen, die CG deutscher Unternehmen durch best practice Regelwerke zu verbessern.²⁷⁵

Gesetzlich verankert wurde der DCGK mit dem Transparenz- und Publizitätsgesetz im Jahr 2002 in § 161 AktG. Die Vorstände und Aufsichtsräte börsennotierter Gesellschaften sind dazu verpflichtet, jährlich eine sogenannte „Entsprechenserklärung“ abzugeben und damit Abweichungen von den Empfehlungen des DCGK anzuzeigen. Die Empfehlungen spiegeln nach dem Selbstverständnis der Regierungskommission DCGK „international und national anerkannte Standards guter und verantwortungsvoller Unternehmensführung“²⁷⁶ wider. Mit der Überarbeitung des § 161 AktG durch das Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz 2009 wurde zudem die Verpflichtung eingeführt, Abweichungen von den Empfehlungen des DCGK zu erläutern (comply or explain).²⁷⁷

Durch die Möglichkeit, von Empfehlungen abzuweichen und (seit 2009 die Pflicht) diese Abweichungen zu erläutern, kann das Management die optimale CG für das Unternehmen wählen. Die Bewertung dieser Wahl kann dann dem Kapitalmarkt überlassen werden. Der DCGK schafft somit Transparenz, um Unternehmen besser einschätzen zu können. Die optimale im Sinne einer wertmaximierenden Befolgung von Empfehlungen ist nicht zwangsläufig mit einer vollständigen Befolgung gleichzusetzen, weil unternehmens- oder branchenspezifische Gründe einer Befolgung entgegenstehen können.²⁷⁸ Gesetzliche Regelungen haben nach Baums (2001) zudem den Nachteil, dass sie zum einen nur geringe Spielräume für Differenzierung zulassen und zum anderen ihre Anpassung an sich verändernde Zustände nur schwerfällig erfolgt.²⁷⁹ Die Entwicklung von nicht bindenden Empfehlungen durch eine Kommission kann dagegen deutlich schneller erfolgen.

Die Entsprechenserklärung nach § 161 AktG gliedert sich in einen vergangenheits- und zukunftsbezogenen Teil. Der vergangenheitsbezogene Teil beruht auf Fakten, während der zukunftsbezogene Teil die Absicht von Vorstand und Aufsichtsrat wiedergibt, welchen Empfehlungen in der Zukunft gefolgt werden wird.²⁸⁰

Zusätzlich zu den Empfehlungen enthält der DCGK auch Anregungen, von denen ohne Bekanntmachung oder Erläuterung abgewichen werden kann. Die Anregungen sind anders als die

²⁷⁵ Vgl. Bress (2008), S. 31f und Baums (2001), S. 28.

²⁷⁶ Präambel des DCGK i. d. F. vom 07.02.2017.

²⁷⁷ Vgl. Baums (2001), S. 29 zu „comply or explain“.

²⁷⁸ Vgl. Jahn et al. (2011), S. 65 und Baums (2001), S. 28f.

²⁷⁹ Vgl. Baums (2001), S. 26.

²⁸⁰ Vgl. Spindler (2015), Rn. 14-16, 28f und Michaelsen (2011), S. 254f.

Empfehlungen „eher als Impulse zur Weiterentwicklung der Corporate Governance“²⁸¹ zu verstehen. Neben den Empfehlungen und Anregungen werden im DCGK auch geltende gesetzliche Regelungen wiedergegeben, was der Information von Investoren dienen soll.

Der DCGK gliedert sich in sieben Abschnitte. Der erste Abschnitt enthält die Präambel. Der zweite ist dem Themenkomplex „Aktionäre und Hauptversammlung“ gewidmet. Es schließen sich im dritten Abschnitt Ausführungen zum „Zusammenwirken von Vorstand und Aufsichtsrat“ an. In Abschnitt vier und fünf wird gesondert auf den Vorstand bzw. den Aufsichtsrat eingegangen. Die beiden letzten Abschnitte sind mit „Transparenz“ sowie „Rechnungslegung und Abschlussprüfung“ überschrieben. Diese Gliederung bleibt über alle in der Arbeit verwendeten Fassungen des DCGK unverändert und zeigt, dass mit den Empfehlungen des DCGK eine relativ große Breite an Themen abgedeckt wird.

Gültigkeit erlangt eine neue Fassung des DCGK mit der Veröffentlichung im Bundesanzeiger.²⁸² Bis zum 30.06.2014 wurde der DCGK vom 26.02.2002 insgesamt elfmal überarbeitet. Die Fassung vom 24.06.2014 findet als letzte Eingang in die Untersuchung. Die aktuell letzte Überarbeitung des DCGK erfolgte am 07.02.2017.

Eine externe Prüfung der Entsprechenserklärung durch den Abschlussprüfer erfolgt nicht. Der Abschlussprüfer ist lediglich dazu verpflichtet, zu prüfen, ob die Entsprechenserklärung abgegeben, veröffentlicht und dauerhaft zugänglich gemacht wird. Auch wenn eine Verpflichtung zu einer inhaltlichen Prüfung der Entsprechenserklärung durch den Abschlussprüfer im Rahmen der Jahresabschlussprüfung nicht besteht, sind inhaltliche Unregelmäßigkeiten, die sich im Zuge der Jahresabschlussprüfung offenbaren, in den Prüfungsbericht aufzunehmen.²⁸³ Bindungskraft entfaltet der DCGK zudem dadurch, dass die Befolgung einer Reihe von Empfehlungen öffentlich nachvollziehbar ist.²⁸⁴

Neben der regelmäßigen Überarbeitung des DCGK durch die Regierungskommission hat sich 2011 auch die EU-Kommission mit dem Thema CG auseinandergesetzt. Ein Ergebnis sind Erwägungen, umfangreichere Erläuterungen beim Abweichen von Kodex-Empfehlungen und die Darstellung der alternativ gewählten Lösung zu fordern.²⁸⁵

²⁸¹ Regierungskommission DCGK (2010), S. 15.

²⁸² Vgl. <https://www.dcgk.de/de/kodex.html>, abgerufen am 16.11.2018.

²⁸³ Vgl. Nowak et al. (2005), S. 259, IDW PS 345 i. d. F. 2012 oder i. d. F. 2017 sowie Spindler (2015), Rn. 51.

²⁸⁴ Vgl. bspw. die Empfehlungen im DCGK i. d. F. vom 14.06.2007 in Tz. 2.3.1, S. 3, dass die Unterlagen und Berichte für die Hauptversammlung sowie die Geschäftsberichte auf der Internetseite der Gesellschaft veröffentlicht werden sollen oder in Tz. 4.2.1, S. 1, dass der Vorstand aus mehreren Personen bestehen und einen Vorsitzenden oder Sprecher haben soll.

²⁸⁵ Vgl. Europäische Kommission (2011), S. 21f.

4.4 Theoretische Grundlagen

Die grundsätzliche Funktionsweise von CG ist bereits in der Einleitung beschrieben. Kontrolle über und Eigentum an Unternehmen fallen auseinander, weil die Eigentümerinnen die Leitung des Unternehmens an ein Management delegieren. Das Management als der Agent und die Eigentümerinnen als die Prinzipalinnen haben nicht notwendigerweise identische Zielfunktionen.²⁸⁶ CG sichert die Maximierung der Zielfunktion der Eigentümerinnen und damit mittelbar die Funktionsweise des Kapitalmarktes.

Modelle, die einen theoretischen Zusammenhang zwischen Return- und Cashflow-News auf der einen und CG auf der anderen Seite herstellen, existieren nicht. Larcker et al. (2007) weisen auf den Mangel an einem differenzierten Modell (sophisticated theoretical model) hin, um Unternehmensperformance und CG zueinander ins Verhältnis zu setzen. Stiglbauer (2010d) betont die Abwesenheit eines einheitlichen Modells (unitray model), mit dem CG und Performance-Variablen miteinander verknüpft werden können.²⁸⁷

Die Arbeit von Harris und Raviv (2008) wird von Larcker et al. (2007) als Beispiel für ein theoretisches Modell genannt, das einen Teilaspekt von CG abbildet. Die beiden Autoren entwickeln ein Modell, in dem der Unternehmensgewinn von einer strategischen Entscheidung eines monistischen Führungsgremiums abhängt. Das Führungsgremium kann mit unternehmensinternen oder externen Direktoren besetzt werden. Es zeigt sich, dass Aktionäre entgegen der regelmäßigen Annahme in vielen Fällen zu Führungsgremien tendieren, die von unternehmensinternen Direktoren dominiert werden.²⁸⁸

Zwei andere theoretische Arbeiten sind die von Easley und O'hara (2004) und Garmaise und Liu (2005).²⁸⁹ Im Modell von Easley und O'hara (2004) gibt es öffentliche und private, also nicht öffentliche Informationen. Je besser die privaten Informationen unter den Aktienhändlern bekannt werden, desto höher ist der Aktienkurs und desto geringer sind die EKK. Die Autoren gehen deshalb davon aus, dass EKK durch eine Reduzierung nicht öffentlicher Informationen oder durch eine bessere Bekanntmachung derselben gesenkt werden könnten.²⁹⁰ In der Arbeit wird CG nicht direkt thematisiert. CG kann jedoch als EKK-senkend angesehen werden, wenn

²⁸⁶ Vgl. Wagenhofer und Ewert (2015), S. 145f und Velte (2010), S. 285f, 291f mit einer Beschreibung der Stewardship-Theorie als Gegenentwurf zur Prinzipal-Agenten-Theorie. Das Verhalten der wirtschaftlichen Akteure ist, anders als in der Prinzipal-Agenten-Theorie, nicht durch eine individuelle Nutzenoptimierung, sondern annahmegemäß durch eine kooperative Zielerreichung gekennzeichnet. Velte (2010) stellt eine geringe Akzeptanz der Stewardship-Theorie in der betriebswirtschaftlichen Forschung fest.

²⁸⁷ Vgl. Larcker et al. (2007), S. 984 und Stiglbauer (2010d), S. 164.

²⁸⁸ Vgl. Larcker et al. (2007), S. 965 und Harris und Raviv (2008), S. 1801, 1830.

²⁸⁹ Vgl. Kaspereit et al. (2015), S. 348f, die die beiden erwähnten Arbeiten zitieren.

²⁹⁰ Vgl. Easley und O'hara (2004), S. 1557, 1571-1573.

angenommen wird, dass sie allgemein zu einer besseren Versorgung der Investoren mit Informationen beiträgt.

Garmaise und Liu (2005) betrachten eine Prinzipal-Agenten-Situation, in der eine Investition auf Unternehmensebene durchgeführt wird. Der Agent erhält private Informationen über die Qualität der Investition, an denen Verträge mit der Prinzipalin aber nicht anknüpfen können, bspw. weil ex ante unklar ist, welche Informationen relevant sind. Der Agent berichtet über die Informationen, ist aber opportunistisch und berichtet gegebenenfalls unehrlich. Eine schwache CG im Sinne einer unehrlichen Berichterstattung erhöht im Modell das systematische Risiko des Unternehmens. Die Autoren schlussfolgern, dass von höheren Beta-Faktoren und EKK in Ländern und Unternehmen auszugehen ist, in denen es nur schwache CG-Strukturen gibt, die eine „unehrliche“ Berichterstattung des Managements nicht effektiv unterbinden.²⁹¹

Die Zielfunktion der Eigentümerinnen, deren Maximierung es durch eine gute CG zu sichern gilt, wird mit der Maximierung des Unternehmenswertes angenommen. Die beiden Arbeiten von Easley und O'hara (2004) sowie Garmaise und Liu (2005) geben Hinweise darauf, wie die Güte der CG über die Versorgung der Eigentümerinnen mit Informationen Einfluss auf den Unternehmenswert nehmen kann. Bezogen auf das Barwert-Kalkül bedeutet eine Maximierung des Unternehmenswertes (jeweils c. p.) eine Maximierung der Cashflows und eine Minimierung der EKK. Gleichmaßen ist zu konstatieren, dass eine größere Unsicherheit über die Bewertungsparameter c. p. zu niedrigeren Unternehmenswerten führt. Daraus lassen sich zwei unterschiedliche Sichten auf Return- und Cashflow-News ableiten:

1. Positive Cashflow-News (höher als erwartete Cashflows) und negative Return-News (niedriger als erwartete EKK) werden jeweils positiv von den Eigentümerinnen gewertet, weil sie den Unternehmenswert erhöhen und höher als erwartete Renditen erzeugen.
2. Abweichungen von den Erwartungswerten werden von den Eigentümerinnen als Zeichen für die Unsicherheit einer Investition und damit als wertmindernd erfasst.

Im ersten Fall gilt es, die Cashflow-News zu maximieren bzw. die Return-News zu minimieren, im zweiten Fall, die absoluten Cashflow- und Return-News zu minimieren.²⁹²

²⁹¹ Vgl. Garmaise und Liu (2005), S. 5-7, 19f, 28f.

²⁹² Vgl. Kerl und Ohlert (2015), S. 96-98, die bezogen auf ihre zwei Maße für die Analystenperformance ähnliche Argumente vortragen. Die beiden Maße beruhen auf der unveränderten bzw. absoluten Abweichung zwischen Prognose und realisiertem Gewinn. Auch in anderen Arbeiten, die in Abschnitt 4.2.1.2 vorgestellt werden, finden sich unterschiedliche Maße für die Prognoseperformance. Vgl. bspw. Core et al. (2006), S. 670 für unveränderte und Byard et al. (2006), S. 614 für absolute Abweichungen. Der Begriff absolut wird als der (stets positive) Abstand einer Ausprägung der Return- oder Cashflow-News zu null verstanden.

Auch wenn kein theoretisches Modell vorliegt, das einen Zusammenhang zwischen der Güte der CG und den Return- und Cashflow-News herstellt, kann in Rückgriff auf die grundlegende Überlegung, dass CG die Zielfunktion der Eigentümerinnen sichern soll, von einem positiven Einfluss der CG auf die Cashflow-News und einem negativen Einfluss auf die Return-News bzw. von einem negativen Einfluss auf die absoluten Cashflow- und Return-News ausgegangen werden. Im folgenden Abschnitt werden aus diesen allgemeinen Überlegungen Hypothesen abgeleitet.

4.5 Untersuchungsdesign

Die Übersicht über die verwandte Literatur zeigt, dass die angestrebte Untersuchung Lücken in der Forschung schließt und zum Verständnis beiträgt, wie CG auf die Veränderung von Unternehmenswerten in Form von News wirkt. Das Vorhaben, Determinanten von Cashflow- und Return-News ausfindig zu machen, beruht auf der grundlegenden Annahme, dass News kein reines Rauschen sind. Ihre Wirkung gleicht sich im Mittel annahmegemäß nicht auf null aus, sondern die News korrelieren mit Größen am Beginn der Renditezeiträume wie den EKK.²⁹³

Abgeleitet aus den im vorangehenden Abschnitt vorgestellten Überlegungen zum Zusammenhang zwischen CG und Cashflow- und Return-News werden folgende zwei Hypothesen aufgestellt:

H I: Die Güte der CG hat einen positiven Einfluss auf die Cashflow-News.

H II: Die Güte der CG hat einen negativen Einfluss auf die Return-News.

Eine bessere CG führt somit zu größeren Cashflow- bzw. zu kleineren Return-News.

Ausgehend von der alternativen Sicht auf Return- und Cashflow-News als Indikatoren für Unsicherheit werden folgende zwei Hypothesen abgeleitet:

H III: Die Güte der CG hat einen negativen Einfluss auf die absoluten Cashflow-News.

H IV: Die Güte der CG hat einen negativen Einfluss auf die absoluten Return-News.

Den über die Cashflow-News formulierten Hypothesen steht die Argumentation von Jiang et al. (2008) entgegen, dass eine bessere CG das Ausmaß von Bilanzpolitik, mit der das Ziel verfolgt wird, Analystenprognosen zu erreichen oder geringfügig zu übertreffen, begrenzt und des-

²⁹³ Diese Annahme ist ebenfalls grundlegend für die Kapitel 2 und 3 und damit für die gesamte Arbeit. Wird sich ihr nicht angeschlossen, könnten auch realisierte Renditen als Surrogate für die erwarteten EKK verwendet werden, da sich in hinreichend großen Stichproben die Auswirkungen der unerwarteten Return- und Cashflow-News gegenseitig aufheben würden.

halb bei einer besseren CG größere Abweichungen zwischen Prognosen und Realisationen beobachtet werden können. Dieses Argument ist vorrangig für die Cashflow-Größe cf_n1_{t+1} gültig, die sich auf den nächsten zu veröffentlichenden und damit durch das Management gestaltbaren Jahresabschluss bezieht. Eine Steuerung der Anpassungen der Erwartungen der Analysten über weiter in der Zukunft liegende Gewinne (repräsentiert durch cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1}) erscheint weniger wahrscheinlich. Die Ergebnisse von Jiang et al. (2008) stützen zwar die von den Autoren vorgebrachte Argumentation, die Stichprobe umfasst aber lediglich einen Dreijahreszeitraum, innerhalb dessen eine aktive Bilanzpolitik tendenziell besser umzusetzen ist als in dem Untersuchungszeitraum von über zehn Jahren in der vorliegenden Arbeit, in dem sich die Effekte einer Bilanzpolitik durch den Grundsatz der Periodisierung tendenziell stärker ausgleichen.²⁹⁴ Auch erwähnen Jiang et al. (2008) mit dem Einfluss auf die Bilanzpolitik nur eine mögliche Wirkung von CG und lassen andere, gegenläufige Wirkungen, wie bspw. die auf die Bereitschaft des Managements zur Informationsbereitstellung, außen vor.

Allgemein wird folgende Gleichung (83) zur Untersuchung der Hypothesen H I bis H IV geschätzt:²⁹⁵

$$(83) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + \sum \alpha \text{CG Variablen}_{i,t} + \sum \alpha \text{Kontrollvariablen}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Die Konkretisierung der in die Modelle eingehenden Variablen erfolgt im nächsten Abschnitt 4.6 mit der Beschreibung der Variablen und abschließend im Abschnitt 4.10.

Die Befolgung der Empfehlungen des DCGK als die zentrale erklärende Variable wird für die Mitgliedsunternehmen der beiden Aktienindizes DAX und MDAX jeweils für den Zeitraum Januar 2003 bis Juni 2014 erfasst. Zugrunde gelegt wird die Mitgliedschaft Ende Juni 2014. Es werden neben den Mitgliedsunternehmen des DAX die des MDAX untersucht, um auch weniger große Unternehmen in die Untersuchung aufzunehmen, die tendenziell weniger Empfehlungen befolgen und damit zur Varianz der Befolungsquote beitragen.²⁹⁶ Die Untersuchung eines Zeitraums von 11,5 Jahren ermöglicht zudem die Nutzung von ökonometrischen Methoden für Paneldaten.

²⁹⁴ Vgl. Jiang et al. (2008), S. 194, 198f.

²⁹⁵ Vgl. Larcker et al. (2007), S. 983 für einen ähnlichen allgemeinen Aufbau der Regressionsgleichung.

²⁹⁶ Vgl. Rapp et al. (2011), S. 26 zur positiven Korrelation zwischen den Unternehmensumsätzen und der Befolgung oder Kaspereit et al. (2015), S. 359 zur positiven Korrelation zwischen der Bilanzsumme und der Befolgung der Empfehlungen des DCGK.

Anders als in Kapitel 3 ist die primäre Schätzmethode zur Bestimmung der Koeffizienten und Standardfehler nicht die Methode von Fama und MacBeth (1973).²⁹⁷ Wie in 3.9 erörtert, ermöglicht die Methode die Berücksichtigung der Dimension Zeit und damit zeitpunktspezifischer Effekte, aber nicht die Berücksichtigung der Dimension Unternehmen mit zeitlich konstanten, unternehmensspezifischen Effekten. Um zu kleine Standardfehler und damit zu optimistische Einschätzungen über die Signifikanz aufgrund unternehmensspezifischer Effekte zu vermeiden, werden wie in den Robustheitstests zur Validität der iEKK in 3.9 Standardfehler ermittelt, die nach den zwei Dimensionen Zeit und Unternehmen geclustert sind.²⁹⁸ Eine mögliche Quelle unternehmensspezifischer Effekte ist die Befolgung der Empfehlungen des DCGK selbst, die als relativ zeitinvariant angesehen werden kann.²⁹⁹ Als Signifikanzniveau wird erneut 10 % oder weniger gewählt.

Bei der Nutzung jeglicher CG-Größen stellt sich die Frage nach einer möglichen Endogenität der Performance- und CG-Variablen durch umgekehrte Kausalität. Die umgekehrte Kausalität ergibt sich potenziell daraus, dass die CG nicht die Performance determiniert, sondern (vergangene) Performance die CG.³⁰⁰ Dagegen sprechen die Ergebnisse der bisherigen Forschung zum DCGK, wie sie in 4.2.2 zusammengefasst ist. Substantielle Unterschiede bei einer ökonometrischen Berücksichtigung von Endogenität werden von den Autoren kaum festgestellt. Eine Ausnahme stellt die Studie von Goncharov et al. (2006) dar, in der bei Nichtberücksichtigung von Endogenität für den Börsenkurs keine signifikanten Zusammenhänge beobachtet werden.³⁰¹

In Tabelle 25 ist für die Cashflow- und Return-News die potentielle Verzerrung der Koeffizienten durch eine umgekehrte Kausalität abgetragen. Der ersten Zeile der Tabelle ist bspw. zu entnehmen, dass ein positiver Zusammenhang zwischen CG und Cashflow-News angenommen wird. Kleine Cashflow-News, denen mit einer besseren CG im Sinne einer umfassenderen Befolgung der Empfehlungen des DCGK begegnet werden soll, würden eine negative, also konservative Verzerrung der Koeffizienten der Cashflow-News nach sich ziehen. Auch die Koeffizienten der absoluten Cashflow-News und die der beiden Varianten der Return-News

²⁹⁷ Vgl. Fama und MacBeth (1973).

²⁹⁸ Vgl. Cameron et al. (2011) und Thompson (2011).

²⁹⁹ Vgl. Kaspereit et al. (2015), S. 360. Anders Beyenbach et al. (2017), S. 4, die für die Mitgliedsunternehmen der Aktienindizes DAX und MDAX schwankende Befolgungsquoten im Zeitraum 2010 bis 2016 beobachten, oder Kohl et al. (2014), S. 199, die ebenfalls schwankende Befolgungsquoten der Mitgliedsunternehmen der beiden Indizes für die zehn Fassungen des DCGK vom 26.02.2002 bis 15.05.2012 feststellen.

³⁰⁰ Vgl. Chenhall und Moers (2007), S. 183-186.

³⁰¹ Vgl. Goncharov et al. (2006), S. 438, 442.

r_neu_{t+1} werden durch ein denkbare Gegenlenken des Managements tendenziell zu konservativ geschätzt.³⁰²

Tabelle 25: Übersicht angenommener Zusammenhänge zwischen der Güte der Corporate Governance und Return- und Cashflow-News sowie der Vorzeichen einer potentiellen Verzerrung durch umgekehrte Kausalität

Variable	Angenommener Zusammenhang mit CG	Vorzeichen potentielle Verzerrung
cf_n_{t+1}	+	-
$ cf_n_{t+1} $	-	+
r_neu_{t+1}	-	+
$ r_neu_{t+1} $	-	+

cf_n_{t+1} steht hier stellvertretend für die drei verwendeten Cashflow-News-Variablen.

Wintoki et al. (2012) beobachten für den Zusammenhang zwischen der Zusammensetzung monistischer Führungsgremien und der Unternehmensperformance in den USA große Unterschiede in den Ergebnissen zwischen einem Standardmodell und ihrer alternativen Methode. Aus diesem Grund wird trotz der bestehenden empirischen Erkenntnisse, die überwiegend gegen durch Endogenität verzerrte Ergebnisse sprechen, und der konservativen Tests ein zusätzlicher Robustheitstest durchgeführt. Es wird ein von Wintoki et al. (2012) vorgeschlagener Ansatz genutzt, indem zwei vergangene Werte der Cashflow- und Return-News als zusätzliche erklärende Variablen in die Regressionsgleichungen aufgenommen werden. Damit wird die im vorangehenden Absatz beschriebene dynamische Beziehung von Cashflow- und Return-News auf der einen und CG als mögliches Mittel zur Beeinflussung von News auf der anderen Seite berücksichtigt.³⁰³ Bassen et al. (2009) nutzen einen ähnlichen Ansatz.³⁰⁴

Neben dem dynamischen Modell, das mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern geschätzt wird, kommt ein weiteres mit Unternehmens-Dummy-Variablen und nach der Dimension Zeit geclusterten Standardfehlern zum Einsatz. Mit diesem Vorgehen wird zusätzlich für sämtliche nicht beobachtbaren Effekte auf Unternehmensebene, die wie die von Wintoki et al. (2012) erwähnten Fähigkeiten des Managements zeitkonstant sind, kontrolliert.³⁰⁵

³⁰² Vgl. Larcker und Rusticus (2010), S. 195f und Chenhall und Moers (2007), S. 190, die jeweils die Einschätzung der Verzerrung vorschlagen. Vgl. auch Kaspereit et al. (2015), S. 361 zu einer ähnlichen Argumentation im Hinblick auf iEKK und CG.

³⁰³ Vgl. Wintoki et al. (2012), S. 596-599.

³⁰⁴ Vgl. Bassen et al. (2009), S. 396f, die auf Brown und Caylor (2006), S. 424 und Klein (1998), S. 292f verweisen. Bassen et al. (2009) erwähnen zudem die Uneinigkeit in der Literatur, wie korrekt mit Endogenität umgegangen werden soll. Vgl. ebenfalls Rapp et al. (2011), S. 12 für ein ähnliches Vorgehen.

³⁰⁵ Vgl. Wintoki et al. (2012), S. 586f, die eine mögliche Verzerrung für Stichproben mit wenigen Ausprägungen in der Dimension Zeit bei Verwendung von Paneldatenmodellen mit fixen Effekten (fixed effect models) ermitteln. Vgl. Wooldridge (2016), S. 438f zur Verwendung von Dummy-Variablen, um unternehmensspezifische Effekte zu berücksichtigen.

4.6 Beschreibung der Variablen

4.6.1 Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

Die ausgewerteten Entsprechenserklärungen und Jahresabschlüsse beziehen sich auf die elf Fassungen des DCGK vom 07.11.2002 bis 24.06.2014 und den Zeitraum Januar 2003 bis Juni 2014 (jeweils einschließlich). Ausgangspunkt für die Identifikation der Empfehlungen des DCGK ist eine Auseinandersetzung mit den unterschiedlichen Fassungen des DCGK. Für die Kodex-Fassungen vom 26.05.2010 bis einschließlich der vom 24.06.2014 liegen detaillierte Listen der Empfehlungen in Form von Veröffentlichungen vor, die nach erfolgter Prüfung übernommen werden.³⁰⁶ Für ältere Fassungen des DCGK werden eigene Listen unter Berücksichtigung einer Reihe von Publikationen zur Befolgung der Empfehlungen und Anregungen erstellt.³⁰⁷

Entsprechenserklärungen und Jahresabschlüsse werden manuell ausgewertet, um Informationen über die befolgten Empfehlungen zu sammeln. Die Jahresabschlüsse enthalten entweder die Entsprechenserklärungen im Wortlaut oder geben deren Inhalt wieder. Beide Arten von Dokumenten stammen von den Unternehmens-Internetseiten. Wenn weder Entsprechenserklärungen noch Jahresabschlüsse vorliegen bzw. wenn letztere keine relevanten Informationen enthalten, wurden die Investor Relation Abteilungen der Unternehmen mit der Bitte um Übersendung der Entsprechenserklärungen angeschrieben. Im Fall von Sky Deutschland wird nach hinterlegten Abschlüssen im elektronischen Bundesanzeiger recherchiert, weil das Unternehmen im September 2015 einen Squeeze-Out durchgeführt hat und die Börsennotierung eingestellt wurde.³⁰⁸

Die Auswertung der Entsprechenserklärungen richtet sich nach Werder et al. (2003), die einen konservativen Ansatz verfolgen. Bei Erklärungen, in denen sich lediglich auf eine Teilziffer bezogen wird, ohne dass weitere Informationen gegeben werden, gelten alle Empfehlungen der Teilziffer als nicht befolgt. Liegen weitere Informationen bspw. in Form der seit 2009 verpflichtenden, vorher freiwilligen Erläuterungen vor, werden diese genutzt, um das Befolgungsverhalten differenziert zu erfassen. Es existieren sogenannte interdependente Empfehlungen,

³⁰⁶ Vgl. Werder (2014), Werder (2013), Werder (2012) und Werder (2010).

³⁰⁷ Vgl. Werder und Talaulicar (2010), Werder und Talaulicar (2009), Werder und Talaulicar (2008), Werder und Talaulicar (2007), Werder und Talaulicar (2006) sowie Werder und Talaulicar (2005).

³⁰⁸ Vgl. zu einem ähnlichen Vorgehen Kaspereit et al. (2015), S. 350f. Vgl. zur Einstellung der Börsennotierung von Sky Deutschland https://info.sky.de/inhalt/de/medienzentrum_news_uk_15092015_11_eng.jsp, abgerufen am 16.11.2018.

die sich dadurch auszeichnen, dass die Befolgung einer übergeordneten Empfehlung Voraussetzung für die Befolgung einer untergeordneten Empfehlung ist. Interdependente Empfehlungen werden differenziert erfasst und nicht zusammengefasst, um unterschiedliche Befolungsquoten zwischen Unternehmen, die übergeordnete Empfehlungen ablehnen und solchen, die nur Teile der untergeordneten Empfehlungen ablehnen, zu ermöglichen.³⁰⁹ Empfehlungen, die nicht befolgt werden (können), weil der die Empfehlung betreffende Sachverhalt im Unternehmen nicht vorliegt, gelten als befolgt.³¹⁰

Ausgewertet wird der vergangenheitsbezogene Teil der Entsprechenserklärungen. Es werden auch aktualisierte Entsprechenserklärungen ausgewertet und Informationen über ein zeitlich begrenztes Abweichen von den Empfehlungen erfasst, um die ex post Befolgung präzise abzubilden und das CG-Rating wie andere Variablen auch auf Monatsbasis zu konstruieren. Dieses Vorgehen erhöht die Varianz des CG-Ratings in zeitlicher Hinsicht und damit tendenziell seine statistische Erklärungskraft. Unterjährige Veränderungen ergeben sich bspw. durch die (Nicht-)Befolgung neuer Empfehlungen überarbeiteter Fassungen des DCGK. Die einmalige Überarbeitung des DCGK im Untersuchungszeitraum kann als Zeichen der Aktualität der Empfehlungen gewertet werden. Ein weiterer Vorteil der Nutzung des DCGK als Basis für das CG-Rating ist die inhaltliche Breite der Empfehlungen, die sich nicht auf einzelne Teilaspekte von CG reduzieren.

Auch wenn die letzte für die Arbeit relevante Fassung erst am 24.06.2014 veröffentlicht wurde und damit nach dem Donnerstag vor dem dritten Freitag im Juni 2014 am 19.06.2014, was dem letzten Beobachtungszeitpunkt entspricht, ist auch diese Fassung für die Untersuchung relevant. Dies liegt daran, dass sich allgemein bei der Auswertung der Entsprechenserklärungen nach den Zeiträumen und DCGK-Fassungen gerichtet wird, die in den Entsprechenserklärungen genannt werden. Es ist somit bspw. möglich, dass ein Unternehmen sich für das Jahr 2014 nur allgemein auf die Fassung vom 24.06.2014 bezieht. Die Befolgung der Empfehlungen in den Monaten Januar bis Juni wird dann mit der Fassung vom 24.06.2014 bestimmt. Der Nachteil dieses Vorgehens ist, dass in Ermangelung weiterer Informationen die Befolgung einer Fassung des DCGK aufgenommen wird, die zu einem Zeitpunkt noch nicht veröffentlicht war. Dem stehen aus meiner Sicht zwei gewichtige Vorteile gegenüber: Zum einen müssen bezogen auf das Beispiel die Monate Januar bis Juni 2014 nicht aus der Stichprobe ausgeschlossen werden.

³⁰⁹ Vgl. Werder et al. (2003), S. 1858.

³¹⁰ Vgl. die Empfehlung im DCGK i. d. F. vom 14.06.2007, Tz. 4.2.3, Abs. 3, S. 2, dass sich Aktienoptionen und vergleichbare Gestaltungen auf anspruchsvolle und relevante Vergleichsparameter beziehen sollen. Werden keine Aktienoptionen oder vergleichbare Gestaltungen in einem Unternehmen als Vergütungskomponenten genutzt, gilt die Empfehlung wie beschrieben als befolgt.

Zum anderen entfällt die „Übersetzung“ von Entsprechenserklärungen auf gültige Fassungen des DCGK mit den damit verbundenen Schwierigkeiten. Liegen keinerlei Informationen über die der Entsprechenserklärung zugrunde liegende Fassung des DCGK vor, wird die jeweils gültige Fassung herangezogen.

Die Kodierung erfolgt mit null bei Nichtbefolgung und mit eins bei Befolgung. Die Befolungsquote, also das CG-Rating cg_t , ergibt sich aus dem Verhältnis der befolgten Empfehlungen relativ zur Summe aller Empfehlungen der als relevant identifizierten DCGK-Fassung.

Dass die Befolgung der Empfehlungen des DCGK ein relevanter (Risiko-)Faktor ist, zeigt sich an den Ergebnissen von Kaspereit et al. (2015), die einen signifikant negativen Einfluss der Befolgung auf die iEKK feststellen. Die Untersuchung in Kapitel 3 hat gezeigt, dass iEKK als valide Schätzer für die wahren EKK betrachtet werden können und deshalb mit iEKK die Validität von Risikofaktoren untersucht werden kann. Auch wenn von Kaspereit et al. (2015) die iEKK nicht exakt wie in Kapitel 3 ermittelt werden, kann davon ausgegangen werden, dass die eigenen Ergebnisse im Hinblick auf die Validität der iEKK zumindest teilweise übertragbar sind. Für diese Annahme sprechen die zahlreichen Robustheitstests in 3.9 mit teilweise abweichenden Spezifikationen, aber jeweils relativ ähnlichen Ergebnissen. Es können somit ähnliche (positive) Schlüsse über die Validität der Befolungsquote als korrektes Maß für CG gezogen werden, wie über die Risikofaktoren, die in Abschnitt 3.10.1 betrachtet werden.

Die Messung der Güte oder Qualität der CG mit der Befolgung der Empfehlungen des DCGK erfolgt insofern eingeschränkt, als dass im DCGK die Möglichkeit des (begründeten) Abweichens explizit vorgesehen ist. Ökonomisch betrachtet ist ein Abweichen von einer Empfehlung dann sinnvoll, wenn durch die Befolgung die negativen Effekte auf den Unternehmenswert die positiven überwiegen. Der DCGK kann als Bündel von Empfehlungen verstanden werden, deren Umsetzung im Allgemeinen sinnvoll ist, was sich u. a. an der hohen Befolungsquote zeigt.³¹¹ Aus ökonometrischer Sicht ist die Befolgung der Empfehlungen des DCGK eine unscharfe Messung der Güte der CG: Unternehmen wird auch in den Monaten, in denen sinnvollerweise von Empfehlungen abgewichen wird, ein niedrigeres CG-Rating zugeordnet.³¹² Den

³¹¹ Vgl. Abschnitt 4.8 mit einem arithmetischen Mittel der Befolgung von 95,08 % für die eigene Stichprobe.

³¹² Die Herausforderung, unbeobachtbare Größen zu messen, besteht bspw. auch im Hinblick auf die Qualität von Abschlussprüfungen. Vgl. Hecker et al. (2006), S. 3, die auf die häufige Annahme in empirischen Arbeiten hinweisen, dass die Qualität der Abschlussprüfungen der größten Wirtschaftsprüfungsgesellschaften besser ist als die kleiner Gesellschaften.

Auswirkungen der unscharfen Messung wird mit einer umfangreichen Stichprobe entgegengewirkt, in der sich „Fehlmessungen“ gegenseitig aufheben können.³¹³ Ferner gibt es keine Anhaltspunkte für eine systematische Verzerrung, also für eine durchgehend zu positive oder negative Abbildung der Qualität der CG durch die Befolungsquote.

4.6.2 Return- und Cashflow-News

In Abschnitt 2.5 wird herausgearbeitet, warum in einem Regressionsmodell die gleichzeitige Verwendung von i_ekk_t und $(i_ekk_{t+1} - i_ekk_t)$ nur eingeschränkte Erkenntnisse darüber liefert, welchen Einfluss die Veränderung der iEKK in Form von Return-News auf die realisierte Rendite hat. In Abschnitt 2.6 wird weiter die Verwendung von i_ekk_{t+1} als Kontrollvariable für die Return-News begründet. Abweichend vom bisherigen Vorgehen werden in Kapitel 4 die Return-News als abhängige, zu erklärende Variable mit der Veränderung der iEKK nach Gebhardt et al. (2001) gemessen:³¹⁴

$$(84) \quad r_neu_{t+1} = i_ekk_{gls,t+1} - i_ekk_{gls,t}$$

Es wird die in (84) dargestellte Veränderung der iEKK genutzt, da Interpretationsprobleme durch Interaktionseffekte mit dem in Gleichung (83) skizzierten Untersuchungsdesign ausgeschlossen sind: Die iEKK im Zeitpunkt t (i_ekk_t) und die Veränderung der iEKK zwischen t und $t+1$ ($i_ekk_{t+1} - i_ekk_t$) treten anders als in Kapitel 3 nicht gemeinsam als erklärende Variablen auf der rechten Seite der Regressionsgleichung auf.

$i_ekk_{gls,t}$ ist nach der Untersuchung in Kapitel 3 die iEKK-Variante, die den stärksten Zusammenhang mit den realisierten Renditen aufweist. Auch werden für $i_ekk_{gls,t}$ die meisten Beobachtungen nach $i_ekk_{pe,t}$ und $i_ekk_{gor,t}$ in den unbeschränkten Stichproben gemacht. $i_ekk_{pe,t}$ weist den Nachteil auf, dass in den Robustheitstests zur Validität der iEKK mit ein- und zweidimensional geclusterten Standardfehlern nicht signifikante Zusammenhänge mit den realisierten Renditen festgestellt werden, was gegen die vollumfängliche Validität dieser iEKK-Variante spricht. Die Return-News werden mit der Veränderung von $i_ekk_{gls,t}$ gemessen, weil $i_ekk_{gls,t}$ einen stärkeren Zusammenhang mit den realisierten Renditen als $i_ekk_{gor,t}$ aufweist und nur minimal weniger Beobachtungen in den unbeschränkten Stichproben (-247 Stück; -0,82 %) gemacht werden.³¹⁵ Es werden korrespondierend zur Bestimmung der Cashflow-News die iEKK am Tag der zwölften Folge-Aktualisierung genutzt, um die Return-News

³¹³ Vgl. dazu den Abschnitt 4.7.

³¹⁴ Vgl. Gebhardt et al. (2001).

³¹⁵ Vgl. 3.9 und Tabelle 53 im Anhang (Abschnitt 6.6).

zu berechnen. Die Return-News beziehen sich somit nicht zwingend auf einen Einjahreszeitraum.³¹⁶

Die Ermittlung der Cashflow-News erfolgt wie in 3.5.6 beschrieben.

4.6.3 Restliche Variablen

Die Befolgung der Empfehlungen des DCGK ist die zentrale erklärende (und zu untersuchende) Variable in diesem Kapitel. Als CG-Kontrollvariable wird der größte Stimmrechtsanteil einer Aktionärin verwendet, um auf die disziplinierende Wirkung einer Großaktionärin zu kontrollieren. Großaktionärinnen haben größere ökonomische Anreize, das Management eines Unternehmens zu kontrollieren, weil sie einen größeren Teil der Erträge aus der Kontrolltätigkeit internalisieren und somit eine mögliche Unterinvestition in Kontrolle vermieden wird.³¹⁷

Die Daten zu den Stimmrechtsanteilen werden von der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht auf Monatsbasis zur Verfügung gestellt. Die Bundesanstalt führt eine Datenbank zu Stimmrechtsanteilen, die ihr nach §§ 33, 38 oder 39 WpHG mitzuteilen und nach § 40 WpHG öffentlich zu machen sind. Im Untersuchungszeitraum wurden 2007 mit dem Transparenzrichtlinie-Umsetzungsgesetz vom 05.01.2007 die Schwellenwerte 3 %, 15 %, 20 % und 30 % eingefügt. Um die Daten über den gesamten Untersuchungszeitraum zu vereinheitlichen, wird die Variable $vote_t$ für Datenbankwerte kleiner 5 % deshalb auf null gesetzt. Für Datenbankwerte größer/gleich 5 % nimmt $vote_t$ den Wert 5 % an. Dasselbe Vorgehen wird entsprechend bei den bereits vor 2007 geltenden Schwellenwerten von 10 %, 25 %, 50 % und 75 % angewendet, so dass die Variable $vote_t$ sechs Ausprägungen annimmt. Liegen in einem Monat keine Datenbankwerte zu den Stimmrechtsanteilen an einem Unternehmen vor, nimmt $vote_t$ ebenfalls einen Wert von null an. Stimmrechtsanteile, die die Unternehmen selbst halten, bleiben unberücksichtigt.

Die Charakteristika der Median-Analystenprognosen, die mittel- und unmittelbar in die Return- und Cashflow-News einfließen, werden mit fünf Variablen berücksichtigt. Die ersten drei sind die aus Kapitel 3 bekannten Standardabweichungen der Gewinnschätzungen $nstd1_t$, $nstd2_t$ und $nstd3_t$, jeweils relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals. Als erste neue Variable wird mit $\#anlst_t$ die Anzahl der Analysten, die für den nächsten zu veröffentlichenden Gewinn Prognosen abgeben, aufgenommen. Die zweite neue Variable ist der

³¹⁶ Vgl. 3.6.

³¹⁷ Vgl. Jahn et al. (2011), S. 68, die eine Wechselwirkung zwischen Streubesitz, Befolgung der Empfehlungen des DCGK und der realisierten Rendite beobachten, und Kerl und Ohlert (2015), S. 108-110, die einen positiven Einfluss der Beteiligungsquote institutioneller Investoren auf die Prognoseperformance von Analysten feststellen.

Zeithorizont in Tagen bis zur Veröffentlichung des nächsten Jahresabschlusses, $horizn_t$. Die Variable gibt damit den zeitlichen Versatz zwischen Analystenschätzung und Realisation in cf_n1_{t+1} wieder.³¹⁸ Für die beiden anderen Cashflow-News werden keine zusätzlichen Variablen in die Stichprobe aufgenommen, weil sie sich ganz überwiegend bzw. ausschließlich aus Anpassungen von Analystenschätzungen ergeben. Die Anpassungen werden ungefähr ein Jahr (genau: zwölf Analystenschätzungen) später vorgenommen.³¹⁹

Als Kontrollvariablen für die Eigenschaften der Unternehmen werden die Risikofaktoren $beta_t$, std_resi_t , lev_t und mv_t aus Kapitel 3 genutzt. Mit $beta_t$ wird das systematische Risiko einer Aktie gemessen, das angibt, wie stark die Renditen der Aktie durch die Renditen des Gesamtmarktes erklärt werden. std_resi_t gibt dagegen das unsystematische Risiko wieder. Die Variable lev_t ist der Verschuldungsgrad gemessen mit bilanziellen Größen und mv_t die Marktkapitalisierung.³²⁰ Die Risikofaktoren werden aufgenommen, weil die multivariate Untersuchung in 3.10.1.3 auf eine korrekte Spezifikation im Sinne eines signifikanten Zusammenhangs mit den iEKK, insbesondere von lev_t und mv_t , schließen lässt.³²¹

Als zusätzliche Variablen zur Berücksichtigung der Firmencharakteristika kommen $finc$ und dax_t hinzu. $finc$ ist eine dichotome und zeitkonstante Dummy-Variable, die einen Wert von eins annimmt, wenn ein Unternehmen der Finanzbranche angehört, andernfalls null. Die Abgrenzung wird wie in den Robustheitstests in 3.9 und 3.10.1.3 mit den Branchen Nr. 44 (Banking), Nr. 45 (Insurance) und Nr. 47 (Trading) von Fama und French (1997) vorgenommen.³²² dax_t ist gleichfalls eine Dummy-Variable, die aber anders als $finc$ zeitvariant ist. dax_t nimmt einen Wert von eins an, wenn ein Unternehmen am Ende des Monats vor dem Zeitpunkt t Mitglied im DAX Aktienindex war, andernfalls null.³²³ Für die Bestimmung der Mitgliedschaft im DAX Aktienindex werden die Datastream Datenreihen LDAXINDX1202 bis LDAXINDX0514 mit den Items ISIN und ECNAME genutzt.³²⁴

³¹⁸ Vgl. Byard et al. (2006), S. 616f, die ebenfalls den Prognosehorizont, die Anzahl der das Unternehmen beobachtenden Analysten und die Standardabweichung der Gewinnprognosen als Kontrollvariablen aufnehmen.

³¹⁹ Vgl. 3.6 zur Wahl der Beobachtungszeitpunkte und zum zeitlichen Abstand zwischen ihnen.

³²⁰ Vgl. 3.5.5 für eine ausführliche Beschreibung der Variablen.

³²¹ Vgl. Mao und Wei (2018), S. 37f, die auch den Beta-Faktor und das idiosynkratische Risiko als erklärende Variablen für die Return- und Cashflow-News nutzen.

³²² $finc$ wird in einigen Robustheitstests und weiteren Analysen in 4.10.3 ausgeschlossen, wenn Unternehmens-Dummy-Variablen zum Einsatz kommen.

³²³ Mit null wird somit die Nichtzugehörigkeit zum Aktienindex DAX angezeigt. Dies trifft auf die Unternehmen im Aktienindex MDAX zu, aber auch auf die Unternehmen, die anderen oder keinen Indizes angehörten, bevor sie in den DAX oder MDAX aufgenommen wurden.

³²⁴ Die beiden letzten Ziffern des Datenreihen-Kürzels geben das Jahr an, die beiden Ziffern davor den Monat. LDAXINDX0514 gibt dementsprechend die Zusammensetzung Ende Mai 2014 an, die für den Beobachtungsmonat Juni 2014 genutzt wird. Die Mitgliedschaft der LANXESS AG zum Aktienindex DAX als Ausgründung der Bayer AG im Monat Januar 2005 wird nicht berücksichtigt.

Es wird davon ausgegangen, dass der größte Stimmrechtsanteil ($vote_t$) dieselbe Richtungswirkung auf die Return- und Cashflow-News hat wie die Befolgung der Empfehlungen des DCGK (cg_t). Die zweite und dritte Spalte der Tabelle 26, die einen Überblick über die erwarteten Zusammenhänge zwischen den unveränderten und absoluten Return- und Cashflow-News und den erklärenden (Kontroll-)Variablen gibt, sind somit jeweils identisch mit der zweiten Spalte der Tabelle 25.

Für die absoluten Return- und Cashflow-News als Maße für die mit einer Investition in ein Unternehmen verbundene Unsicherheit gemäß der Hypothesen H III und H IV wird ein positiver/negativer Zusammenhang mit Variablen angenommen, die mit höheren Werten eine größere bzw. eine kleinere Unsicherheit anzeigen. So wird ein positiver Zusammenhang mit $nstd1_t$, $nstd2_t$ und $nstd3_t$ als plausibel angesehen: Eine ex ante größere Unsicherheit über zukünftige Gewinne führt zu ex post weniger präzisen Schätzungen über zukünftige Gewinne und damit über zukünftige iEKK. Der angenommene positive Zusammenhang wird in Tabelle 26 mit einem + angezeigt. Es werden für Unternehmen, die mit höheren Werten von $\#anlst_t$ von mehr Analysten beobachtet werden, tendenziell treffsicherere Gewinnprognosen erwartet, die wiederum zu kleineren absoluten Return- und Cashflow-News führen. Der angenommene negative Zusammenhang wird mit einem – angezeigt. Ein positiver Einfluss des Prognosehorizonts $horizn_t$ auf die absoluten Return- und Cashflow-News erscheint naheliegend, weil mit zunehmendem Abstand zwischen Prognose und Realisation die Unsicherheit über die Prognose zunimmt. Für ex ante riskantere Aktien mit einem höheren systematischen ($beta_t$) und unsystematischen (std_resi_t) Risiko werden ex post größere absolute Return- und Cashflow-News erwartet. Unternehmen mit höheren Verschuldungsgraden und höheren Werten von lev_t sind als riskantere Investitionsobjekte anzusehen als weniger stark verschuldete Unternehmen, so dass ein positiver Zusammenhang mit den absoluten Return- und Cashflow-News anzunehmen ist.³²⁵ Die Marktkapitalisierung mv_t kann als ein Surrogat für die Versorgung der Kapitalmarktteilnehmer mit Informationen angesehen werden. Eine bessere Informationsversorgung führt zu einer geringeren Unsicherheit über die Einschätzung eines Unternehmens und damit zu kleineren absoluten Return- und Cashflow-News. Finanzunternehmen werden über ihren hohen Verschuldungsgrad hinaus aufgrund der weltweiten Finanzkrise in den Jahren 2007/2008, die innerhalb des Untersuchungszeitraums liegt, als riskantere Unternehmen angesehen. Für die Eigenschaft als Finanzunternehmen ($finc$) wird wegen des angenommenen höheren Risikos ein positiver Zusammenhang mit den absoluten Return- und Cashflow-News unterstellt. Die

³²⁵ Vgl. Drukarczyk und Schüler (2016), S. 85f.

Mitgliedsunternehmen des Aktienindex DAX (dax_t) können als die deutschen börsennotierten Unternehmen angesehen werden, die am stärksten im Fokus der Öffentlichkeit stehen.³²⁶ Für intensiv beobachtete Unternehmen ist davon auszugehen, dass den Kapitalmarktteilnehmern mehr Informationen zur Verfügung stehen, was einen negativen Effekt auf die absoluten Return- und Cashflow-News nach sich zieht. dax_t ist damit neben mv_t das zweite Surrogat für die Informationsversorgung.

Für die unveränderten Return- und Cashflow-News in den Zeilen eins und drei werden über die abhängigen Variablen abgesehen von cg_t und $vote_t$ keine Erwartungen gebildet, was mit einem Fragezeichen (?) angegeben wird. Der Grund dafür ist, dass keine Aussagen darüber möglich sind, ob vergleichbar mit cg_t und $vote_t$ vor dem Hintergrund der Hypothesen H I und H II stärkere Ausprägungen der Variablen eher zu größeren Cashflow- und kleineren Return-News führen und damit den Unternehmenswert erhöhen oder umgekehrt. Es werden dieselben Kontrollvariablen wie für die absoluten Return- und Cashflow-News verwendet, um eine große Bandbreite an möglichen Einflussfaktoren zu berücksichtigen und um die Ergebnisse zueinander ins Verhältnis setzen zu können.

Tabelle 26: Übersicht angenommener Zusammenhänge zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen

	cg_t	$vote_t$	$nstd_t$	$\#anlst_t$	$horizn_t$	$beta_t$	std_resi_t	lev_t	mv_t	$finc$	dax_t
cf_n_{t+1}	+	+	?	?	?	?	?	?	?	?	?
$ cf_n_{t+1} $	-	-	+	-	+	+	+	+	-	+	-
r_n_{t+1}	-	-	?	?	?	?	?	?	?	?	?
$ r_n_{t+1} $	-	-	+	-	+	+	+	+	-	+	-

cf_n_{t+1} steht hier stellvertretend für die drei verwendeten Cashflow-News-Variablen und $nstd_t$ für die drei verwendeten Standardabweichungen der Gewinne. + gibt einen erwarteten positiven Koeffizienten und - einen erwarteten negativen Koeffizienten an. Ein ? zeigt an, dass keine Erwartung gebildet wird.

4.7 Genese der Stichprobe

Ausgangspunkt der Untersuchung ist die Erfassung der Befolungsquoten der Unternehmen, die per Ende Juni 2014 den Aktienindizes DAX und MDAX angehörten. Ende Juni 2014 umfassten die Aktienindizes DAX 30 und MDAX 50 Unternehmen. Drei Unternehmen werden ausgeschlossen, weil sich ihr Firmensitz im Ausland befindet. Für zwei Unternehmen liegen zu keinem Zeitpunkt vollständige Sätze an Beobachtungen vor, so dass die Stichprobe 75 Unternehmen umfasst. Die fünf ausgeschlossenen Unternehmen gehörten Ende Juni 2014 dem Aktienindex MDAX an.

³²⁶ Vgl. Deutsche Bundesbank (2014), S. 19 zum Aktienindex DAX als deutschen „Leitindex“.

Der Beobachtungszeitraum erstreckt sich über 138 Monate von Januar 2003 bis Juni 2014. Für die 75 Unternehmen liegen über die 138 Monate insgesamt 8.394 Unternehmensmonate mit vollständigen Sätzen an Beobachtungen vor.³²⁷ Die Stichprobe ist damit deutlich umfangreicher als die von Jahn et al. (2011), Kaspereit et al. (2015) oder Kaspereit et al. (2017), wobei einschränkend festzuhalten ist, dass in allen genannten Studien Unternehmensjahre und nicht Monate untersucht werden. Die in der vorliegenden Arbeit genutzte Stichprobe zeichnet sich somit durch eine häufigere, weil monatliche Beobachtung einer kleineren Anzahl von Unternehmen aus, mit der unterjährige Veränderungen durch neue Fassungen des DCGK oder zeitlich begrenzte Abweichungen berücksichtigt werden.³²⁸

Ein Ausschluss auf Grundlage einer Mindestanzahl an Beobachtungen zu einem Zeitpunkt erfolgt ebenso wenig wie der Ausschluss ganzer Zeitpunkte wegen fehlender Vor- oder Nachfolgebeobachtungen. Zu jedem Zeitpunkt liegen mehr als die in Kapitel 3 geforderten 20 Beobachtungen vor. Zeitpunkte, die weder direkte Vor- noch Nachfolgebeobachtungen haben, treten in der Stichprobe nicht auf.

4.8 Deskriptive Statistik

In Tabelle 27 finden sich Maßzahlen, mit denen die Stichprobe beschrieben wird. Über den Untersuchungszeitraum werden im Durchschnitt negative Return-News mit einem Median von -0,30 % beobachtet. Negative Return-News wirken sich positiv auf den Aktienkurs aus. Die zukünftigen Ausprägungen der Größe iEKK werden somit zu pessimistisch, also zu hoch eingeschätzt. In Abbildung 13 ist das Histogramm der Return-News abgebildet, das auf eine relativ symmetrische Verteilung schließen lässt. Extreme Ausschläge sind gemessen mit dem 1 %- bzw. 99 %-Quantil die Ausnahme, was sich auch im Histogramm widerspiegelt. Der Median der absoluten Return-News zeigt ferner an, dass es eine durchschnittliche absolute Abweichung der zukünftigen von den gegenwärtigen iEKK, gemessen jeweils mit $i_ekk_{gls,t}$, von 1,09 % gibt.

³²⁷ Wenn nicht anders angegeben, wird in diesem Kapitel diese Stichprobe verwendet.

³²⁸ Vgl. Jahn et al. (2011), S. 65 mit 1.619 Unternehmensjahren, Kaspereit et al. (2015), S. 350 mit 1.294 jährlichen Beobachtungen für die Stichprobe von iEKK aus Analystenprognosen sowie Kaspereit et al. (2017), S. 169, die 2.379 Unternehmensjahre untersuchen. Für einen Größenvergleich der Stichproben kann der Monat Juni, der sich durch die meisten jährlichen Beobachtungen auszeichnet, mit 767 Unternehmensjahren herangezogen werden.

Tabelle 27: Deskriptive Statistik: Return- und Cashflow-News, die Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes sowie weitere erklärende Variablen

Panel A: Return- und Cashflow-News, Befolungsquote und größte Stimmrechtsanteile

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $	cg_t	$vote_t$
Mittel	-0,18	-0,31	-0,85	-0,43	1,74	2,82	3,49	2,92	95,08	21,27
Median	-0,30	0,08	-0,33	-0,16	1,09	1,28	1,77	1,72	96,43	10,00
Std	3,45	5,58	6,21	5,01	2,99	4,83	5,21	4,10	5,08	20,46
Min	-112,98	-50,61	-59,68	-61,40	0,00	0,00	0,00	0,00	67,11	0,00
Max	112,85	59,50	78,73	96,20	112,98	59,50	78,73	96,20	100,00	75,00
0,01	-7,75	-22,45	-20,74	-13,66	0,02	0,00	0,00	0,00	77,14	0,00
0,25	-1,27	-1,19	-2,41	-2,12	0,50	0,48	0,76	0,76	92,38	5,00
0,75	0,82	1,34	1,24	1,41	2,15	3,09	4,19	3,57	98,96	25,00
0,99	8,17	12,42	13,69	11,67	10,19	27,53	24,35	15,92	100,00	75,00

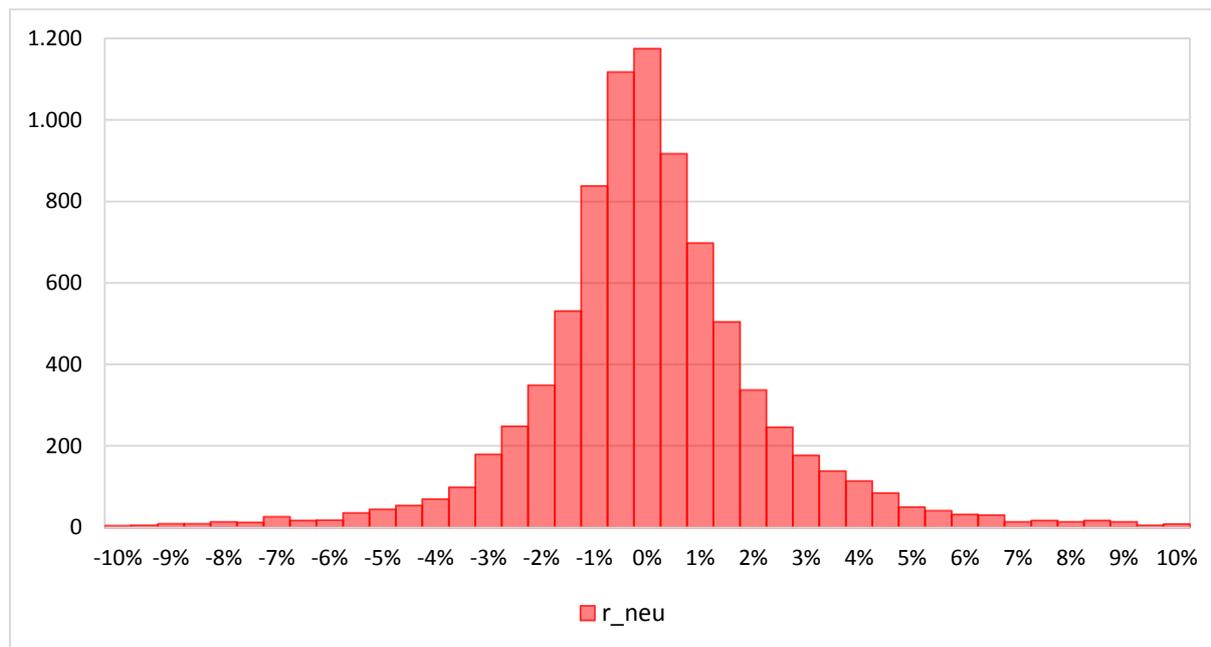
Panel B: Weitere erklärende Variablen für die Eigenschaften der Analystenprognosen und Unternehmenscharakteristika

	$nstd1_t$	$nstd2_t$	$nstd3_t$	$\#anlst_t$	$horizn_t$	$beta_t$	std_resi_t	lev_t	mv_t	$finc$	dax_t
Mittel	1,64	1,68	1,84	21,29	185,61	0,95	3,75	159,03	11.545,03	0,11	0,43
Median	1,24	1,40	1,54	21,00	188,00	0,92	3,46	75,26	3.975,94	0,00	0,00
Std	1,78	1,52	2,14	8,53	103,15	0,39	1,44	313,71	16.682,32	0,31	0,49
Min	0,00	0,12	0,00	2,00	0,00	0,03	1,39	0,04	15,19	0,00	0,00
Max	34,27	72,17	157,90	43,00	371,00	2,23	11,98	2.587,11	98.167,06	1,00	1,00
0,01	0,25	0,38	0,38	4,00	5,00	0,22	1,71	0,54	219,35	0,00	0,00
0,25	0,78	0,95	1,06	15,00	97,00	0,66	2,79	40,12	1.538,10	0,00	0,00
0,75	1,88	2,03	2,24	28,00	273,00	1,22	4,36	136,90	13.194,51	0,00	1,00
0,99	8,52	5,83	6,17	39,00	364,00	1,85	9,43	1.966,69	71.800,54	1,00	1,00

Mittel: arithmetisches Mittel. Min: Minimum. Max: Maximum. Std: Standardabweichung. 0,01: 1 %-Quantil. 0,25: 25 %-Quantil. 0,75: 75 %-Quantil. 0,99: 99 %-Quantil. mv_t in Mio. €. Alle anderen Variablen bis auf $\#anlst_t$, $horizn_t$, $beta_t$, $finc$ und dax_t in %.

cf_n1_{t+1} zeichnet sich dadurch aus, dass die Variable einen positiven Median aufweist; die prognostizierten Gewinne also von den Realisationen, gemessen mit diesem Mittelwert, übertroffen werden. Bei der Betrachtung der arithmetischen Mittel von cf_n1_{t+1} bis cf_n3_{t+1} zeigen sich jedoch wie in Kapitel 3 durchschnittlich negative News. Sowohl bei den unveränderten als auch den absoluten Varianten der Cashflow-News werden für cf_n2_{t+1} die größten Abweichungen zwischen Erwartungen und Realisationen beobachtet.³²⁹

Abbildung 13: Histogramm der Return-News

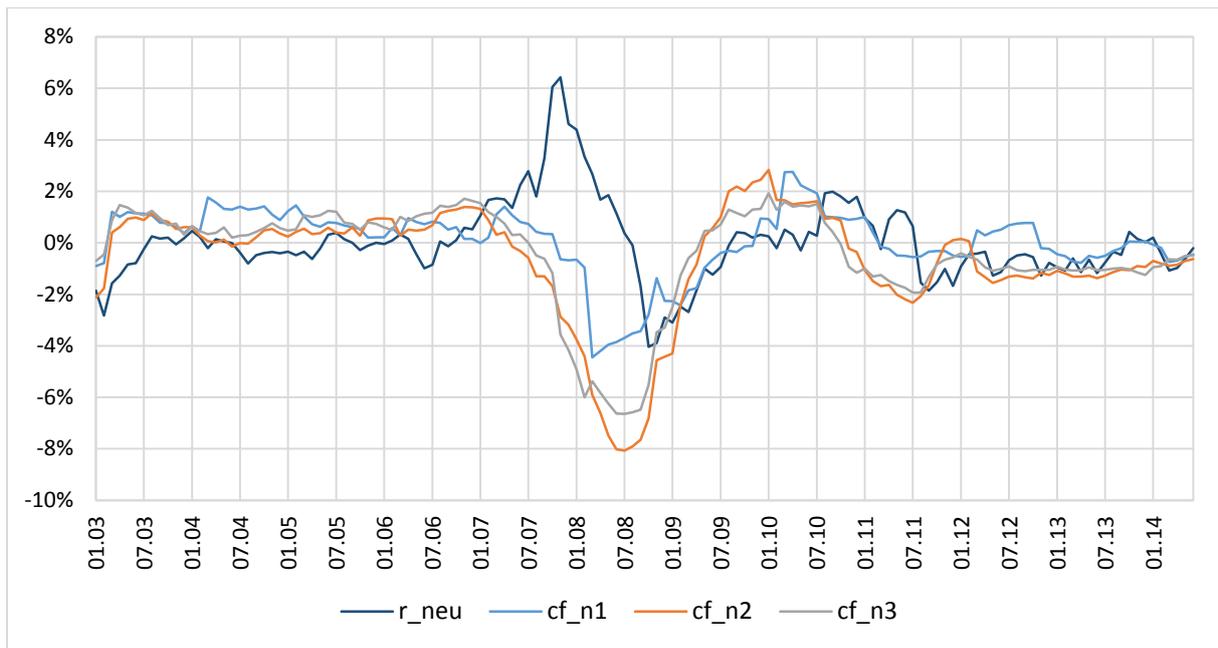


r_neu bezieht sich auf r_neu_{t+1} . Auf der Abszisse sind die Obergrenzen der 0,5 %-Intervalle und auf der Ordinate die absoluten Häufigkeiten angegeben. Es werden Return-News kleiner -10,50 % und größer 10 % ausgeschlossen. Dadurch werden 84 Beobachtungen nicht dargestellt. Für die Intervalle gilt: Untergrenze < x <= Obergrenze.

In Abbildung 14 wird der Verlauf der Cashflow- und Return-News für den Untersuchungszeitraum dargestellt. Ähnlich wie in den Abbildungen 3, 5 oder 6 zeichnen sich deutlich die Auswirkung der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 an negativen Cashflow- und positiven Return-News ab, die beide wertmindernd sind. Ab Mitte 2008 kann eine Periode negativer Return-News beobachtet werden. Dies deutet auf eine zu konservative Einschätzung der Entwicklung der iEKK in Folge der Finanzkrise hin.

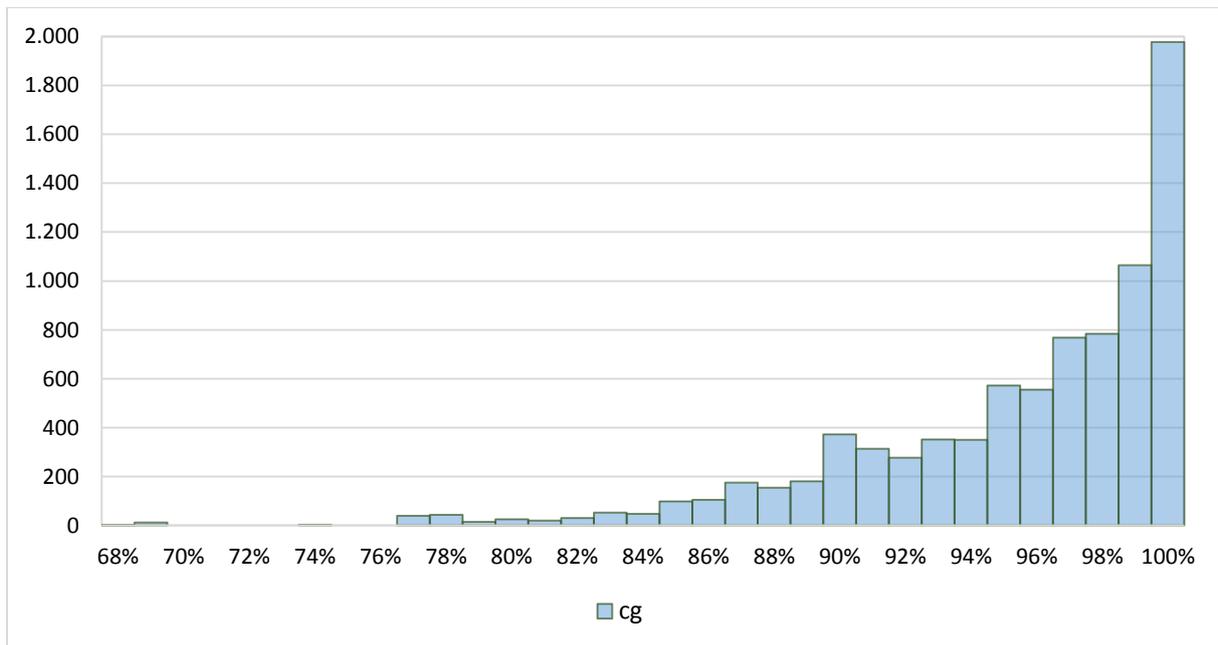
³²⁹ 99,07 % der Beobachtungen von cf_n1_{t+1} beruhen auf dem Unterschied zwischen Analystenprognosen und realisierten Gewinnen. Für cf_n2_{t+1} gilt dies nur für 1,37 % der Beobachtungen. Per Konstruktion bezieht sich cf_n3_{t+1} ausschließlich auf Anpassungen der Analystenschätzungen. 15,02 % der Beobachtungen von cf_n1_{t+1} ergeben sich zudem aus historischen Schätzungen.

Abbildung 14: Return- und Cashflow-News im Zeitverlauf



r_neu bezieht sich auf r_neu_{t+1} , cf_n1 auf cf_n1_{t+1} , cf_n2 auf cf_n2_{t+1} und cf_n3 auf cf_n3_{t+1} . Es werden je Zeitpunkt marktgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen dargestellt.

Abbildung 15: Histogramm der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

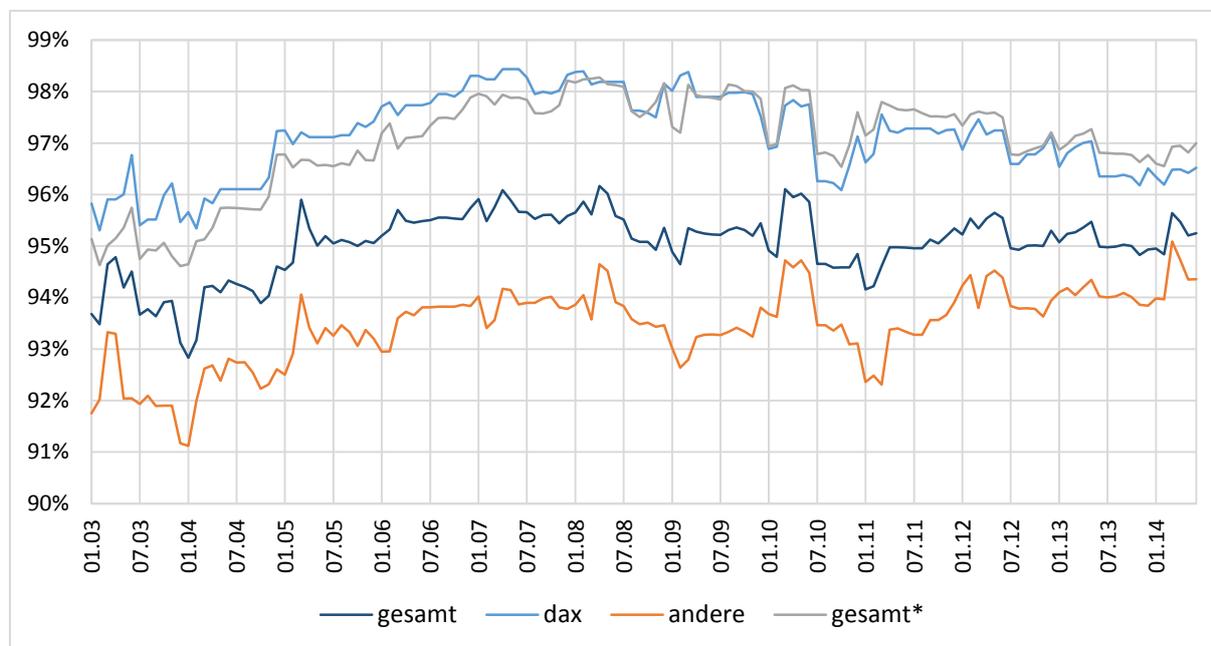


cg bezieht sich auf cg_t . Auf der Abszisse sind die Obergrenzen der 1 %-Intervalle der Befolgung der Empfehlungen des DCGK und auf der Ordinate die absoluten Häufigkeiten angegeben. Für die Intervalle gilt: Untergrenze < x <= Obergrenze.

Wie in anderen Untersuchungen der Empfehlungen des DCGK werden auch in der vorliegenden Arbeit hohe Befolgungsquoten beobachtet: 95,08 % (arithmetisches Mittel) bzw. 96,43 %

(Median) der Empfehlungen werden durchschnittlich befolgt.³³⁰ Die Befolungsquote von 100 % ist mit 1.910 Beobachtungen der Modus der Variable. Das Auftreten von sehr hohen Befolungsquoten kann auch am Histogramm in Abbildung 15 abgelesen werden. Die Befolgung der Empfehlungen des DCGK streut mit 5,08 % relativ gering um den Mittelwert.³³¹

Abbildung 16: Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes im Zeitverlauf



gesamt bezieht sich auf die gesamte Stichprobe, dax auf die Mitgliedsunternehmen des Aktienindex DAX und andere auf die Unternehmen, die zu einem Zeitpunkt nicht Mitglied im Aktienindex DAX waren. Es werden für die Datenreihen gesamt, dax und andere je Zeitpunkt gleichgewichtete Durchschnitte, also arithmetische Mittel der Beobachtungen von cg_t dargestellt. Für gesamt* werden marktwertgewichtete Durchschnitte dargestellt. Abbildung in Anlehnung an Beyenbach et al. (2017), S. 4.

Die zeitliche Entwicklung der Befolgung der Empfehlungen ist in Abbildung 16 abgetragen. DAX-Unternehmen befolgen durchschnittlich mehr Empfehlungen des DCGK als Unternehmen, die zu einem Zeitpunkt nicht Mitglied im Aktienindex DAX waren. Die höhere Marktkapitalisierung der DAX-Unternehmen wird an dem relativen Gleichlauf der durchschnittlichen Befolgung der DAX-Unternehmen bei einer Gleichgewichtung (dax) und der durchschnittlichen Befolgung aller Unternehmen bei einer Gewichtung mit der Marktkapitalisierung (gesamt*) deutlich. Auch wenn das Befolgungsniveau bereits zu Beginn des Untersuchungszeitraums Anfang 2003 hoch war, hat die durchschnittliche relative Befolgung der Empfehlungen im Lauf der Zeit zugenommen.³³² Der zu beobachtende Gleichlauf der Befolgung der DAX-

³³⁰ Vgl. bspw. Kaspereit et al. (2017), S. 170, die ein arithmetisches Mittel von 87 % beobachten, oder Rapp et al. (2011), S. 26 mit einem arithmetisches Mittel von 93,38 %.

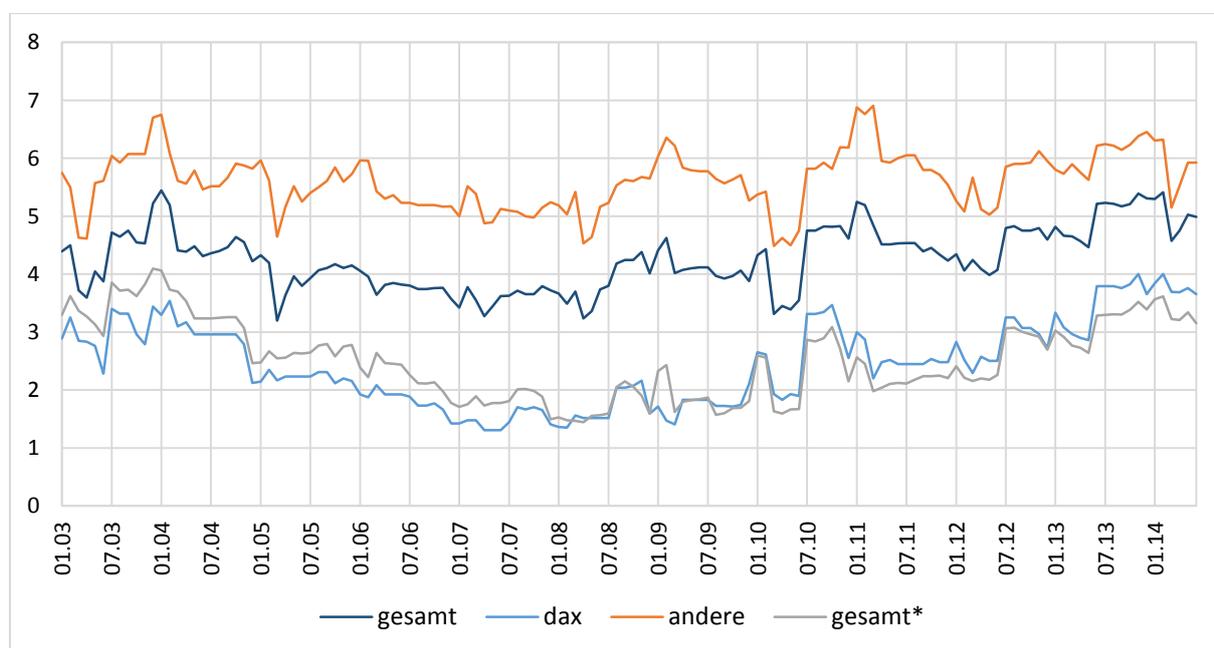
³³¹ Vgl. Bassen et al. (2006), S. 382f, die ebenfalls eine geringe Standardabweichung der Befolgungsquote in Höhe von 4,57 % beobachten. In der Studie von Kaspereit et al. (2017), S. 170 stellt sich eine höhere Standardabweichung von 8 % ein.

³³² Für die Mitgliedsunternehmen des Aktienindex DAX hat sich zwischen Januar 2003 und Juni 2014 das arithmetische Mittel der Befolgungsquote von 95,83 % auf 96,52 % erhöht. Für die anderen Unternehmen erhöhte sich im selben Zeitraum das arithmetische Mittel von 91,75 % auf 94,36 %.

Unternehmen bzw. der Unternehmen, die nicht dem Aktienindex DAX angehören, ergibt sich u. a. durch die unterschiedlichen Fassungen des DCGK.

Abbildung 17 stellt als Variante von Abbildung 16 die durchschnittliche Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen dar. Diese Darstellung hat den Vorteil, dass sie unabhängig von der Anzahl der Empfehlungen in den DCGK-Fassungen ist. Neue oder wegfallende Empfehlungen beeinflussen ungeachtet dessen auch in Abbildung 17 die Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des DCGK. Die Entwicklung in Abbildung 17 zeichnet mit einer leicht steigenden (dax) bzw. relativ konstanten (andere) durchschnittlichen Anzahl an nicht befolgten Empfehlungen ein etwas anderes Bild über die Qualität der CG als Abbildung 16.³³³

Abbildung 17: Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes im Zeitverlauf



gesamt bezieht sich auf die gesamte Stichprobe, dax auf die Mitgliedsunternehmen des Aktienindex DAX und andere auf die Unternehmen, die zu einem Zeitpunkt nicht Mitglied im Aktienindex DAX waren. Es werden für die Datenreihen gesamt, dax und andere je Zeitpunkt gleichgewichtete Durchschnitte, also arithmetische Mittel der jeweiligen Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des DCGK dargestellt. Für gesamt* werden marktwertgewichtete Durchschnitte dargestellt. Abbildung in Anlehnung an Beyenbach et al. (2017), S. 4.

In Tabelle 28 findet sich eine Übersicht mit der jeweils identifizierten Anzahl an Empfehlungen des DCGK in den Fassungen vom 07.11.2002 bis 24.06.2014. Im Laufe der Zeit hat sich die Anzahl der Empfehlungen von 67 um 56,72 % auf 105 erhöht.

³³³ Für die Mitgliedsunternehmen des Aktienindex DAX hat sich im Untersuchungszeitraum das arithmetische Mittel der Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen von 2,89 auf 3,66 erhöht. Für die anderen Unternehmen erhöhte sich im selben Zeitraum das arithmetische Mittel von 5,75 auf 5,93.

Tabelle 28: Anzahl der Empfehlungen der in die Untersuchung eingehenden Fassungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

Fassung DCGK	Anzahl Empfehlungen	Fassung DCGK	Anzahl Empfehlungen
07.11.2002	67	18.06.2009	84
21.05.2003	76	26.05.2010	90
02.06.2005	85	15.05.2012	96
12.06.2006	84	13.05.2013	105
14.06.2007	83	24.06.2014	105
06.06.2008	87		

Darstellung in Anlehnung an Kaspereit et al. (2017), S. 170.

In der überwiegenden Mehrheit der Unternehmensmonate werden Stimmrechtsanteile von 5 % und mehr beobachtet. Der Median der Variable $vote_t$ nimmt einen Wert von 10 % an, was bedeutet, dass der Stimmrechtsanteil von Großaktionärinnen durchschnittlich zwischen 10 % und 25 % liegt.

Ähnlich wie in Kapitel 3 nimmt die Unsicherheit über zukünftige Gewinne, gemessen mit $nstd1_t$ bis $nstd3_t$ mit dem Prognosehorizont zu. Am Minimalwert von $nstd2_t$ in Höhe von 0,12 % kann in Tabelle 27 abgelesen werden, dass es zu keinem Zeitpunkt in der Stichprobe übereinstimmende Analystenprognosen für den übernächsten zu veröffentlichenden Gewinn gibt. Bei $nstd1_t$ und $nstd3_t$ gibt es für neun bzw. fünf Unternehmensmonate jeweils übereinstimmende Prognosen und somit eine Standardabweichung der Prognosen von null.

Die Anzahl an Analysten, die für den nächsten zu veröffentlichenden Gewinn Prognosen abgeben ($\#anlst_t$), beläuft sich gemessen sowohl mit dem Median als auch mit dem (gerundeten) arithmetischen Mittel auf 21. Die Bedingung, dass mindestens zwei Gewinnprognosen vorliegen müssen, spiegelt sich am Minimum von zwei wider.³³⁴ Die cf_n1_{t+1} zugrundeliegenden Gewinnprognosen beziehen sich im (arithmetischen) Mittel auf Gewinne, die 185,61 Tage später veröffentlicht werden. Der Prognosehorizont $horizn_t$ von null Tagen ergibt sich aus dem in 3.9 beschriebenen Bestreben, auch Aktualisierungen historischer Schätzungen unmittelbar, das heißt weniger als einen Tag vor der Bekanntgabe des Jahresabschlusses, in die Untersuchung einfließen zu lassen.

Der Beta-Faktor $beta_t$ nimmt verglichen mit der größeren Stichprobe in Kapitel 3 höhere Werte an, während für das idiosynkratische Risiko std_resi_t geringere Werte beobachtet werden. Die Unternehmen haben eine Median-Marktkapitalisierung von knapp vier Milliarden €. Das arithmetische Mittel liegt bei 11,55 Mrd. €. Der durchschnittliche Verschuldungsgrad der

³³⁴ Vgl. 3.5.1.

untersuchten Unternehmen beläuft sich gemessen mit dem arithmetischen Mittel auf 159,03 %. Der Median liegt bei 75,26 %, womit das Verhältnis zwischen dem Median und dem arithmetischen Mittel kleiner ausfällt als in Kapitel 3.

11 % der Beobachtungen werden für Unternehmen der Finanzbranche gemacht und 43 % für Unternehmen, die im Untersuchungszeitraum dem Aktienindex DAX angehörten. Ein Anteil von 43 % liegt geringfügig über dem Anteil der DAX-Unternehmen per Ende Juni 2014, der sich auf 30/75 bzw. 40 % beläuft.³³⁵

4.9 Univariate Analyse

4.9.1 Korrelationsanalyse

In Tabelle 29 und den folgenden Tabellen sind die Korrelationskoeffizienten nach Pearson und Rangkorrelationen nach Spearman für die abhängigen Variablen der Return- und Cashflow-News abgetragen. Bei der Beschreibung der Zusammenhänge wird grundsätzlich auf den Korrelationskoeffizienten nach Pearson Bezug genommen, der sich oberhalb der Diagonalen findet. Die Rangkorrelationen nach Spearman befinden sich unterhalb der Diagonalen. Unterhalb der Koeffizienten finden sich jeweils p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null.

Tabelle 29: Korrelation der Return- und Cashflow-News untereinander

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}
r_neu_{t+1}		0,08 (0,00)	-0,01 (0,17)	-0,05 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,12 (0,00)		0,39 (0,00)	0,35 (0,00)
cf_n2_{t+1}	-0,02 (0,09)	0,50 (0,00)		0,85 (0,00)
cf_n3_{t+1}	-0,06 (0,00)	0,44 (0,00)	0,89 (0,00)	

Oberhalb der Diagonalen finden sich Korrelationskoeffizienten nach Pearson, unterhalb der Diagonalen Rangkorrelationen nach Spearman. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Die Return-News korrelieren positiv mit cf_n1_{t+1} und negativ mit cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} , wobei die Zusammenhänge wenig ausgeprägt sind. cf_n2_{t+1} weist zudem einen nicht signifikanten Korrelationskoeffizienten mit r_neu_{t+1} auf. Bezogen auf cf_n1_{t+1} werden somit positive und damit wertmindernde Return-News durch positive Cashflow-News tendenziell kompensiert, während bezogen auf cf_n3_{t+1} der Effekt eines Anstiegs der iEKK durch ein Absinken der langfristigen Cashflow-Erwartungen verstärkt wird. Mao und Wei (2016) beobach-

³³⁵ Vgl. zur vorangehenden Untersuchung der Validität der iEKK für die deskriptive Statistik der iEKK und Cashflow-News Abschnitt 3.7 und für die deskriptive Statistik der Risikofaktoren 3.10.1.1.

ten gleichfalls einen inversen und signifikanten Zusammenhang zwischen Return- und Cashflow-News.³³⁶ Die drei Cashflow-News korrelieren deutlich stärker untereinander. Insbesondere cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} weisen einen starken linearen und signifikanten Zusammenhang (Korrelationskoeffizient von 0,85) miteinander auf.

Die Korrelationen der absoluten Varianten der abhängigen Variablen werden in Tabelle 30 dargestellt. Die Return-News korrelieren anders als bei den unveränderten Varianten in Tabelle 29 mit allen Cashflow-News nun positiv und signifikant.

Tabelle 30: Korrelation der absoluten Return- und Cashflow-News untereinander

	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
$ r_neu_{t+1} $		0,08 (0,00)	0,19 (0,00)	0,19 (0,00)
$ cf_n1_{t+1} $	0,11 (0,00)		0,35 (0,00)	0,30 (0,00)
$ cf_n2_{t+1} $	0,20 (0,00)	0,39 (0,00)		0,79 (0,00)
$ cf_n3_{t+1} $	0,20 (0,00)	0,33 (0,00)	0,77 (0,00)	

Oberhalb der Diagonalen finden sich Korrelationskoeffizienten nach Pearson, unterhalb der Diagonalen Rangkorrelationen nach Spearman. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Die Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen können Tabelle 31 entnommen werden. Unternehmen, die von mehr Analysten beobachtet werden, die eine höhere Marktkapitalisierung aufweisen und die Mitgliedsunternehmen des Aktienindexes DAX sind, weisen jeweils höhere Befolgungsquoten cg_t auf. Die drei Variablen $\#anlst_t$, mv_t und dax_t weisen untereinander selbst Korrelationskoeffizienten zwischen 0,58 und 0,67 auf. Unternehmen der Finanzbranche und Unternehmen, deren Renditen stärker durch den Gesamtmarkt, gemessen mit $beta_t$, beeinflusst werden, weisen ebenfalls höhere Befolgungsquoten auf. Ein höheres idiosynkratisches Risiko std_resi_t geht mit einer geringeren Befolgungsquote einher. Zwischen dem größten Stimmrechtsanteil und der Befolgung der Empfehlungen des DCGK besteht ferner ein negativer Zusammenhang: Je größer der größte Stimmrechtsanteil einer Aktionärin, desto weniger Empfehlungen werden befolgt. Kaspereit et al. (2015) beobachten auch einen signifikant positiven Zusammenhang der Befolgungsquote mit dem Beta-Faktor bzw. einen signifikant negativen mit der höchsten Beteiligungsquote und dem idiosynkratischen Risiko.³³⁷

³³⁶ Vgl. Mao und Wei (2016), S. 2509f, die das Argument einer ausgleichenden Wirkung bei einer negativen Relation zwischen Return- und Cashflow-News vorbringen.

³³⁷ Vgl. Kaspereit et al. (2015), S. 359. Vgl. ebenso Kaspereit et al. (2017), S. 172 mit einem signifikant positiven Verhältnis zwischen Befolgungsquote und Beta-Faktor.

Tabelle 31: Korrelation der erklärenden Variablen untereinander

	cg_t	$vote_t$	$nstd1_t$	$nstd2_t$	$nstd3_t$	$\#anlst_t$	$horizn_t$	$beta_t$	std_resi_t	lev_t	mv_t	$finc$	dax_t
cg_t		-0,25 (0,00)	0,07 (0,00)	0,06 (0,00)	0,02 (0,07)	0,34 (0,00)	0,04 (0,00)	0,22 (0,00)	-0,17 (0,00)	0,08 (0,00)	0,28 (0,00)	0,16 (0,00)	0,35 (0,00)
$vote_t$	-0,25 (0,00)		-0,06 (0,00)	-0,03 (0,01)	0,00 (0,79)	-0,19 (0,00)	-0,02 (0,14)	-0,19 (0,00)	0,11 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,27 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,24 (0,00)
$nstd1_t$	0,11 (0,00)	-0,15 (0,00)		0,60 (0,00)	0,39 (0,00)	-0,09 (0,00)	0,01 (0,19)	0,21 (0,00)	0,36 (0,00)	0,05 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,03 (0,01)	-0,03 (0,02)
$nstd2_t$	0,10 (0,00)	-0,12 (0,00)	0,76 (0,00)		0,84 (0,00)	-0,06 (0,00)	0,04 (0,00)	0,24 (0,00)	0,38 (0,00)	0,00 (0,94)	-0,08 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,03 (0,00)
$nstd3_t$	0,04 (0,00)	-0,08 (0,00)	0,61 (0,00)	0,81 (0,00)		-0,05 (0,00)	0,03 (0,00)	0,17 (0,00)	0,28 (0,00)	-0,02 (0,07)	-0,06 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,03 (0,00)
$\#anlst_t$	0,37 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,03 (0,01)	-0,05 (0,00)	-0,04 (0,00)		0,07 (0,00)	0,18 (0,00)	-0,32 (0,00)	0,05 (0,00)	0,58 (0,00)	0,19 (0,00)	0,67 (0,00)
$horizn_t$	0,04 (0,00)	-0,01 (0,34)	0,08 (0,00)	0,06 (0,00)	0,03 (0,01)	0,07 (0,00)		0,03 (0,01)	0,00 (0,67)	0,00 (0,92)	0,03 (0,02)	0,01 (0,58)	0,03 (0,01)
$beta_t$	0,23 (0,00)	-0,23 (0,00)	0,24 (0,00)	0,30 (0,00)	0,28 (0,00)	0,20 (0,00)	0,03 (0,01)		0,36 (0,00)	0,25 (0,00)	0,09 (0,00)	0,21 (0,00)	0,13 (0,00)
std_resi_t	-0,26 (0,00)	0,14 (0,00)	0,25 (0,00)	0,33 (0,00)	0,31 (0,00)	-0,38 (0,00)	0,00 (0,86)	0,29 (0,00)		0,10 (0,00)	-0,39 (0,00)	-0,04 (0,00)	-0,32 (0,00)
lev_t	0,11 (0,00)	-0,12 (0,00)	0,13 (0,00)	0,06 (0,00)	0,01 (0,42)	0,06 (0,00)	0,00 (0,97)	0,16 (0,00)	0,09 (0,00)		0,08 (0,00)	0,58 (0,00)	0,16 (0,00)
mv_t	0,41 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,03 (0,02)	-0,09 (0,00)	-0,09 (0,00)	0,76 (0,00)	0,05 (0,00)	0,13 (0,00)	-0,56 (0,00)	0,10 (0,00)		0,14 (0,00)	0,62 (0,00)
$finc$	0,13 (0,00)	-0,11 (0,00)	0,01 (0,47)	-0,09 (0,00)	-0,14 (0,00)	0,18 (0,00)	0,01 (0,59)	0,20 (0,00)	-0,04 (0,00)	0,24 (0,00)	0,20 (0,00)		0,20 (0,00)
dax_t	0,38 (0,00)	-0,21 (0,00)	0,04 (0,00)	-0,01 (0,54)	-0,02 (0,03)	0,68 (0,00)	0,03 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,40 (0,00)	0,19 (0,00)	0,79 (0,00)	0,20 (0,00)	

Oberhalb der Diagonalen finden sich Korrelationskoeffizienten nach Pearson, unterhalb der Diagonalen Rangkorrelationen nach Spearman. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

Der größte Stimmrechtsanteil korreliert jeweils negativ mit $\#anlst_t$, mv_t und dax_t . Es können somit kleinere Stimmrechtsanteile bei größeren Unternehmen, bei Unternehmen, die von mehr Analysten beobachtet werden, sowie bei Mitgliedsunternehmen des Aktienindexes DAX beobachtet werden. Das systematische Risiko und der größte Stimmrechtsanteil weisen zudem einen negativen Zusammenhang auf. Kaspereit et al. (2015) stellen denselben Zusammenhang zwischen der höchsten Beteiligungsquote und dem Beta-Faktor fest.³³⁸

Eine größere Unsicherheit über die nächsten zu veröffentlichenden Gewinne in Form von $nstd1_t$ bis $nstd3_t$ geht mit Renditen einher, die stärker durch Bewegungen des Gesamtmarktes (β_t) und durch andere Faktoren (std_resi_t) beeinflusst werden.

Neben den bereits erwähnten Zusammenhängen kann festgestellt werden, dass Analysten eher Unternehmen beobachten, die der Finanzbranche angehören und deren Renditen stärker durch Bewegungen des Gesamtmarktes bzw. weniger durch andere Faktoren beeinflusst werden. Die neu aufgenommene Variable $horizn_t$ weist zwar mit einer Reihe anderer Variablen signifikante, aber nur relativ schwache Zusammenhänge auf.

Höhere Beta-Faktoren sind bei stärker verschuldeten Unternehmen (Korrelationskoeffizient 0,25) und Unternehmen der Finanzbranche (Korrelationskoeffizient 0,21) zu beobachten. Der positive Zusammenhang zwischen Verschuldungsgrad und Beta-Faktor ist deutlich ausgeprägter als in Kapitel 3. Die Korrelation zwischen Verschuldungsgrad und der Dummy-Variable für Finanzunternehmen ist wenig überraschend mit 0,58 relativ hoch. Das idiosynkratische Risiko sinkt mit der Marktkapitalisierung mv_t . Alle beschriebenen Zusammenhänge aus Tabelle 31 sind signifikant.

Informationen über die Korrelation zwischen den unveränderten News als den abhängigen und den erklärenden Variablen finden sich in Tabelle 32. Jeweils unter den Symbolen der in der ersten Spalte aufgeführten erklärenden Variablen ist der erwartete Zusammenhang mit den abhängigen Variablen der News aufgeführt.³³⁹

³³⁸ Vgl. Kaspereit et al. (2015), S. 359.

³³⁹ Gleiches gilt für Tabelle 33.

Tabelle 32: Korrelation der Return- und Cashflow-News mit der Befolungsquote und anderen abhängigen Variablen

	Korrelationskoeffizient nach Pearson				Rangkorrelation nach Spearman			
	$r_{neu_{t+1}}$	$cf_{n1_{t+1}}$	$cf_{n2_{t+1}}$	$cf_{n3_{t+1}}$	$r_{neu_{t+1}}$	$cf_{n1_{t+1}}$	$cf_{n2_{t+1}}$	$cf_{n3_{t+1}}$
cg_t	0,01	-0,03	-0,05	-0,03	0,04	0,00	-0,05	-0,07
- / +	(0,18)	(0,02)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,81)	(0,00)	(0,00)
$vote_t$	-0,03	0,06	0,06	0,04	-0,07	0,05	0,02	0,01
- / +	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,05)	(0,42)
$nstd1_t$	-0,09	-0,11	0,01	0,02	-0,04	-0,02	0,03	0,03
?	(0,00)	(0,00)	(0,35)	(0,04)	(0,00)	(0,03)	(0,00)	(0,01)
$nstd2_t$	-0,10	-0,16	-0,08	-0,09	-0,06	-0,04	0,00	-0,01
?	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,90)	(0,31)
$nstd3_t$	-0,05	-0,13	-0,09	-0,13	-0,05	-0,03	0,00	-0,01
?	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,01)	(0,75)	(0,45)
$\#anlst_t$	0,03	0,02	-0,06	-0,10	0,07	-0,02	-0,09	-0,14
?	(0,01)	(0,14)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,08)	(0,00)	(0,00)
$horizn_t$	-0,01	-0,03	0,00	0,01	-0,01	-0,03	-0,01	0,03
?	(0,28)	(0,00)	(0,74)	(0,28)	(0,50)	(0,00)	(0,64)	(0,02)
$beta_t$	0,02	-0,06	-0,06	-0,05	0,05	-0,04	-0,06	-0,09
?	(0,16)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
std_resi_t	-0,11	-0,15	0,01	0,03	-0,14	-0,06	0,02	0,04
?	(0,00)	(0,00)	(0,28)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,13)	(0,00)
lev_t	0,01	-0,04	-0,02	-0,02	-0,03	0,00	0,00	-0,03
?	(0,18)	(0,00)	(0,15)	(0,14)	(0,01)	(0,93)	(0,78)	(0,01)
mv_t	0,08	0,04	0,01	-0,03	0,16	0,05	-0,02	-0,08
?	(0,00)	(0,00)	(0,53)	(0,01)	(0,00)	(0,00)	(0,03)	(0,00)
$finc$	0,02	0,00	-0,01	-0,01	0,03	0,05	0,00	-0,01
?	(0,10)	(0,86)	(0,48)	(0,59)	(0,02)	(0,00)	(0,66)	(0,25)
dax_t	0,01	0,04	-0,02	-0,05	0,03	0,04	-0,02	-0,06
?	(0,26)	(0,00)	(0,08)	(0,00)	(0,02)	(0,00)	(0,11)	(0,00)

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. + gibt einen erwarteten positiven Zusammenhang und – einen erwarteten negativen Zusammenhang an. Ein ? zeigt an, dass keine Erwartung gebildet wird. Für cg_t und $vote_t$ wird jeweils ein negativer Zusammenhang mit $r_{neu_{t+1}}$ und ein positiver mit $cf_{n1_{t+1}}$ bis $cf_{n3_{t+1}}$ angenommen.

cg_t weist entgegen der Hypothese H II einen (schwach) positiven Zusammenhang mit den Return-News auf. Eine bessere CG im Sinne einer umfassenderen Befolgung der Empfehlungen des DCGK fällt ergo mit wertmindernden positiven Return-News zusammen. Der Zusammenhang ist signifikant/nicht signifikant, wenn die Rangkorrelation (0,04) bzw. der Korrelationskoeffizient (0,01) betrachtet wird. Für die drei Cashflow-News wird ein negativer und signifikanter Zusammenhang mit der Befolungsquote beobachtet, der Hypothese H I entgegensteht. Die Ausnahme stellt die Rangkorrelation zwischen $cf_{n1_{t+1}}$ und cg_t dar, die sich auf null beläuft.

Die zweite CG-Variable $vote_t$ weist jeweils den Erwartungen entsprechend mit den Return-News negative und mit den Cashflow-News positive Zusammenhänge auf, die jedoch mit maximal -0,07 relativ gering ausfallen. Abgesehen von der Rangkorrelation zwischen $cf_{n3_{t+1}}$ und $vote_t$ sind die Zusammenhänge signifikant unterschiedlich von null.

Für die restlichen erklärenden Variablen, mit denen auf die Eigenschaften der Prognosen und der Unternehmen kontrolliert wird, kann allgemein festgehalten werden, dass die Zusammenhänge mit den unveränderten Return- und Cashflow-News, unabhängig von der Messung mit dem Korrelationskoeffizienten oder der Rangkorrelation, gering ausfallen und die beiden Maße für den linearen Zusammenhang z. T. unterschiedliche Vorzeichen aufweisen und uneinheitlich signifikant sind. Aus diesem Grund wird im Folgenden nur auf die Zusammenhänge Bezug genommen, bei der die beiden Maße dasselbe Vorzeichen haben und jeweils signifikant unterschiedlich von null sind.

Es kann ein negativer Zusammenhang zwischen den Return-News sowie cf_n1_{t+1} und den Standardabweichungen der Gewinne ($nstd1_t$ bis $nstd3_t$) beobachtet werden. Für cf_n3_{t+1} und $nstd1_t$ stellt sich dagegen die umgekehrte Relation ein. Je mehr Analysten für ein Unternehmen in einem Monat Gewinnschätzungen abgeben, desto größer fällt r_neu_{t+1} und desto kleiner fallen cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} aus. Mit einem größeren zeitlichen Abstand zwischen Gewinnprognose und Realisation werden kleinere Cashflow-News (cf_n1_{t+1}) beobachtet. Der Beta-Faktor $beta_t$ und die drei Cashflow-News-Variablen stehen in einem negativen Verhältnis. Für das idiosynkratische Risiko werden wie für $nstd1_t$ negative Zusammenhänge mit r_neu_{t+1} und cf_n1_{t+1} , aber ein positiver mit cf_n3_{t+1} festgestellt. Für die Marktkapitalisierung zeigen sich umgekehrte Zusammenhänge: Größere Unternehmen weisen höhere Werte für r_neu_{t+1} und cf_n1_{t+1} , aber kleinere für cf_n3_{t+1} auf. Die Return-News korrelieren positiv mit der Eigenschaft als Finanzunternehmen ($finc$), wobei die Ursache in der Finanzkrise 2007/2008 liegen kann. Die zweite Variable, mit der die Informationsumgebung erfasst wird, dax_t , steht anders als mv_t lediglich mit cf_n1_{t+1} in einer positiven und mit cf_n3_{t+1} in einer negativen Beziehung. Für den Verschuldungsgrad lev_t werden keine übereinstimmenden (signifikanten) Maße des linearen Zusammenhangs beobachtet.

Tabelle 33 ist das Pendant zu Tabelle 32 mit absoluten Return- und Cashflow-News. Auch hier zeigen sich mit positiven Korrelationskoeffizienten zwischen den vier abhängigen Variablen und der Befolungsquote andere Zusammenhänge als angenommen und in den Hypothesen H III und H IV formuliert. Lediglich für $|cf_n1_{t+1}|$ und $|cf_n2_{t+1}|$ fallen die Korrelationskoeffizienten dabei signifikant aus. Werden Rangkorrelationen betrachtet, stellt sich ausschließlich für $|cf_n3_{t+1}|$ ein signifikanter Zusammenhang in der erwarteten negativen Wirkungsrichtung ein. Byard et al. (2006) beobachten einen signifikant negativen Korrelationskoeffizienten für eine der sieben verwendeten CG-Variablen und das Maß für die Analystengenauigkeit, das

die absolute Abweichung zwischen Prognose und Realisation misst und das mit den absoluten Cashflow-News vergleichbar ist.³⁴⁰

Für $vote_t$ kann ein signifikant negativer Korrelationskoeffizient (-0,02) mit $|cf_n2_{t+1}|$ bzw. jeweils signifikant negative Rangkorrelationen (-0,08 bzw. -0,06) mit $|cf_n2_{t+1}|$ und $|cf_n3_{t+1}|$ festgestellt werden, was mit den Erwartungen übereinstimmt.

Zwischen den Standardabweichungen der nächsten zu veröffentlichenden Gewinne ($nstd1_t$ bis $nstd3_t$) und den vier absoluten News-Variablen bestehen jeweils signifikant positive Zusammenhänge. Dies entspricht den in 4.6.3 zusammengefassten Erwartungen. Dieselbe Feststellung, dass sich signifikante Zusammenhänge in der erwarteten Wirkungsrichtung einstellen, kann über die Zusammenhänge zwischen den abhängigen Variablen und $\#anlst_t$, $beta_t$, std_resi_t , mv_t sowie dax_t gemacht werden. Für den Verschuldungsgrad ist einzig der Zusammenhang, jeweils gemessen mit dem Korrelationskoeffizienten und der Rangkorrelation, mit $|cf_n3_{t+1}|$ nicht signifikant. Hope (2003) macht mit jeweils signifikant positiven Zusammenhängen zwischen der Anzahl der Analysten und der Unternehmensgröße auf der einen und der absoluten Prognoseperformance auf der anderen Seite ähnliche Beobachtungen. Gantzhorn (2016) stellt jeweils eine signifikant geringere absolute Prognoseperformance der Analysten für Unternehmen mit höherem Beta-Faktor sowie für DAX-Unternehmen fest.³⁴¹

Der Zeithorizont der Gewinnprognosen $horizn_t$ weist lediglich mit $|cf_n1_{t+1}|$ sowohl einen signifikant positiven Korrelationskoeffizienten als auch eine signifikant positive Rangkorrelation auf, was den Erwartungen entspricht. Bezogen auf die restlichen Cashflow-News stellen sich uneinheitliche und/oder nicht signifikante Zusammenhänge ein. Mit den Return-News bestehen hingegen signifikant negative Zusammenhänge, was sich an dem Korrelationskoeffizienten in Höhe von -0,07 bzw. an der Rangkorrelation von -0,06 zeigt. Je weiter eine Prognose über den nächsten zu veröffentlichenden Gewinn in die Zukunft reicht, desto schlechter ist sie somit in dem Sinne, dass es größere absolute Abweichungen zwischen Prognose und Realisation gibt. Prognosehorizont und -fehler korrelieren auch bei Nowland (2008) signifikant positiv miteinander.³⁴²

³⁴⁰ Vgl. Byard et al. (2006), S. 620. Vgl. auch Hope (2003), S. 255 für eine jeweils signifikant positive Korrelation zwischen der absoluten Prognoseperformance von Analysten und den drei betrachteten CG-Variablen.

³⁴¹ Vgl. Hope (2003), S. 255 und Gantzhorn (2016), S. 265 mit Ergebnissen aus univariaten Regressionen. Vgl. auch Nowland (2008), S. 481 für vergleichbare und signifikante Ergebnisse im Hinblick auf die Standardabweichung der Gewinnprognosen, der Anzahl der Analysten, die für das Unternehmen Prognosen abgeben, und die Unternehmensgröße.

³⁴² Vgl. Nowland (2008), S. 481.

Tabelle 33: Korrelation der absoluten Return- und Cashflow-News mit der Befolgsquote und weiteren erklärenden Variablen

	Korrelationskoeffizient nach Pearson				Rangkorrelation nach Spearman			
	$ r_{neu_{t+1}} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $	$ r_{neu_{t+1}} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
<i>cg_t</i>	0,00	0,02	0,02	0,01	0,04	-0,01	-0,01	-0,03
–	(0,82)	(0,10)	(0,03)	(0,48)	(0,00)	(0,53)	(0,27)	(0,00)
<i>vote_t</i>	0,05	-0,01	-0,02	0,00	-0,01	-0,01	-0,08	-0,06
–	(0,00)	(0,26)	(0,07)	(0,68)	(0,31)	(0,53)	(0,00)	(0,00)
<i>nstd1_t</i>	0,13	0,42	0,30	0,23	0,12	0,39	0,29	0,25
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>nstd2_t</i>	0,15	0,38	0,39	0,39	0,17	0,36	0,35	0,33
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>nstd3_t</i>	0,09	0,27	0,27	0,32	0,14	0,29	0,29	0,30
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>#anlst_t</i>	-0,07	-0,14	-0,08	-0,08	-0,09	-0,12	-0,06	-0,08
–	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>horizn_t</i>	-0,07	0,15	-0,03	0,00	-0,06	0,21	-0,02	0,01
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,69)	(0,00)	(0,00)	(0,14)	(0,33)
<i>beta_t</i>	0,16	0,09	0,20	0,18	0,21	0,12	0,24	0,19
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>std_resi_t</i>	0,10	0,26	0,21	0,18	0,15	0,17	0,19	0,16
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>lev_t</i>	0,08	0,04	0,02	0,00	0,08	0,04	0,03	0,01
+	(0,00)	(0,00)	(0,04)	(0,97)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,27)
<i>mv_t</i>	-0,08	-0,10	-0,11	-0,09	-0,15	-0,10	-0,10	-0,10
–	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
<i>finc</i>	0,01	-0,02	-0,03	-0,06	0,01	0,01	0,01	-0,06
+	(0,19)	(0,06)	(0,01)	(0,00)	(0,21)	(0,55)	(0,40)	(0,00)
<i>dax_t</i>	-0,07	-0,08	-0,08	-0,08	-0,09	-0,05	-0,05	-0,05
–	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. + gibt einen erwarteten positiven Zusammenhang und – einen erwarteten negativen Zusammenhang an.

Für die Eigenschaft als Unternehmen der Finanzbranche *finc* wird in 4.6.3 die Erwartung eines positiven Zusammenhangs mit den absoluten News formuliert. Werden beide Maße des linearen Zusammenhangs betrachtet, stellt sich nur für $|cf_n3_{t+1}|$ jeweils ein schwach negativer und signifikanter Zusammenhang ein. Für Finanzunternehmen werden demnach, anders als angenommen, geringere Anpassungen der langfristigen Gewinnprognosen von den Analysten vorgenommen.³⁴³

4.9.2 Portefeuille-Analyse

Der univariate Zusammenhang zwischen der Güte der CG und den Return- und Cashflow-News kann neben der Korrelationsanalyse und der univariaten Regression, die beide den linearen Zusammenhang messen, auch mithilfe durchschnittlicher News von Portefeuilles untersucht werden. Die Betrachtung von Portefeuilles hat den Vorteil, dass das rein zufällige Element in den

³⁴³ Vgl. zur vorangehenden Untersuchung in Kapitel 3 die Abschnitte 3.8.1 und 3.10.1.2 für die Korrelationsanalyse der iEKK und Cashflow-News bzw. der Risikofaktoren.

News, das nicht durch die Güte der CG erklärt wird, im Zuge der Durchschnittsbildung reduziert wird.

Für die Portefeuille-Analyse werden für jeden der 138 Beobachtungszeitpunkte die Unternehmen nach ihrer Befolgung der Empfehlungen des DCGK cg_t sortiert. Es werden zwei Portefeuilles von Unternehmen mit der höchsten bzw. niedrigsten Befolgung gebildet.³⁴⁴ Wenn eine ungerade Anzahl an Unternehmen vorliegt, wird ein Unternehmen dem Portefeuille mit den höheren Befolgungsquoten zugeordnet. Im nächsten Schritt werden die arithmetischen Mittel der Return- und Cashflow-News für beide Portefeuilles und sodann die Differenz der beiden arithmetischen Mittel gebildet. Es liegen somit acht Zeitreihen mit 138 Beobachtungen vor, deren arithmetische Mittel anschließend jeweils darauf untersucht werden, ob sie signifikant unterschiedlich von null sind. Die 138 Beobachtungen ergeben sich aus den 8.394 Unternehmensmonaten.

In Tabelle 34 sind die Ergebnisse zusammengefasst. In der zweiten Spalte finden sich die erwarteten Vorzeichen der arithmetischen Mittel der Differenz-Zeitreihen. Für die unveränderten Return-News weist die Zeitreihe der Differenzen keinen signifikanten Unterschied zu null auf. Anders als in Hypothese H I formuliert, werden im (arithmetischen) Mittel für die Unternehmen mit einer hohen Befolgungsquote (obere Hälfte) signifikant kleinere Cashflow-News beobachtet als für die Unternehmen mit einer geringeren Befolgung der Empfehlungen (untere Hälfte). Die arithmetischen Mittel von cg_t für die Unternehmen mit der niedrigsten und höchsten Befolgungsquote belaufen sich auf 91,25% bzw. auf 98,76%.

Tabelle 34: Arithmetische Mittel der Return- und Cashflow-News und der Differenzen der News von Portefeuilles auf Basis der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

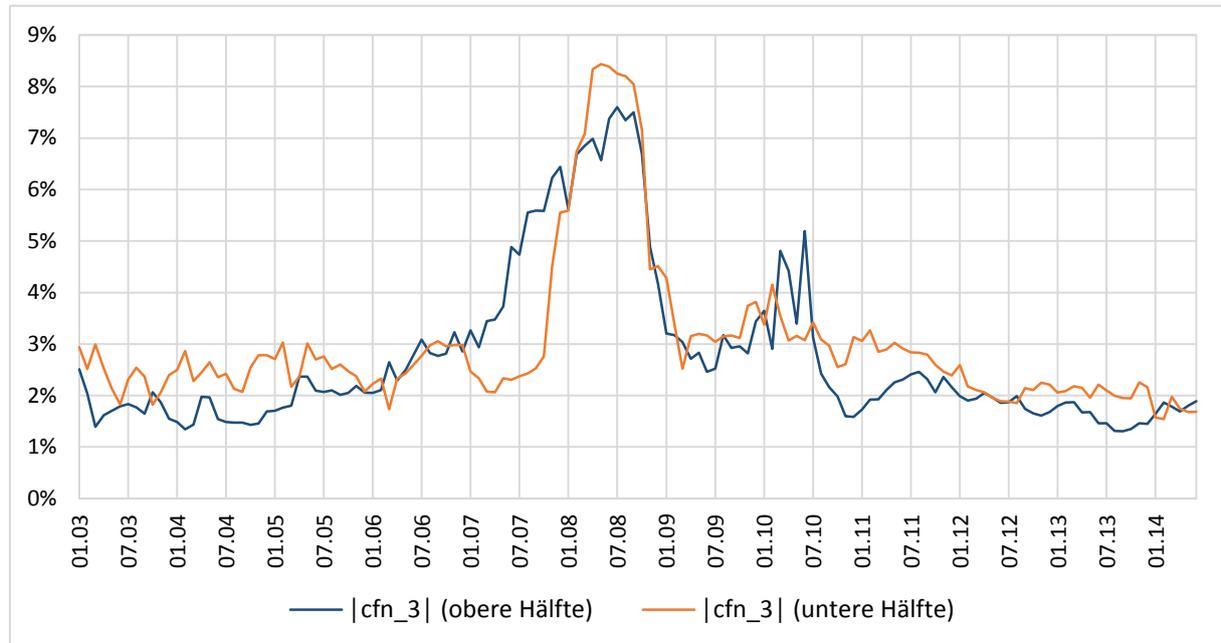
	Erwartetes Vorzeichen	\overline{news}_{t+1} (untere Hälfte)	\overline{news}_{t+1} (obere Hälfte)	\overline{news}_{t+1} (Delta)	p-Wert
r_neu_{t+1}	–	-0,24	-0,19	0,04	(0,50)
cf_n1_{t+1}	+	0,13	-0,65	-0,78	(0,00)
cf_n2_{t+1}	+	-0,50	-1,03	-0,53	(0,00)
cf_n3_{t+1}	+	-0,21	-0,47	-0,26	(0,01)
$ r_neu_{t+1} $	–	1,79	1,64	-0,15	(0,01)
$ cf_n1_{t+1} $	–	2,79	2,84	0,05	(0,62)
$ cf_n2_{t+1} $	–	3,51	3,37	-0,14	(0,14)
$ cf_n3_{t+1} $	–	2,98	2,76	-0,22	(0,00)

p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null. Untere und obere Hälfte beziehen sich auf die Return- und Cashflow-News der Unternehmen, die den Portefeuilles auf Basis der niedrigsten bzw. höchsten Befolgungsquote zugeordnet werden. \overline{news}_{t+1} steht stellvertretend für die arithmetischen Mittel der in der ersten Spalte abgetragenen Return- und Cashflow-News. \overline{news}_{t+1} (Delta): Arithmetisches Mittel der Differenzen zwischen den News der Portefeuilles auf Basis der höchsten und niedrigsten Befolgungsquote. Mit Ausnahme der p-Werte alle Angaben in %.

³⁴⁴ Vgl. Core et al. (2006), S. 681-684 mit einem Vergleich bereinigter realisierter Renditen marktwertgewichteter Portefeuilles, die auf Grundlage des CG-Ratings von Gompers et al. (2003) zusammengestellt werden. Vgl. auch Gompers et al. (2003), S. 121-125, die ebenso vorgehen.

Für die absoluten Return-News und für $|cf_n3_{t+1}|$ stellen sich hingegen konform zu den Hypothesen H IV und H III signifikant negative Differenzen ein. Die arithmetischen Mittel der Differenz-Zeitreihen der beiden anderen Cashflow-News sind dagegen nicht signifikant.

Abbildung 18: Durchschnittliche absolute Cashflow-News cf_n3_{t+1} von Portefeuilles auf Basis der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes im Zeitverlauf



Mit $|cfn_3|$ (obere Hälfte) und $|cfn_3|$ (untere Hälfte) wird das arithmetische Mittel der absoluten Cashflow-News $|cf_n3_{t+1}|$ je Zeitpunkt auf Basis des Portefeuilles der Unternehmen mit der höchsten bzw. niedrigsten Befolgung der Empfehlungen des DCGK bezeichnet. Es werden je Zeitpunkt arithmetische Mittel, also gleichgewichtete Durchschnitts dargestellt. Darstellung in Anlehnung an Core et al. (2006), S. 683.

In Abbildung 18 sind die beiden in die Analyse eingehenden Zeitreihen von $|cf_n3_{t+1}|$ für die Portefeuilles auf Grundlage der höchsten bzw. niedrigsten Befolgung der Empfehlungen des DCGK abgebildet. Auch in dieser Darstellung werden die Auswirkungen der Finanzkrise in Form hoher absoluter Cashflow-News deutlich. Über die meisten Beobachtungszeitpunkte (104 von 138) werden für das Portefeuille der Unternehmen mit der niedrigeren Befolgung der Empfehlung des DCGK (untere Hälfte) höhere absolute Cashflow-News beobachtet. Eine hervorsteckende Ausnahme ist das Jahr 2007, in dem sich das beschriebene Verhältnis umkehrt.³⁴⁵

Ogneva (2012) sortiert die Beobachtungen ihrer Stichprobe auf Basis eines Maßes für die Qualität der Rechnungslegung von Unternehmen und vergleicht so die Veränderung von EKK-Surrogaten miteinander. Eine bessere Rechnungslegung führt zu signifikant geringeren Veränderungen der Surrogate. Kerl und Ohlert (2015) teilen ihre Stichprobe nach unterschiedlichen CG-

³⁴⁵ Vgl. Abschnitt 3.8.2 und Gode und Mohanram (2003), S. 425 zum entsprechenden Vorgehen mit Portefeuilles auf Basis von iEKK.

Kriterien auf und stellen einen Vergleich der Prognoseperformance an. Die Prognoseperformance nimmt in Teilstichproben mit einer besseren CG signifikant höhere Werte an. Adut et al. (2011) nehmen den umgekehrten Vergleich vor, indem sie die Stichprobe danach aufteilen, ob die Analystenprognosen erreicht oder übertroffen werden oder nicht. Die Autoren stellen für die erste Teilstichprobe einen signifikant niedrigeren Wert des CG-Ratings von Gompers et al. (2003) fest, was eine bessere CG bedeutet.³⁴⁶

4.9.3 Univariate Regression

Als dritter Teil der univariaten Analyse wird die folgende Gleichung (85) geschätzt, wobei die abhängigen Variablen die vier News-Variablen jeweils in ihren unveränderten und absoluten Varianten sind.

$$(85) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1 cg_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

In Tabelle 35 finden sich die Ergebnisse der Schätzung von Gleichung (85). Alle Variablen werden standardisiert, indem von jeder Beobachtung der Mittelwert subtrahiert und durch die Standardabweichung dividiert wird. Die Koeffizienten von cg_t sind als Folge der Standardisierung identisch mit den Korrelationskoeffizienten nach Pearson aus den Tabellen 32 und 33.³⁴⁷ Die Berücksichtigung der zwei Dimensionen Zeit und Unternehmen führt im Vergleich zur Korrelationsanalyse zu größeren Standardfehlern, geringeren t-Werten und schließlich zu höheren p-Werten.

Tabelle 35: Ergebnisse univariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die Befolungsquote mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
cg_t	0,01 (0,23)	-0,03 (0,27)	-0,05 (0,04)	-0,03 (0,06)	0,00 (0,94)	0,02 (0,59)	0,02 (0,53)	0,01 (0,84)
R^2	0,02	0,06	0,21	0,12	0,00	0,03	0,05	0,01

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert.

Einzig die negativen Koeffizienten in den Regressionen mit cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} als abhängige Variablen sind signifikant. Es gilt dieselbe Feststellung wie für die Korrelationskoeffizienten, dass ein negativer Koeffizient der Hypothese H I entgegensteht. Die Befolungsquote cg_t erklärt mit einem maximalen Bestimmtheitsmaß R^2 von 0,21 % für cf_n2_{t+1} nur einen sehr

³⁴⁶ Vgl. Ogneva (2012), S. 1438f, Kerl und Ohlert (2015), S. 106-108, Adut et al. (2011), S. 193f und Gompers et al. (2003).

³⁴⁷ Vgl. Wooldridge (2016), S. 169f, 684. Dieses Vorgehen wird bei den multivariaten Regressionen wiederholt. Die Standardisierung erfolgt nach der Umwandlung in die absoluten Varianten der News.

kleinen Teil der Varianz der acht Variablen der Return- und Cashflow-News. Durch die Standardisierung resultiert überdies jeweils ein Absolutglied a_0 von null.

4.10 Multivariate Regression

Ausgangspunkt der multivariaten Untersuchung des Einflusses der CG und der anderen Variablen auf die Return- und Cashflow-News ist die Gleichung (86), die (83) konkretisiert. Die abhängigen Variablen sind wie im vorangegangenen Abschnitt die vier News-Variablen jeweils in ihren unveränderten (Hypothesen H I und H II, Abschnitt 4.10.1) und absoluten (Hypothesen H III und H IV, Abschnitt 4.10.2) Varianten.

$$(86) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1 cg_{i,t} + a_2 vote_{i,t} + a_3 nstd1_{i,t} + a_4 nstd2_{i,t} + a_5 nstd3_{i,t} + a_6 \#anlst_{i,t} + a_7 horizn_{i,t} + a_8 beta_{i,t} + a_9 std_resi_{i,t} + a_{10} lev_{i,t} + a_{11} mv_{i,t} + a_{12} finc_i + a_{13} dax_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

In Abschnitt 4.10.3 werden Robustheitstests und weitere Analysen mit teilweise abweichenden Spezifikationen durchgeführt.

4.10.1 Untersuchung der unveränderten Return- und Cashflow-News

Tabelle 36 gibt die Ergebnisse der multivariaten Regression der unveränderten Return- und Cashflow-News auf die erklärenden Variablen wieder. Die Koeffizienten von cg_t sind durchgängig nicht signifikant, was gegen die Hypothesen H I und H II spricht. Für die Variable $vote_t$ wird mit cf_n1_{t+1} als abhängiger Variable ein schwach positiver Koeffizient von 0,08 beobachtet, der signifikant ist: Je größer der größte Stimmrechtsanteil einer Aktionärin ist, desto größer fallen die Cashflow-News cf_n1_{t+1} als Differenz zwischen dem nächsten bekanntwerdenden Gewinn und dem Median der entsprechenden Analystenprognosen aus. Dieser Effekt kann damit erklärt werden, dass mit einem größeren Stimmrechtsanteil die Disziplinierung des Managements effektiver gelingt und dies deshalb besser im Sinne der Eigentümerinnen handelt.

Die Return-News weisen mit sechs der 13 erklärenden Variablen einen signifikanten Zusammenhang auf. Sie fallen umso kleiner aus, je größer die Unsicherheit über den übernächsten bekanntwerdenden Gewinn $nstd2_t$ und je größer das idiosynkratische Risiko std_resi_t ist. Der Koeffizient der Variable dax_t ist ebenfalls signifikant negativ. Die Unsicherheit über den überübernächsten bekanntwerdenden Gewinn $nstd3_t$ hat hingegen einen positiven Effekt auf die Return-News. Das systematische Risiko $beta_t$ und die Marktkapitalisierung mv_t führen auch zu größeren Return-News, so dass c. p. die in der Zukunft erwarteten Cashflows stärker diskon-

tiert werden und eine niedrigere Rendite resultiert. Mao und Wei (2016) stellen für ihre Stichprobe ebenfalls fest, dass bei größeren Unternehmen eher wertmindernde Return-News auftreten.³⁴⁸

Tabelle 36: Ergebnisse multivariater Regressionen der unveränderten Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}
a_0	0,00	0,00	0,00	0,00
?	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)
cg_t	-0,01	-0,03	-0,02	0,00
- / +	(0,74)	(0,29)	(0,54)	(0,86)
$vote_t$	-0,01	0,08	0,06	0,03
- / +	(0,32)	(0,05)	(0,16)	(0,55)
$nstd1_t$	-0,02	0,01	0,07	0,08
?	(0,46)	(0,93)	(0,11)	(0,03)
$nstd2_t$	-0,14	-0,13	-0,07	-0,04
?	(0,01)	(0,22)	(0,54)	(0,70)
$nstd3_t$	0,10	0,00	-0,07	-0,14
?	(0,02)	(0,93)	(0,16)	(0,00)
$\#anlst_t$	-0,02	-0,05	-0,09	-0,12
?	(0,53)	(0,23)	(0,05)	(0,01)
$horizn_t$	-0,01	-0,02	0,01	0,02
?	(0,82)	(0,29)	(0,82)	(0,42)
$beta_t$	0,08	0,05	-0,05	-0,04
?	(0,06)	(0,39)	(0,38)	(0,47)
std_resi_t	-0,11	-0,12	0,06	0,06
?	(0,03)	(0,13)	(0,40)	(0,35)
lev_t	0,02	-0,05	-0,03	-0,04
?	(0,46)	(0,13)	(0,36)	(0,16)
mv_t	0,08	0,01	0,08	0,06
?	(0,00)	(0,90)	(0,02)	(0,05)
$finc$	-0,01	0,01	0,02	0,03
?	(0,50)	(0,65)	(0,42)	(0,25)
dax_t	-0,07	0,05	0,03	0,02
?	(0,01)	(0,23)	(0,48)	(0,68)
R^2	2,98	4,50	2,59	3,77

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. + gibt einen erwarteten positiven Koeffizienten und – einen erwarteten negativen Koeffizienten an. Ein ? zeigt an, dass keine Erwartung gebildet wird. Für cg_t und $vote_t$ wird jeweils ein negativer Zusammenhang mit r_neu_{t+1} und ein positiver mit cf_n1_{t+1} bis cf_n3_{t+1} angenommen. Alle Variablen werden standardisiert. p-Werte $\leq 10\%$ und die dazugehörigen Koeffizienten werden hervorgehoben.

Während für cf_n1_{t+1} nur ein einziger signifikanter Koeffizient ($vote_t$) beobachtet wird, weisen $\#anlst_t$ und mv_t sowohl für cf_n2_{t+1} als auch für cf_n3_{t+1} jeweils einen signifikant negativen bzw. positiven Koeffizienten auf. Die Cashflow-News fallen somit umso kleiner aus,

³⁴⁸ Vgl. Mao und Wei (2016), S. 2514. Ebenso Hail und Leuz (2009), S. 449 mit der Bilanzsumme als Maß für die Unternehmensgröße. Mao und Wei (2018), S. 44, die wie Mao und Wei (2016) die Marktkapitalisierung nutzen, stellen dagegen nur in einem der fünf betrachteten Settings einen signifikant positiven Einfluss der Marktkapitalisierung auf die Return-News fest.

je größer die Schar der Analysten ist, die Gewinnprognosen abgibt, und je geringer die Marktkapitalisierung der Unternehmen ist. Die Anpassung der am weitesten in die Zukunft reichenden Gewinnprognosen cf_n3_{t+1} wird zusätzlich positiv und somit werterhöhend durch $nstd1_t$ und negativ durch $nstd3_t$ beeinflusst. Kerl und Ohlert (2015) stellen für ihr (nicht absolutes) Maß für die Prognoseperformance von Analysten keinen signifikanten Koeffizienten der Marktkapitalisierung fest. In Guay et al. (2011) hat die Marktkapitalisierung einen signifikant negativen und die Anzahl der Analysten einen signifikant positiven Einfluss auf die Differenz zwischen realisiertem Gewinn und Prognose.³⁴⁹

Die Marktkapitalisierung mv_t weist mit drei der vier und damit mit den meisten News-Variablen einen signifikanten Zusammenhang auf. Die vier Modelle erklären nur einen geringen Teil der Varianz der Return- und Cashflow-News mit maximal 4,50 % für cf_n1_{t+1} . Sämtliche nicht erwähnten Variablen weisen keine signifikanten Koeffizienten auf.³⁵⁰

4.10.2 Untersuchung der absoluten Return- und Cashflow-News

Die Ergebnisse der Schätzung von (86) mit absoluten Return- und Cashflow-News als abhängigen Variablen finden sich in Tabelle 37. Wie bei der Untersuchung der unveränderten Return- und Cashflow-News resultieren entgegen der Hypothesen H III und H IV keinerlei signifikanten Koeffizienten für cg_t . Dasselbe gilt für $vote_t$. Byard et al. (2006) beobachten für drei der vier verwendeten CG-Variablen jeweils einen signifikanten Einfluss in der erwarteten Wirkungsrichtung auf die absolute Abweichung zwischen Realisation und Gewinnprognose. Kerl und Ohlert (2015) stellen einen signifikant positiven Effekt der Beteiligungsquote institutioneller Investoren auf die (absolute) Prognoseperformance fest.³⁵¹

³⁴⁹ Vgl. Kerl und Ohlert (2015), S. 108f und Guay et al. (2011), S. 139f.

³⁵⁰ Die VIF der abhängigen Variablen bewegen sich zwischen 5,01 und 3,68 für $nstd2_t$ bzw. $nstd3_t$ und 1,01 für $horizn_t$. Das arithmetische Mittel der einzelnen VIF beläuft sich auf 2,05, was als Zeichen gegen Multikollinearität gewertet werden kann.

³⁵¹ Vgl. Byard et al. (2006), S. 622 und Kerl und Ohlert (2015), S. 108f. Vgl. auch Bhat et al. (2006), S. 726f mit einem signifikant positiven Einfluss des Umfangs der Informationen über die CG-Strukturen von Unternehmen auf die absolute Prognoseperformance.

Tabelle 37: Ergebnisse multivariater Regressionen der absoluten Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00	0,00	0,00	0,00
?	(1,00)	(1,00)	(1,00)	(1,00)
cg_t	-0,01	0,03	0,01	0,00
-	(0,82)	(0,20)	(0,83)	(0,89)
$vote_t$	0,07	-0,01	-0,01	0,02
-	(0,32)	(0,72)	(0,86)	(0,67)
$nstd1_t$	0,04	0,26	0,07	-0,01
+	(0,10)	(0,00)	(0,05)	(0,84)
$nstd2_t$	0,19	0,24	0,44	0,38
+	(0,00)	(0,00)	(0,00)	(0,00)
$nstd3_t$	-0,09	-0,05	-0,14	-0,01
+	(0,00)	(0,22)	(0,01)	(0,84)
$\#anlst_t$	-0,04	-0,11	-0,02	-0,04
-	(0,30)	(0,00)	(0,52)	(0,16)
$horizn_t$	-0,07	0,15	-0,05	-0,01
+	(0,01)	(0,00)	(0,04)	(0,67)
$beta_t$	0,18	-0,05	0,13	0,14
+	(0,00)	(0,15)	(0,00)	(0,00)
std_resi_t	-0,09	0,09	-0,03	-0,06
+	(0,12)	(0,10)	(0,46)	(0,18)
lev_t	0,08	0,03	0,01	0,02
+	(0,00)	(0,47)	(0,50)	(0,55)
mv_t	-0,04	0,02	-0,05	-0,04
-	(0,05)	(0,48)	(0,02)	(0,14)
$finc$	-0,03	0,01	-0,02	-0,06
+	(0,07)	(0,78)	(0,40)	(0,20)
dax_t	-0,06	0,01	-0,05	-0,04
-	(0,12)	(0,78)	(0,22)	(0,37)
R^2	6,87	24,01	18,48	17,35

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. + gibt einen erwarteten positiven Koeffizienten und - einen erwarteten negativen Koeffizienten an. Ein ? zeigt an, dass keine Erwartung gebildet wird. Alle Variablen werden standardisiert. p-Werte $\leq 10\%$ und die dazugehörigen Koeffizienten werden hervorgehoben.

Die absoluten Return-News $|r_neu_{t+1}|$ werden positiv durch $nstd1_t$ und $nstd2_t$ beeinflusst, während, entgegen der Erwartung, die Unsicherheit über die langfristigen Gewinne $nstd3_t$ zu geringeren absoluten Anpassungen der iEKK zwischen zwölf Analystenprognosen führt. Mit den Erwartungen übereinstimmende Koeffizienten werden für das systematische Risiko $beta_t$, den Verschuldungsgrad lev_t und die Marktkapitalisierung mv_t beobachtet. Ein längerer Prognosehorizont mit größeren Werten für $horizn_t$ geht wenig intuitiv mit geringeren absoluten Return-News einher. Bei Finanzunternehmen werden, anders als angenommen, kleinere absolute Abweichungen zwischen den iEKK in den Zeitpunkten t und t+1 ermittelt.

Die absoluten Cashflow-News über den nächsten bekanntwerdenden Gewinn $|cf_n1_{t+1}|$ werden gemäß den Erwartungen positiv durch $nstd1_t$, $nstd2_t$, den Prognosehorizont $horizn_t$ und

das idiosynkratische Risiko std_resi_t beeinflusst. Je mehr Analysten Gewinnprognosen abgeben und je größer dementsprechend $\#anlst_t$, desto geringer ist die absolute Abweichung zwischen Prognose und Realisation. Kerl und Ohlert (2015) stellen wie in Tabelle 37 für ihr absolutes Maß für die Prognosegenauigkeit keinen signifikanten Einfluss der Marktkapitalisierung fest.³⁵² Byard et al. (2006) beobachten keinen signifikanten Einfluss der Anzahl der Analysten auf die absolute Prognosegenauigkeit, aber jeweils einen signifikant negativen Koeffizienten für den Prognosehorizont und die Standardabweichung der Analystenschätzungen.³⁵³

Auch für $|cf_n2_{t+1}|$ als abhängige Variable werden positive Koeffizienten bei $nstd1_t$, $nstd2_t$ und $beta_t$ beobachtet. Während der negative Koeffizient der Marktkapitalisierung mv_t den Erwartungen entspricht, gilt dies nicht für den Prognosehorizont $horizn_t$ und $nstd3_t$.

$|cf_n3_{t+1}|$ wird lediglich durch die zwei Variablen $nstd2_t$ und $beta_t$ beeinflusst.

$nstd2_t$ weist mit allen und damit mit den meisten absoluten News-Variablen einen signifikanten Zusammenhang auf. Die Varianz der absoluten Return- und Cashflow-News wird mit maximal 24,01 % für $|cf_n1_{t+1}|$ deutlich besser erklärt als die Varianz der unveränderten News. Auch für die absoluten Return- und Cashflow-News gilt, dass sämtliche nicht erwähnten Variablen keine signifikanten Koeffizienten aufweisen.

4.10.3 Robustheitstests und weitere Analysen

Im Folgenden werden Robustheitstests und weitere Analysen präsentiert, um die Ergebnisse der beiden vorangehenden Abschnitte zu validieren, die keine Hinweise auf einen Zusammenhang zwischen der Befolgung der Empfehlungen des DCGK und den Return- und Cashflow-News liefern.³⁵⁴

Im ersten Schritt wird eine angepasste Gleichung (86) mit Standardfehlern, die jeweils nach den Dimensionen Zeit oder Unternehmen geclustert sind, geschätzt. Es erfolgt außerdem die Aufnahme von Dummy-Variablen jeweils für die Dimension, in der die Standardfehler nicht geclustert werden. Die Dummy-Variablen übernehmen die Funktion des Clusters in der zweiten Dimension. Ziel ist es, sowohl Zeit- als auch Unternehmenseffekten Rechnung zu tragen.³⁵⁵

³⁵² Vgl. Kerl und Ohlert (2015), S. 108f. Anders Bhat et al. (2006), S. 726f oder Byard et al. (2006), S. 622 mit jeweils signifikanten Koeffizienten der Marktkapitalisierung.

³⁵³ Vgl. Byard et al. (2006), S. 622. Hope (2003), S. 257 stellt hingegen einen signifikant positiven Einfluss der Anzahl der Analysten auf die absolute Prognoseperformance fest.

³⁵⁴ Die Ausführungen im vorliegenden Abschnitt beschränken sich grundsätzlich auf die Koeffizienten von cg_t und verwandter Maße.

³⁵⁵ Vgl. Petersen (2009), S. 458.

Ein Vorteil der Aufnahme von Dummy-Variablen im Vergleich zum Clustering ist die parametrische Berücksichtigung von Verzerrungen auch auf der Ebene der Koeffizienten und nicht nur auf der Ebene der Standardfehler. Ein Nachteil im Hinblick auf die Korrektur der Standardfehler ist die nach Thompson (2011) geringere Leistungsfähigkeit des eindimensionalen Clustering mit zusätzlichen Dummy-Variablen im Vergleich zum zweidimensionalen Clustering.³⁵⁶

Die Ergebnisse einer Schätzung von Gleichung (86) mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Unternehmen und zusätzlichen Dummy-Variablen für jeden Zeitpunkt sind in Tabelle 60 im Anhang (6.9) zusammengefasst. Im Vergleich zu den Ergebnissen in den Tabellen 36 und 37 zeigen sich keine qualitativen Veränderungen: Die acht Koeffizienten von cg_t für die unveränderten und absoluten Return- und Cashflow-News sind durchgängig nicht signifikant.

Werden die Standardfehler nach der Dimension Zeit geclustert und Dummy-Variablen für jedes Unternehmen eingefügt (Tabelle 61), weichen die Ergebnisse deutlicher von denen in den Tabellen 36 und 37 ab.³⁵⁷ Für die unveränderten Return-News r_neu_{t+1} als abhängige Variable wird ein signifikant negativer Koeffizient von cg_t beobachtet, was der Hypothese H II entspricht, dass eine bessere CG zu kleineren Return-News führt. Für cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} stellen sich jeweils positive und signifikante Koeffizienten ein, was die Hypothese H I stützt. Für cf_n1_{t+1} ist der Koeffizient dagegen nicht signifikant. Die Koeffizienten von cg_t für die absoluten News sind jeweils positiv und signifikant, was den Hypothesen H III und H IV entgegensteht, in denen von einem negativen Einfluss der Befolgung der Empfehlungen des DCGK auf die absoluten News ausgegangen wird.

Bei einem kompletten Verzicht auf geclusterte Standardfehler können für die beiden Dimensionen Dummy-Variablen in die Schätzung aufgenommen werden. In Tabelle 62 finden sich die Ergebnisse für eine Schätzung der Gleichung (86) mit Zeit- und Unternehmens-Dummy-Variablen. Wie in Tabelle 61 können für die unveränderten Return-News r_neu_{t+1} ein signifikant negativer und für cf_n3_{t+1} ein signifikant positiver Koeffizient von cg_t festgestellt werden, was für die Gültigkeit der Hypothesen H II und H I spricht. Im Vergleich zu den Ergebnissen in Tabelle 36 fällt der Koeffizient von r_neu_{t+1} kleiner und der von cf_n3_{t+1} größer aus. Der

³⁵⁶ Vgl. Thompson (2011), S. 3.

³⁵⁷ Es wird die Variable *finc* ausgeschlossen, weil sie eine lineare Kombination der zusätzlichen Unternehmens-Dummy-Variablen ist. Es wird somit das Problem der perfekten Kollinearität vermieden. Vgl. Wooldridge (2016), S. 74f.

ebenfalls signifikant positive Koeffizient für $|cf_n3_{t+1}|$ als abhängige Variable läuft Hypothese H III entgegen.³⁵⁸

Wie in der Beschreibung des Untersuchungsdesigns (4.5) avisiert, wird Gleichung (87) geschätzt, um die dynamischen Zusammenhänge zwischen News und der Befolgung der Empfehlungen des DCGK abzubilden und einer möglichen Verzerrung durch eine umgekehrte Kausalität zu begegnen.

$$(87) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1cg_{i,t} + a_2vote_{i,t} + a_3nstd1_{i,t} + a_4nstd2_{i,t} + a_5nstd3_{i,t} + a_6\#anlst_{i,t} + a_7horizn_{i,t} + a_8beta_{i,t} + a_9std_resi_{i,t} + a_{10}lev_{i,t} + a_{11}mv_{i,t} + a_{12}finc_i + a_{13}dax_{i,t} + a_{14}abhv_{i,t-1} + a_{15}abhv_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t}$$

mit $abhv_{t-1}$ Ausprägung der abhängigen Variable im Zeitpunkt t-1

Wenn die Befolgung der Empfehlungen des DCGK in der Gegenwart

1. durch niedrige Cashflow- oder hohe Return-News bzw.
2. durch hohe absolute Cashflow- oder Return-News

jeweils in der Vergangenheit determiniert wird, erfassen die beiden vergangenen Ausprägungen der abhängigen Variablen als zusätzliche erklärende Variablen in (87) diese Dynamik. Zum Beispiel ist r_neu_{t-1} die Veränderung der iEKK zwischen den Zeitpunkten t-1 und t-2, die (ungefähr) ein bzw. zwei Jahre zurückliegen. Auch das dynamische Modell aus Gleichung (87), dessen Ergebnisse sich in Tabelle 63 finden, zeichnet kein anderes Bild als die Basismodelle aus 4.10.1 und 4.10.2. Die Koeffizienten von cg_t sind in einer deutlich kleineren Stichprobe (5.469 Beobachtungen) unverändert insignifikant. Andere Ergebnisse stellen sich ein, wenn parallel zum Vorgehen in Tabelle 61 Unternehmens-Dummy-Variablen aufgenommen und die Standardfehler nach der Dimension Zeit geclustert werden (Tabelle 64).³⁵⁹ Für jede der acht News-Variablen wird ein signifikant positiver Koeffizient von cg_t beobachtet. Für cf_n1_{t+1} bis cf_n3_{t+1} korrespondiert dies mit der Hypothese H I, wohingegen die anderen Ergebnisse gegen die Gültigkeit von H II bis H IV sprechen.

Der Modus der Variable cg_t mit 1.910 Beobachtungen ist der Wert 1, der eine vollständige Befolgung der Empfehlungen anzeigt.³⁶⁰ Um vom Grad der Nichtbefolgung zu abstrahieren

³⁵⁸ Auch bei dieser Untersuchung erfolgt ein Ausschluss der Variable *finc*.

³⁵⁹ Um perfekte Kollinearität zu vermeiden, ist *finc* nicht Teil der zu schätzenden Gleichung (87), wenn Unternehmens-Dummy-Variablen genutzt werden.

³⁶⁰ Dies entspricht 22,75 % der 8.394 Beobachtungen.

und lediglich zwischen den zwei Gruppen der Unternehmen, die vollständig/nicht vollständig den Empfehlungen folgen, zu differenzieren, wird folgende Gleichung (88) aufgestellt.

$$(88) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1 cg_dummy_{i,t} + a_2 vote_{i,t} + a_3 nstd1_{i,t} + a_4 nstd2_{i,t} + a_5 nstd3_{i,t} + a_6 \#anlst_{i,t} + a_7 horizon_{i,t} + a_8 beta_{i,t} + a_9 std_resi_{i,t} + a_{10} lev_{i,t} + a_{11} mv_{i,t} + a_{12} finc_i + a_{13} dax_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

mit cg_dummy_t Dummy-Variable, die mit dem Wert 1 anzeigt, ob den Empfehlungen des DCGK im Zeitpunkt t vollständig gefolgt wird, sonst 0

Die Ergebnisse des Robustheitstests können Tabelle 65 im Anhang (Abschnitt 6.9) entnommen werden. Auch die Überführung der Variable cg_t zu cg_dummy_t führt zu keiner veränderten Einschätzung über den Zusammenhang zwischen der Befolungsquote und den abhängigen Variablen, weil die acht Koeffizienten von cg_dummy_t nicht signifikant unterschiedlich von null sind.

Um eine mögliche Verzerrung der Ergebnisse durch die zahlreichen Beobachtungen einer vollständigen Befolgung der Empfehlungen auszuschließen, wird Gleichung (86) unter Ausschluss dieser Unternehmensmonate geschätzt. Die Stichprobe verringert sich um 1.910 auf 6.484 Unternehmensmonate. Die Ergebnisse, die Tabelle 66 im Anhang (Abschnitt 6.9) entnommen werden können, stehen den Hypothesen entweder mit nicht signifikanten oder mit einem signifikant positiven, aber nicht den Erwartungen entsprechenden Koeffizienten im Fall von $|cf_n1_{t+1}|$ entgegen.

In Tabelle 67 sind die Ergebnisse für winsorierte Stichproben zusammengefasst. Es werden jeweils 0,5 % der größten und kleinsten Beobachtungen der unveränderten bzw. der absoluten News-Variablen sowie 0,5 % der kleinsten Beobachtungen der Befolungsquote ausgeschlossen. Da 22,75 % der Beobachtungen vollständige Befolgungen aller Empfehlungen des DCGK sind und damit dem Maximalwert entsprechen, wird auf eine Winsorierung der größten Beobachtungen von cg_t verzichtet. Die Winsorierung führt zu Stichproben mit 8.092 Beobachtungen für die unveränderten und mit 8.179 Beobachtungen für die absoluten News in Panel A. In den Panels B und C werden 1 % bzw. 2,5 % der Beobachtungen der News und von cg_t ausgeschlossen. Bei Ausschluss von 2,5 % der Beobachtungen in Panel C ergibt sich für $|cf_n3_{t+1}|$ gemäß Hypothese H III ein signifikant negativer Koeffizient. Die übrigen Koeffizienten sind nicht signifikant.

Die Stichprobe umfasst mit den Jahren 2007 und 2008 auch den Zeitraum der weltweiten Finanzkrise. Um auszuschließen, dass die Beobachtungen während dieser Periode die Ergebnisse verzerren, wird die Stichprobe in drei Zeiträume aufgeteilt: Die Zeit vor der Krise (Panel A von

Tabelle 68, Januar 2003 bis Dezember 2006), die weltweite Finanzkrise (Panel B, Januar 2007 bis September 2008) und die Zeit nach der Finanzkrise (Panel C, Oktober 2008 bis Juni 2014).³⁶¹ Ein mit der Hypothese H I konformer, weil positiver Koeffizient stellt sich für cf_n3_{t+1} als abhängige Variable für die Zeit nach der weltweiten Finanzkrise (Panel C) ein. Die übrigen Koeffizienten in den Panels A bis C sind nicht signifikant.

Die drei Zeiträume werden zusätzlich unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche betrachtet (Tabelle 69). Dazu wird die Variable $finc$ aus Gleichung (86) ausgeschlossen, da sie mit einem Wert von null in der Teilstichprobe keine Variation aufweist. Die durchgehend nicht signifikanten Koeffizienten von cg_t sprechen dagegen, dass die Ergebnisse durch die Aufnahme von Finanzunternehmen verfälscht werden.

In Tabelle 70 findet sich eine Schätzung der Gleichung (86) für Finanzunternehmen. Es werden aufgrund der geringen Anzahl an Unternehmen (acht) und der ungleichen Anzahl an Ausprägungen in den Dimensionen Zeit (138 Zeitpunkte) und Unternehmen keine zweidimensional geclusterten Standardfehler verwendet, sondern Unternehmens-Dummy-Variablen eingefügt sowie die Standardfehler nach der Dimension Zeit geclustert. Die Stichprobe beläuft sich auf 912 Beobachtungen. Die Variable $finc$ wird auch deshalb ausgeschlossen, weil sie (nun mit einem Wert von eins) eine Varianz von null aufweist.³⁶² Es zeigen sich für cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} positiv, signifikante und folglich erwartungskonforme Koeffizienten (Hypothese H I). Die positiven und signifikanten Koeffizienten für die drei absoluten Cashflow-News-Variablen widersprechen hingegen H III.

Ein Nachteil der Verwendung der Befoligungsquote als das Verhältnis von befolgten Empfehlungen zur Gesamtzahl aller Empfehlungen ist die unterschiedliche Gewichtung einer einzelnen Abweichung. Eine einzelne Abweichung fällt bei einer geringeren Gesamtanzahl an Empfehlungen stärker ins Gewicht als bei einer höheren Gesamtanzahl. Um den Einfluss der steigenden Gesamtzahl an Empfehlungen auszuschließen, wird Gleichung (89) geschätzt.³⁶³

$$(89) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1 \#nbfe_{i,t} + a_2 \text{vote}_{i,t} + a_3 \text{nstd1}_{i,t} + a_4 \text{nstd2}_{i,t} + a_5 \text{nstd3}_{i,t} + a_6 \#anlst_{i,t} + a_7 \text{horizn}_{i,t} + a_8 \text{beta}_{i,t} + a_9 \text{std_resi}_{i,t} + a_{10} \text{lev}_{i,t} + a_{11} \text{mv}_{i,t} + a_{12} \text{finc}_i + a_{13} \text{dax}_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

mit $\#nbfe_t$ Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des DCGK im Zeitpunkt t

³⁶¹ Wie in 3.9 richtet sich die Abgrenzung des Krisenzeitraums nach Erkens et al. (2012), S. 392. Vgl. Tabelle 52 mit einer ähnlichen Abgrenzung.

³⁶² Der andere Grund ist die lineare Abbildung von $finc$ durch die Unternehmens-Dummy-Variablen.

³⁶³ Vgl. Tabelle 28 zur Anzahl der Empfehlungen der in die Untersuchung eingehenden Fassungen des DCGK.

Dadurch, dass höhere Werte von $\#nbfe_t$ anders als cg_t nicht auf eine bessere, sondern auf eine schlechtere CG hindeuten, kehren sich die Erwartungen über die Vorzeichen der Koeffizienten um. Die Ergebnisse der Schätzung von (89) finden sich in Tabelle 71: Es werden auch für das alternative Maß für die Güte der CG $\#nbfe_t$ keine signifikanten Koeffizienten beobachtet.

Für einen weiteren Robustheitstest werden zeitlich nach hinten versetzte Daten für den größten Stimmrechtsanteil $vote_t$ verwendet. Hintergrund ist die Bearbeitungszeit, die für die Prüfung der übermittelten Daten verwendet wird und die nach mündlicher Auskunft der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht zu einer verzögerten Speicherung der Daten zu den Stimmrechtsanteilen in der Datenbank führen kann.³⁶⁴ In Tabelle 72 finden sich in Panel A die Ergebnisse eine Schätzung der Gleichung (86) mit drei Monate nach hinten versetzten Daten für $vote_t$. Es wird somit für die Beobachtungen im Monat Januar auf die Daten zu den größten Stimmrechtsanteilen aus dem April desselben Jahres zurückgegriffen. Es ergeben sich unverändert nicht signifikante Koeffizienten für cg_t . Für $vote_t$ stellt sich ein signifikant positiver Koeffizient mit cf_n1_{t+1} ein. In Panel B werden sechs Monate nach hinten versetzte Daten genutzt, was im Vergleich zu Panel A quantitativ vergleichbare Ergebnisse liefert.

Für die unveränderten Return- und Cashflow-News, die auch die Ausgangsbasis für die absoluten News sind, wird jeweils lediglich die Abweichung in Prozentpunkten verwendet, ohne eine Relation zur Höhe der Ausgangsgröße im Zeitpunkt t herzustellen. Gleich große Abweichungen werden dementsprechend nicht anders behandelt, wenn die ursprünglichen iEKK oder Gewinnprognosen unterschiedlich hoch ausfallen. Um sicherzustellen, dass die Nichtberücksichtigung der Höhe der iEKK und der Analystenschätzungen über zukünftige Gewinne relativ zum zeitlich korrespondierenden Buchwert des Eigenkapitals im Zeitpunkt t keinen Einfluss auf die Einschätzung des Zusammenhangs zwischen der Güte der CG und den News hat, werden alternative Return- und Cashflow-News ermittelt. In Gleichung (90) finden sich die alternativen Return-News $r_neu_{t+1}^x$, die sich aus der relativen Veränderung der iEKK nach Gebhardt et al. (2001) zwischen den Zeitpunkten t und t+1 ergeben.³⁶⁵ Da negative iEKK ausgeschlossen werden, müssen keine absoluten Werte von $i_ekkg_{ts,t}$ verwendet werden.

$$(90) \quad r_neu_{t+1}^x = \frac{i_ekkg_{ts,t+1}}{i_ekkg_{ts,t}} - 1$$

³⁶⁴ Vgl. das Telefonat mit Herrn Marcus Wagner vom Referat WA 13 Stimmrechte der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht am 14.09.2018.

³⁶⁵ Vgl. Gebhardt et al. (2001).

Anders verhält es sich mit den alternativen Cashflow-News, deren Ermittlung für $cf_n3_{t+1}^x$ beispielhaft in Gleichung (91) dargestellt wird.³⁶⁶ Da Gewinnprognosen negative Werte annehmen können, werden absolute Werte der ursprünglichen Prognosen für die Normierung herangezogen.

$$(91) \quad cf_n3_{t+1}^x = \frac{feps_{t+1,t+2} - feps_{t,t+2}}{|feps_{t,t+2}|}$$

Die Ergebnisse einer Schätzung der Gleichung (86) mit den alternativen Return- und Cashflow-News sind in Tabelle 73 zu finden. Die Stichprobe verringert sich um sechs auf 8.388 Beobachtungen, weil sich die ursprünglichen, zur Normierung verwendeten Gewinnprognosen auf null belaufen. Die Koeffizienten von cg_t sind in Gänze nicht signifikant und geben demzufolge keinen Anlass zur Vermutung, dass die Art der Normierung einen Einfluss auf die Ergebnisse hat.

Die Ergebnisse von Jahn et al. (2011) deuten auf eine unterschiedliche Wirkung der Befolgung der Empfehlungen des DCGK auf die realisierte Rendite in Abhängigkeit vom Streubesitz hin. Die Ergebnisse stimmen mit der Argumentation von Bebchuk und Hamdani (2009) überein, die auf unterschiedliche Anforderungen an CG-Ratings für Unternehmen mit bzw. ohne Kontrollaktionär hinweisen.³⁶⁷ Um die Wechselwirkung zwischen dem größten Stimmrechtsanteil und der Befolgung der Empfehlungen des DCGK abzubilden, wird die Gleichung (86) um den Interaktionsterm $cg_t vote_t$ ergänzt, so dass (92) resultiert.³⁶⁸

$$(92) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1 cg_{i,t} + a_2 cg_{i,t} vote_{i,t} + a_3 vote_{i,t} + a_4 nstd1_{i,t} + a_5 nstd2_{i,t} + a_6 nstd3_{i,t} + a_7 \#anlst_{i,t} + a_8 horizon_{i,t} + a_9 beta_{i,t} + a_{10} std_resi_{i,t} + a_{11} lev_{i,t} + a_{12} mv_{i,t} + a_{13} finci + a_{14} dax_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 74 im Anhang. Lediglich bei $|cf_n3_{t+1}|$ als abhängige Variable resultiert ein negativer und signifikanter Koeffizient für den Interaktionsterm. Je größer der größte Stimmrechtsanteil ist, desto stärker werden die langfristigen absoluten Cashflow-News durch die Befolgung der Empfehlungen des DCGK reduziert. Aufgrund der Standardi-

³⁶⁶ Vgl. Gleichung (75) in Abschnitt 3.5.6 für ein entsprechendes Beispiel für cf_n3_{t+1} .

³⁶⁷ Vgl. Jahn et al. (2011), S. 67f und Bebchuk und Hamdani (2009), S. 1263f.

³⁶⁸ Vgl. Wooldridge (2016), S. 177-179. Das Vorgehen unterscheidet sich von dem in 3.10.2 dadurch, dass die Variable, die mit der näher zu untersuchenden Variable multipliziert wird, Teil der Regressionsgleichung ist. Das bedeutet, dass der marginale Effekt von $vote_t$ in Gleichung (92) ebenfalls nur unter Beachtung eines relevanten Wertes für cg_t bestimmt werden kann. Vgl. Bhat et al. (2006), S. 722, die ebenfalls Interaktionsterme einsetzen, um die Wechselwirkung zwischen der Transparenz über die CG-Strukturen, der Transparenz der Finanzberichterstattung und der Qualität der Durchsetzung von Gesetzen und Vorschriften in unterschiedlichen Ländern im Hinblick auf die Genauigkeit von Analystenschätzungen zu beleuchten.

sierung kann der marginale Effekt der Befolgung der Empfehlungen für das arithmetische Mittel der standardisierten Variante von $vote_t$, das sich auf null beläuft, unverändert am Koeffizienten von cg_t abgelesen werden. In Tabelle 38 finden sich darüber hinaus für unterschiedliche Quantile der standardisierten Variante von $vote_t$ marginale Effekte und p-Werte von cg_t . Die marginalen Effekte bestimmen sich nach (93) und die Standardfehler als die Quadratwurzel der Varianz des marginalen Effekts nach Gleichung (94).

$$(93) \text{ marginaler Effekt von } cg_t = a_1 + a_2 vote_t$$

$$(94) \text{ Var(marginaler Effekt)} = Var(a_1) + vote_t^2 Var(a_2) + 2vote_t Cov(a_1, a_2)$$

In Tabelle 38 kann in der letzten Spalte und vorletzten Zeile der marginale Effekt von cg_t auf $|cf_n3_{t+1}|$ in Höhe von -0,09 abgelesen werden, wenn als relevanter Wert für $vote_t$ das standardisierte 99 %-Quantil verwendet wird, was einem Stimmrechtsanteil von 75 % entspricht. Der marginale Effekt ist jedoch (wie alle anderen auch) nicht signifikant. Ein signifikant negativer marginaler Effekt mit einem p-Wert von 10 % stellt sich bei einem Stimmrechtsanteil von 78,82 % ein. Bevor die in 4.6.3 beschriebene Vereinheitlichung der Stimmrechtsanteile vorgenommen wird, können 237 Stimmrechtsanteile größer/gleich diesem Grenzwert beobachtet werden.

Tabelle 38: Marginale Effekte sowie p-Werte der Befolgung der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes für unterschiedlich große größte Stimmrechtsanteile

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
0,01	-0,01 (0,87)	-0,06 (0,19)	-0,03 (0,48)	-0,01 (0,80)	0,02 (0,52)	0,03 (0,43)	0,04 (0,39)	0,05 (0,28)
0,25	-0,01 (0,85)	-0,05 (0,17)	-0,03 (0,46)	-0,01 (0,83)	0,02 (0,58)	0,03 (0,39)	0,03 (0,43)	0,04 (0,34)
Median	-0,01 (0,82)	-0,05 (0,16)	-0,03 (0,45)	-0,01 (0,88)	0,01 (0,68)	0,03 (0,34)	0,02 (0,47)	0,03 (0,43)
0,75	-0,01 (0,74)	-0,03 (0,24)	-0,02 (0,52)	0,00 (0,88)	0,00 (0,87)	0,03 (0,21)	0,01 (0,78)	0,00 (0,99)
0,99	-0,01 (0,91)	0,03 (0,72)	0,01 (0,88)	0,03 (0,67)	-0,05 (0,45)	0,02 (0,65)	-0,05 (0,37)	-0,09 (0,11)

0,01: 1 %-Quantil. 0,25: 25 %-Quantil. 0,75: 75 %-Quantil. 0,99: 99 %-Quantil. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Die nichtstandardisierten Quantile von $vote_t$ können Tabelle 27 entnommen werden. Zur Berechnung der p-Werte werden 8.382 Freiheitsgrade angenommen.

Um die Gültigkeit der Ergebnisse im Hinblick auf den marginalen Effekt von cg_t auf $|cf_n3_{t+1}|$ zu überprüfen, wird (92) mit Stimmrechtsanteilen geschätzt, die nicht vereinheitlicht werden. Es stellen sich keine signifikanten Interaktionsterme ein (Tabelle 75 in Abschnitt 6.9). Es kann auch anders als oben beschrieben kein signifikanter marginaler Effekt

selbst bei sehr hohen Stimmrechtsanteilen ermittelt werden: Bei einem angenommenen Stimmrechtsanteil von 100 % beläuft sich der p-Wert des marginalen Effekts von cg_t auf $|cf_n3_{t+1}|$ auf 12 %.

Der DCGK besteht, wie in 4.3 beschrieben, aus sechs Abschnitten mit Empfehlungen. Jeder Abschnitt kann als eigener Empfehlungskatalog angesehen werden, dessen Befolgung gewichtet mit der Anzahl der Empfehlungen des jeweiligen Abschnitts in cg_t eingeht. Das hat zur Folge, dass Abschnitte mit weniger Empfehlungen weniger stark die Befolungsquote beeinflussen als solche mit einer größeren Anzahl an Empfehlungen. Bspw. weist der Abschnitt zwei (Aktionäre und Hauptversammlung) des DCGK i. d. F. vom 14.06.2007 fünf Empfehlungen im Vergleich zu Abschnitt fünf (Aufsichtsrat) mit 35 Empfehlungen auf. Um von der Anzahl der Empfehlungen in einem Abschnitt zu abstrahieren, wird die Variable cg_gg_t gebildet, die sich aus dem arithmetischen Mittel der sechs separaten Befolungsquoten der sechs Abschnitte des DCGK berechnet. cg_gg_t hat den Vorteil, dass die in den einzelnen Abschnitten des DCGK adressierten Themen gleichgewichtet werden, die Bedeutung eines Themas sich demzufolge nicht nach der Anzahl der Empfehlungen bemisst. cg_gg_t und cg_t weisen einen Korrelationskoeffizienten nach Pearson von 0,86 auf, so dass konstatiert werden kann, dass die beiden Variablen in einem gewissen Umfang die Güte der CG anders messen.

Es wird die folgende Gleichung (95) geschätzt.

$$(95) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1 cg_gg_{i,t} + a_2 vote_{i,t} + a_3 nstd1_{i,t} + a_4 nstd2_{i,t} + a_5 nstd3_{i,t} + a_6 \#anlst_{i,t} + a_7 horzn_{i,t} + a_8 beta_{i,t} + a_9 std_resi_{i,t} + a_{10} lev_{i,t} + a_{11} mv_{i,t} + a_{12} finc_i + a_{13} dax_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

mit cg_gg_t Arithmetisches Mittel der Befolungsquoten der sechs Abschnitte des DCGK im Zeitpunkt t

In Tabelle 76 finden sich die Ergebnisse einer Schätzung der Gleichung (95) mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern. Wie in den Tabellen 36 und 37 ist für die insgesamt acht News-Variablen kein Koeffizient von cg_gg_t signifikant unterschiedlich von null.

Aufbauend auf dem vorangehenden Robustheitstest werden die sechs Befolungsquoten der jeweils sechs Abschnitte des DCGK einzeln in die zu schätzende Gleichung (96) aufgenommen. Mit einer Schätzung von Gleichung (96) wird die Verdichtung der Empfehlungen zu einem einzigen, eindimensionalen Rating aufgehoben. Larcker et al. (2007) extrahieren aus 39 CG-

Variablen 14 Faktoren, was als Zeichen für die Mehrdimensionalität von CG gewertet werden kann.³⁶⁹

$$(96) \quad \text{abhängige Variable}_{i,t+1} = a_0 + a_1cg2_{i,t} + a_2cg3_{i,t} + a_3cg4_{i,t} + a_4cg5_{i,t} + a_5cg6_{i,t} + a_6cg7_{i,t} + a_7vote_{i,t} + a_8nstd1_{i,t} + a_9nstd2_{i,t} + a_{10}nstd3_{i,t} + a_{11}\#anlst_{i,t} + a_{12}horizn_{i,t} + a_{13}beta_{i,t} + a_{14}std_resi_{i,t} + a_{15}lev_{i,t} + a_{16}mv_{i,t} + a_{17}finc_i + a_{18}dax_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

- mit
- $cg2_t$ Befolungsquote des zweiten Abschnitts des DCGK (Aktionäre und Hauptversammlung) im Zeitpunkt t
 - $cg3_t$ Befolungsquote des dritten Abschnitts des DCGK (Zusammenwirken von Vorstand und Aufsichtsrat) im Zeitpunkt t
 - $cg4_t$ Befolungsquote des vierten Abschnitts des DCGK (Vorstand) im Zeitpunkt t
 - $cg5_t$ Befolungsquote des fünften Abschnitts des DCGK (Aufsichtsrat) im Zeitpunkt t
 - $cg6_t$ Befolungsquote des sechsten Abschnitts des DCGK (Transparenz) im Zeitpunkt t
 - $cg7_t$ Befolungsquote des siebten Abschnitts des DCGK (Rechnungslegung und Abschlussprüfung) im Zeitpunkt t

Ein Vorteil der separaten Betrachtung der sechs (Teil-)Befolungsquoten ist, dass mögliche, sich gegenseitig aufhebende Wirkungen identifiziert werden können. In Tabelle 39 findet sich eine Übersicht zu den linearen Zusammenhängen der sechs Befolungsquoten. Zum einen sind die Korrelationskoeffizienten und Rangkorrelationen in jedem Fall signifikant und positiv. Zum anderen fallen sie mit einem Korrelationskoeffizienten von maximal 0,36 zwischen $cg5_t$ und $cg7_t$ nicht übermäßig stark aus, was eine separate Aufnahme der sechs Variablen in ein Regressionsmodell angemessen erscheinen lässt.

Tabelle 39: Korrelation der Befolungsquoten der sechs Abschnitte des Deutschen Corporate Governance Kodexes

	$cg2_t$	$cg3_t$	$cg4_t$	$cg5_t$	$cg6_t$	$cg7_t$
$cg2_t$		0,13 (0,00)	0,06 (0,00)	0,17 (0,00)	0,09 (0,00)	0,10 (0,00)
$cg3_t$	0,13 (0,00)		0,19 (0,00)	0,17 (0,00)	0,22 (0,00)	0,18 (0,00)
$cg4_t$	0,06 (0,00)	0,18 (0,00)		0,24 (0,00)	0,14 (0,00)	0,09 (0,00)
$cg5_t$	0,17 (0,00)	0,32 (0,00)	0,32 (0,00)		0,22 (0,00)	0,36 (0,00)
$cg6_t$	0,03 (0,00)	0,16 (0,00)	0,22 (0,00)	0,24 (0,00)		0,24 (0,00)
$cg7_t$	0,14 (0,00)	0,21 (0,00)	0,03 (0,00)	0,33 (0,00)	0,21 (0,00)	

Oberhalb der Diagonalen finden sich Korrelationskoeffizienten nach Pearson, unterhalb der Diagonalen Rangkorrelationen nach Spearman. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

³⁶⁹ Larcker et al. (2007), S. 965. Vgl. auch Bassen et al. (2006), S. 388-394 und Stiglbauer (2011), S. 32f, die jeweils auch die sechs Abschnitte des DCGK separat untersuchen.

Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 77 im Anhang. Für jede der sechs CG-Variablen wird mindestens ein signifikanter Koeffizient beobachtet. Für $cg4_t$ bis $cg7_t$ widersprechen diese jedoch den Hypothesen H I, H III und H IV mit einem negativen Vorzeichen für die unveränderten Cashflow-News cf_n2_{t+1} und positiven Vorzeichen für die absoluten Return- und Cashflow-News.

Die Variable $cg2_t$, die die Empfehlungen zum Thema „Aktionäre und Hauptversammlung“ umfasst, weist einen signifikant negativen Koeffizienten für $|r_neu_{t+1}|$ als abhängige Variable auf, was die Hypothese H III stützt. Höhere Werte für $cg3_t$ mit den Empfehlungen zum Zusammenwirken von Vorstand und Aufsichtsrat gehen mit niedrigeren absoluten Return- und Cashflow-News einher (Hypothesen H III und H IV). Die Ergebnisse heben sich von denen der anderen (Robustheits-)Tests ab, in denen ebenfalls zweidimensional geclusterte Standardfehler angewendet werden, die überwiegend auf nicht hypothesenkonforme Zusammenhänge zwischen der Güte der CG und den Return- und Cashflow-News hindeuten.³⁷⁰

4.11 Zwischenfazit

In Kapitel 4 liegt das Hauptaugenmerk auf der Untersuchung des Einflusses der CG auf die Return- und Cashflow-News. Der umfassende Literaturüberblick in 4.2 gliedert sich in drei Abschnitte und zeigt eine Reihe von Lücken auf, die mit der eigenen Forschung geschlossen werden: Es ist bislang nicht beleuchtet worden, welchen Einfluss ein CG-Rating jeweils auf die Return-News, auf die Abweichung zwischen Analystenprognosen und realisierten Gewinnen in Deutschland und auf die Anpassungen von Analystenprognosen hat.

Die Operationalisierung des Begriffs CG beruht auf dem DCGK und das Maß für die Güte der CG auf der Befolgung der Empfehlungen des DCGK. Die Empfehlungen gliedern sich in sechs Abschnitte, in denen sich die Regierungskommission DCGK bspw. mit der Arbeit des Vorstands und des Aufsichtsrats (Abschnitt drei bzw. vier) oder mit der Rechnungslegung und der Abschlussprüfung (Abschnitt sieben) befasst. Mit dem DCGK werden somit unterschiedliche Anknüpfungspunkte für eine gute CG behandelt. Die institutionellen Grundlagen des DCGK werden in 4.3 vorgestellt. Im Abschnitt 4.4 werden mit den Arbeiten von Harris und Raviv (2008), Easley und O'hara (2004) sowie Garmaise und Liu (2005) theoretische Erklärungsansätze für den Zusammenhang zwischen CG und unterschiedlichen Ausprägungen von Unternehmensperformance präsentiert.³⁷¹ Es ist zu konstatieren, dass es kein passendes Modell gibt,

³⁷⁰ Die Ausnahmen stellen die Ergebnisse für die Stichproben mit den am stärksten winsorientierten Beobachtungen der Return- und Cashflow-News sowie der Befolgungsquote (Tabelle 67, Panel C) und für die Zeit nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 (Tabelle 68, Panel C) dar.

³⁷¹ Vgl. Harris und Raviv (2008), Easley und O'hara (2004) sowie Garmaise und Liu (2005).

das für die Hypothesenbildung des Forschungsvorhabens herangezogen werden kann. Aus diesem Grund werden ebenfalls in 4.4 Überlegungen darüber angestellt, wie CG auf die (absoluten) Return- und Cashflow-News zu wirken hat, um den Unternehmenswert als die aus Sicht der Investorinnen relevante Zielgröße zu maximieren. In 4.5 schließt sich die Beschreibung des Untersuchungsdesigns an. Die vier zu untersuchenden Hypothesen werden aufgestellt, das ökonomische Modell in allgemeiner Form umrissen sowie der Umgang mit potentieller Endogenität thematisiert. Die verwendeten Variablen sind Gegenstand von Abschnitt 4.6. Es wird in 4.6.1 die Ermittlung des CG-Ratings als die Befolgung der Empfehlungen des DCGK erörtert und unter Bezugnahme auf die Arbeit von Kaspereit et al. (2015) dargelegt, warum die Befolungsquote ein relevanter (Risiko-)Faktor ist.³⁷² Die Schilderung der Ermittlung der Return- und Cashflow-News erfolgt in 4.6.2 und die der restlichen Variablen in 4.6.3. Die Genese der Stichprobe wird in 4.7 dargelegt.

Die Stichprobe wird in 4.8 beschrieben. Wie in anderen Studien auch werden für die Unternehmen der Aktienindizes DAX und MDAX über den Zeitraum Januar 2003 bis Juni 2014 hohe Befolgungsniveaus beobachtet. Die häufigste Beobachtung ist die vollständige Befolgung aller Empfehlungen der jeweiligen Fassung des DCGK.

Erste univariate Zusammenhänge zwischen den News- und erklärenden Variablen sowie untereinander werden in 4.9 vorgestellt. Die in den Hypothesen formulierten erwarteten Zusammenhänge zwischen der Befolgung der Empfehlungen des DCGK cg_t stellen sich der Korrelationsanalyse in 4.9.1 nach bis auf eine Ausnahme nicht ein.³⁷³ cg_t korreliert dagegen mit allen anderen erklärenden Variablen signifikant. Die Portefeuille-Analyse in 4.9.2 auf Basis der Befolungsquote lässt auf einen negativen und den Erwartungen entsprechenden Zusammenhang zwischen $|r_neu_{t+1}|$ und $|cf_n3_{t+1}|$ und cg_t schließen. Die univariate Regression in 4.9.3 mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern liefert vergleichbare Ergebnisse zum Zusammenhang zwischen den News und der Befolgung der Empfehlungen des DCGK wie die Korrelationsanalyse.

Die multivariate Regression in 4.10 bildet das Kernstück des Kapitels 4. Die unveränderten News werden in 4.10.1 beleuchtet. Die Null-Hypothesen zu H I und H II können auf Grundlage der Ergebnisse aus 4.10.1 nicht verworfen werden, weil keine signifikanten Koeffizienten von cg_t beobachtet werden. Von den unveränderten News weisen die Kontrollvariablen von r_neu_{t+1} die meisten signifikanten Koeffizienten auf, wobei lediglich 2,98 % der Varianz von

³⁷² Vgl. Kaspereit et al. (2015).

³⁷³ Vgl. die Rangkorrelation zwischen $|cf_n3_{t+1}|$ und cg_t in Tabelle 33.

r_neu_{t+1} erklärt wird. Es zeigen sich z. T. unstimmmige Ergebnisse: $nstd2_t$ hat einen negativen Koeffizienten, $nstd3_t$ dagegen einen positiven. Gleiches gilt für std_resi_t und $beta_t$, die beide den Zusammenhang zwischen den Aktienrenditen der Unternehmen und den Renditen des Gesamtmarktes widerspiegeln wie auch für dax_t und mv_t als Maße für die Versorgung der Kapitalmarktteilnehmer mit Informationen. Die absoluten News werden in 4.10.2 betrachtet. Auch für sie weist cg_t keinerlei signifikante Koeffizienten auf, welche die Hypothesen H III und H IV stützen. Es werden im Vergleich (abgesehen von $|cf_n3_{t+1}|$) mehr signifikante Koeffizienten der Kontrollvariablen als bei den unveränderten News beobachtet und es wird jeweils ein größerer Teil der Varianz der Return- und Cashflow-News erklärt. Zahlreiche signifikante Koeffizienten weisen im Übrigen Vorzeichen auf, die den formulierten Erwartungen über den Zusammenhang zwischen Kontrollvariablen und absoluten Return- und Cashflow-News entsprechen.

In 4.10.3 werden Robustheitstests und weitere Analysen vorgestellt, um die Gültigkeit der Ergebnisse aus den beiden vorangehenden Abschnitten zu überprüfen und zu vertiefen. Für jede der acht betrachteten News-Variablen zeigt sich in mindestens einer Untersuchung ein signifikanter Koeffizient von cg_t mit dem erwarteten Vorzeichen, was als schwache Evidenz für die Gültigkeit der Hypothesen H I bis H IV zu werten ist.

Signifikante und hypothesenkonforme Koeffizienten von cg_t treten bei den Untersuchungen auf, in denen die Dimension Unternehmen nicht mit Clustering, sondern durch Dummy-Variablen berücksichtigt wird. Neben den beiden Robustheitstests, in denen Unternehmens-Dummy-Variablen bzw. Zeit- und Unternehmens-Dummy-Variablen aufgenommen werden, handelt es sich um das dynamische Modell nach Wintoki et al. (2012) mit jeweils zwei vergangenen Ausprägungen der abhängigen News-Variablen als zusätzliche erklärende Variablen und die ausschließliche Untersuchung von Finanzunternehmen.³⁷⁴

Werden zweidimensional geclusterte Standardfehler genutzt, stellt sich für die am stärksten winsorientierten Beobachtungen und für die Zeit nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 jeweils ein signifikanter Koeffizient ein. Für $|r_neu_{t+1}|$ bzw. für alle absoluten Return- und Cashflow-News werden signifikante Ergebnisse mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern bei der Befolgung der Empfehlungen der Abschnitte zwei und drei des DCGK beobachtet. Die beiden Abschnitte, die den Themen „Aktionäre und Hauptversammlung“ und „Zusammenwirken von Vorstand und Aufsichtsrat“ gewidmet sind, umfassen im Untersuchungszeit-

³⁷⁴ Vgl. Wintoki et al. (2012), S. 596-599.

raum zwischen drei und sechs Empfehlungen. Sie sind die Abschnitte mit den wenigsten Empfehlungen.³⁷⁵ Einem Management, das die absoluten Return- und Cashflow-News reduzieren möchte, steht mit der Umsetzung der Empfehlungen der Abschnitte zwei und insbesondere drei des DCGK somit auf Grundlage der Untersuchungsergebnisse ein effektives Instrument zu Verfügung. Die Umsetzung der anderen Abschnitte mit mehr Empfehlungen und mit einem tendenziell höheren Umsetzungsaufwand erscheint wenig sinnvoll, wenn die absoluten Return- und Cashflow-News wertsteigernd beeinflusst werden sollen.

In der Gesamtbetrachtung aller multivariaten Untersuchungen können trotz der vereinzelt signifikanten Koeffizienten in den Robustheitstests in Abschnitt 4.10.3 die vier Null-Hypothesen für die unveränderten (H I und H II) und absoluten News-Variablen (H III und H IV) zum Zusammenhang zwischen der Befolgung der Empfehlungen des DCGK als Maß für die Güte der CG und den Cashflow- und Return-News nicht verworfen werden.

Dadurch, dass sich in Kapitel 4 die Variable cf_n1_{t+1} zu 99,07 % aus Abweichungen zwischen Gewinnprognosen und realisierten Gewinnen ergibt, tragen die Forschungsergebnisse auch zum Verständnis darüber bei, wie die Güte der CG auf die Prognoseperformance von Analysten wirkt.

Das Kapitel 4 leistet ferner, losgelöst von der Betrachtung der CG, einen weiteren Beitrag zur Forschung: Für den deutschen Kapitalmarkt werden erstmalig mit der Standardabweichung der Gewinnerwartungen ($nstd2_t$ und $nstd3_t$), dem Beta-Faktor $beta_t$ und der Marktkapitalisierung mv_t jeweils signifikante Zusammenhänge mit den unveränderten und absoluten Return-News identifiziert.³⁷⁶ Die signifikanten Ergebnisse für die Gesamtheit aller Kontrollvariablen der Return- und Cashflow-News in Verbindung mit dem Stichprobenumfang sprechen zudem dagegen, dass es sich bei den News um ein reines Rauschen, also um vollkommen zufällige Veränderungen handelt, die unabhängig von Faktoren im Zeitpunkt t sind.

Auch wenn mit dem dynamischen Modell nach Wintoki et al. (2012) in zwei unterschiedlichen Umsetzungen möglichen Quellen von Endogenität begegnet wird, ist nicht auszuschließen, dass die in 4.5 dargestellte und in Tabelle 25 zusammengefasste konservative Verzerrung der Koeff-

³⁷⁵ Die Ausnahmen bilden die Fassungen des DCGK vom 13.05.2013 und vom 24.06.2014, in denen der Abschnitt sechs (Transparenz) jeweils fünf Empfehlungen umfasst. Die Abschnitte zwei und drei enthalten in diesen Fassungen des DCGK jeweils drei bzw. ebenfalls fünf Empfehlungen.

³⁷⁶ Vgl. die Tabellen 36 und 37. Die Erkenntnis, dass Return-News für den deutschen Kapitalmarkt noch nicht untersucht wurden, ergibt sich aus der Literaturübersicht in 4.2.1.1.

fizienten durch eine umgekehrte Kausalität zu falschen Schlussfolgerungen über den Zusammenhang zwischen CG und News führt.³⁷⁷ Für zukünftige Forschung bietet sich neben der Nutzung anderer ökonomischer Methoden ein weiterer Ansatzpunkt, indem zusätzlich zu den beiden verwendeten Varianten weitere alternative Ermittlungsmethoden für die Return- und Cashflow-News eingesetzt werden.³⁷⁸ Ebenso ist die Verwendung weiterer und/oder alternativ ermittelter Kontrollvariablen naheliegend.³⁷⁹

Forschungsbedarf besteht bspw. auch im Hinblick auf die Untersuchung des Einflusses der Qualität der Erläuterungen bei Abweichungen von den Empfehlungen des DCGK auf Return- und Cashflow-News, um auch den zweiten Teil von comply or explain zu berücksichtigen. Im vorliegenden Kapitel wird mit der Befolgung der Empfehlungen des DCGK der erste Teil (comply) beleuchtet.³⁸⁰ Um die Ergebnisse weiter zu validieren, kann überdies ein CG-Rating herangezogen werden, das weder an die Befolgung der Empfehlungen und/oder der Anregungen noch an die Erläuterungen bei Abweichungen anknüpft. Denkbar wäre zu diesem Zweck die Nutzung eines kommerziellen CG-Ratings, wobei diese Art von Ratings in der Literatur nicht unkritisch gesehen wird.³⁸¹

³⁷⁷ Vgl. Wintoki et al. (2012), S. 596-599.

³⁷⁸ Vgl. Khimich (2017), die unterschiedliche Methoden zur Bestimmung der Return- und Cashflow-News miteinander vergleicht. Die eigene Ermittlung der Cashflow-News in den Kapiteln 3 und 4 weist die größten Parallelen zu der Methode auf, die von Khimich (2017), S. 31f, 49f als überlegen identifiziert wird.

³⁷⁹ Vgl. bspw. Ziemer (2018), S. 184-258 zu den Freiheitsgraden bei der Schätzung von $\beta_{i,t}$ und damit auch von $std_resi_{i,t}$.

³⁸⁰ Vgl. Graf und Stiglbauer (2008), S. 286f, die neben der Befolgung von Empfehlungen auch Erläuterungen bei der Nichtbefolgung von Empfehlungen auswerten.

³⁸¹ Vgl. Bassen et al. (2006), S. 381 oder Bassen et al. (2009), S. 391, die jeweils auch die Befolgung der Anregungen des DCGK untersuchen, und Mustaghni (2012), S. 86f, der Daten des Anbieters RiskMetrics verwendet. Vgl. auch Daines et al. (2010), S. 460f, die das Rating von RiskMetrics und drei weitere Ratings untersuchen und u. a. eine geringe Prognosekraft im Hinblick auf Bilanzkorrekturen und Rechtsstreitigkeiten sowie eine geringe Korrelation der Ratings untereinander feststellen.

5 Fazit

Die EKK sind neben den erwarteten Zahlungsüberschüssen einer der beiden Parameter, die es für die Bewertung von Residualansprüchen aus Investitionen in Unternehmen zu bestimmen gilt. Anders als die erwarteten Zahlungsüberschüsse sind die EKK deutlich häufiger Gegenstand von Debatten zwischen und unter Forschern und Praktikern. Auch wenn sich mit dem Beta-Faktor eine gewisse best practice herausgebildet hat, kann die Diskussion über die korrekte Bestimmung der EKK nicht als abgeschlossen betrachtet werden. Eine Alternative zum Beta-Faktor oder der Nutzung realisierter Aktienrenditen stellen die iEKK dar, die aus Börsenkursen und Analystenschätzungen über Gewinne oder Dividenden als interne Zinsfüße abgeleitet werden. Die iEKK haben Eingang in die empirische Forschung gefunden, ihre Validität im Sinne einer Übereinstimmung mit den von den Kapitalmarktteilnehmern erwarteten Renditen wird aber vor allem auf Grundlage der Ergebnisse von EM05 in Zweifel gezogen.

Der erste Teil der Arbeit mit den beiden Kapiteln 2 und 3 ist der Erforschung der Validität der iEKK gewidmet. In Kapitel 2 erfolgt eine kritische Auseinandersetzung mit der Arbeit von EM05 und in Kapitel 3 eine eigene empirische Untersuchung der Validität der iEKK für den deutschen Kapitalmarkt. In beiden Kapiteln werden realisierte Renditen, iEKK als Surrogate für die erwartete Rendite sowie Return- und Cashflow-News als Maße für die unerwartete Rendite zueinander ins Verhältnis gesetzt.

Unternehmen sind Organisationsformen, die auf dauerhafte Kooperation ausgelegt sind und auf den Prinzipien der Delegation und Arbeitsteilung aufbauen. So wie innerhalb eines Unternehmens Aufgaben delegiert werden, kann auch die Aufgabe der Führung des Unternehmens als Ganzes von den Eigentümerinnen an ein Management delegiert werden. Die Delegation erfolgt u. a., um Spezialisierungsvorteile bei der Führung von Unternehmen aufseiten des Managements und bei der Verwaltung von Beteiligungen, z. B. durch Portefeuille-Bildung, aufseiten der Eigentümerinnen zu realisieren. Ein Nachteil der Delegation besteht darin, dass das Management potentiell opportunistisch und somit nicht im Interesse der Eigentümerinnen handelt. Mithilfe von Kontrollen und Anreizinstrumenten zur Angleichung der Interessen kann das opportunistische Verhalten des Managements reduziert werden. CG setzt an diesem Punkt mit einer Bandbreite an Maßnahmen zur Kontrolle und Interessensangleichung an.

Im zweiten Teil der Arbeit in Kapitel 4 steht anders als in Teil eins nicht die Frage der Validität der iEKK im Vordergrund. Sie wird für die betrachteten Return- und Cashflow-News als gegeben angenommen. Es wird untersucht, inwiefern die Güte der CG, gemessen mit der Befolgung der Empfehlungen des DCGK, und weitere Faktoren Einfluss auf unveränderte und absolute

Return- und Cashflow-News haben. Da Return- und Cashflow-News die unerwarteten Elemente der realisierten Rendite sind, gibt Kapitel 4 Aufschluss darüber, in welchem Zusammenhang CG und die unerwartete Veränderung des Unternehmenswertes stehen. Es wird ergo eine andere Perspektive als im ersten Teil der Arbeit auf das Thema Unternehmensbewertung eingenommen.

Die Ergebnisse dieser Arbeit liegen auf der Schnittstelle der Forschungsströmungen Unternehmensbewertung, Accounting und CG. Der Beitrag zur Forschungsströmung Accounting ergibt sich aus der Ermittlung der iEKK aus Gewinnschätzungen von Analysten, aus der Nutzung des Rechnungslegungs-basierten Residualgewinnmodells, bei fehlenden Prognosen aus der Ableitung der Dividendenerwartungen aus Gewinnschätzungen sowie aus der festgestellten Validität der iEKK als Maß für den zentralen Bewertungsparameter EKK.

Die Verbindung zwischen dem ersten und zweiten Teil der Arbeit zeigt sich neben der (jeweils unterschiedlichen) Betrachtung des Themas Unternehmensbewertung darin, dass in den Kapiteln 3 und 4 z. T. dieselben Testmethoden und dieselben Variablen verwendet werden. Methodisch werden in der Arbeit ebenfalls zwei unterschiedliche Schwerpunkte gesetzt: Die Auseinandersetzung mit der Arbeit von EM05 in Kapitel 2 ist anders als die eigene empirische Forschung in den Kapiteln 3 und 4 konzeptionell geprägt. Theoretisches Fundament aller Kapitel ist die Zerlegung der realisierten Rendite in die erwartete (iEKK) und unerwartete Rendite (Return- und Cashflow-News).

In Kapitel 2 wird im ersten Schritt der Ansatz von EM05 vorgestellt, auf dessen Grundlage EM05 zu der Einschätzung gelangen, dass die untersuchten iEKK-Varianten eine geringe Validität aufweisen. Nach der Vorstellung anderer Arbeiten zur Validitätsbeurteilung wird als erster wesentlicher Forschungsbeitrag des Kapitels 2 über die Kritik von BPW eine eigene Würdigung des Ansatzes von EM05 herausgearbeitet. EM05 interpretieren ihre eigenen Ergebnisse nur unvollständig, weil sie nicht zwischen dem Koeffizienten einer Variable und ihrem marginalen Effekt differenzieren. EM05 lassen die (logarithmierten) iEKK im Zeitpunkt t li_ekk_t zweimal in ihr ökonometrisches Modell eingehen: Einmal als zu untersuchende Variable für die iEKK und ein zweites Mal als Teil der Return-News, die als Kontrollvariable fungieren. Dadurch, dass li_ekk_t zweimal im ökonometrischen Modell von EM05 auftritt, sind auch beide Koeffizienten bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen.

Der zweite wesentliche Forschungsbeitrag in Kapitel 2 besteht darin, analytisch zu zeigen, warum EM05 für Unternehmen mit unterschiedlichen Wachstumsaussichten zu unterschiedlichen

Einschätzungen über die Validität der iEKK kommen. Als dritter wesentlicher Beitrag in Kapitel 2 werden die Ergebnisse von EM05 neu interpretiert. Die Neuinterpretation beschränkt sich nicht auf Koeffizienten oder Kombinationen der Koeffizienten, sondern umfasst auch eine Rekonstruktion der Standardfehler. Dies ermöglicht Aussagen darüber, ob die marginalen Effekte von li_ekk_t auf die realisierte Rendite in EM05 signifikant unterschiedlich von null sind. Für fünf der sieben von EM05 betrachteten iEKK-Varianten wird ein signifikant positiver Koeffizient ermittelt, was den Interpretationsfehler von EM05 auch anhand ihrer eigenen Ergebnisse verdeutlicht. Ausgehend von den festgestellten Defiziten des Ansatzes von EM05 wird als vierter wesentlicher Forschungsbeitrag des Kapitels ein alternativer empirischer Ansatz entwickelt, mit dem Interpretationsschwierigkeiten vermieden werden und der in Kapitel 3 zur Anwendung kommt.

Kapitel 3 knüpft mit einer eigenen empirischen Untersuchung der Validität der iEKK an Kapitel 2 an. Ein Überblick bestehender Literatur zum Zusammenhang von iEKK und realisierten Renditen (mit jeweils einheitlicher Methodik) stellt den ersten wesentlichen Forschungsbeitrag von Kapitel 3 dar. Aus dem Überblick wird der Forschungsbedarf abgeleitet. Es zeigt sich, dass es zum einen kaum Veröffentlichungen zur Validität von iEKK für den deutschen Kapitalmarkt gibt. Zum anderen gibt es keine Beiträge, die die in Kapitel 2 identifizierten Defizite aufnehmen. Nach der Beschreibung der acht iEKK-Varianten als Surrogate für die erwartete Rendite und der anderen Variablen folgt die Darstellung der Genese der Stichprobe mit 455 Unternehmen über den Zeitraum Oktober 1993 bis Juni 2014 und damit insgesamt 22.427 Unternehmensmonaten. Die deskriptive Statistik charakterisiert die Stichprobe, während mit der univariaten Analyse erste Zusammenhänge zwischen den Variablen aufgezeigt werden.

Das Kernstück mit dem zweiten wesentlichen Beitrag des Kapitels stellt die multivariate Regressionsanalyse dar, in der mit zahlreichen (Robustheits-)Tests die Validität der iEKK-Varianten untersucht wird. Es ist festzustellen, dass mit Ausnahme von $i_ekk_{pe,t}$ alle Varianten in allen (Robustheits-)Tests unter Berücksichtigung von Return- und Cashflow-News einen signifikanten Zusammenhang mit der realisierten Rendite aufweisen und somit als valide anzusehen sind. Besonders sticht die iEKK-Variante nach Gebhardt et al. (2001) hervor.³⁸² Diese weist in den meisten (Robustheits-)Tests den stärksten Zusammenhang mit den realisierten Renditen auf.

In zwei weiteren Analysen wird zum einen der Zusammenhang zwischen iEKK und Risikofaktoren und zum anderen der zwischen der Validität der iEKK und den Wachstumserwartungen

³⁸² Vgl. Gebhardt et al. (2001).

beleuchtet. Der dritte wesentliche Beitrag des Kapitels 3 ist die Erkenntnis, dass die sieben Risikofaktoren überwiegend signifikante Zusammenhänge in den erwarteten Wirkungsrichtungen mit den validen iEKK aufweisen, so dass grundsätzlich von einer korrekten Spezifikation der Risikofaktoren auszugehen ist. Dies gilt insbesondere für den Verschuldungsgrad, die Marktkapitalisierung und die Standardabweichung der Analystenschätzungen und in eingeschränktem Maße für den Beta-Faktor und das idiosynkratische Risiko. Durch die Untersuchung der Validität der iEKK herrscht Klarheit darüber, dass keine (zweite) Validierung der iEKK erfolgt, sondern die Risikofaktoren auf ihre korrekte Spezifikation untersucht werden. Der empirische Zusammenhang zwischen den Wachstumserwartungen und der Validität der iEKK wird mit den analytischen Überlegungen aus Kapitel 2 verglichen und stellt den vierten wesentlichen Forschungsbeitrag des Kapitels dar. Es zeigt sich für einen Teil der iEKK-Varianten der erwartete signifikant negative Zusammenhang zwischen dem Einfluss der iEKK im Zeitpunkt t auf die realisierte Rendite und den Wachstumserwartungen. Anders als angenommen, variiert die Wirkung aber nicht mit der Höhe der Wachstumserwartungen.

In Kapitel 4 wird mit der Untersuchung des Einflusses der Güte der CG, gemessen mit der Befolgung der Empfehlungen des DCGK, auf die Return- und Cashflow-News der Fokus auf die zwei unerwarteten Bestandteile der realisierten Rendite gerichtet, die in den beiden vorangehenden Kapiteln zur empirischen Validierung der iEKK genutzt werden. Der Forschungsbedarf leitet sich wie in Kapitel 3 aus einer Übersicht mit verwandter Literatur ab. Die Übersicht stellt den ersten wesentlichen Forschungsbeitrag des Kapitels dar. Es zeigen sich drei Forschungslücken: Bislang unerforscht war der jeweilige Einfluss eines CG-Ratings auf die Abweichung zwischen Analystenprognosen und realisierten Gewinnen in Deutschland sowie (ohne geografische Begrenzung) auf die Return-News und auf die Anpassung von Analystenschätzungen. Es werden unveränderte und absolute Return- und Cashflow-News untersucht.

Wie zu Beginn dieses Kapitels erwähnt, wird ein Teil der Variablen aus Kapitel 3 auch in Kapitel 4 verwendet. Zu den neu hinzukommenden Variablen gehört auch die Befolgung der Empfehlungen des DCGK. Die Variable wird als CG-Rating auf Grundlage einer eigenen manuellen Datenerhebung konstruiert. Die Stichprobe umfasst mit 75 Unternehmen und dem Untersuchungszeitraum Januar 2003 bis Juni 2014 insgesamt 8.394 Unternehmensmonate. Die deskriptive Statistik zeigt u. a. ein Ansteigen der Befolgung der Empfehlungen relativ zur Anzahl aller Empfehlungen des DCGK und gleichzeitig einen Anstieg der Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen. Ein Grund dafür ist, dass im Lauf der Zeit immer mehr Empfehlungen in den DCGK aufgenommen wurden. Der univariaten Analyse kann zwar entnommen werden, dass die Be-

folgungsquote zahlreiche signifikante Zusammenhänge mit anderen erklärenden Variablen aufweist. Bis auf eine Ausnahme lassen sich allerdings keine Belege für die angenommene Wirkung der Güte der CG auf die Return- und Cashflow-News finden.

Der zweite wesentliche Beitrag des Kapitels 4 stellt die Untersuchung der Hypothesen mittels multivariater Regressionen dar, wobei zwischen unveränderten und absoluten Return- und Cashflow-News differenziert wird. Es finden sich in der Basisuntersuchung keine Belege für einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Güte der CG und den Return- und Cashflow-News. In den zahlreichen Robustheitstests zeigen sich jedoch vereinzelt signifikante Zusammenhänge, die darauf hindeuten, dass die Befolgung der Empfehlungen des DCGK die unveränderten Return-News und die absoluten Return- und Cashflow-News reduziert sowie die unveränderten Cashflow-News erhöht. Für die langfristigen Cashflow-News cf_n3_{t+1} bzw. für deren absolute Variante gibt es mit signifikanten und erwartungskonformen Koeffizienten bei einer winsorisierten Stichprobe und für die Zeit nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 Hinweise dafür, dass Ausreißer bzw. zeitspezifische Unterschiede einen Einfluss auf die Ergebnisse haben. Dass nicht alle Empfehlungen des DCGK jeweils eine hypothesenkonforme Wirkung haben, wird bei der separaten Aufnahme der sechs Abschnitte des DCGK in das Regressionsmodell deutlich. Es zeigt sich jeweils ein signifikanter Einfluss der Befolgung der Empfehlungen zu den Themenkomplexen „Aktionäre und Hauptversammlung“ auf die absoluten Return-News und „Zusammenwirken von Vorstand und Aufsichtsrat“ auf die absoluten Return- und alle absoluten Cashflow-News. Ebenfalls signifikante und erwartungskonforme Koeffizienten für unveränderte Return- und Cashflow-News ergeben sich bei den Robustheitstests, in denen die Dimension Unternehmen nicht durch Clustering, sondern durch Dummy-Variablen berücksichtigt wird.

Ein zusätzlicher Beitrag des Kapitels 4 ist, losgelöst von der Untersuchung des Einflusses des CG-Ratings, die Erforschung von Determinanten der Return-News für den deutschen Kapitalmarkt. Der Beta-Faktor und die Marktkapitalisierung weisen am häufigsten einen signifikanten Zusammenhang mit den unveränderten und absoluten Return-News auf. Des Weiteren geben die Ergebnisse zu den kurzfristigen Cashflow-News cf_n1_{t+1} Aufschluss darüber, wie CG die Genauigkeit von Analystenprognosen beeinflusst.

Die vorliegende Arbeit schließt nicht nur bestehende Forschungslücken, es ergeben sich auch Implikationen für die Praxis, insbesondere für die in der Einleitung aufgeführten Bewertungsanlässe und für die Herausforderung Bewertung im Allgemeinen. Der best practice zur Ermittlung von EKK mit dem auf dem CAPM fußenden Beta-Faktor wird eine valide und empirisch

ermittelte Alternative in Form der iEKK gegenübergestellt. Ein Nachteil von iEKK besteht gewiss darin, dass für ihre Bestimmung Analystenschätzungen vorliegen müssen, wohingegen für Beta-Faktoren lediglich Kursinformationen gebraucht werden. Weitere Forschung kann in dem Punkt Abhilfe schaffen. Der Ansatz von Hou et al. (2012) oder ähnliche Ansätze können genutzt werden, um zukünftige Gewinne und Dividenden mithilfe historischer Daten und statistischer Prognosemodelle zu schätzen.³⁸³ Die sodann ermittelten iEKK können wie in Kapitel 3 auf ihre Validität untersucht werden.³⁸⁴

Für Managerinnen mit der Absicht, den Unternehmenswert und damit mittelbar auch die Gesamtwohlfahrt durch eine Reduktion der absoluten Cashflow- und Return-News zu maximieren, erscheint auf Grundlage der Ergebnisse aus Kapitel 4 eine Investition in die Verbesserung der CG im Sinne einer umfassenderen Befolgung der Empfehlungen des Abschnitts drei des DCGK ein lohnenswerter Ansatz.

Auch wenn mit der Arbeit eine Reihe von Forschungslücken geschlossen wird, besteht, wie in den Zwischenfazits beschrieben, weiterer Forschungsbedarf. Die in Kapitel 2 ausgeführten theoretischen Überlegungen können weiterentwickelt werden, indem funktionale Zusammenhänge zwischen den Modellparametern (EKK, Zahlungsüberschüsse und Wachstum der Zahlungsüberschüsse) und zwischen den Modellparametern und der Veränderung derselben berücksichtigt werden. Unabhängig von einer Weiterentwicklung des Modells können die Parameter mithilfe individueller Analystenschätzungen empirisch ermittelt werden, um die Varianz der Rendite zu schätzen.

In Kapitel 3 wird der deutsche Kapitalmarkt untersucht. Zukünftige Forschung kann das in Kapitel 2 beschriebene und in Kapitel 3 angewendete Untersuchungsdesign auf internationale Kapitalmärkte übertragen. Auch können neben den verwendeten Wachstumserwartungen andere Variablen in Interaktionsterme eingebaut werden, um weitere Determinanten des Einflusses der iEKK auf die realisierten Renditen ausfindig zu machen. Möglich sind auch zwei oder mehr Interaktionsterme oder solche, die die Wechselwirkung zwischen potentiellen Determinanten erfassen. Die untersuchten acht iEKK-Varianten können um weitere Varianten ergänzt werden, die sich bspw. durch eine endogene Ermittlung der Wachstumserwartungen auszeichnen. Um einen größeren Teil der Varianz der iEKK zu erklären, sind weitere oder alternativ ermittelte Risikofaktoren denkbar. So bietet bspw. die Ermittlung des Beta-Faktors und damit auch des

³⁸³ Vgl. Hou et al. (2012).

³⁸⁴ Vgl. Kaspereit et al. (2015), S. 350 mit unterschiedlich großen Stichproben für iEKK aus Gewinnschätzungen auf Basis des Modells von Hou et al. (2012) und auf Basis von Analystenschätzungen.

idiosynkratischen Risikos mit einer Vielzahl von Konkretisierungsentscheidungen ein weites Betätigungsfeld.

Dieselben Überlegungen gelten für Kapitel 4, um die Ergebnisse mit weiteren und/oder alternativen Kontrollvariablen und abhängigen Variablen zu vertiefen. Das CG-Rating als die zu untersuchende erklärende Variable kann durch die zusätzliche Erfassung der Befolgung der Anregungen des DCGK auf eine breitere Basis gestellt werden. Aufschlussreich wäre, die Kritik der Literatur außen vor gelassen, zudem der Einsatz eines kommerziellen CG-Ratings. Ob die Ergebnisse trotz des eingesetzten dynamischen Modells durch Endogenität verzerrt sind, kann mit anderen ökonometrischen Methoden eruiert werden.

6 Anhang

6.1 Herleitung der Varianz-Kovarianz-Matrix der Koeffizienten aus der Arbeit von Easton und Monahan (2005)

Zur Ermittlung der Varianz und damit des Standardfehlers des marginalen Effekts der iEKK auf die realisierte Rendite in Gleichung (15) wird, wie in Abschnitt 2.7 beschrieben, die Kovarianz zwischen den Koeffizienten β_1 und β_3 benötigt. Anders als die Varianzen der Koeffizienten, die aus den t-Werten in Tabelle 4 in EM05 berechnet werden können, werden die Kovarianzen der Koeffizienten in EM05 nicht angegeben. Sie sind in der Regel für die Interpretation der Ergebnisse von untergeordneter Bedeutung.³⁸⁵ Die fehlenden Informationen können jedoch mithilfe der Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen und den Varianzen der Koeffizienten rekonstruiert werden. Im Folgenden wird das allgemeine Vorgehen vorgestellt. Parallel dazu werden am Beispiel der iEKK-Variante von Claus und Thomas (2001) die drei Rechenwege für die Berechnung der jeweils drei angegebenen Kovarianzen je iEKK-Variante nachvollzogen.

Aus den t-Werten der Koeffizienten werden die Elemente auf der Hauptdiagonalen der Varianz-Kovarianz-Matrix der Koeffizienten $V(\beta)$ berechnet. Voraussetzung für die Anwendung von (97) auf die Koeffizienten ist jeweils der Test der Nullhypothese $H_0: \beta_k = 0, k = 1, 2, 3$. Dies trifft auf EM05 zu.³⁸⁶

$$(97) \quad \text{Var}(\beta_k) = \left(\frac{\beta_k}{t\text{-Wert}(\beta_k)} \right)^2, k = 1, 2, 3$$

mit $t\text{-Wert}$ t-Wert eines Koeffizienten

Für den Koeffizienten der iEKK-Variante von Claus und Thomas (2001) ergibt sich so eine Varianz von $0,160 = (0,1/0,25)^2$. Dieses Vorgehen kann für die zwei anderen im Folgenden betrachteten Variablen (Cash- und Return-News) wiederholt werden. Die drei bekannten Varianzen der Koeffizienten sind in (98) grau hinterlegt. Gesucht ist die Kovarianz der Koeffizienten β_1 (iEKK) und β_3 (Return-News), $\text{Cov}(\beta_1, \beta_3)$.

$$(98) \quad V(\beta) = \begin{pmatrix} \text{Var}(\beta_0) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_1) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_0, \beta_1) & \text{Var}(\beta_1) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_0, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Var}(\beta_2) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_0, \beta_3) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) & \text{Var}(\beta_3) \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} \text{Var}(\beta_0) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_1) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_0, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_0, \beta_1) & 0,160000 & \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_0, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & 0,003474 & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_0, \beta_3) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) & 0,000136 \end{pmatrix}$$

³⁸⁵ Vgl. EM05, S. 518.

³⁸⁶ Vgl. EM05, S. 517 und Wooldridge (2016), S. 116.

Gleichung (99) zeigt $V(\beta)$ in Matrixschreibweise.³⁸⁷

$$(99) \quad V(\beta) = s^2(X'X)^{-1}$$

s^2 ist der unverzerrte Schätzer für σ^2 , die Varianz der Schätzfehler, was für das weitere Vorgehen aber von keinerlei Bedeutung ist.³⁸⁸ X ist eine Matrix bestehend aus den vier Variablen (inklusive eines Vektors mit Einsen für die Ermittlung der Regressionskonstante) in den vier Spalten mit jeweils n Beobachtungen in den Zeilen (vgl. Gleichung (100)).³⁸⁹

$$(100) \quad X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & x_{13} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & x_{23} \\ 1 & x_{31} & x_{32} & x_{33} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & x_{n3} \end{pmatrix}$$

In (101) finden sich die einzelnen Elemente der Matrix $X'X$ in ausmultiplizierter Form.

$$(101) \quad X'X = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \\ x_{11} & x_{21} & x_{31} & \dots & x_{n1} \\ x_{12} & x_{22} & x_{32} & \dots & x_{n2} \\ x_{13} & x_{23} & x_{33} & \dots & x_{n3} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & x_{13} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & x_{23} \\ 1 & x_{31} & x_{32} & x_{33} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & x_{n3} \end{pmatrix}$$

$$= \begin{pmatrix} n & \sum_{i=1}^n x_{i1} & \sum_{i=1}^n x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i3} \\ \sum_{i=1}^n x_{i1} & \sum_{i=1}^n x_{i1}^2 & \sum_{i=1}^n x_{i1}x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i1}x_{i3} \\ \sum_{i=1}^n x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i1} & \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 & \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} \\ \sum_{i=1}^n x_{i3} & \sum_{i=1}^n x_{i3}x_{i1} & \sum_{i=1}^n x_{i3}x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 \end{pmatrix}$$

Die Inverse der 4x4-Matrix $X'X$ ermittelt sich nach (102) mit $|X'X|$ als der Determinanten und $adj(X'X)$ als der Adjunkten von $X'X$.³⁹⁰

$$(102) \quad (X'X)^{-1} = \frac{1}{|X'X|} adj(X'X)$$

Für die Varianz-Kovarianz-Matrix aller Koeffizienten $V(\beta)$ gilt durch das Einsetzen von (102) in (99) Gleichung (103).

$$(103) \quad V(\beta) = \frac{s^2}{|X'X|} adj(X'X)$$

Die Adjunkte kann mithilfe der Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen berechnet werden. Um dies zu belegen, ist die Adjunkte näher zu betrachten. Die Adjunkte einer Matrix ist die Transponierte der Kofaktormatrix einer Matrix. Da $X'X$ symmetrisch ist, hat das Transponieren

³⁸⁷ Vgl. Greene (2012), S. 62 oder Wooldridge (2016), S. 724.

³⁸⁸ Vgl. Wooldridge (2016), S. 726.

³⁸⁹ Vgl. Wooldridge (2016), S. 720.

³⁹⁰ Vgl. Sydsæter et al. (2018), S. 746.

keine weitere Relevanz: Die Adjunkte $adj(X'X)$ entspricht, wie in (104) dargestellt, der Kofaktormatrix $C(X'X)$.³⁹¹

$$(104) \quad adj(X'X) = \begin{pmatrix} C(X'X)_{11} & C(X'X)_{12} & C(X'X)_{13} & C(X'X)_{14} \\ C(X'X)_{21} & C(X'X)_{22} & C(X'X)_{23} & C(X'X)_{24} \\ C(X'X)_{31} & C(X'X)_{32} & C(X'X)_{33} & C(X'X)_{34} \\ C(X'X)_{41} & C(X'X)_{42} & C(X'X)_{43} & C(X'X)_{44} \end{pmatrix} = C(X'X)$$

(104) in (103) ergibt Gleichung (105).

$$(105) \quad V(\beta) = \frac{s^2}{|X'X|} C(X'X)$$

Die Entwicklung der Kofaktoren soll am Beispiel des Kofaktors $C(X'X)_{22}$ deutlich gemacht werden, mit dem $Var(\beta_1)$ berechnet wird. Aus $X'X$ ist die zweite Zeile und die zweite Spalte zu streichen, die Determinante der neu entstandenen 3x3-Matrix zu berechnen und diese sodann mit $-1^{2+2}=1$ zu multiplizieren.³⁹² Die Matrix $X'X$ aus EM05 ist unbekannt. Im nächsten Schritt wird deshalb gezeigt, dass der Kofaktor $C(X'X)_{22}$ auch aus den Varianzen und Kovarianzen der Variablen berechnet werden kann. Dazu wird in (106) der Kofaktor $C(X'X)_{22}$ entwickelt.

$$(106) \quad C(X'X)_{22} = -1^{2+2} * \begin{vmatrix} n & \sum_{i=1}^n x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i3} \\ \sum_{i=1}^n x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 & \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} \\ \sum_{i=1}^n x_{i3} & \sum_{i=1}^n x_{i3}x_{i2} & \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 \end{vmatrix}$$

$$= \frac{n \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 + \sum_{i=1}^n x_{i2} \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} \sum_{i=1}^n x_{i3} + \sum_{i=1}^n x_{i3} \sum_{i=1}^n x_{i2} \sum_{i=1}^n x_{i3}x_{i2} - \sum_{i=1}^n x_{i3}x_{i2} \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} n - \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 \sum_{i=1}^n x_{i2} \sum_{i=1}^n x_{i2} - \sum_{i=1}^n x_{i3} \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}}{n \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 + n^2 \bar{x}_2 \bar{x}_3 \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} + n^2 \bar{x}_2 \bar{x}_3 \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} - n(\sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3})^2 - n^2 \bar{x}_2^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - n^2 \bar{x}_3^2 \sum_{i=1}^n x_{i2}^2}$$

$$= \frac{n\{\sum_{i=1}^n x_{i2}^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - n\bar{x}_3^2 \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 - n\bar{x}_2^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - (\sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3})^2 + 2n\bar{x}_2\bar{x}_3 \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3}\}}{n \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 + n^2 \bar{x}_2 \bar{x}_3 \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} + n^2 \bar{x}_2 \bar{x}_3 \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} - n(\sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3})^2 - n^2 \bar{x}_2^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - n^2 \bar{x}_3^2 \sum_{i=1}^n x_{i2}^2}$$

Die Varianz des Koeffizienten der iEKK $Var(\beta_1)$ berechnet sich nach (107).

$$(107) \quad Var(\beta_1) = \frac{s^2}{|X'X|} C(X'X)_{22}$$

Der Kofaktor $C(X'X)_{22}$ entspricht der in (108) wiedergegebenen, zu beweisenden Kombination der Varianzen der Variablen x_2 und x_3 sowie der Kovarianz zwischen den beiden Variablen.

$$(108) \quad C(X'X)_{22} = \{Var(x_2)Var(x_3) - Cov(x_2, x_3)^2\}(n-1)^2n$$

³⁹¹ Vgl. Sydsæter et al. (2018), S. 689, 745f.

³⁹² Vgl. Sydsæter et al. (2018), S. 735f.

Zum Nachweis der Identität werden die Varianzen und die Kovarianz aus Gleichung (108) im ersten Schritt mithilfe des Verschiebungssatzes in (109) bis (111) notiert.³⁹³

$$(109) \quad \text{Var}(x_2) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{i2} - \bar{x}_2)^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n x_{i2}^2 - n\bar{x}_2^2)$$

$$(110) \quad \text{Var}(x_3) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{i3} - \bar{x}_3)^2 = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - n\bar{x}_3^2)$$

$$(111) \quad \text{Cov}(x_2, x_3) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_{i2} - \bar{x}_2)(x_{i3} - \bar{x}_3) = \frac{1}{n-1} (\sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3} - n\bar{x}_2\bar{x}_3)$$

Werden (109) bis (111) in (108) eingesetzt, ergibt sich (112) und damit dasselbe Ergebnis wie für den Kofaktor $C(X'X)_{22}$ in (106), womit die Gültigkeit von (108) belegt ist.

$$(112) \quad C(X'X)_{22} = n\{\sum_{i=1}^n x_{i2}^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - n\bar{x}_3^2 \sum_{i=1}^n x_{i2}^2 - n\bar{x}_2^2 \sum_{i=1}^n x_{i3}^2 - (\sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3})^2 + 2n\bar{x}_2\bar{x}_3 \sum_{i=1}^n x_{i2}x_{i3}\}$$

Die Gesamtheit der Kofaktoren der drei unabhängigen Variablen (ohne die Regressionskonstante) kann mithilfe der Kofaktormatrix von $V(x)$ ermittelt werden. $V(x)$ ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen (vgl. Gleichung (113)).

$$(113) \quad V(x) = \begin{pmatrix} \text{Var}(x_1) & \text{Cov}(x_1, x_2) & \text{Cov}(x_1, x_3) \\ \text{Cov}(x_1, x_2) & \text{Var}(x_2) & \text{Cov}(x_2, x_3) \\ \text{Cov}(x_1, x_3) & \text{Cov}(x_2, x_3) & \text{Var}(x_3) \end{pmatrix}$$

Das $(n-1)^2n$ -fache der Kofaktormatrix von $V(x)$ entspricht der Gesamtheit der Kofaktoren der drei unabhängigen Variablen. Gleichung (114) gibt den Zusammenhang wieder.³⁹⁴

$$(114) \quad C(V(x))(n-1)^2n = \begin{pmatrix} C(V(x))_{11} & C(V(x))_{12} & C(V(x))_{13} \\ C(V(x))_{21} & C(V(x))_{22} & C(V(x))_{23} \\ C(V(x))_{31} & C(V(x))_{32} & C(V(x))_{33} \end{pmatrix} (n-1)^2n$$

$$= \begin{pmatrix} C(X'X)_{22} & C(X'X)_{23} & C(X'X)_{24} \\ C(X'X)_{32} & C(X'X)_{33} & C(X'X)_{34} \\ C(X'X)_{42} & C(X'X)_{43} & C(X'X)_{44} \end{pmatrix}$$

(114) in (105) (unter Ausschluss von $\text{Var}(\beta_0)$ und der drei Kovarianzen von β_0) ergibt (115).

$$(115) \quad \begin{pmatrix} \text{Var}(\beta_1) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Var}(\beta_2) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) & \text{Var}(\beta_3) \end{pmatrix} = \frac{s^2}{|X'X|} C(V(x))(n-1)^2n$$

³⁹³ Vgl. Wooldridge (2016), S. 565.

³⁹⁴ Der Zusammenhang wird analytisch, wie oben am Beispiel von $\text{Var}(\beta_1)$ vorgestellt, und anhand eines Zahlenbeispiels mit drei unabhängigen Variablen (plus einem Vektor von Einsen zur Ermittlung der Regressionskonstante) für die neun näher betrachteten Varianzen bzw. Kovarianzen der Koeffizienten nachvollzogen. Ohne den Anspruch auf Allgemeingültigkeit wird anhand weiterer Zahlenbeispiele mit maximal zehn unabhängigen Variablen festgestellt, dass die Gesamtheit der Kofaktoren von $k \leq 10$ unabhängigen Variablen (ohne den Vektor mit Einsen für die Ermittlung der Regressionskonstante) dem $(n-1)^{(k-1)}n$ -fachen der Kofaktormatrix der Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen $V(x)$ entspricht: $C(V(x))(n-1)^{(k-1)}n$.

s^2 und $|X'X|$ sind unbekannt, können aber durch bekannte Informationen ersetzt werden. Dazu ist (107) zu (116) umzuformen.

$$(116) \quad \frac{\text{Var}(\beta_1)}{c(X'X)_{22}} = \frac{s^2}{|X'X|}$$

Gleichung (117) zeigt, dass $C(X'X)_{22}$ aus Gleichung (116) dem $(n-1)^2n$ -fachen Element in der ersten Zeile und Spalte der Kofaktormatrix von $V(x)$ entspricht. Gleichung (117) gibt lediglich ein Element der Matrix in (114) wieder.

$$(117) \quad C(X'X)_{22} = C(V(x))_{11}(n-1)^2n$$

(117) und (116) in (115) eingesetzt ergibt (118).

$$(118) \quad \begin{pmatrix} \text{Var}(\beta_1) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_1, \beta_2) & \text{Var}(\beta_2) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) \\ \text{Cov}(\beta_1, \beta_3) & \text{Cov}(\beta_2, \beta_3) & \text{Var}(\beta_3) \end{pmatrix} = \frac{\text{Var}(\beta_1)}{c(V(x))_{11}(n-1)^2n} C(V(x))(n-1)^2n$$

$$= \frac{\text{Var}(\beta_1)}{c(V(x))_{11}} C(V(x))$$

Die vollständige Varianz-Kovarianz-Matrix der Koeffizienten β_1 , β_2 und β_3 kann, wie in Gleichung (118) dargestellt, aus

- der Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen $V(x)$ und
- einer Varianz oder Kovarianz der Koeffizienten der drei unabhängigen Variablen (ohne die Regressionskonstante) rekonstruiert werden.

Aus Tabelle 2 in EM05 können die Standardabweichungen der iEKK-Varianten und der Return-News und damit die Varianzen abgelesen werden. Die Kovarianzen der Variablen werden unter Zuhilfenahme der Korrelationskoeffizienten nach Pearson aus Tabelle 3 in EM05 berechnet.³⁹⁵ Für die Return-News auf Basis der iEKK-Variante von Claus und Thomas (2001) ergibt sich eine Varianz von $1,585=(1,259)^2$. Für die Kovarianz zwischen der iEKK-Variante und den Return-News ergibt sich nach Gleichung (119) $-0,286*0,032*1,259=-0,0115$.³⁹⁶

$$(119) \quad \text{Cov}(x_1, x_3) = \text{Korr}(x_1, x_3) \sqrt{\text{Var}(x_1)} \sqrt{\text{Var}(x_3)}$$

Die vollständige Varianz-Kovarianz-Matrix der Variablen für die iEKK-Variante nach Claus und Thomas (2001) lautet:

$$V(x) = \begin{pmatrix} +0,001024 & -0,001081 & -0,011522 \\ -0,001081 & +0,147456 & +0,060915 \\ -0,011522 & +0,060915 & +1,585081 \end{pmatrix}$$

³⁹⁵ Vgl. EM05, S. 514, 516.

³⁹⁶ Vgl. Wooldridge (2016), S. 660.

Mit dieser Information kann die Varianz-Kovarianz-Matrix der Koeffizienten berechnet werden. Dazu ist die Kofaktormatrix von $V(x)$ zu bilden und zusammen mit $Var(\beta_1)$ und $C(V(x))_{11}$ in Gleichung (118) einzusetzen.

$$\begin{pmatrix} Var(\beta_1) & Cov(\beta_1, \beta_2) & \mathbf{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ Cov(\beta_1, \beta_2) & Var(\beta_2) & Cov(\beta_2, \beta_3) \\ \mathbf{Cov}(\beta_1, \beta_3) & Cov(\beta_2, \beta_3) & Var(\beta_3) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} +0,230019 & +0,001012 & +0,001633 \\ +0,001012 & +0,001490 & -0,000050 \\ +0,001633 & -0,000050 & +0,000150 \end{pmatrix} \begin{matrix} 0,160000 \\ 0,230019 \end{matrix}$$

$$= \begin{pmatrix} +0,160000 & +0,000704 & +0,001136 \\ +0,000704 & +0,001037 & -0,000035 \\ +0,001136 & -0,000035 & +0,000104 \end{pmatrix}$$

Werden statt $Var(\beta_1)$ (und $C(V(x))_{11}$) die Varianzen der Koeffizienten der Cashflow- oder Return-News (β_2 bzw. β_3) genutzt, stellen sich aufgrund von Rundungsfehlern abweichende Ergebnisse für $Cov(\beta_1, \beta_3)$ ein.³⁹⁷ $Cov(\beta_1, \beta_3)$ und die weiteren Varianzen und Kovarianzen der Koeffizienten bei Nutzung von $Var(\beta_2)$ und $C(V(x))_{22}$:

$$\begin{pmatrix} Var(\beta_1) & Cov(\beta_1, \beta_2) & \mathbf{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ Cov(\beta_1, \beta_2) & Var(\beta_2) & Cov(\beta_2, \beta_3) \\ \mathbf{Cov}(\beta_1, \beta_3) & Cov(\beta_2, \beta_3) & Var(\beta_3) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} +0,230019 & +0,001012 & +0,001633 \\ +0,001012 & +0,001490 & -0,000050 \\ +0,001633 & -0,000050 & +0,000150 \end{pmatrix} \begin{matrix} 0,003474 \\ 0,001490 \end{matrix}$$

$$= \begin{pmatrix} +0,536142 & +0,002359 & +0,003807 \\ +0,002359 & +0,003474 & -0,000116 \\ +0,003807 & -0,000116 & +0,000349 \end{pmatrix}$$

$Cov(\beta_1, \beta_3)$ und die anderen Varianzen und Kovarianzen der Koeffizienten bei Nutzung von $Var(\beta_3)$ und $C(V(x))_{33}$:

$$\begin{pmatrix} Var(\beta_1) & Cov(\beta_1, \beta_2) & \mathbf{Cov}(\beta_1, \beta_3) \\ Cov(\beta_1, \beta_2) & Var(\beta_2) & Cov(\beta_2, \beta_3) \\ \mathbf{Cov}(\beta_1, \beta_3) & Cov(\beta_2, \beta_3) & Var(\beta_3) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} +0,230019 & +0,001012 & +0,001633 \\ +0,001012 & +0,001490 & -0,000050 \\ +0,001633 & -0,000050 & +0,000150 \end{pmatrix} \begin{matrix} 0,000136 \\ 0,000150 \end{matrix}$$

$$= \begin{pmatrix} +0,208547 & +0,00918 & +0,001481 \\ +0,000918 & +0,001351 & -0,000045 \\ +0,001481 & -0,000045 & +0,000136 \end{pmatrix}$$

Die Gültigkeit der Ergebnisse wird dadurch eingeschränkt, dass sich die oben beschriebene Rekonstruktion der Kovarianz zwischen den Koeffizienten der iEKK und der Return-News auf eine einfache Regression und nicht auf die von EM05 verwendete Methodik von Fama und MacBeth (1973) bezieht.³⁹⁸ Bei der Methode wird für jeden Beobachtungszeitpunkt eine einfache Regression durchgeführt und anschließend die Ergebnisse über die Zeitpunkte gemittelt.³⁹⁹

³⁹⁷ Lügen präzisere Informationen in Form von Daten mit mehr Nachkommastellen vor, würden sich keine Rundungsfehler einstellen. Es würde, wie in den zu Kontrollzwecken verwendeten Zahlenbeispielen auch, ein einziger Wert für $Cov(\beta_1, \beta_3)$ ermittelt werden.

³⁹⁸ Vgl. EM05, S. 517.

³⁹⁹ Vgl. Petersen (2009), S. 446.

Es besteht aber Konsistenz in der Hinsicht, dass auch die Varianzen und Kovarianzen der Variablen Durchschnitte über die Zeit sind.⁴⁰⁰ Dieser Kritikpunkt und die Rundungsfehler schließen eine Nutzung und konservative Interpretation der Ergebnisse aus meiner Sicht nicht aus.

Aus der vollständigen Übersicht der Varianzen der iEKK ($Var(\beta_1)$) und der Return-News ($Var(\beta_3)$) sowie der Kovarianz zwischen ihnen ($Cov(\beta_1, \beta_3)$) in Tabelle 40 wird deutlich, dass die Kovarianz bei Nutzung von $Var(\beta_2)$ durchgängig größer ist als bei Nutzung einer der beiden anderen Varianzen. Details zu einzelnen iEKK-Varianten können EM05 entnommen werden.⁴⁰¹

Tabelle 40: Vollständige Übersicht der Varianzen und Kovarianzen der Koeffizienten der impliziten Eigenkapitalkosten und Return-News aus Easton und Monahan (2005)

	$Var(\beta_1)$	$Var(\beta_3)$	$Cov(\beta_1, \beta_3) I$	$Cov(\beta_1, \beta_3) II$	$Cov(\beta_1, \beta_3) III$
Variante von i_ekk_{mpegt}	0,136799	0,000093	0,000860	0,002567	0,000878
$i_ekk_{peg,t}$	0,056851	0,000039	0,000378	0,002334	0,000662
i_ekk_{mpegt}	0,090000	0,000049	0,000607	0,002493	0,000861
$i_ekk_{ojn,t}$	0,052245	0,000045	0,000366	0,002285	0,000813
Variante von $i_ekk_{ojn,t}$ von Easton (2004)	0,067215	0,000039	0,000554	0,003630	0,000814
$i_ekk_{ct,t}$	0,160000	0,000136	0,001136	0,003807	0,001481
$i_ekk_{gls,t}$	0,074616	0,000197	0,000607	0,003656	0,001472

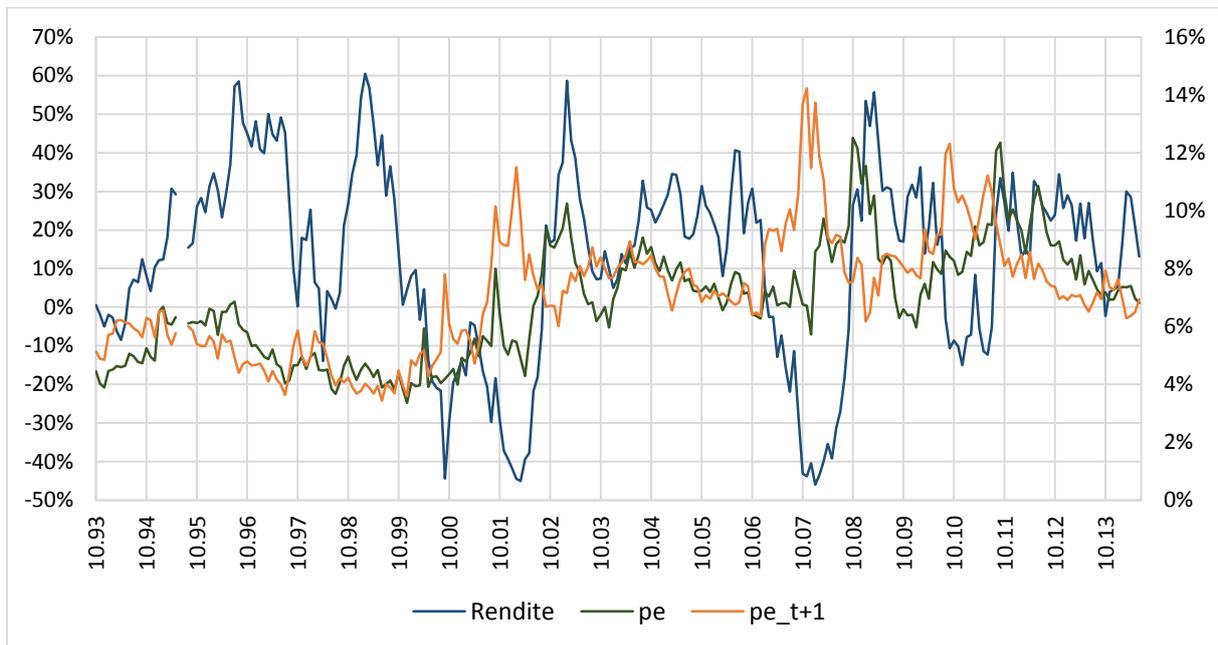
I, II und III bezeichnet die Ermittlung der $Cov(\beta_1, \beta_3)$ mit $Var(\beta_1)$, $Var(\beta_2)$ und $Var(\beta_3)$.

⁴⁰⁰ Vgl. EM05, S. 516, Erläuterungen zu Tabelle 3.

⁴⁰¹ Vgl. EM05, S. 509f.

6.2 Eine zusätzliche Abbildung zu Abschnitt 3.7

Abbildung 19: Implizite Eigenkapitalkosten nach der Price-Earnings-Ratio in den Zeitpunkten t und $t+1$ sowie Renditen im Zeitverlauf mit unterschiedlich skalierten Ordinaten



pe bezieht sich auf $i_{ekk_{pe,t}}$ und pe_{t+1} auf $i_{ekk_{pe,t+1}}$. Es werden je Zeitpunkt marktgewichtete Durchschnitte der Beobachtungen der iEKK und Renditen (r_{t+1}) dargestellt. Die Ordinate der Renditen befindet sich auf der linken und die der iEKK auf der rechten Seite. Die Ordinaten sind unterschiedlich skaliert. Abbildung in Anlehnung an Azevedo (2016), S. 17.

6.3 Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.8.1

Tabelle 41: Zusammenhang zwischen den impliziten Eigenkapitalkosten im Zeitpunkt t und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten in t+1 mit mindestens 10, 20 und 40 Beobachtungen je 0,25 %-Intervall

Panel A: Mindestanzahl Beobachtungen je Intervall: 10

	Korrelationskoeffizient nach Pearson		Rangkorrelation nach Spearman		N	N*
	std(i_ekk_{t+1})	p-Wert	std(i_ekk_{t+1})	p-Wert		
$i_ekk_{ct,t}$	0,75	(0,00)	0,81	(0,00)	85	22.227
$i_ekk_{gls,t}$	0,76	(0,00)	0,81	(0,00)	76	22.290
$i_ekk_{gor,t}$	0,65	(0,00)	0,71	(0,00)	91	22.234
i_ekk_{mpegt}	0,50	(0,00)	0,76	(0,00)	114	22.175
$i_ekk_{ojn,t}$	0,58	(0,00)	0,70	(0,00)	99	22.224
$i_ekk_{pe,t}$	0,13	(0,23)	0,49	(0,00)	85	22.218
$i_ekk_{peg,t}$	0,47	(0,00)	0,74	(0,00)	113	22.191
$i_ekk_{avg,t}$	0,54	(0,00)	0,69	(0,00)	86	22.257

Panel B: Mindestanzahl Beobachtungen je Intervall: 20

	Korrelationskoeffizient nach Pearson		Rangkorrelation nach Spearman		N	N*
	std(i_ekk_{t+1})	p-Wert	std(i_ekk_{t+1})	p-Wert		
$i_ekk_{ct,t}$	0,76	(0,00)	0,78	(0,00)	74	22.076
$i_ekk_{gls,t}$	0,72	(0,00)	0,76	(0,00)	70	22.197
$i_ekk_{gor,t}$	0,70	(0,00)	0,73	(0,00)	78	22.035
i_ekk_{mpegt}	0,48	(0,00)	0,80	(0,00)	99	21.969
$i_ekk_{ojn,t}$	0,62	(0,00)	0,78	(0,00)	84	22.031
$i_ekk_{pe,t}$	0,08	(0,50)	0,40	(0,00)	73	22.049
$i_ekk_{peg,t}$	0,46	(0,00)	0,74	(0,00)	102	22.029
$i_ekk_{avg,t}$	0,49	(0,00)	0,65	(0,00)	75	22.113

Panel C: Mindestanzahl Beobachtungen je Intervall: 40

	Korrelationskoeffizient nach Pearson		Rangkorrelation nach Spearman		N	N*
	std(i_ekk_{t+1})	p-Wert	std(i_ekk_{t+1})	p-Wert		
$i_ekk_{ct,t}$	0,82	(0,00)	0,82	(0,00)	63	21.772
$i_ekk_{gls,t}$	0,69	(0,00)	0,71	(0,00)	62	21.960
$i_ekk_{gor,t}$	0,73	(0,00)	0,76	(0,00)	68	21.732
i_ekk_{mpegt}	0,51	(0,00)	0,82	(0,00)	85	21.548
$i_ekk_{ojn,t}$	0,62	(0,00)	0,83	(0,00)	72	21.689
$i_ekk_{pe,t}$	0,10	(0,43)	0,39	(0,00)	62	21.730
$i_ekk_{peg,t}$	0,42	(0,00)	0,81	(0,00)	84	21.504
$i_ekk_{avg,t}$	0,53	(0,00)	0,73	(0,00)	65	21.857

p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null. std(i_ekk_{t+1}): Standardabweichung der in der ersten Spalte abgetragenen iEKK-Varianten in t+1. N: Anzahl der Intervalle mit hinreichend vielen Beobachtungen. N*: Anzahl der in die Untersuchung einfließende Unternehmensmonate. Für die Intervalle gilt: Untergrenze < x <= Obergrenze.

6.4 Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.8.2

Tabelle 42: Arithmetische Mittel der Renditen, der impliziten Eigenkapitalkosten und der Differenzen der Renditen von Portefeuilles auf Basis der impliziten Eigenkapitalkosten mit mindestens 40, 60 und 80 Beobachtungen je Portefeuille

Panel A: Mindestanzahl Beobachtungen je Portefeuille: 40 Stück (N : 227, N^* : 21.822)

	$\overline{i_ekk_t}$ (untere Hälfte)	$\overline{i_ekk_t}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (untere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (Delta)	p-Wert
$i_ekk_{ct,t}$	7,70	12,45	11,91	13,74	1,83	(0,03)
$i_ekk_{gls,t}$	7,01	11,40	11,37	14,26	2,89	(0,00)
$i_ekk_{gor,t}$	7,12	12,15	11,79	13,86	2,07	(0,01)
$i_ekk_{mpeg,t}$	9,65	16,83	13,83	11,84	-1,99	(0,01)
$i_ekk_{ojn,t}$	9,36	15,19	13,14	12,53	-0,62	(0,41)
$i_ekk_{pe,t}$	4,63	10,00	11,28	14,35	3,07	(0,00)
$i_ekk_{peg,t}$	8,28	15,36	13,32	12,35	-0,96	(0,19)
$i_ekk_{avg,t}$	8,08	12,94	12,61	13,05	0,44	(0,59)

Panel B: Mindestanzahl Beobachtungen je Portefeuille: 60 Stück (N : 199, N^* : 20.394)

	$\overline{i_ekk_t}$ (untere Hälfte)	$\overline{i_ekk_t}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (untere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (Delta)	p-Wert
$i_ekk_{ct,t}$	7,71	12,58	12,70	15,04	2,34	(0,01)
$i_ekk_{gls,t}$	7,19	11,67	12,10	15,62	3,51	(0,00)
$i_ekk_{gor,t}$	7,26	12,36	12,55	15,18	2,63	(0,01)
$i_ekk_{mpeg,t}$	9,81	17,12	14,60	13,16	-1,44	(0,06)
$i_ekk_{ojn,t}$	9,42	15,36	14,05	13,71	-0,34	(0,68)
$i_ekk_{pe,t}$	4,73	10,31	12,02	15,71	3,69	(0,00)
$i_ekk_{peg,t}$	8,41	15,64	14,16	13,60	-0,56	(0,48)
$i_ekk_{avg,t}$	8,20	13,17	13,37	14,38	1,01	(0,26)

Panel C: Mindestanzahl Beobachtungen je Portefeuille: 80 Stück (N : 154, N^* : 17.236)

	$\overline{i_ekk_t}$ (untere Hälfte)	$\overline{i_ekk_t}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (untere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (obere Hälfte)	$\overline{r_{t+1}}$ (Delta)	p-Wert
$i_ekk_{ct,t}$	7,75	12,55	14,48	17,07	2,59	(0,01)
$i_ekk_{gls,t}$	7,33	11,75	14,13	17,41	3,28	(0,00)
$i_ekk_{gor,t}$	7,41	12,38	14,30	17,24	2,94	(0,00)
$i_ekk_{mpeg,t}$	9,97	17,37	16,51	15,06	-1,45	(0,08)
$i_ekk_{ojn,t}$	9,50	15,45	15,83	15,74	-0,09	(0,92)
$i_ekk_{pe,t}$	4,82	9,73	14,07	17,47	3,40	(0,00)
$i_ekk_{peg,t}$	8,50	15,90	16,16	15,41	-0,74	(0,39)
$i_ekk_{avg,t}$	8,33	13,17	15,30	16,26	0,96	(0,30)

p-Werte für einen zweiseitigen Test gegen null. Untere und obere Hälfte beziehen sich auf die iEKK und Renditen der Unternehmen, die den Portefeuilles auf Basis der höchsten bzw. niedrigsten iEKK zugeordnet werden. $\overline{r_{t+1}}$ (Delta): Arithmetisches Mittel der Differenzen zwischen den Renditen der Portefeuilles auf Basis der höchsten und niedrigsten iEKK. N : Anzahl der Portefeuilles mit hinreichend vielen Beobachtungen. N^* : Anzahl der in die Untersuchung einfließende Unternehmensmonate. Mit Ausnahme der p-Werte alle Angaben in %.

6.5 Eine zusätzliche Auswertung zu Abschnitt 3.8.3

Tabelle 43: Ergebnisse einer einfachen univariaten Regression der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten

	$i_{ekk_{ct,t}}$	$i_{ekk_{gls,t}}$	$i_{ekk_{gor,t}}$	$i_{ekk_{mpeg,t}}$	$i_{ekk_{ojn,t}}$	$i_{ekk_{pe,t}}$	$i_{ekk_{peg,t}}$	$i_{ekk_{avg,t}}$
a_0	0,01 (0,37)	-0,05 (0,00)	0,00 (0,85)	0,06 (0,00)	0,04 (0,00)	0,14 (0,00)	0,08 (0,00)	0,06 (0,00)
$i_{ekk_{i,t}}$	1,30 (0,00)	2,05 (0,00)	1,41 (0,00)	0,63 (0,00)	0,82 (0,00)	0,03 (0,06)	0,49 (0,00)	0,71 (0,00)
R^2	1,22	2,25	1,59	0,61	0,64	0,02	0,37	0,64

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

6.6 Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.9

Tabelle 44: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten jeweils ohne die Kontrollvariablen cf_n2_{t+1} und cf_n3_{t+1} mit der Fama-MacBeth-Methode

Panel A: Schätzung von Gleichung (47) unter dem Ausschluss von cf_n2_{t+1}

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,14 (0,00)	0,20 (0,00)	0,16 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,24 (0,00)	0,17 (0,00)	0,17 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,09 (0,08)	0,13 (0,00)	-0,05 (0,26)	-0,05 (0,40)	-0,06 (0,22)	0,34 (0,00)	-0,03 (0,55)	-0,08 (0,07)
cf_n3_{t+1}	4,82 (0,00)	4,14 (0,00)	4,74 (0,00)	4,34 (0,00)	4,35 (0,00)	4,86 (0,00)	4,39 (0,00)	4,55 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,28 (0,00)	-11,92 (0,00)	-6,39 (0,00)	-2,22 (0,00)	-3,05 (0,00)	-6,59 (0,00)	-1,90 (0,00)	-6,48 (0,00)
i_ekk_t	6,34 (0,00)	11,27 (0,00)	6,35 (0,00)	2,16 (0,00)	3,03 (0,00)	5,54 (0,00)	1,88 (0,00)	6,35 (0,00)
\bar{R}^2	55,81	66,79	57,51	44,60	45,87	51,92	42,68	55,93

Panel B: Schätzung von Gleichung (47) unter dem Ausschluss von cf_n3_{t+1}

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,18 (0,00)	0,23 (0,00)	0,19 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,26 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,00 (0,94)	0,22 (0,00)	0,04 (0,44)	-0,01 (0,79)	-0,03 (0,65)	0,12 (0,04)	-0,01 (0,88)	0,02 (0,75)
cf_n2_{t+1}	3,70 (0,00)	3,18 (0,00)	3,63 (0,00)	3,61 (0,00)	3,56 (0,00)	4,82 (0,00)	3,71 (0,00)	3,49 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-5,33 (0,00)	-11,23 (0,00)	-5,52 (0,00)	-1,66 (0,00)	-2,39 (0,00)	-7,66 (0,00)	-1,25 (0,00)	-5,45 (0,00)
i_ekk_t	5,06 (0,00)	10,37 (0,00)	5,20 (0,00)	1,68 (0,00)	2,43 (0,00)	6,40 (0,00)	1,36 (0,00)	5,23 (0,00)
\bar{R}^2	47,34	59,65	49,06	38,60	39,72	52,20	36,99	47,62

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 45: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und dem fixen Beobachtungszeitpunkt 20. eines Monats

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,21 (0,00)	0,17 (0,00)	0,19 (0,00)	0,18 (0,00)	0,25 (0,00)	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,04 (0,40)	0,20 (0,00)	0,00 (0,99)	-0,09 (0,08)	-0,10 (0,06)	0,02 (0,72)	-0,10 (0,06)	-0,05 (0,31)
cf_n2_{t+1}	-0,91 (0,00)	-0,91 (0,00)	-0,94 (0,00)	-0,59 (0,00)	-0,45 (0,01)	3,14 (0,00)	-0,37 (0,04)	-1,27 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,82 (0,00)	5,09 (0,00)	5,74 (0,00)	5,05 (0,00)	4,92 (0,00)	2,42 (0,00)	4,91 (0,00)	5,87 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,69 (0,00)	-12,32 (0,00)	-6,77 (0,00)	-2,41 (0,00)	-3,21 (0,00)	-7,63 (0,00)	-2,03 (0,00)	-7,02 (0,00)
i_ekk_t	6,62 (0,00)	11,59 (0,00)	6,61 (0,00)	2,16 (0,00)	3,03 (0,00)	6,47 (0,00)	1,85 (0,00)	6,62 (0,00)
\bar{R}^2	57,86	68,49	59,54	46,47	47,64	57,07	44,47	58,00

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 22.432.

Tabelle 46: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode unter Berücksichtigung des Handelsvolumens

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,13 (0,00)	0,18 (0,00)	0,14 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,24 (0,00)	0,16 (0,00)	0,17 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,14 (0,01)	0,07 (0,15)	-0,11 (0,04)	-0,10 (0,07)	-0,12 (0,03)	-0,06 (0,31)	-0,11 (0,05)	-0,09 (0,08)
cf_n2_{t+1}	-0,66 (0,00)	-0,75 (0,00)	-0,66 (0,00)	-0,95 (0,00)	-0,55 (0,00)	2,89 (0,00)	-0,68 (0,00)	-1,50 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,82 (0,00)	5,23 (0,00)	5,77 (0,00)	5,63 (0,00)	5,29 (0,00)	2,79 (0,00)	5,42 (0,00)	6,27 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-5,84 (0,00)	-11,50 (0,00)	-5,90 (0,00)	-2,16 (0,00)	-2,74 (0,00)	-6,42 (0,00)	-1,80 (0,00)	-6,44 (0,00)
i_ekk_t	6,02 (0,00)	11,06 (0,00)	6,00 (0,00)	2,07 (0,00)	2,77 (0,00)	5,59 (0,00)	1,81 (0,00)	6,21 (0,00)
$\overline{R^2}$	58,49	70,03	59,55	47,82	48,75	56,34	45,99	59,14

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 16.441.

Tabelle 47: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und winsorierten Stichproben

Panel A: Ausschluss der 0,5 % größten und kleinsten Beobachtungen ($N: 21.653$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,14 (0,00)	0,20 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,25 (0,00)	0,17 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,12 (0,04)	0,13 (0,01)	-0,07 (0,17)	-0,18 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,09 (0,16)	-0,19 (0,00)	-0,15 (0,00)
cf_n2_{t+1}	-0,76 (0,00)	-0,72 (0,00)	-0,81 (0,00)	-0,48 (0,01)	-0,29 (0,10)	3,66 (0,00)	-0,24 (0,22)	-1,25 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,91 (0,00)	5,02 (0,00)	5,84 (0,00)	5,21 (0,00)	5,01 (0,00)	2,23 (0,00)	5,06 (0,00)	6,03 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,69 (0,00)	-12,42 (0,00)	-6,79 (0,00)	-2,38 (0,00)	-3,17 (0,00)	-7,95 (0,00)	-1,98 (0,00)	-7,21 (0,00)
i_ekk_t	6,77 (0,00)	11,87 (0,00)	6,77 (0,00)	2,23 (0,00)	3,10 (0,00)	6,97 (0,00)	1,88 (0,00)	6,93 (0,00)
$\overline{R^2}$	59,80	71,18	61,60	47,04	48,23	60,46	44,84	60,16

Panel B: Ausschluss der 1 % größten und kleinsten Beobachtungen ($N: 20.756$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,14 (0,00)	0,20 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,26 (0,00)	0,18 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,07 (0,26)	0,17 (0,00)	-0,01 (0,85)	-0,18 (0,00)	-0,16 (0,01)	-0,11 (0,09)	-0,19 (0,00)	-0,11 (0,05)
cf_n2_{t+1}	-0,75 (0,00)	-0,65 (0,00)	-0,80 (0,00)	-0,70 (0,00)	-0,45 (0,01)	4,02 (0,00)	-0,40 (0,05)	-1,46 (0,00)
cf_n3_{t+1}	6,24 (0,00)	5,25 (0,00)	6,16 (0,00)	5,62 (0,00)	5,38 (0,00)	2,27 (0,00)	5,43 (0,00)	6,48 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-7,04 (0,00)	-12,86 (0,00)	-7,15 (0,00)	-2,54 (0,00)	-3,33 (0,00)	-8,49 (0,00)	-2,09 (0,00)	-7,59 (0,00)
i_ekk_t	7,17 (0,00)	12,34 (0,00)	7,16 (0,00)	2,38 (0,00)	3,27 (0,00)	7,47 (0,00)	1,99 (0,00)	7,33 (0,00)
$\overline{R^2}$	60,93	73,18	62,96	47,06	48,40	62,51	44,70	61,25

Panel C: Ausschluss der 2,5 % größten und kleinsten Beobachtungen ($N: 18.164$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,14 (0,00)	0,20 (0,00)	0,15 (0,00)	0,17 (0,00)	0,16 (0,00)	0,26 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,01 (0,86)	0,22 (0,00)	0,04 (0,42)	-0,17 (0,01)	-0,12 (0,06)	-0,01 (0,86)	-0,19 (0,01)	-0,08 (0,16)
cf_n2_{t+1}	-0,70 (0,00)	-0,67 (0,00)	-0,75 (0,00)	-0,55 (0,00)	-0,37 (0,03)	4,25 (0,00)	-0,22 (0,26)	-1,48 (0,00)
cf_n3_{t+1}	6,31 (0,00)	5,30 (0,00)	6,23 (0,00)	5,51 (0,00)	5,30 (0,00)	2,21 (0,00)	5,31 (0,00)	6,53 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-7,24 (0,00)	-13,12 (0,00)	-7,33 (0,00)	-2,40 (0,00)	-3,27 (0,00)	-9,08 (0,00)	-1,94 (0,00)	-7,71 (0,00)
i_ekk_t	7,41 (0,00)	12,59 (0,00)	7,39 (0,00)	2,30 (0,00)	3,24 (0,00)	8,11 (0,00)	1,89 (0,00)	7,41 (0,00)
$\overline{R^2}$	62,55	76,13	64,93	46,18	47,91	66,39	43,68	62,08

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 48: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit unterschiedlichen angenommenen Fristen zur Ergänzung fehlender Daten zur Veröffentlichung von Jahresabschlüssen und der Fama-MacBeth-Methode

Panel A: Ergänzung fehlender Daten mit einer angenommenen Frist von drei Monaten ($N: 22.418$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,21 (0,00)	0,16 (0,00)	0,19 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,03 (0,51)	0,20 (0,00)	0,01 (0,84)	-0,08 (0,11)	-0,09 (0,07)	0,03 (0,58)	-0,09 (0,08)	-0,04 (0,43)
cf_n2_{t+1}	-0,93 (0,00)	-0,92 (0,00)	-0,97 (0,00)	-0,57 (0,00)	-0,43 (0,01)	3,16 (0,00)	-0,35 (0,06)	-1,29 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,87 (0,00)	5,12 (0,00)	5,80 (0,00)	5,05 (0,00)	4,93 (0,00)	2,42 (0,00)	4,91 (0,00)	5,91 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,71 (0,00)	-12,38 (0,00)	-6,80 (0,00)	-2,39 (0,00)	-3,21 (0,00)	-7,70 (0,00)	-2,02 (0,00)	-7,04 (0,00)
i_ekk_t	6,69 (0,00)	11,65 (0,00)	6,68 (0,00)	2,19 (0,00)	3,06 (0,00)	6,51 (0,00)	1,88 (0,00)	6,68 (0,00)
$\overline{R^2}$	58,09	68,71	59,77	46,74	47,96	57,39	44,76	58,31

Panel B: Ergänzung fehlender Daten mit einer angenommenen Frist von fünf Monaten ($N: 22.573$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,21 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,25 (0,00)	0,17 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,04 (0,47)	0,20 (0,00)	0,01 (0,84)	-0,09 (0,10)	-0,10 (0,06)	0,02 (0,70)	-0,10 (0,06)	-0,04 (0,40)
cf_n2_{t+1}	-0,97 (0,00)	-0,94 (0,00)	-1,01 (0,00)	-0,59 (0,00)	-0,44 (0,01)	3,14 (0,00)	-0,38 (0,04)	-1,30 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,86 (0,00)	5,13 (0,00)	5,80 (0,00)	5,05 (0,00)	4,92 (0,00)	2,45 (0,00)	4,92 (0,00)	5,89 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,65 (0,00)	-12,34 (0,00)	-6,78 (0,00)	-2,33 (0,00)	-3,13 (0,00)	-7,76 (0,00)	-1,96 (0,00)	-6,94 (0,00)
i_ekk_t	6,63 (0,00)	11,66 (0,00)	6,66 (0,00)	2,18 (0,00)	3,03 (0,00)	6,57 (0,00)	1,88 (0,00)	6,61 (0,00)
$\overline{R^2}$	57,54	68,48	59,36	46,51	47,61	57,28	44,61	57,81

Panel C: Ergänzung fehlender Daten mit einer angenommenen Frist von sechs Monaten ($N: 22.613$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,20 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,25 (0,00)	0,17 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,03 (0,60)	0,21 (0,00)	0,02 (0,69)	-0,07 (0,15)	-0,08 (0,11)	0,01 (0,79)	-0,08 (0,10)	-0,02 (0,61)
cf_n2_{t+1}	-1,00 (0,00)	-0,96 (0,00)	-1,04 (0,00)	-0,59 (0,00)	-0,44 (0,01)	3,11 (0,00)	-0,37 (0,05)	-1,33 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,90 (0,00)	5,15 (0,00)	5,84 (0,00)	5,03 (0,00)	4,91 (0,00)	2,50 (0,00)	4,90 (0,00)	5,94 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,66 (0,00)	-12,33 (0,00)	-6,80 (0,00)	-2,27 (0,00)	-3,05 (0,00)	-7,82 (0,00)	-1,90 (0,00)	-6,92 (0,00)
i_ekk_t	6,66 (0,00)	11,67 (0,00)	6,69 (0,00)	2,13 (0,00)	2,98 (0,00)	6,63 (0,00)	1,83 (0,00)	6,62 (0,00)
$\overline{R^2}$	57,41	68,42	59,34	46,58	47,54	57,39	44,65	57,66

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 49: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und dem historischen arithmetischen Mittel der Eigenkapitalrenditen

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,19 (0,00)	0,16 (0,00)	0,19 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,03 (0,51)	0,20 (0,00)	0,01 (0,83)	-0,08 (0,11)	-0,09 (0,07)	0,02 (0,62)	-0,09 (0,08)	-0,04 (0,41)
cf_n2_{t+1}	-0,93 (0,00)	-0,60 (0,00)	-0,96 (0,00)	-0,56 (0,00)	-0,42 (0,02)	3,16 (0,00)	-0,34 (0,07)	-1,23 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,86 (0,00)	4,82 (0,00)	5,78 (0,00)	5,04 (0,00)	4,91 (0,00)	2,42 (0,00)	4,89 (0,00)	5,86 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,69 (0,00)	-9,72 (0,00)	-6,79 (0,00)	-2,38 (0,00)	-3,19 (0,00)	-7,65 (0,00)	-2,00 (0,00)	-6,88 (0,00)
i_ekk_t	6,66 (0,00)	9,36 (0,00)	6,65 (0,00)	2,17 (0,00)	3,05 (0,00)	6,48 (0,00)	1,86 (0,00)	6,63 (0,00)
$\overline{R^2}$	58,01	65,36	59,69	46,70	47,92	57,32	44,73	58,41

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 22.420.

Tabelle 50: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode für Teilstichproben auf Grundlage der Marktkapitalisierung

Panel A: Aufnahme von Unternehmen mit $mv_t \leq 277,12$ Mio. € (25 %-Quantil, $N: 4.196$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-6,54 (0,00)	-13,13 (0,00)	-6,60 (0,00)	-2,19 (0,00)	-3,75 (0,00)	-8,29 (0,00)	-1,82 (0,00)	-6,95 (0,00)
i_ekk_t	6,25 (0,00)	11,61 (0,00)	6,27 (0,00)	2,15 (0,00)	3,38 (0,00)	5,69 (0,00)	2,05 (0,00)	6,22 (0,00)
\bar{R}^2	63,64	74,93	64,38	53,50	55,85	62,91	52,27	64,10

Panel B: Aufnahme von Unternehmen mit $277,12 < mv_t \leq 1.016,40$ Mio. € (25 %-Quantil bzw. Median, $N: 4.475$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-6,30 (0,00)	-11,33 (0,00)	-6,32 (0,00)	-3,13 (0,00)	-3,40 (0,00)	-8,73 (0,00)	-2,63 (0,00)	-7,18 (0,00)
i_ekk_t	6,17 (0,00)	10,21 (0,00)	6,08 (0,00)	2,27 (0,00)	2,99 (0,00)	7,04 (0,00)	2,02 (0,00)	6,20 (0,00)
\bar{R}^2	66,99	74,75	67,86	59,46	59,27	68,57	57,14	67,44

Panel C: Aufnahme von Unternehmen mit $1.016,40 < mv_t \leq 4.134,74$ Mio. € (Median bzw. 75 %-Quantil, $N: 4.292$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-7,99 (0,00)	-13,57 (0,00)	-7,83 (0,00)	-3,21 (0,00)	-3,33 (0,00)	-8,68 (0,00)	-2,73 (0,00)	-8,50 (0,00)
i_ekk_t	7,15 (0,00)	12,85 (0,00)	7,06 (0,00)	2,39 (0,00)	2,54 (0,00)	8,02 (0,00)	1,78 (0,00)	7,31 (0,00)
\bar{R}^2	67,42	77,69	68,49	56,22	55,96	69,51	53,82	67,60

Panel D: Aufnahme von Unternehmen mit $mv_t > 4.134,74$ Mio. € (75 %-Quantil, $N: 4.489$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-7,77 (0,00)	-13,03 (0,00)	-7,62 (0,00)	-2,82 (0,00)	-2,86 (0,00)	-8,18 (0,00)	-2,38 (0,00)	-7,96 (0,00)
i_ekk_t	7,64 (0,00)	12,54 (0,00)	7,46 (0,00)	2,25 (0,00)	2,48 (0,00)	7,86 (0,00)	1,84 (0,00)	7,43 (0,00)
\bar{R}^2	68,96	79,73	70,29	56,54	56,37	68,16	54,39	67,82

Die Koeffizienten und die p-Werte der Cashflow-News werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 51: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode für die Zeiträume Oktober 1993 bis Februar 2004 und März 2004 bis Juni 2014

Panel A: Zeitraum Oktober 1993 bis Februar 2004 ($N: 7.828$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,11 (0,00)	0,18 (0,00)	0,14 (0,00)	0,16 (0,00)	0,14 (0,00)	0,22 (0,00)	0,16 (0,00)	0,14 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,09 (0,30)	0,25 (0,00)	-0,01 (0,87)	-0,21 (0,01)	-0,22 (0,01)	-0,01 (0,88)	-0,22 (0,01)	-0,11 (0,14)
cf_n2_{t+1}	-1,01 (0,00)	-0,80 (0,00)	-1,05 (0,00)	-0,30 (0,31)	-0,26 (0,36)	3,59 (0,00)	-0,15 (0,63)	-0,81 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,76 (0,00)	4,76 (0,00)	5,62 (0,00)	4,52 (0,00)	4,45 (0,00)	1,80 (0,00)	4,46 (0,00)	5,26 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-7,30 (0,00)	-12,73 (0,00)	-7,42 (0,00)	-2,84 (0,00)	-3,75 (0,00)	-8,25 (0,00)	-2,49 (0,00)	-7,38 (0,00)
i_ekk_t	7,40 (0,00)	12,25 (0,00)	7,35 (0,00)	2,63 (0,00)	3,63 (0,00)	7,19 (0,00)	2,24 (0,00)	7,26 (0,00)
$\overline{R^2}$	59,78	70,01	62,54	47,70	48,75	59,42	45,30	59,66

Panel B: Zeitraum März 2004 bis Juni 2014 ($N: 14.599$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,19 (0,00)	0,24 (0,00)	0,19 (0,00)	0,21 (0,00)	0,21 (0,00)	0,29 (0,00)	0,19 (0,00)	0,23 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,02 (0,66)	0,15 (0,00)	0,03 (0,51)	0,04 (0,51)	0,04 (0,46)	0,06 (0,30)	0,04 (0,54)	0,04 (0,47)
cf_n2_{t+1}	-0,85 (0,00)	-1,03 (0,00)	-0,87 (0,00)	-0,82 (0,00)	-0,58 (0,00)	2,73 (0,00)	-0,53 (0,01)	-1,73 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,96 (0,00)	5,46 (0,00)	5,94 (0,00)	5,54 (0,00)	5,37 (0,00)	3,02 (0,00)	5,31 (0,00)	6,50 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,08 (0,00)	-11,98 (0,00)	-6,15 (0,00)	-1,91 (0,00)	-2,63 (0,00)	-7,09 (0,00)	-1,51 (0,00)	-6,63 (0,00)
i_ekk_t	5,92 (0,00)	11,03 (0,00)	5,96 (0,00)	1,72 (0,00)	2,48 (0,00)	5,80 (0,00)	1,49 (0,00)	6,03 (0,00)
$\overline{R^2}$	56,25	67,25	56,85	45,65	47,03	55,19	44,11	56,71

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Beide Zeiträume jeweils einschließlich der angegebenen Monate. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 52: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode für fünf Krisen- und Nichtkrisenzeiträume

Panel A: Zeitraum vor dem Platzen der Dot-Com-Blase (Oktober 1993 bis Januar 2000, $N: 4.282$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-8,57 (0,00)	-14,27 (0,00)	-8,76 (0,00)	-2,98 (0,00)	-4,18 (0,00)	-10,54 (0,00)	-2,53 (0,00)	-8,34 (0,00)
i_ekk_t	7,91 (0,00)	12,95 (0,00)	7,97 (0,00)	2,38 (0,00)	3,52 (0,00)	8,63 (0,00)	1,91 (0,00)	7,57 (0,00)
\bar{R}^2	58,29	66,98	61,41	46,30	47,84	61,86	43,83	57,59

Panel B: Platzen der Dot-Com-Blase (Februar 2000 bis September 2002, $N: 2.183$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-4,01 (0,00)	-7,87 (0,00)	-3,98 (0,00)	-2,64 (0,00)	-3,07 (0,00)	-2,93 (0,00)	-2,60 (0,00)	-4,52 (0,00)
i_ekk_t	5,80 (0,00)	9,39 (0,00)	5,51 (0,00)	2,96 (0,00)	3,50 (0,00)	4,32 (0,00)	2,69 (0,00)	5,93 (0,00)
\bar{R}^2	62,59	74,01	64,74	53,48	52,72	57,72	50,84	64,52

Panel C: Zeit zwischen den Krisen (Oktober 2002 bis Dezember 2006, $N: 4.671$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-8,98 (0,00)	-15,39 (0,00)	-9,11 (0,00)	-2,09 (0,00)	-3,05 (0,00)	-9,13 (0,00)	-1,49 (0,00)	-8,25 (0,00)
i_ekk_t	8,11 (0,00)	14,67 (0,00)	8,24 (0,00)	2,09 (0,00)	3,08 (0,00)	7,47 (0,00)	1,82 (0,00)	7,34 (0,00)
\bar{R}^2	61,83	73,60	63,52	46,97	48,67	59,71	45,78	59,18

Panel D: Weltweite Finanzkrise (Januar 2007 bis September 2008, $N: 2.366$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-4,31 (0,00)	-7,27 (0,00)	-4,38 (0,00)	-1,89 (0,00)	-2,62 (0,00)	-3,35 (0,00)	-1,59 (0,00)	-4,79 (0,00)
i_ekk_t	4,96 (0,00)	6,63 (0,00)	4,86 (0,00)	1,55 (0,00)	2,30 (0,00)	3,32 (0,00)	1,33 (0,00)	4,68 (0,00)
\bar{R}^2	61,05	68,90	62,13	48,51	51,36	53,42	45,85	61,60

Panel E: Zeit nach der weltweiten Finanzkrise (Oktober 2008 bis Juni 2014, $N: 8.925$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-4,95 (0,00)	-11,68 (0,00)	-4,97 (0,00)	-1,96 (0,00)	-2,45 (0,00)	-7,01 (0,00)	-1,65 (0,00)	-6,47 (0,00)
i_ekk_t	5,15 (0,00)	10,55 (0,00)	5,15 (0,00)	1,84 (0,00)	2,54 (0,00)	5,46 (0,00)	1,62 (0,00)	6,06 (0,00)
\bar{R}^2	51,83	64,11	51,91	43,12	44,06	51,61	41,65	54,09

Die Koeffizienten und die p-Werte der Cashflow-News werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. Alle Zeiträume schließen jeweils die angegebenen Monate ein. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 53: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und jeweils unbeschränkten Stichproben

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,16 (0,00)	0,19 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,20 (0,00)	0,18 (0,00)	0,18 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,01 (0,85)	0,18 (0,00)	0,03 (0,50)	0,14 (0,00)	-0,06 (0,14)	0,00 (0,99)	0,12 (0,00)	-0,03 (0,54)
cf_n2_{t+1}	-0,48 (0,00)	-0,36 (0,00)	-0,20 (0,17)	0,18 (0,18)	-0,23 (0,17)	2,62 (0,00)	0,29 (0,04)	-1,22 (0,00)
cf_n3_{t+1}	4,58 (0,00)	3,87 (0,00)	3,95 (0,00)	2,94 (0,00)	4,64 (0,00)	2,45 (0,00)	2,88 (0,00)	5,83 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-4,83 (0,00)	-9,47 (0,00)	-4,54 (0,00)	-1,43 (0,00)	-2,85 (0,00)	-5,36 (0,00)	-1,27 (0,00)	-7,01 (0,00)
i_ekk_t	4,66 (0,00)	8,96 (0,00)	4,41 (0,00)	1,25 (0,00)	2,69 (0,00)	4,72 (0,00)	1,08 (0,00)	6,63 (0,00)
\bar{R}^2	50,47	59,29	49,07	39,20	46,03	50,42	38,41	58,17
N	29.666	30.045	30.292	29.761	24.902	30.641	29.872	23.279

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 54: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,14 (0,00)	0,20 (0,00)	0,16 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,25 (0,00)	0,17 (0,00)	0,17 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,02 (0,73)	0,19 (0,00)	0,01 (0,86)	-0,03 (0,63)	-0,05 (0,40)	0,03 (0,51)	-0,03 (0,56)	-0,03 (0,59)
cf_n2_{t+1}	-0,87 (0,00)	-0,84 (0,00)	-0,89 (0,00)	-0,45 (0,02)	-0,30 (0,10)	3,27 (0,00)	-0,24 (0,20)	-1,19 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,90 (0,00)	5,14 (0,00)	5,83 (0,00)	5,03 (0,00)	4,91 (0,00)	2,43 (0,00)	4,89 (0,00)	5,90 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,68 (0,00)	-12,36 (0,00)	-6,75 (0,00)	-2,31 (0,00)	-3,15 (0,00)	-7,81 (0,00)	-1,95 (0,00)	-6,96 (0,00)
i_ekk_t	6,80 (0,00)	11,75 (0,00)	6,78 (0,00)	2,20 (0,00)	3,10 (0,00)	6,72 (0,00)	1,91 (0,00)	6,76 (0,00)
\bar{R}^2	59,58	69,86	61,19	48,19	49,48	58,67	46,31	59,63

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 19.969.

Tabelle 55: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode und unterschiedlichen Mindest-Prognosehorizonten für die Cashflow-News cf_n1_{t+1} Panel A: Mindest-Prognosehorizont: 1 Tag ($N: 22.351$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,15 (0,00)	0,21 (0,00)	0,17 (0,00)	0,19 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)	0,18 (0,00)	0,19 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,03 (0,50)	0,20 (0,00)	0,01 (0,84)	-0,08 (0,10)	-0,09 (0,07)	0,03 (0,60)	-0,09 (0,08)	-0,04 (0,40)
cf_n2_{t+1}	-0,91 (0,00)	-0,91 (0,00)	-0,95 (0,00)	-0,55 (0,00)	-0,40 (0,02)	3,17 (0,00)	-0,33 (0,08)	-1,26 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,84 (0,00)	5,11 (0,00)	5,77 (0,00)	5,02 (0,00)	4,90 (0,00)	2,40 (0,00)	4,88 (0,00)	5,88 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,69 (0,00)	-12,35 (0,00)	-6,78 (0,00)	-2,38 (0,00)	-3,18 (0,00)	-7,66 (0,00)	-2,00 (0,00)	-7,00 (0,00)
i_ekk_t	6,65 (0,00)	11,62 (0,00)	6,64 (0,00)	2,16 (0,00)	3,03 (0,00)	6,49 (0,00)	1,85 (0,00)	6,62 (0,00)
$\overline{R^2}$	58,14	68,72	59,80	46,79	47,99	57,43	44,83	58,27

Panel B: Mindest-Prognosehorizont: 5 Tage ($N: 22.239$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-6,67 (0,00)	-12,31 (0,00)	-6,76 (0,00)	-2,37 (0,00)	-3,18 (0,00)	-7,61 (0,00)	-2,00 (0,00)	-6,98 (0,00)
i_ekk_t	6,63 (0,00)	11,58 (0,00)	6,62 (0,00)	2,14 (0,00)	3,02 (0,00)	6,43 (0,00)	1,84 (0,00)	6,59 (0,00)
$\overline{R^2}$	58,15	68,68	59,78	46,89	48,09	57,31	44,95	58,31

Panel C: Mindest-Prognosehorizont: 20 Tage ($N: 21.130$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-6,83 (0,00)	-12,54 (0,00)	-6,92 (0,00)	-2,44 (0,00)	-3,24 (0,00)	-7,68 (0,00)	-2,05 (0,00)	-7,18 (0,00)
i_ekk_t	6,78 (0,00)	11,81 (0,00)	6,78 (0,00)	2,20 (0,00)	3,04 (0,00)	6,49 (0,00)	1,88 (0,00)	6,74 (0,00)
$\overline{R^2}$	58,84	69,42	60,48	47,57	48,60	57,75	45,60	58,93

Panel D: Mindest-Prognosehorizont: 40 Tage ($N: 19.770$)

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
i_ekk_{t+1}	-6,86 (0,00)	-12,66 (0,00)	-6,94 (0,00)	-2,52 (0,00)	-3,33 (0,00)	-7,53 (0,00)	-2,14 (0,00)	-7,25 (0,00)
i_ekk_t	6,78 (0,00)	11,86 (0,00)	6,76 (0,00)	2,19 (0,00)	3,03 (0,00)	6,33 (0,00)	1,89 (0,00)	6,71 (0,00)
$\overline{R^2}$	59,53	70,07	61,10	48,40	49,35	58,03	46,44	59,62

Die Koeffizienten und die p-Werte der Cashflow-News werden aus Gründen der Übersichtlichkeit in den Panels B bis D nicht aufgeführt. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. $\overline{R^2}$: Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %.

Tabelle 56: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit Dummy-Variablen jeweils für die Zeit und Unternehmen sowie eindimensional geclusterten Standardfehlern

Panel A: Aufnahme von Unternehmens-Dummys, Clustering nach der Zeit

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,18 (0,00)	0,22 (0,00)	0,18 (0,00)	0,29 (0,00)	0,29 (0,00)	0,44 (0,00)	0,29 (0,00)	0,54 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,16 (0,03)	0,25 (0,00)	0,18 (0,01)	0,11 (0,04)	0,11 (0,03)	0,12 (0,03)	0,09 (0,10)	0,14 (0,01)
cf_n2_{t+1}	-1,36 (0,00)	-1,06 (0,00)	-1,31 (0,00)	-1,17 (0,00)	-1,15 (0,00)	0,32 (0,20)	-1,16 (0,00)	-1,05 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,23 (0,00)	4,39 (0,00)	5,16 (0,00)	4,33 (0,00)	4,40 (0,00)	3,21 (0,00)	4,30 (0,00)	4,41 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,01 (0,00)	-10,59 (0,00)	-6,03 (0,00)	-2,97 (0,00)	-4,09 (0,00)	-1,71 (0,00)	-2,67 (0,00)	-5,23 (0,00)
i_ekk_t	6,76 (0,00)	10,96 (0,00)	6,79 (0,00)	2,93 (0,00)	3,94 (0,00)	0,10 (0,25)	2,61 (0,00)	2,83 (0,09)
R^2	53,56	65,15	55,51	39,88	42,36	32,90	36,38	44,67

Panel B: Aufnahme von Zeit-Dummys, Clustering nach den Unternehmen

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	i_ekk_{mpegt}	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,14 (0,00)	0,17 (0,00)	0,14 (0,00)	0,18 (0,00)	0,17 (0,00)	0,24 (0,00)	0,18 (0,00)	0,26 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,22 (0,01)	0,26 (0,00)	0,23 (0,00)	0,24 (0,00)	0,24 (0,00)	0,24 (0,00)	0,24 (0,00)	0,23 (0,00)
cf_n2_{t+1}	-0,54 (0,10)	-0,73 (0,02)	-0,56 (0,09)	-0,12 (0,72)	-0,13 (0,69)	0,68 (0,03)	-0,10 (0,76)	-0,07 (0,83)
cf_n3_{t+1}	3,93 (0,00)	3,79 (0,00)	3,94 (0,00)	3,18 (0,00)	3,23 (0,00)	2,55 (0,00)	3,15 (0,00)	3,23 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-4,08 (0,00)	-8,74 (0,00)	-4,15 (0,00)	-1,74 (0,00)	-2,40 (0,00)	-0,82 (0,00)	-1,61 (0,00)	-2,71 (0,00)
i_ekk_t	4,65 (0,00)	8,69 (0,00)	4,68 (0,00)	1,82 (0,00)	2,57 (0,00)	0,08 (0,11)	1,67 (0,00)	2,00 (0,06)
R^2	56,11	63,80	57,01	49,86	50,81	46,41	48,71	51,43

Die Koeffizienten und die p-Werte der Dummy-Variablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben.

6.7 Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.10.1.3

Tabelle 57: Ergebnisse multivariater Regressionen der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Risikofaktoren mit der Fama-MacBeth-Methode unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	-0,02 (0,39)	-0,08 (0,02)	-0,07 (0,02)	-0,05 (0,03)	-0,01 (0,57)	-0,02 (0,00)	-0,04 (0,03)	-0,05 (0,02)
$beta_t$	0,00 (0,80)	0,06 (0,00)	0,00 (0,91)	0,08 (0,00)	0,05 (0,00)	-0,01 (0,00)	0,10 (0,00)	0,03 (0,00)
std_resi_t	0,10 (0,00)	0,07 (0,00)	0,08 (0,00)	0,16 (0,00)	0,17 (0,00)	-0,01 (0,00)	0,22 (0,00)	0,09 (0,00)
mv_t	-0,10 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,06 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,01 (0,00)	-0,05 (0,00)	-0,07 (0,00)
$nstd1_t$	0,09 (0,01)	0,06 (0,08)	0,09 (0,01)	0,08 (0,02)	0,08 (0,03)	0,04 (0,09)	0,08 (0,03)	0,09 (0,01)
$nstd2_t$	0,10 (0,00)	-0,01 (0,71)	0,09 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)	0,00 (0,81)	0,11 (0,00)	0,07 (0,00)
$nstd3_t$	0,05 (0,01)	-0,04 (0,03)	0,04 (0,02)	0,10 (0,00)	0,09 (0,00)	-0,02 (0,02)	0,10 (0,00)	0,03 (0,02)
lev_t	0,31 (0,00)	0,30 (0,00)	0,31 (0,00)	0,25 (0,00)	0,24 (0,00)	0,02 (0,19)	0,24 (0,00)	0,21 (0,00)
\bar{R}^2	26,44	19,87	25,30	28,95	26,10	22,06	32,62	26,97

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. Die iEKK und die Risikofaktoren werden standardisiert. + gibt einen erwarteten positiven Koeffizienten und – einen erwarteten negativen Koeffizienten an. N : 19.969.

Tabelle 58: Ergebnisse multivariater Regressionen der impliziten Eigenkapitalkosten auf die Risikofaktoren mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
$beta_t$	0,03 (0,30)	0,08 (0,02)	0,03 (0,41)	0,09 (0,00)	0,06 (0,04)	0,00 (0,97)	0,11 (0,00)	0,05 (0,03)
std_resi_t	0,07 (0,03)	0,12 (0,00)	0,09 (0,01)	0,14 (0,00)	0,12 (0,00)	-0,05 (0,25)	0,19 (0,00)	0,06 (0,11)
mv_t	-0,11 (0,00)	-0,10 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,10 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,01 (0,24)	-0,09 (0,00)	-0,09 (0,00)
$nstd1_t$	0,11 (0,00)	0,09 (0,00)	0,10 (0,00)	0,03 (0,21)	0,04 (0,06)	0,16 (0,29)	0,03 (0,19)	0,15 (0,16)
$nstd2_t$	0,09 (0,03)	0,00 (0,92)	0,08 (0,07)	0,15 (0,00)	0,14 (0,00)	0,11 (0,32)	0,15 (0,00)	0,15 (0,05)
$nstd3_t$	0,03 (0,25)	-0,06 (0,03)	0,02 (0,55)	0,05 (0,08)	0,04 (0,11)	-0,04 (0,18)	0,05 (0,09)	0,00 (0,97)
lev_t	0,05 (0,07)	-0,03 (0,31)	0,05 (0,09)	0,05 (0,08)	0,06 (0,03)	-0,01 (0,42)	0,05 (0,08)	0,02 (0,35)
R^2	8,10	4,72	7,14	12,33	11,25	4,52	16,03	10,53

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Die iEKK und die Risikofaktoren werden standardisiert. + gibt einen erwarteten positiven Koeffizienten und – einen erwarteten negativen Koeffizienten an.

6.8 Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 3.10.2

Tabelle 59: Ergebnisse multivariater Regressionen der Renditen auf die impliziten Eigenkapitalkosten mit der Fama-MacBeth-Methode, zweidimensional geclusterten Standardfehlern und der reduzierten Stichprobe aus Abschnitt 3.10.2

Panel A: Schätzung mit der Fama-MacBeth-Methode

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,17 (0,00)	0,20 (0,00)	0,18 (0,00)	0,22 (0,00)	0,20 (0,00)	0,22 (0,00)	0,20 (0,00)	0,20 (0,00)
cf_n1_{t+1}	-0,08 (0,21)	0,24 (0,00)	-0,03 (0,68)	-0,12 (0,13)	-0,15 (0,05)	-0,11 (0,19)	-0,16 (0,04)	0,01 (0,92)
cf_n2_{t+1}	-0,04 (0,83)	0,03 (0,84)	-0,04 (0,83)	-1,13 (0,00)	-0,26 (0,30)	3,80 (0,00)	-0,74 (0,01)	-1,51 (0,00)
cf_n3_{t+1}	5,15 (0,00)	4,25 (0,00)	5,06 (0,00)	5,73 (0,00)	4,90 (0,00)	1,99 (0,00)	5,46 (0,00)	6,12 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-7,91 (0,00)	-13,34 (0,00)	-7,82 (0,00)	-2,97 (0,00)	-3,62 (0,00)	-8,79 (0,00)	-2,36 (0,00)	-8,65 (0,00)
i_ekk_t	7,59 (0,00)	12,54 (0,00)	7,45 (0,00)	2,45 (0,00)	3,22 (0,00)	8,01 (0,00)	1,95 (0,00)	7,98 (0,00)
R^2	62,07	73,75	63,59	48,88	49,38	63,24	45,87	62,60

Panel B: Schätzung mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$i_ekk_{ct,t}$	$i_ekk_{gls,t}$	$i_ekk_{gor,t}$	$i_ekk_{mpeg,t}$	$i_ekk_{ojn,t}$	$i_ekk_{pe,t}$	$i_ekk_{peg,t}$	$i_ekk_{avg,t}$
a_0	0,17 (0,00)	0,19 (0,00)	0,17 (0,00)	0,23 (0,00)	0,23 (0,00)	0,23 (0,00)	0,22 (0,00)	0,19 (0,00)
cf_n1_{t+1}	0,24 (0,29)	0,47 (0,03)	0,28 (0,22)	0,20 (0,35)	0,20 (0,36)	0,20 (0,33)	0,14 (0,53)	0,32 (0,12)
cf_n2_{t+1}	-0,34 (0,61)	-0,42 (0,55)	-0,31 (0,64)	-1,19 (0,02)	-0,59 (0,26)	2,15 (0,00)	-1,11 (0,02)	-1,07 (0,04)
cf_n3_{t+1}	3,96 (0,00)	3,38 (0,00)	3,91 (0,00)	4,09 (0,00)	3,62 (0,00)	2,36 (0,01)	4,02 (0,00)	4,39 (0,00)
i_ekk_{t+1}	-6,58 (0,00)	-10,80 (0,00)	-6,62 (0,00)	-3,53 (0,00)	-4,30 (0,00)	-7,21 (0,00)	-3,04 (0,00)	-8,28 (0,00)
i_ekk_t	6,66 (0,00)	10,58 (0,00)	6,69 (0,00)	3,10 (0,00)	3,83 (0,00)	6,73 (0,00)	2,61 (0,00)	8,09 (0,00)
R^2	47,57	59,80	49,63	32,60	34,51	51,19	27,47	53,26

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. \bar{R}^2 : Arithmetisches Mittel der R^2 über alle Beobachtungszeitpunkte in %. N : 10.815.

6.9 Zusätzliche Auswertungen zu Abschnitt 4.10.3

Tabelle 60: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Unternehmen und Zeit-Dummy-Variablen

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	-0,04 (0,30)	-0,25 (0,05)	-0,07 (0,35)	-0,05 (0,46)	-0,22 (0,00)	0,02 (0,87)	-0,07 (0,36)	-0,13 (0,03)
cg_t	-0,01 (0,30)	-0,04 (0,15)	-0,03 (0,17)	-0,01 (0,59)	0,00 (0,96)	0,03 (0,25)	0,00 (0,90)	-0,01 (0,72)
$vote_t$	-0,02 (0,07)	0,08 (0,04)	0,06 (0,12)	0,03 (0,44)	0,06 (0,35)	-0,01 (0,79)	0,00 (0,91)	0,02 (0,67)
$nstd1_t$	-0,03 (0,27)	0,03 (0,73)	0,08 (0,13)	0,08 (0,05)	0,05 (0,01)	0,25 (0,00)	0,06 (0,08)	-0,02 (0,64)
$nstd2_t$	-0,08 (0,04)	-0,09 (0,44)	0,01 (0,93)	0,04 (0,69)	0,09 (0,05)	0,22 (0,00)	0,40 (0,00)	0,36 (0,00)
$nstd3_t$	0,07 (0,02)	-0,03 (0,65)	-0,12 (0,01)	-0,19 (0,00)	-0,04 (0,05)	-0,04 (0,27)	-0,12 (0,02)	0,01 (0,88)
$\#anlst_t$	0,04 (0,02)	-0,06 (0,22)	-0,05 (0,19)	-0,07 (0,06)	-0,05 (0,17)	-0,12 (0,00)	-0,04 (0,27)	-0,05 (0,20)
$horizn_t$	0,01 (0,21)	-0,04 (0,03)	0,02 (0,06)	0,02 (0,09)	-0,02 (0,01)	0,12 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,02 (0,06)
$beta_t$	0,02 (0,27)	0,09 (0,11)	0,03 (0,57)	0,05 (0,30)	0,11 (0,00)	-0,08 (0,03)	0,07 (0,04)	0,08 (0,03)
std_resi_t	-0,04 (0,08)	-0,24 (0,02)	-0,07 (0,34)	-0,06 (0,43)	-0,01 (0,80)	0,16 (0,02)	0,06 (0,17)	0,04 (0,38)
lev_t	0,01 (0,60)	-0,04 (0,15)	-0,02 (0,47)	-0,04 (0,17)	0,08 (0,00)	0,02 (0,60)	0,00 (1,00)	0,00 (0,87)
mv_t	0,01 (0,67)	-0,01 (0,86)	0,05 (0,10)	0,04 (0,19)	-0,04 (0,03)	0,03 (0,41)	-0,04 (0,07)	-0,04 (0,17)
$finc$	0,00 (0,99)	0,01 (0,83)	0,00 (0,86)	0,01 (0,58)	-0,02 (0,30)	0,02 (0,66)	0,00 (0,88)	-0,04 (0,33)
dax_t	-0,04 (0,07)	0,02 (0,67)	-0,03 (0,59)	-0,05 (0,26)	-0,02 (0,59)	0,04 (0,28)	0,00 (0,96)	0,01 (0,76)
R^2	33,33	11,38	23,51	27,50	22,66	27,37	29,42	28,95

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen außer den Zeit-Dummy-Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Zeit-Dummy-Variablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt.

Tabelle 61: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Zeit und Unternehmens-Dummy-Variablen

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,17 (0,01)	0,38 (0,00)	-0,11 (0,17)	-0,20 (0,02)	-0,17 (0,00)	0,13 (0,08)	-0,20 (0,00)	-0,10 (0,14)
cg_t	-0,03 (0,09)	0,00 (0,94)	0,04 (0,02)	0,07 (0,00)	0,03 (0,06)	0,03 (0,05)	0,03 (0,02)	0,08 (0,00)
$vote_t$	-0,03 (0,28)	-0,05 (0,05)	-0,15 (0,00)	-0,15 (0,00)	0,06 (0,03)	-0,04 (0,05)	-0,03 (0,09)	-0,02 (0,06)
$nstd1_t$	-0,02 (0,18)	0,02 (0,55)	0,09 (0,00)	0,08 (0,00)	0,05 (0,00)	0,22 (0,00)	0,04 (0,13)	-0,01 (0,72)
$nstd2_t$	-0,19 (0,00)	-0,12 (0,03)	-0,05 (0,51)	-0,07 (0,18)	0,21 (0,00)	0,21 (0,00)	0,39 (0,00)	0,23 (0,00)
$nstd3_t$	0,12 (0,00)	0,01 (0,84)	-0,06 (0,19)	-0,11 (0,00)	-0,10 (0,00)	-0,05 (0,30)	-0,13 (0,01)	0,04 (0,18)
$\#anlst_t$	-0,07 (0,07)	-0,11 (0,00)	-0,15 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,04 (0,20)	-0,05 (0,02)	0,03 (0,05)	-0,02 (0,18)
$horizn_t$	0,00 (0,92)	-0,02 (0,20)	0,01 (0,82)	0,03 (0,39)	-0,08 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,03)	-0,01 (0,81)
$beta_t$	0,12 (0,00)	0,05 (0,01)	-0,07 (0,08)	-0,06 (0,17)	0,12 (0,00)	-0,16 (0,00)	-0,01 (0,85)	0,12 (0,00)
std_resi_t	-0,16 (0,05)	-0,03 (0,42)	0,18 (0,00)	0,16 (0,00)	-0,21 (0,00)	0,08 (0,00)	-0,06 (0,01)	-0,10 (0,00)
lev_t	0,01 (0,72)	-0,13 (0,00)	-0,03 (0,25)	0,05 (0,03)	-0,06 (0,03)	0,16 (0,00)	0,12 (0,00)	0,13 (0,00)
mv_t	0,40 (0,00)	0,10 (0,00)	0,01 (0,76)	-0,05 (0,07)	-0,10 (0,04)	0,02 (0,34)	0,00 (0,80)	-0,01 (0,53)
dax_t	-0,06 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,05 (0,00)	-0,03 (0,24)	-0,09 (0,00)	-0,12 (0,01)
R^2	6,51	15,94	13,80	14,31	13,66	32,68	27,91	27,67

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen außer den Unternehmens-Dummy-Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Unternehmens-Dummy-Variablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt.

Tabelle 62: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit Dummy-Variablen in den Dimensionen Zeit und Unternehmen

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	-0,11 (0,38)	0,12 (0,41)	-0,01 (0,94)	-0,08 (0,54)	-0,70 (0,00)	0,05 (0,70)	-0,48 (0,00)	-0,43 (0,00)
cg_t	-0,03 (0,03)	0,00 (0,97)	0,02 (0,17)	0,05 (0,00)	0,02 (0,30)	0,00 (0,80)	0,01 (0,68)	0,05 (0,00)
$vote_t$	0,02 (0,26)	-0,04 (0,06)	-0,13 (0,00)	-0,12 (0,00)	0,08 (0,00)	-0,03 (0,13)	-0,01 (0,70)	0,00 (0,94)
$nstd1_t$	-0,03 (0,01)	0,04 (0,00)	0,09 (0,00)	0,08 (0,00)	0,05 (0,00)	0,21 (0,00)	0,02 (0,08)	-0,02 (0,08)
$nstd2_t$	-0,10 (0,00)	-0,08 (0,00)	0,03 (0,21)	0,00 (0,95)	0,10 (0,00)	0,21 (0,00)	0,35 (0,00)	0,22 (0,00)
$nstd3_t$	0,07 (0,00)	-0,02 (0,21)	-0,11 (0,00)	-0,16 (0,00)	-0,04 (0,03)	-0,04 (0,04)	-0,10 (0,00)	0,06 (0,00)
$\#anlst_t$	0,05 (0,02)	-0,13 (0,00)	-0,13 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,07 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,04 (0,05)	-0,06 (0,00)
$horizn_t$	0,01 (0,45)	-0,03 (0,03)	0,02 (0,10)	0,02 (0,12)	-0,02 (0,18)	0,12 (0,00)	-0,06 (0,00)	-0,02 (0,23)
$beta_t$	0,02 (0,34)	0,11 (0,00)	0,04 (0,02)	0,08 (0,00)	-0,01 (0,64)	-0,23 (0,00)	-0,12 (0,00)	-0,02 (0,38)
std_resi_t	-0,10 (0,00)	-0,18 (0,00)	0,07 (0,00)	0,04 (0,04)	-0,17 (0,00)	0,19 (0,00)	0,04 (0,03)	0,02 (0,28)
lev_t	-0,04 (0,08)	-0,15 (0,00)	-0,01 (0,51)	0,06 (0,01)	-0,09 (0,00)	0,17 (0,00)	0,11 (0,00)	0,11 (0,00)
mv_t	0,11 (0,00)	0,10 (0,00)	-0,07 (0,01)	-0,07 (0,01)	-0,07 (0,01)	-0,03 (0,27)	-0,02 (0,36)	-0,08 (0,00)
dax_t	-0,05 (0,06)	-0,13 (0,00)	-0,21 (0,00)	-0,25 (0,00)	-0,03 (0,29)	0,00 (0,86)	-0,04 (0,13)	-0,06 (0,01)
R^2	34,27	21,95	33,29	36,35	29,74	35,84	38,86	38,52

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen außer den Zeit- und Unternehmens-Dummy-Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Zeit- und Unternehmens-Dummy-Variablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt.

Tabelle 63: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und jeweils zwei vergangenen Ausprägungen der abhängigen Variablen

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,05 (0,40)	-0,01 (0,86)	-0,01 (0,90)	-0,02 (0,73)	0,01 (0,75)	0,03 (0,42)	0,03 (0,51)	0,04 (0,50)
cg_t	-0,01 (0,71)	0,01 (0,78)	0,04 (0,22)	0,05 (0,15)	0,00 (0,88)	0,03 (0,25)	0,01 (0,66)	-0,01 (0,78)
$vote_t$	0,04 (0,44)	0,09 (0,08)	0,09 (0,12)	0,05 (0,42)	0,07 (0,19)	0,01 (0,69)	0,00 (0,99)	0,03 (0,64)
$nstd1_t$	-0,02 (0,33)	-0,01 (0,94)	0,05 (0,25)	0,06 (0,11)	0,05 (0,02)	0,24 (0,00)	0,06 (0,16)	-0,03 (0,60)
$nstd2_t$	-0,09 (0,22)	-0,13 (0,30)	-0,12 (0,49)	0,03 (0,82)	0,19 (0,00)	0,21 (0,00)	0,60 (0,00)	0,51 (0,00)
$nstd3_t$	0,08 (0,10)	-0,03 (0,67)	-0,05 (0,61)	-0,21 (0,00)	-0,10 (0,00)	-0,02 (0,63)	-0,26 (0,00)	-0,10 (0,31)
$\#anlst_t$	-0,04 (0,22)	-0,03 (0,52)	-0,10 (0,08)	-0,11 (0,06)	-0,06 (0,08)	-0,15 (0,00)	-0,03 (0,52)	-0,08 (0,10)
$horizn_t$	-0,03 (0,46)	-0,03 (0,33)	-0,01 (0,83)	0,02 (0,54)	-0,10 (0,00)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,09)	-0,03 (0,31)
$beta_t$	0,08 (0,07)	0,05 (0,38)	-0,04 (0,47)	-0,02 (0,70)	0,18 (0,00)	-0,02 (0,73)	0,13 (0,02)	0,16 (0,01)
std_resi_t	-0,14 (0,06)	0,00 (0,95)	0,16 (0,00)	0,13 (0,01)	-0,11 (0,11)	0,04 (0,54)	-0,06 (0,22)	-0,13 (0,05)
lev_t	0,09 (0,02)	-0,07 (0,13)	-0,08 (0,02)	-0,11 (0,00)	0,13 (0,00)	0,04 (0,47)	0,03 (0,45)	0,04 (0,34)
mv_t	0,06 (0,06)	0,03 (0,45)	0,13 (0,00)	0,09 (0,02)	-0,05 (0,05)	-0,01 (0,74)	-0,08 (0,01)	-0,06 (0,06)
$finc$	-0,03 (0,14)	0,03 (0,15)	0,03 (0,30)	0,04 (0,14)	-0,02 (0,16)	0,00 (0,99)	-0,03 (0,24)	-0,06 (0,12)
dax_t	-0,05 (0,09)	0,02 (0,67)	0,00 (0,95)	-0,03 (0,58)	0,02 (0,51)	0,07 (0,10)	0,00 (0,96)	0,01 (0,82)
$abhv_{t-1}$	-0,09 (0,01)	-0,05 (0,13)	-0,12 (0,00)	-0,14 (0,02)	-0,07 (0,07)	-0,01 (0,77)	-0,05 (0,21)	0,01 (0,89)
$abhv_{t-2}$	0,06 (0,02)	0,06 (0,27)	0,04 (0,32)	0,05 (0,20)	0,01 (0,56)	0,06 (0,14)	0,07 (0,04)	0,05 (0,12)
R^2	4,96	5,07	6,39	7,62	8,90	26,10	23,13	18,87

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. N : 5.469.

Tabelle 64: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Zeit, Unternehmens-Dummy-Variablen und jeweils zwei vergangenen Ausprägungen der abhängigen Variablen

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	-0,20 (0,05)	0,56 (0,00)	0,12 (0,10)	-0,01 (0,91)	-0,24 (0,01)	-0,01 (0,95)	-0,30 (0,00)	-0,15 (0,05)
cg_t	0,06 (0,00)	0,10 (0,00)	0,11 (0,00)	0,12 (0,00)	0,04 (0,03)	0,05 (0,00)	0,09 (0,00)	0,11 (0,00)
$vote_t$	-0,03 (0,45)	-0,01 (0,76)	-0,18 (0,00)	-0,20 (0,00)	-0,03 (0,46)	-0,04 (0,28)	-0,06 (0,01)	-0,07 (0,00)
$nstd1_t$	-0,04 (0,02)	0,02 (0,56)	0,08 (0,02)	0,08 (0,01)	0,06 (0,00)	0,19 (0,00)	0,00 (0,94)	-0,05 (0,02)
$nstd2_t$	-0,12 (0,05)	-0,13 (0,13)	-0,21 (0,05)	-0,10 (0,21)	0,22 (0,00)	0,17 (0,01)	0,60 (0,00)	0,34 (0,00)
$nstd3_t$	0,09 (0,02)	0,00 (0,92)	0,01 (0,91)	-0,11 (0,01)	-0,13 (0,00)	-0,02 (0,70)	-0,20 (0,00)	0,03 (0,48)
$\#anlst_t$	-0,07 (0,18)	-0,02 (0,43)	-0,17 (0,00)	-0,17 (0,00)	-0,09 (0,04)	-0,18 (0,00)	-0,03 (0,27)	-0,10 (0,00)
$horizn_t$	-0,04 (0,37)	-0,03 (0,23)	0,00 (0,98)	0,03 (0,37)	-0,11 (0,00)	0,17 (0,00)	-0,05 (0,03)	-0,02 (0,35)
$beta_t$	-0,05 (0,18)	0,22 (0,00)	0,13 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,03 (0,37)	-0,17 (0,00)	-0,05 (0,17)	0,12 (0,00)
std_resi_t	-0,16 (0,05)	0,02 (0,72)	0,21 (0,00)	0,15 (0,00)	-0,13 (0,01)	0,11 (0,00)	0,01 (0,67)	-0,01 (0,74)
lev_t	0,04 (0,42)	-0,11 (0,05)	-0,06 (0,05)	-0,02 (0,41)	-0,01 (0,85)	0,22 (0,00)	0,18 (0,00)	0,21 (0,00)
mv_t	0,38 (0,00)	0,17 (0,00)	0,05 (0,17)	0,01 (0,70)	-0,13 (0,01)	-0,08 (0,01)	-0,05 (0,09)	-0,07 (0,04)
dax_t	-0,12 (0,00)	-0,09 (0,08)	-0,27 (0,00)	-0,37 (0,00)	0,01 (0,48)	0,02 (0,64)	-0,13 (0,00)	-0,17 (0,01)
$abhv_{t-1}$	-0,04 (0,23)	-0,12 (0,00)	-0,18 (0,00)	-0,20 (0,00)	-0,08 (0,01)	-0,09 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,14 (0,00)
$abhv_{t-2}$	0,08 (0,00)	-0,01 (0,76)	0,00 (0,87)	0,00 (0,85)	-0,04 (0,29)	0,02 (0,27)	0,00 (0,96)	-0,08 (0,00)
R^2	12,22	18,06	19,24	21,14	17,42	35,85	35,93	34,15

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen außer den Unternehmens-Dummy-Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Unternehmens-Dummy-Variablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. N : 5.469.

Tabelle 65: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und der Befolungsquote als Dummy-Variable

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
cg_dummy_t	0,00 (0,90)	-0,03 (0,18)	-0,01 (0,70)	0,00 (0,89)	0,00 (0,75)	0,01 (0,67)	0,00 (0,97)	-0,01 (0,67)
$vote_t$	-0,01 (0,40)	0,08 (0,05)	0,06 (0,15)	0,03 (0,55)	0,07 (0,32)	-0,01 (0,65)	-0,01 (0,84)	0,02 (0,68)
$nstd1_t$	-0,02 (0,45)	0,00 (0,95)	0,07 (0,12)	0,08 (0,03)	0,04 (0,10)	0,26 (0,00)	0,07 (0,05)	-0,01 (0,83)
$nstd2_t$	-0,14 (0,01)	-0,13 (0,22)	-0,07 (0,54)	-0,03 (0,71)	0,19 (0,00)	0,24 (0,00)	0,44 (0,00)	0,38 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,01)	0,00 (0,93)	-0,07 (0,16)	-0,14 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,06 (0,21)	-0,14 (0,01)	-0,01 (0,84)
$\#anlst_t$	-0,02 (0,52)	-0,05 (0,22)	-0,09 (0,05)	-0,12 (0,00)	-0,04 (0,29)	-0,11 (0,00)	-0,02 (0,53)	-0,04 (0,17)
$horizn_t$	-0,01 (0,82)	-0,02 (0,29)	0,01 (0,83)	0,02 (0,42)	-0,07 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,67)
$beta_t$	0,08 (0,06)	0,04 (0,39)	-0,05 (0,35)	-0,04 (0,48)	0,17 (0,00)	-0,05 (0,18)	0,13 (0,00)	0,15 (0,00)
std_resi_t	-0,11 (0,03)	-0,12 (0,13)	0,06 (0,37)	0,06 (0,36)	-0,09 (0,12)	0,09 (0,11)	-0,03 (0,45)	-0,06 (0,19)
lev_t	0,02 (0,46)	-0,05 (0,12)	-0,03 (0,37)	-0,04 (0,16)	0,08 (0,00)	0,03 (0,47)	0,01 (0,51)	0,02 (0,58)
mv_t	0,08 (0,00)	0,01 (0,84)	0,08 (0,02)	0,06 (0,05)	-0,05 (0,04)	0,02 (0,51)	-0,05 (0,02)	-0,04 (0,14)
$finc$	-0,01 (0,49)	0,01 (0,70)	0,02 (0,44)	0,03 (0,24)	-0,03 (0,08)	0,01 (0,73)	-0,02 (0,40)	-0,06 (0,20)
dax_t	-0,07 (0,01)	0,05 (0,22)	0,03 (0,49)	0,02 (0,64)	-0,06 (0,11)	0,01 (0,70)	-0,05 (0,21)	-0,04 (0,36)
R^2	2,97	4,50	2,57	3,77	6,87	23,94	18,48	17,36

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert.

Tabelle 66: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und unter Ausschluss von Unternehmen mit einer vollständigen Befolgung aller Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (0,94)	0,01 (0,80)	0,00 (0,99)	0,00 (0,93)	-0,01 (0,87)	0,00 (0,93)	0,00 (0,95)	0,01 (0,90)
cg_t	-0,01 (0,68)	-0,02 (0,59)	-0,01 (0,80)	0,02 (0,63)	-0,01 (0,80)	0,04 (0,10)	0,01 (0,73)	0,01 (0,81)
$vote_t$	-0,01 (0,16)	0,10 (0,03)	0,08 (0,08)	0,05 (0,33)	0,07 (0,36)	-0,01 (0,70)	0,00 (0,98)	0,03 (0,56)
$nstd1_t$	-0,03 (0,07)	0,03 (0,70)	0,06 (0,21)	0,07 (0,09)	0,04 (0,09)	0,26 (0,00)	0,08 (0,04)	-0,01 (0,81)
$nstd2_t$	-0,13 (0,01)	-0,13 (0,25)	-0,05 (0,70)	-0,01 (0,93)	0,19 (0,00)	0,23 (0,00)	0,45 (0,00)	0,40 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,01)	-0,01 (0,89)	-0,09 (0,12)	-0,17 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,05 (0,32)	-0,15 (0,01)	-0,02 (0,76)
$\#anlst_t$	-0,01 (0,84)	-0,05 (0,35)	-0,07 (0,23)	-0,12 (0,02)	-0,04 (0,29)	-0,11 (0,00)	-0,03 (0,42)	-0,04 (0,32)
$horizn_t$	-0,01 (0,88)	-0,02 (0,44)	0,01 (0,80)	0,03 (0,37)	-0,08 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,06 (0,03)	-0,01 (0,57)
$beta_t$	0,07 (0,09)	0,03 (0,54)	-0,05 (0,41)	-0,02 (0,69)	0,18 (0,00)	-0,07 (0,05)	0,10 (0,02)	0,14 (0,01)
std_resi_t	-0,12 (0,01)	-0,14 (0,11)	0,07 (0,32)	0,07 (0,38)	-0,10 (0,16)	0,11 (0,06)	-0,02 (0,59)	-0,06 (0,30)
lev_t	0,02 (0,52)	-0,05 (0,16)	-0,01 (0,79)	-0,01 (0,80)	0,11 (0,00)	0,06 (0,17)	0,03 (0,06)	0,03 (0,26)
mv_t	0,09 (0,00)	0,00 (0,97)	0,10 (0,04)	0,08 (0,05)	-0,05 (0,02)	0,06 (0,09)	-0,02 (0,51)	-0,01 (0,68)
$finc$	-0,01 (0,61)	0,01 (0,64)	-0,02 (0,63)	-0,03 (0,50)	-0,07 (0,03)	-0,03 (0,42)	-0,05 (0,05)	-0,09 (0,04)
dax_t	-0,07 (0,03)	0,06 (0,18)	0,01 (0,86)	0,01 (0,89)	-0,05 (0,15)	-0,01 (0,82)	-0,05 (0,23)	-0,06 (0,18)
R^2	3,06	5,41	2,97	4,37	6,65	25,55	19,68	18,24

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. N : 6.484.

Tabelle 67: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und winsortierten Beobachtungen der Return- und Cashflow-News sowie der Befoligungsquote

Panel A: Ausschluss der 0,5 % größten und kleinsten Beobachtungen der News sowie der 0,5 % kleinsten Beobachtungen von cg_t

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	0,01 (0,78)	-0,01 (0,66)	-0,02 (0,51)	-0,01 (0,77)	0,02 (0,38)	0,02 (0,31)	0,00 (0,88)	-0,03 (0,31)
R^2	4,22	3,63	2,17	3,56	11,55	22,49	14,93	13,69
N	8.092	8.092	8.092	8.092	8.179	8.179	8.179	8.179

Panel B: Ausschluss der 1 % größten und kleinsten Beobachtungen der News sowie der 1 % kleinsten Beobachtungen von cg_t

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	0,01 (0,83)	0,02 (0,59)	-0,02 (0,56)	-0,01 (0,83)	0,02 (0,52)	0,01 (0,73)	-0,01 (0,74)	-0,04 (0,20)
R^2	3,84	2,56	2,74	4,14	10,16	22,66	11,94	10,86
N	7.785	7.785	7.785	7.785	7.952	7.952	7.952	7.952

Panel C: Ausschluss der 2,5 % größten und kleinsten Beobachtungen der News sowie der 2,5 % kleinsten Beobachtungen von cg_t

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,02 (0,53)	0,03 (0,37)	-0,03 (0,42)	-0,03 (0,31)	0,02 (0,47)	-0,02 (0,41)	-0,04 (0,21)	-0,06 (0,08)
R^2	3,35	1,66	2,55	3,90	7,56	18,34	12,08	10,35
N	6.966	6.966	6.966	6.966	7.074	7.074	7.074	7.074

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Kontrollvariablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt.

Tabelle 68: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern für die Zeit vor, während und nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008

Panel A: Zeit vor der Krise (Januar 2003 bis Dezember 2006, N : 2.508)

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,01 (0,48)	-0,11 (0,11)	-0,07 (0,25)	-0,05 (0,24)	0,02 (0,14)	0,06 (0,31)	-0,03 (0,55)	-0,03 (0,46)
R^2	5,84	8,71	5,61	5,74	10,42	23,70	9,92	12,12

Panel B: Weltweite Finanzkrise (Januar 2007 bis September 2008, N : 1.339)

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,04 (0,68)	0,03 (0,65)	0,07 (0,46)	0,11 (0,37)	-0,08 (0,51)	0,02 (0,65)	0,04 (0,63)	0,07 (0,59)
R^2	5,75	17,60	20,68	13,27	9,53	29,62	29,50	18,24

Panel C: Zeit nach der weltweiten Finanzkrise (Oktober 2008 bis Juni 2014, N : 4.547)

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	0,01 (0,57)	0,02 (0,38)	0,04 (0,19)	0,05 (0,09)	0,01 (0,75)	0,02 (0,30)	0,01 (0,64)	0,00 (0,90)
R^2	6,04	9,96	11,20	14,53	9,47	29,25	30,54	34,27

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Kontrollvariablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. Alle Zeiträume schließen jeweils die angegebenen Monate ein.

Tabelle 69: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern für die Zeit vor, während und nach der weltweiten Finanzkrise 2007/2008 unter Ausschluss von Unternehmen der Finanzbranche

Panel A: Zeit vor der Krise (Januar 2003 bis Dezember 2006, $N: 2.208$)

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,01 (0,61)	-0,09 (0,18)	-0,06 (0,32)	-0,05 (0,25)	0,02 (0,32)	0,04 (0,48)	-0,04 (0,41)	-0,04 (0,33)
R^2	4,54	9,36	6,45	6,63	9,83	25,35	11,27	14,61

Panel B: Weltweite Finanzkrise (Januar 2007 bis September 2008, $N: 1.197$)

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,02 (0,80)	0,07 (0,26)	0,07 (0,46)	0,12 (0,36)	-0,08 (0,50)	-0,01 (0,88)	0,04 (0,63)	0,08 (0,55)
R^2	4,94	23,15	22,41	13,92	8,30	34,98	31,56	17,70

Panel C: Zeit nach der weltweiten Finanzkrise (Oktober 2008 bis Juni 2014, $N: 4.077$)

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	0,01 (0,50)	0,02 (0,53)	0,03 (0,37)	0,04 (0,20)	0,00 (0,85)	0,02 (0,33)	0,01 (0,59)	0,01 (0,75)
R^2	6,38	10,70	13,99	17,23	9,15	30,26	30,87	34,31

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Kontrollvariablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. Alle Zeiträume schließen jeweils die angegebenen Monate ein.

Tabelle 70: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit geclusterten Standardfehlern in der Dimension Zeit und Unternehmens-Dummy-Variablen unter Ausschluss von Nichtfinanzunternehmen

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,21 (0,33)	1,09 (0,00)	0,41 (0,00)	-0,12 (0,16)	0,70 (0,00)	-0,60 (0,00)	-0,27 (0,01)	-0,26 (0,01)
cg_t	0,03 (0,63)	0,03 (0,70)	0,31 (0,00)	0,47 (0,00)	0,03 (0,54)	0,31 (0,00)	0,19 (0,00)	0,13 (0,02)
$vote_t$	-0,05 (0,56)	-0,03 (0,48)	-0,10 (0,01)	-0,20 (0,00)	0,29 (0,01)	0,09 (0,08)	0,00 (0,96)	0,09 (0,14)
$nstd1_t$	0,01 (0,85)	-0,05 (0,21)	0,06 (0,48)	0,01 (0,77)	0,12 (0,01)	-0,04 (0,39)	-0,02 (0,73)	-0,09 (0,00)
$nstd2_t$	0,12 (0,33)	0,07 (0,43)	-0,25 (0,04)	-0,26 (0,01)	0,14 (0,11)	0,00 (0,96)	0,34 (0,00)	0,35 (0,00)
$nstd3_t$	-0,09 (0,39)	0,12 (0,24)	0,08 (0,46)	0,07 (0,45)	0,01 (0,88)	0,20 (0,06)	-0,05 (0,53)	0,11 (0,23)
$\#anlst_t$	0,05 (0,25)	-0,09 (0,04)	-0,15 (0,00)	-0,17 (0,00)	0,14 (0,00)	0,08 (0,04)	0,09 (0,01)	0,09 (0,00)
$horizn_t$	-0,02 (0,65)	-0,07 (0,11)	0,02 (0,56)	0,02 (0,63)	-0,15 (0,00)	0,19 (0,00)	-0,11 (0,00)	-0,01 (0,56)
$beta_t$	0,05 (0,38)	-0,01 (0,89)	-0,03 (0,59)	-0,10 (0,03)	0,06 (0,14)	0,05 (0,21)	0,20 (0,00)	0,19 (0,00)
std_resi_t	-0,01 (0,94)	0,09 (0,29)	0,02 (0,75)	0,11 (0,09)	-0,25 (0,00)	-0,09 (0,13)	-0,24 (0,00)	-0,23 (0,00)
lev_t	0,07 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,14 (0,00)	-0,05 (0,00)	0,00 (0,92)	0,18 (0,00)	0,10 (0,00)	0,07 (0,00)
mv_t	0,88 (0,00)	0,42 (0,00)	0,04 (0,61)	0,00 (0,96)	-0,12 (0,44)	-0,23 (0,01)	0,02 (0,70)	0,05 (0,28)
dax_t	-0,20 (0,00)	0,52 (0,00)	0,22 (0,00)	0,13 (0,00)	0,08 (0,24)	0,08 (0,11)	-0,10 (0,00)	0,01 (0,68)
R^2	17,97	10,19	9,95	17,62	19,70	22,66	19,23	37,11

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen außer den Unternehmens-Dummy-Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Unternehmens-Dummy-Variablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt. N : 912.

Tabelle 71: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und der Anzahl der nicht befolgten Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodexes

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
$\#nbfe_t$	0,00 (0,97)	0,02 (0,47)	0,01 (0,68)	-0,01 (0,65)	0,00 (0,93)	-0,03 (0,23)	-0,01 (0,75)	0,00 (0,95)
$vote_t$	-0,01 (0,36)	0,08 (0,05)	0,06 (0,16)	0,03 (0,53)	0,07 (0,32)	-0,01 (0,71)	-0,01 (0,87)	0,02 (0,66)
$nstd1_t$	-0,02 (0,45)	0,01 (0,94)	0,07 (0,12)	0,08 (0,03)	0,04 (0,10)	0,26 (0,00)	0,07 (0,05)	-0,01 (0,83)
$nstd2_t$	-0,14 (0,01)	-0,13 (0,21)	-0,07 (0,54)	-0,04 (0,69)	0,19 (0,00)	0,24 (0,00)	0,44 (0,00)	0,38 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,01)	0,01 (0,92)	-0,07 (0,16)	-0,14 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,05 (0,21)	-0,14 (0,01)	-0,01 (0,85)
$\#anlst_t$	-0,02 (0,52)	-0,05 (0,21)	-0,09 (0,05)	-0,12 (0,01)	-0,04 (0,29)	-0,11 (0,00)	-0,02 (0,52)	-0,05 (0,16)
$horizn_t$	-0,01 (0,82)	-0,02 (0,29)	0,01 (0,83)	0,02 (0,42)	-0,07 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,66)
$beta_t$	0,08 (0,06)	0,04 (0,41)	-0,05 (0,37)	-0,04 (0,46)	0,17 (0,00)	-0,05 (0,16)	0,13 (0,00)	0,14 (0,00)
std_resi_t	-0,11 (0,03)	-0,12 (0,14)	0,06 (0,38)	0,06 (0,34)	-0,09 (0,12)	0,09 (0,10)	-0,03 (0,46)	-0,06 (0,18)
lev_t	0,02 (0,46)	-0,05 (0,13)	-0,03 (0,37)	-0,04 (0,16)	0,08 (0,00)	0,03 (0,47)	0,01 (0,49)	0,02 (0,55)
mv_t	0,08 (0,00)	0,01 (0,90)	0,08 (0,02)	0,06 (0,05)	-0,05 (0,05)	0,02 (0,48)	-0,05 (0,02)	-0,04 (0,14)
$finc$	-0,01 (0,49)	0,01 (0,68)	0,02 (0,43)	0,03 (0,26)	-0,03 (0,08)	0,01 (0,77)	-0,02 (0,39)	-0,06 (0,20)
dax_t	-0,07 (0,01)	0,05 (0,25)	0,03 (0,50)	0,02 (0,71)	-0,06 (0,11)	0,01 (0,78)	-0,05 (0,21)	-0,04 (0,37)
R^2	2,97	4,46	2,57	3,78	6,87	23,99	18,48	17,35

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert.

Tabelle 72: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und zeitlich versetzten Daten für den größten Stimmrechtsanteil

Panel A: Nutzung von drei Monate nach hinten versetzten Daten für den größten Stimmrechtsanteil $vote_t$

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,01 (0,74)	-0,03 (0,28)	-0,02 (0,53)	0,00 (0,87)	-0,01 (0,83)	0,03 (0,19)	0,01 (0,81)	0,00 (0,90)
$vote_t$	-0,01 (0,31)	0,07 (0,07)	0,06 (0,17)	0,02 (0,59)	0,07 (0,30)	-0,01 (0,85)	0,00 (0,96)	0,02 (0,65)
R^2	2,98	4,44	2,58	3,76	6,91	24,00	18,48	17,36

Panel B: Nutzung von sechs Monate nach hinten versetzten Daten für den größten Stimmrechtsanteil $vote_t$

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
cg_t	-0,01 (0,76)	-0,03 (0,27)	-0,02 (0,52)	0,00 (0,89)	-0,01 (0,83)	0,03 (0,18)	0,01 (0,79)	0,00 (0,91)
$vote_t$	-0,01 (0,57)	0,07 (0,08)	0,05 (0,20)	0,02 (0,67)	0,07 (0,31)	0,00 (0,96)	0,00 (0,92)	0,02 (0,59)
R^2	2,97	4,37	2,53	3,74	6,91	24,00	18,48	17,37

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. Die Koeffizienten und die p-Werte der Kontrollvariablen werden aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt.

Tabelle 73: Ergebnisse multivariater Regressionen der alternativen Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern

	$r_neu_{t+1}^x$	$cf_n1_{t+1}^x$	$cf_n2_{t+1}^x$	$cf_n3_{t+1}^x$	$ r_neu_{t+1}^x $	$ cf_n1_{t+1}^x $	$ cf_n2_{t+1}^x $	$ cf_n3_{t+1}^x $
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
cg_t	0,00 (0,86)	0,00 (0,98)	-0,01 (0,47)	-0,01 (0,72)	-0,02 (0,37)	0,00 (0,90)	0,01 (0,82)	0,01 (0,72)
$vote_t$	0,03 (0,50)	0,03 (0,32)	0,02 (0,37)	-0,03 (0,39)	0,07 (0,27)	-0,04 (0,17)	-0,07 (0,01)	-0,07 (0,01)
$nstd1_t$	0,03 (0,63)	-0,04 (0,30)	-0,01 (0,87)	0,10 (0,07)	0,08 (0,24)	0,06 (0,12)	0,20 (0,00)	0,03 (0,71)
$nstd2_t$	-0,10 (0,18)	0,01 (0,76)	-0,04 (0,61)	-0,19 (0,39)	0,05 (0,48)	-0,04 (0,31)	0,05 (0,52)	0,37 (0,01)
$nstd3_t$	0,10 (0,03)	0,03 (0,38)	0,04 (0,38)	0,04 (0,74)	0,02 (0,47)	0,00 (0,98)	-0,08 (0,14)	-0,19 (0,02)
$\#anlst_t$	-0,03 (0,42)	0,03 (0,38)	-0,03 (0,38)	-0,14 (0,00)	-0,06 (0,12)	-0,06 (0,10)	-0,02 (0,51)	-0,09 (0,04)
$horizn_t$	-0,04 (0,32)	0,01 (0,41)	0,03 (0,24)	0,04 (0,12)	-0,06 (0,03)	0,02 (0,34)	-0,07 (0,00)	0,00 (0,96)
$beta_t$	0,14 (0,00)	0,04 (0,28)	-0,02 (0,64)	-0,07 (0,24)	0,16 (0,00)	-0,03 (0,33)	0,01 (0,74)	0,04 (0,43)
std_resi_t	-0,15 (0,01)	-0,11 (0,08)	0,01 (0,89)	0,04 (0,57)	-0,15 (0,02)	0,13 (0,03)	0,09 (0,02)	0,07 (0,20)
lev_t	0,04 (0,07)	0,01 (0,60)	0,01 (0,68)	-0,04 (0,11)	0,05 (0,00)	0,02 (0,17)	0,02 (0,28)	0,04 (0,12)
mv_t	0,07 (0,01)	-0,03 (0,35)	0,03 (0,24)	0,05 (0,09)	-0,01 (0,50)	0,00 (0,97)	-0,05 (0,01)	-0,04 (0,10)
$finc$	-0,02 (0,17)	0,01 (0,26)	0,01 (0,47)	0,02 (0,53)	-0,04 (0,10)	-0,01 (0,33)	-0,01 (0,42)	-0,03 (0,05)
dax_t	-0,10 (0,00)	0,01 (0,75)	0,03 (0,43)	0,03 (0,44)	-0,09 (0,01)	0,04 (0,15)	0,02 (0,52)	0,03 (0,32)
R^2	3,23	1,47	0,44	3,59	5,32	2,41	8,07	11,64

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert. N : 8.388

Tabelle 74: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und einem Interaktionsterm für den größten Stimmrechtsanteil

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (1,00)	0,01 (0,88)	0,00 (0,95)	0,00 (0,95)	-0,01 (0,90)	0,00 (0,98)	-0,01 (0,89)	-0,01 (0,82)
cg_t	-0,01 (0,75)	-0,04 (0,19)	-0,02 (0,48)	0,00 (0,95)	0,00 (0,98)	0,03 (0,23)	0,01 (0,67)	0,01 (0,82)
$cg_t vote_t$	0,00 (0,99)	0,02 (0,42)	0,01 (0,67)	0,01 (0,68)	-0,02 (0,40)	0,00 (0,90)	-0,02 (0,30)	-0,04 (0,10)
$vote_t$	-0,01 (0,43)	0,08 (0,06)	0,06 (0,19)	0,03 (0,55)	0,06 (0,33)	-0,01 (0,72)	-0,01 (0,73)	0,01 (0,85)
$nstd1_t$	-0,02 (0,46)	0,01 (0,92)	0,07 (0,11)	0,08 (0,03)	0,04 (0,10)	0,26 (0,00)	0,07 (0,05)	-0,01 (0,83)
$nstd2_t$	-0,14 (0,01)	-0,13 (0,22)	-0,07 (0,55)	-0,03 (0,70)	0,19 (0,00)	0,24 (0,00)	0,44 (0,00)	0,38 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,02)	0,00 (0,93)	-0,07 (0,16)	-0,14 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,05 (0,22)	-0,14 (0,01)	-0,01 (0,84)
$\#anlst_t$	-0,02 (0,52)	-0,05 (0,22)	-0,09 (0,05)	-0,12 (0,01)	-0,03 (0,32)	-0,11 (0,00)	-0,02 (0,55)	-0,04 (0,18)
$horizn_t$	-0,01 (0,82)	-0,02 (0,29)	0,01 (0,82)	0,02 (0,42)	-0,07 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,66)
$beta_t$	0,08 (0,06)	0,05 (0,36)	-0,05 (0,42)	-0,03 (0,51)	0,17 (0,00)	-0,05 (0,17)	0,12 (0,00)	0,14 (0,00)
std_resi_t	-0,11 (0,03)	-0,12 (0,13)	0,05 (0,41)	0,06 (0,36)	-0,09 (0,13)	0,09 (0,10)	-0,03 (0,50)	-0,06 (0,20)
lev_t	0,02 (0,45)	-0,05 (0,12)	-0,03 (0,35)	-0,04 (0,15)	0,08 (0,00)	0,03 (0,47)	0,01 (0,45)	0,02 (0,48)
mv_t	0,08 (0,00)	0,01 (0,85)	0,08 (0,02)	0,06 (0,05)	-0,05 (0,04)	0,02 (0,48)	-0,06 (0,02)	-0,04 (0,10)
$finc$	-0,01 (0,50)	0,01 (0,64)	0,02 (0,41)	0,03 (0,24)	-0,03 (0,05)	0,01 (0,78)	-0,02 (0,37)	-0,06 (0,17)
dax_t	-0,07 (0,01)	0,05 (0,24)	0,03 (0,48)	0,02 (0,69)	-0,06 (0,11)	0,01 (0,78)	-0,05 (0,22)	-0,04 (0,38)
R^2	2,98	4,55	2,60	3,78	6,91	24,01	18,53	17,49

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen bis auf den Interaktionsterm werden standardisiert. Der Interaktionsterm wird nach der Standardisierung von cg_t und $vote_t$ ermittelt.

Tabelle 75: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern, einem Interaktionsterm für den größten Stimmrechtsanteil und Stimmrechtsanteilen, die nicht vereinheitlicht werden

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (0,97)	0,01 (0,83)	0,00 (0,92)	0,00 (0,94)	-0,01 (0,88)	0,00 (0,96)	-0,01 (0,88)	-0,01 (0,82)
cg_t	0,00 (0,85)	-0,04 (0,18)	-0,02 (0,47)	0,00 (0,99)	0,00 (0,84)	0,03 (0,25)	0,01 (0,69)	0,01 (0,76)
$cg_t vote_t$	-0,01 (0,79)	0,03 (0,25)	0,02 (0,50)	0,02 (0,58)	-0,02 (0,40)	-0,01 (0,77)	-0,02 (0,31)	-0,04 (0,11)
$vote_t$	-0,01 (0,37)	0,09 (0,04)	0,06 (0,16)	0,03 (0,49)	0,07 (0,30)	-0,02 (0,57)	-0,02 (0,46)	0,00 (0,93)
$nstd1_t$	-0,02 (0,46)	0,01 (0,90)	0,08 (0,10)	0,08 (0,03)	0,04 (0,09)	0,26 (0,00)	0,07 (0,06)	-0,01 (0,82)
$nstd2_t$	-0,14 (0,01)	-0,13 (0,22)	-0,07 (0,55)	-0,03 (0,70)	0,19 (0,00)	0,24 (0,00)	0,44 (0,00)	0,38 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,02)	0,00 (0,93)	-0,07 (0,16)	-0,14 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,05 (0,22)	-0,14 (0,01)	-0,01 (0,85)
$\#anlst_t$	-0,02 (0,53)	-0,05 (0,21)	-0,09 (0,05)	-0,12 (0,01)	-0,04 (0,29)	-0,11 (0,00)	-0,02 (0,57)	-0,04 (0,18)
$horizn_t$	-0,01 (0,82)	-0,02 (0,29)	0,01 (0,83)	0,02 (0,42)	-0,08 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,66)
$beta_t$	0,08 (0,06)	0,06 (0,32)	-0,04 (0,45)	-0,03 (0,54)	0,17 (0,00)	-0,05 (0,16)	0,12 (0,00)	0,14 (0,00)
std_resi_t	-0,11 (0,03)	-0,13 (0,12)	0,05 (0,44)	0,06 (0,38)	-0,09 (0,13)	0,09 (0,10)	-0,03 (0,53)	-0,06 (0,21)
lev_t	0,02 (0,41)	-0,06 (0,09)	-0,03 (0,26)	-0,04 (0,11)	0,08 (0,00)	0,03 (0,46)	0,02 (0,38)	0,02 (0,46)
mv_t	0,08 (0,00)	0,01 (0,84)	0,08 (0,02)	0,06 (0,04)	-0,05 (0,04)	0,02 (0,50)	-0,06 (0,01)	-0,05 (0,09)
$finc$	-0,01 (0,46)	0,02 (0,48)	0,02 (0,31)	0,03 (0,19)	-0,03 (0,05)	0,01 (0,82)	-0,02 (0,32)	-0,06 (0,16)
dax_t	-0,07 (0,01)	0,06 (0,23)	0,03 (0,48)	0,02 (0,68)	-0,05 (0,11)	0,01 (0,79)	-0,05 (0,20)	-0,04 (0,37)
R^2	2,98	4,66	2,65	3,81	7,07	24,02	18,56	17,47

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen bis auf den Interaktionsterm werden standardisiert. Der Interaktionsterm wird nach der Standardisierung von cg_t und $vote_t$ ermittelt.

Tabelle 76: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und dem arithmetischen Mittel der Befolungsquoten der sechs Abschnitte des Deutschen Corporate Governance Kodexes

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
cg_gg_t	-0,03 (0,37)	-0,03 (0,41)	-0,04 (0,25)	-0,02 (0,62)	-0,07 (0,18)	0,01 (0,80)	-0,02 (0,40)	-0,05 (0,12)
$vote_t$	-0,01 (0,26)	0,08 (0,04)	0,06 (0,15)	0,02 (0,56)	0,06 (0,32)	-0,01 (0,64)	-0,01 (0,80)	0,02 (0,70)
$nstd1_t$	-0,02 (0,49)	0,01 (0,93)	0,08 (0,11)	0,08 (0,03)	0,04 (0,07)	0,26 (0,00)	0,07 (0,05)	-0,01 (0,89)
$nstd2_t$	-0,14 (0,01)	-0,13 (0,21)	-0,07 (0,54)	-0,03 (0,71)	0,19 (0,00)	0,24 (0,00)	0,44 (0,00)	0,39 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,02)	0,01 (0,92)	-0,07 (0,15)	-0,14 (0,00)	-0,09 (0,00)	-0,06 (0,20)	-0,14 (0,00)	-0,01 (0,82)
$\#anlst_t$	-0,02 (0,55)	-0,05 (0,22)	-0,08 (0,06)	-0,12 (0,01)	-0,03 (0,39)	-0,11 (0,00)	-0,02 (0,57)	-0,04 (0,19)
$horizn_t$	-0,01 (0,83)	-0,02 (0,29)	0,01 (0,81)	0,02 (0,41)	-0,07 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,69)
$beta_t$	0,08 (0,06)	0,04 (0,40)	-0,05 (0,40)	-0,03 (0,51)	0,18 (0,00)	-0,05 (0,19)	0,13 (0,00)	0,15 (0,00)
std_resi_t	-0,12 (0,03)	-0,12 (0,13)	0,05 (0,46)	0,06 (0,39)	-0,11 (0,12)	0,09 (0,11)	-0,04 (0,38)	-0,07 (0,12)
lev_t	0,02 (0,48)	-0,05 (0,13)	-0,03 (0,33)	-0,04 (0,14)	0,08 (0,00)	0,03 (0,49)	0,01 (0,53)	0,02 (0,57)
mv_t	0,08 (0,00)	0,00 (0,93)	0,08 (0,03)	0,06 (0,06)	-0,05 (0,04)	0,02 (0,47)	-0,05 (0,02)	-0,04 (0,10)
$finc$	-0,01 (0,55)	0,01 (0,66)	0,02 (0,37)	0,03 (0,22)	-0,03 (0,06)	0,01 (0,74)	-0,02 (0,43)	-0,05 (0,21)
dax_t	-0,07 (0,02)	0,06 (0,23)	0,04 (0,40)	0,02 (0,61)	-0,04 (0,15)	0,01 (0,71)	-0,04 (0,28)	-0,03 (0,52)
R^2	3,03	4,49	2,70	3,79	7,27	23,94	18,52	17,53

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert.

Tabelle 77: Ergebnisse multivariater Regressionen der Return- und Cashflow-News auf die unabhängigen Variablen mit zweidimensional geclusterten Standardfehlern und den Befolgsquoten der sechs Abschnitte des Deutschen Corporate Governance Kodexes

	r_neu_{t+1}	cf_n1_{t+1}	cf_n2_{t+1}	cf_n3_{t+1}	$ r_neu_{t+1} $	$ cf_n1_{t+1} $	$ cf_n2_{t+1} $	$ cf_n3_{t+1} $
a_0	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)	0,00 (1,00)
$cg2_t$	-0,06 (0,14)	-0,01 (0,75)	-0,02 (0,33)	0,00 (0,86)	-0,13 (0,10)	0,00 (0,93)	0,01 (0,71)	-0,01 (0,42)
$cg3_t$	-0,01 (0,75)	0,00 (0,96)	-0,06 (0,23)	-0,04 (0,34)	-0,07 (0,06)	-0,08 (0,02)	-0,09 (0,02)	-0,11 (0,00)
$cg4_t$	0,01 (0,45)	0,01 (0,82)	0,05 (0,15)	0,04 (0,28)	0,00 (0,96)	0,06 (0,01)	0,00 (0,92)	0,02 (0,40)
$cg5_t$	0,01 (0,56)	-0,05 (0,17)	-0,05 (0,10)	-0,03 (0,26)	0,07 (0,05)	-0,01 (0,67)	0,01 (0,80)	0,00 (0,93)
$cg6_t$	-0,01 (0,64)	0,00 (0,87)	0,00 (1,00)	0,01 (0,47)	0,03 (0,18)	0,05 (0,05)	0,05 (0,05)	0,03 (0,27)
$cg7_t$	-0,01 (0,62)	-0,01 (0,78)	0,03 (0,34)	0,01 (0,60)	-0,03 (0,24)	0,03 (0,39)	0,04 (0,14)	0,05 (0,04)
$vote_t$	-0,01 (0,52)	0,08 (0,08)	0,06 (0,16)	0,03 (0,52)	0,07 (0,20)	0,00 (0,97)	0,00 (0,91)	0,03 (0,54)
$nstd1_t$	-0,01 (0,53)	0,01 (0,89)	0,08 (0,08)	0,09 (0,02)	0,04 (0,14)	0,26 (0,00)	0,06 (0,08)	-0,01 (0,80)
$nstd2_t$	-0,15 (0,00)	-0,13 (0,22)	-0,07 (0,53)	-0,04 (0,70)	0,18 (0,00)	0,23 (0,00)	0,44 (0,00)	0,38 (0,00)
$nstd3_t$	0,10 (0,01)	0,00 (0,94)	-0,07 (0,16)	-0,14 (0,00)	-0,08 (0,00)	-0,06 (0,20)	-0,14 (0,01)	-0,01 (0,83)
$\#anlst_t$	-0,02 (0,55)	-0,04 (0,33)	-0,08 (0,11)	-0,11 (0,02)	-0,03 (0,29)	-0,09 (0,01)	-0,02 (0,54)	-0,04 (0,21)
$horizn_t$	-0,01 (0,82)	-0,02 (0,28)	0,01 (0,85)	0,02 (0,43)	-0,07 (0,01)	0,15 (0,00)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,66)
$beta_t$	0,08 (0,06)	0,05 (0,37)	-0,05 (0,36)	-0,04 (0,48)	0,17 (0,00)	-0,06 (0,15)	0,11 (0,00)	0,13 (0,00)
std_resi_t	-0,12 (0,04)	-0,12 (0,13)	0,05 (0,49)	0,05 (0,40)	-0,12 (0,13)	0,09 (0,12)	-0,04 (0,32)	-0,08 (0,09)
lev_t	0,02 (0,49)	-0,05 (0,14)	-0,03 (0,41)	-0,03 (0,21)	0,08 (0,00)	0,03 (0,41)	0,01 (0,71)	0,01 (0,62)
mv_t	0,07 (0,01)	0,00 (0,93)	0,06 (0,06)	0,05 (0,13)	-0,07 (0,02)	0,00 (0,95)	-0,07 (0,00)	-0,06 (0,02)
$finc$	-0,01 (0,65)	0,01 (0,59)	0,03 (0,27)	0,03 (0,20)	-0,03 (0,04)	0,01 (0,75)	-0,02 (0,35)	-0,05 (0,18)
dax_t	-0,07 (0,03)	0,06 (0,24)	0,04 (0,32)	0,02 (0,56)	-0,04 (0,15)	0,02 (0,63)	-0,04 (0,30)	-0,02 (0,61)
R^2	3,41	4,64	3,25	4,04	9,43	24,87	19,50	18,59

In Klammern ist jeweils der p-Wert für einen zweiseitigen Test gegen null angegeben. Alle Variablen werden standardisiert.

7 Literaturverzeichnis

- Adachi, Tetsuya; Asano, Takashi; Okuda, Tatsushi (2016): Simultaneous Estimation of Cost of Equity and Expected Earnings of Individual Firms with the Residual Income Model. In *Monetary and Economic Studies*, 34. Jg., S. 1-38.
- Adut, Davit; Duru, Augustine; Galpin, Wendy (2011): The Role of Corporate Governance in Meeting or Beating Analysts' Forecast. In *Journal of Accounting and Public Policy*, 30. Jg., Nr. 2, S. 188-198.
- Ahmad-Zaluki, Nurwati; Wan-Hussin, Wan (2010): Corporate Governance and Earnings Forecasts Accuracy. In *Asian Review of Accounting*, 18. Jg., Nr. 1, S. 50-67.
- Ahn, Sung; Cha, Seung; Ko, Young; Yoo, Yong (2008): Implied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation Model. Evidence from Korea. In *Asia-Pacific Journal of Financial Studies*, 37. Jg., Nr. 4, S. 599-626.
- Ali, Ashiq; Chen, Tai-Yuan; Radhakrishnan, Suresh (2007): Corporate Disclosures by Family Firms. In *Journal of Accounting and Economics*, 44. Jg., Nr. 1-2, S. 238-286.
- Allee, Kristian (2011): Estimating the Equity Risk Premium with Time-Series Forecasts of Earnings. Working Paper. Version vom 27.12.2011. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=1600749>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Allen, Dave; Rachim, Veronica (1996): Dividend Policy and Stock Price Volatility. Australian Evidence. In *Applied Financial Economics*, 6. Jg., Nr. 2, S. 175-188.
- Asare, Kwadwo; Abdolmohammadi, Mohammad; Hunton, James (2011): The Influence of Corporate Governance Ratings on Buy-Side Analysts' Earnings Forecast Certainty. Evidence from the United States and the United Kingdom. In *Behavioral Research in Accounting*, 23. Jg., Nr. 2, S. 1-25.
- Azevedo, Vitor (2016): The Implied Cost of Capital and the Time-Series of Expected Return. Working Paper. Version vom Juni 2016. Online verfügbar unter <https://www.researchgate.net/publication/305640772>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Balakrishnan, Karthik; Shivakumar, Lakshmanan; Taori, Peeyush (2018): Analysts' Estimates of Cost of Equity Capital. Working Paper. Version vom 01.03.2018. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=3126293>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Ballwieser, Wolfgang (2002): Der Kalkulationszinsfuß in der Unternehmensbewertung. Komponenten und Ermittlungsprobleme. In *Die Wirtschaftsprüfung*, 55. Jg., Nr. 14, S. 736-743.
- Ballwieser, Wolfgang (2005): Die Ermittlung impliziter Eigenkapitalkosten aus Gewinnschätzungen und Aktienkursen. Ansatz und Probleme. In Schneider, Dieter; Rückle, Dieter; Küpper, Hans-Ulrich; Wagner, Franz (Hrsg.): *Kritisches zu Rechnungslegung und Unternehmensbesteuerung*. Festschrift zur Vollendung des 65. Lebensjahres von Theodor Siegel. Berlin: Duncker & Humblot, S. 321-337.

- Ballwieser, Wolfgang (2008): Kapitalkosten in der Regulierung. In Picot, Arnold (Hrsg.): 10 Jahre wettbewerbsorientierte Regulierung von Netzindustrien in Deutschland. Bestandsaufnahme und Perspektiven der Regulierung. München: C. H. Beck, S. 339-358.
- Barniv, Ran; Myring, Mark; Thomas, Wayne (2005): The Association between the Legal and Financial Reporting Environments and Forecast Performance of Individual Analysts. In *Contemporary Accounting Research*, 22. Jg., Nr. 4, S. 727-758.
- Baskin, Jonathan (1989): Dividend Policy and the Volatility of Common Stocks. In *Portfolio Management*, 15. Jg., Nr. 3, S. 19-25.
- Bassemir, Moritz; Gebhardt, Günther; Ruffing, Patricia (2012): Zur Diskussion um die (Nicht-)Berücksichtigung der Finanz- und Schuldenkrisen bei der Ermittlung der Kapitalkosten. In *Die Wirtschaftsprüfung*, 65. Jg., Nr. 16, S. 882-892.
- Bassen, Alexander; Kleinschmidt, Maik; Prigge, Stefan; Zöllner, Christine (2006): Deutscher Corporate Governance Kodex und Unternehmenserfolg. Empirische Befunde. In *Die Betriebswirtschaft*, 66. Jg., Nr. 4, S. 375-401.
- Bassen, Alexander; Prigge, Stefan; Zöllner, Christine (2009): Behind Broad Corporate Governance Aggregates. A First Look at Single Provisions of the German Corporate Governance Code. In *Corporate Ownership and Control*, 6. Jg., Nr. 3, S. 388-406.
- Baums, Theodor (2001): Bericht der Regierungskommission „Corporate Governance“. Unterrichtung durch die Bundesregierung. Online verfügbar unter <http://dip21.bundestag.de/dip21/btd/14/075/1407515.pdf>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Bebchuk, Lucian; Cohen, Alma; Ferrell, Allen (2009): What Matters in Corporate Governance? In *Review of Financial Studies*, 22. Jg., Nr. 2, S. 783-827.
- Bebchuk, Lucian; Hamdani, Assaf (2009): The Elusive Quest for Global Governance Standards. In *University of Pennsylvania Law Review*, 157. Jg., Nr. 5, S. 1263-1317.
- Berle, Adolf; Means, Gardiner (1932): *The Modern Corporation and Private Property*. New York: The Macmillan Company.
- Beyenbach, Johannes; Rapp, Marc; Strenger, Christian; Wolff, Michael (2017): Kodexakzeptanz 2017. Analyse der Entsprechenserklärungen von DAX- und MDAX-Gesellschaften zum Deutschen Corporate Governance Kodex. Handelshochschule Leipzig Center for Corporate Governance. Version vom 22.04.2017. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=2954969>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Bhat, Gauri; Hope, Ole-Kristian; Kang, Tony (2006): Does Corporate Governance Transparency Affect the Accuracy of Analyst Forecasts? In *Accounting & Finance*, 46. Jg., Nr. 5, S. 715-732.
- Botosan, Christine; Plumlee, Marlene (2002): A Re-examination of Disclosure Level and the Expected Cost of Equity Capital. In *Journal of Accounting Research*, 40. Jg., Nr. 1, S. 21-40.
- Botosan, Christine; Plumlee, Marlene (2005): Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium. In *The Accounting Review*, 80. Jg., Nr. 1, S. 21-53.

- Botosan, Christine; Plumlee, Marlene; Wen, He (2011): The Relation between Expected Returns, Realized Returns, and Firm Risk Characteristics. In *Contemporary Accounting Research*, 28. Jg., Nr. 4, S. 1085-1122.
- Bress, Stefan (2008): Corporate Governance in Deutschland. Lohmar: Josef Eul.
- Brown, Lawrence; Caylor, Marcus (2006): Corporate Governance and Firm Valuation. In *Journal of Accounting and Public Policy*, 25. Jg., Nr. 4, S. 409-434.
- Byard, Donald; Li, Ying; Weintrop, Joseph (2006): Corporate Governance and the Quality of Financial Analysts' Information. In *Journal of Accounting and Public Policy*, 25. Jg., Nr. 5, S. 609-625.
- Callen, Jeffrey; Lyle, Matthew (2018): The Term Structure of Implied Costs of Equity Capital (Rotman School of Management Working Paper, 1975947). Version vom 17.10.2018. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=1738401>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Cameron, Colin (2011): Robust Inference with Clustered Data. Mexico Stata Users Group Meeting. Mexiko Stadt, 12.05.2011. Online verfügbar unter <http://cameron.econ.ucdavis.edu/research/slidesrobustsurvey.pdf>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Cameron, Colin; Gelbach, Jonah; Miller, Douglas (2011): Robust Inference with Multiway Clustering. In *Journal of Business & Economic Statistics*, 29. Jg., Nr. 2, S. 238-249.
- Campbell, John (1991): A Variance Decomposition for Stock Returns. In *The Economic Journal*, 101. Jg., Nr. 405, S. 157-179.
- Chattopadhyay, Akash; Lyle, Matthew; Wang, Charles (2016): Accounting Data, Market Values, and the Cross Section of Expected Returns Worldwide (Harvard Business School Working Paper, 15-092). Version vom 19.01.2016. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=2613366>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Chattopadhyay, Akash; Lyle, Matthew; Wang, Charles (2018): Expected Stock Returns Worldwide. A Log-Linear Present-Value Approach (Harvard Business School Working Paper, 18-079). Version vom 22.05.2018. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=3129086>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Chen, Feng; Jorgensen, Bjorn; Yoo, Yong (2004): Implied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation: International Evidence. In *Accounting and Business Research*, 34. Jg., Nr. 4, S. 323-344.
- Chen, Kevin; Chen, Zhihong; Wei, John (2009): Legal Protection of Investors, Corporate Governance, and the Cost of Equity Capital. In *Journal of Corporate Finance*, 15. Jg., Nr. 3, S. 273-289.
- Chen, Long; Da, Zhi; Zhao, Xinlei (2013): What Drives Stock Price Movements? In *Review of Financial Studies*, 26. Jg., Nr. 4, S. 841-876.
- Chen, Long; Zhao, Xinlei (2009): Return Decomposition. In *Review of Financial Studies*, 22. Jg., Nr. 12, S. 5213-5249.

- Chen, Te-Feng; Wei, John (2018): Illiquidity Shocks and Asymmetric Stock Market Reactions Around the World. Is Underreaction or Illiquidity Spiral the Culprit? Working Paper. Version vom 26.10.2018. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=3056151>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Chenhall, Robert; Moers, Frank (2007): The Issue of Endogeneity within Theory-Based, Quantitative Management Accounting Research. In *European Accounting Review*, 16. Jg., Nr. 1, S. 173-196.
- Claus, James; Thomas, Jacob (2001): Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. In *The Journal of Finance*, 56. Jg., Nr. 5, S. 1629-1666.
- Clement, Michael; Rees, Lynn; Swanson, Edward (2003): The Influence of Culture and Corporate Governance on the Characteristics that Distinguish Superior Analysts. In *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 18. Jg., Nr. 4, S. 593-618.
- Clubb, Colin; Makrominas, Michalis (2017): Analysing the Relationship between Implied Cost of Capital Metrics and Realised Stock Returns. Working Paper. Version vom September 2017. Online verfügbar unter http://www.efmaefm.org/0EFMAMEETINGS/EFMA%20ANNUAL%20MEETINGS/2018-Milan/papers/EFMA2018_0227_fullpaper.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Coenenberg, Adolf; Haller, Axel; Schultze, Wolfgang (2016): Jahresabschluss und Jahresabschlussanalyse. Betriebswirtschaftliche, handelsrechtliche, steuerrechtliche und internationale Grundlagen – HGB, IAS/IFRS, US-GAAP, DRS. 24., überarb. Aufl. Stuttgart: Schäffer-Poeschel.
- Collins, Daniel; DeAngelo, Linda (1990): Accounting Information and Corporate Governance. Market and Analyst Reactions to Earnings of Firms Engaged in Proxy Contests. In *Journal of Accounting and Economics*, 13. Jg., Nr. 3, S. 213-247.
- Core, John; Guay, Wayne; Rusticus, Tjomme (2006): Does Weak Governance Cause Weak Stock Returns? An Examination of Firm Operating Performance and Investors' Expectations. In *The Journal of Finance*, 61. Jg., Nr. 2, S. 655-687.
- Daines, Robert; Gow, Ian; Larcker, David (2010): Rating the Ratings. How Good are Commercial Governance Ratings? In *Journal of Financial Economics*, 98. Jg., Nr. 3, S. 439-461.
- Daske, Holger (2006): Economic Benefits of Adopting IFRS or US-GAAP. Have the Expected Cost of Equity Capital Really Decreased? In *Journal of Business Finance & Accounting*, 33. Jg., Nr. 3–4, S. 329-373.
- Daske, Holger; Gebhardt, Günther; Klein, Stefan (2006): Estimating the Expected Cost of Equity Capital Using Analysts' Consensus Forecasts. In *Schmalenbach Business Review*, 58. Jg., Nr. 1, S. 2-36.
- Daske, Holger; Wiesenbach, Kai (2005): Praktische Probleme der zukunftsorientierten Schätzung von Eigenkapitalkosten am deutschen Kapitalmarkt. In *Finanzbetrieb*, 7. Jg., Nr. 6, S. 407-419.

- DeLong, James; Magin, Konstantin (2006): A Short Note on the Size of the Dot-Com Bubble (National Bureau of Economic Research Working Paper, 12011). Version vom Januar 2006. Online verfügbar unter <http://www.nber.org/papers/w12011.pdf>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Deutsche Börse AG (2017): Leitfaden zu den REX-Indizes. Version 3.12. Online verfügbar unter https://www.dax-indices.com/document/Resources/Guides/REX_Leitfaden.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Deutsche Bundesbank (2014): Monatsbericht September 2014. Eigentümerstruktur am deutschen Aktienmarkt: Allgemeine Tendenzen und Veränderungen in der Finanzkrise. Online verfügbar unter <https://www.bundesbank.de/resource/blob/664164/03df9a7fde60f8d08cf53254f5cab763/mL/2014-09-eigentuemmerstruktur-aktienmarkt-data.pdf>, zuletzt geprüft am 19.11.2018.
- Dhaliwal, Dan; Krull, Linda; Li, Oliver; Moser, William (2005): Dividend Taxes and Implied Cost of Equity Capital. In *Journal of Accounting Research*, 43. Jg., Nr. 5, S. 675-708.
- Dhaliwal, Dan; Radhakrishnan, Suresh; Tsang, Albert; Yang, Yong (2012): Nonfinancial Disclosure and Analyst Forecast Accuracy. International Evidence on Corporate Social Responsibility Disclosure. In *The Accounting Review*, 87. Jg., Nr. 3, S. 723-759.
- Diekmann, Ines (2016): Fundamentale Bewertungsmodelle und Lineare Informationsmodelle zur Schätzung von Aktienrenditen. Eine empirische Analyse für den deutschen Aktienmarkt. Dissertation. Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg. Online verfügbar unter https://opus4.kobv.de/opus4-fau/files/7115/Diekmann_2016.pdf, zuletzt geprüft am 14.12.2018.
- Dirrigl, Hans (2009): Unternehmensbewertung für Zwecke der Steuerbemessung im Spannungsfeld von Individualisierung und Kapitalmarkttheorie. Ein aktuelles Problem vor dem Hintergrund der Erbschaftsteuerreform (arqus-Diskussionsbeitrag, 68). Online verfügbar unter http://www.arqus.info/mobile/paper/arqus_68.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Drobetz, Wolfgang; Schillhofer, Andreas; Zimmermann, Heinz (2004): Corporate Governance and Expected Stock Returns. Evidence from Germany. In *European Financial Management*, 10. Jg., Nr. 2, S. 267-293.
- Drukarczyk, Jochen; Schüler, Andreas (2016): Unternehmensbewertung. 7., vollständig überarb. und erw. Aufl. München: Franz Vahlen.
- Easley, David; O'hara, Maureen (2004): Information and the Cost of Capital. In *Journal of Finance*, 59. Jg., Nr. 4, S. 1553-1583.
- Easton, Peter (2004): PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. In *The Accounting Review*, 79. Jg., Nr. 1, S. 73-95.
- Easton, Peter; Monahan, Steven (2005): An Evaluation of Accounting-Based Measures of Expected Returns. In *The Accounting Review*, 80. Jg., Nr. 2, S. 501-538.

- Easton, Peter; Monahan, Steven (2016): Review of Recent Research on Improving Earnings Forecasts and Evaluating Accounting-Based Estimates of the Expected Rate of Return on Equity Capital. In *Abacus*, 52. Jg., Nr. 1, S. 35-58.
- Easton, Peter; Taylor, Gary; Shroff, Pervin; Sougiannis, Theodore (2002): Using Forecasts of Earnings to Simultaneously Estimate Growth and the Rate of Return on Equity Investment. In *Journal of Accounting Research*, 40. Jg., Nr. 3, S. 657-676.
- Ebeling, Philip-Christian (2015): Corporate Governance kapitalmarktorientierter Immobiliengesellschaften. Die Umsetzung des Corporate Governance Kodexes in der Praxis – Eine empirische Studie. Regensburg: Universitätsbibliothek Regensburg.
- Echterling, Fabian; Eierle, Brigitte; Ketterer, Simeon (2015): A Review of the Literature on Methods of Computing the Implied Cost of Capital. In *International Review of Financial Analysis*, 42. Jg., S. 235-252.
- Ecker, Frank (2016): Review of Recent Research on Improving Earnings Forecasts and Evaluating Accounting-Based Estimates of the Expected Rate of Return on Equity Capital. Discussion of Easton and Monahan. In *Abacus*, 52. Jg., Nr. 1, S. 59-69.
- Ecker, Frank; Francis, Jennifer; Olsson, Per; Schipper, Katherine (2015): Non-Random Sampling and Association Tests on Realized Returns and Risk Proxies. Working Paper. Version vom Juni 2015. Online verfügbar unter <https://faculty.fuqua.duke.edu/~fecker/NRS.pdf>, zuletzt geprüft am 14.12.2018.
- Eisdorfer, Assaf (2007): The Importance of Cash-Flow News for Financially Distressed Firms. In *Financial Management*, 36. Jg., Nr. 3, S. 33-48.
- Elton, Edwin (1999): Expected Return, Realized Return, and Asset Pricing Tests. In *The Journal of Finance*, 54. Jg., Nr. 4, S. 1199-1220.
- Erkens, David; Hung, Mingyi; Matos, Pedro (2012): Corporate Governance in the 2007-2008 Financial Crisis. Evidence from Financial Institutions Worldwide. In *Journal of Corporate Finance*, 18. Jg., Nr. 2, S. 389-411.
- Ernstberger, Jürgen; Krotter, Simon; Stadler, Christian (2008): Analysts' Forecast Accuracy in Germany. The Effect of Different Accounting Principles and Changes of Accounting Principles. In *Business Research*, 1. Jg., Nr. 1, S. 26-53.
- Esterer, Florian; Schröder, David (2014): Implied Cost of Capital Investment Strategies. Evidence from International Stock Markets. In *Annals of Finance*, 10. Jg., Nr. 2, S. 171-195.
- Europäische Kommission (2011): Grünbuch Europäischer Corporate Governance-Rahmen. Online verfügbar unter <http://ec.europa.eu/transparency/regdoc/rep/1/2011/DE/1-2011-164-DE-F1-1.Pdf>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Fama, Eugene; French, Kenneth (1992): The Cross-Section of Expected Stock Returns. In *The Journal of Finance*, 47. Jg., Nr. 2, S. 427-465.
- Fama, Eugene; French, Kenneth (1997): Industry Costs of Equity. In *Journal of Financial Economics*, 43. Jg., Nr. 2, S. 153-193.

- Fama, Eugene; French, Kenneth (2000): Forecasting Profitability and Earnings. In *The Journal of Business*, 73. Jg., Nr. 2, S. 161-175.
- Fama, Eugene; MacBeth, James (1973): Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. In *Journal of Political Economy*, 81. Jg., Nr. 3, S. 607-636.
- Ferreira, Miguel; Laux, Paul (2007): Corporate Governance, Idiosyncratic Risk, and Information Flow. In *The Journal of Finance*, 62. Jg., Nr. 2, S. 951-989.
- Fitzgerald, Tristan; Gray, Stephen; Hall, Jason; Jeyaraj, Ravi (2013): Unconstrained Estimates of the Equity Risk Premium. In *Review of Accounting Studies*, 18. Jg., Nr. 2, S. 560-639.
- Francis, Jennifer; Nanda, Dhananjay; Olsson, Per (2008): Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital. In *Journal of Accounting Research*, 46. Jg., Nr. 1, S. 53-99.
- Gantzhorn, Andrea (2016): Determinanten und Auswirkungen der freiwilligen prüferischen Durchsicht von Halbjahresfinanzberichten nach § 37w WpHG. Wiesbaden: Springer Gabler.
- Garmaise, Mark; Liu, Jun (2005): Corruption, Firm Governance, and the Cost of Capital. Working Paper. Version vom 05.01.2005. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=644017>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Garrett, Ian; Priestley, Richard (2012): Dividend Growth, Cash Flow, and Discount Rate News. In *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 47. Jg., Nr. 5, S. 1003-1028.
- Gebhardt, William; Lee, Charles; Swaminathan, Bhaskaran (2001): Toward an Implied Cost of Capital. In *Journal of Accounting Research*, 39. Jg., Nr. 1, S. 135-176.
- Gerke, Wolfgang (2003): Risikogerechte Eigenkapitalverzinsung für die Netzdurchleitung aus kapitalmarkttheoretischer Sicht. In *Magazin für die Energiewirtschaft*, 102. Jg., Nr. 4, S. 42-46.
- Gode, Dan; Mohanram, Partha (2003): Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson-Juettner Model. In *Review of Accounting Studies*, 8. Jg., Nr. 4, S. 399-431.
- Gompers, Paul; Ishii, Joy; Metrick, Andrew (2003): Corporate Governance and Equity Prices. In *The Quarterly Journal of Economics*, 118. Jg., Nr. 1, S. 107-156.
- Goncharov, Igor; Werner, Joerg; Zimmermann, Jochen (2006): Does Compliance with the German Corporate Governance Code have an Impact on Stock Valuation? An Empirical Analysis. In *Corporate Governance: An International Review*, 14. Jg., Nr. 5, S. 432-445.
- Gordon, Joseph; Gordon, Myron (1997): The Finite Horizon Expected Return Model. In *Financial Analysts Journal*, 53. Jg., Nr. 3, S. 52-61.
- Gow, Ian; Ormazabal, Gaizka; Taylor, Daniel (2010): Correcting for Cross-Sectional and Time-Series Dependence in Accounting Research. In *The Accounting Review*, 85. Jg., Nr. 2, S. 483-512.
- Graf, Andrea; Stiglbauer, Markus (2008): Deutscher Corporate Governance Kodex. Eine Analyse der Qualitätssicherungs- und erweiterten Kommunikationsfunktion. In *Zeitschrift für Planung & Unternehmenssteuerung*, 18. Jg., Nr. 3, S. 279-300.

- Greene, William (2012): *Econometric Analysis*. 7. Aufl. Upper Saddle River, New Jersey: Prentice Hall.
- Gsell, Hannes (2011): *Estimation of the Expected Market Risk Premium for Corporate Valuations. Methodologies and Empirical Evidence for Equity Markets in Key Countries*. Frankfurt am Main: Peter Lang.
- Guay, Wayne; Kothari, S.; Shu, Susan (2011): *Properties of Implied Cost of Capital Using Analysts' Forecasts*. In *Australian Journal of Management*, 36. Jg., Nr. 2, S. 125-149.
- Guedhami, Omrane; Mishra, Dev (2009): *Excess Control, Corporate Governance and Implied Cost of Equity. International Evidence*. In *Financial Review*, 44. Jg., Nr. 4, S. 489-524.
- Gupta, Kartick; Krishnamurti, Chandrasekhar; Tourani-Rad, Alireza (2018): *Financial Development, Corporate Governance and Cost of Equity Capital*. In *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 14. Jg., Nr. 1, S. 65-82.
- Hail, Luzi; Leuz, Christian (2009): *Cost of Capital Effects and Changes in Growth Expectations Around U.S. Cross-Listings*. In *Journal of Financial Economics*, 93. Jg., Nr. 3, S. 428-454.
- Halteren, Jörn van (2011): *Evaluating and Improving Methods to Estimate the Implied Cost of Capital and Return Decompositions*. Dissertation. Universität Mannheim. Online verfügbar unter <https://ub-madoc.bib.uni-mannheim.de/3179/1/vanHalteren.pdf>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Harris, Milton; Raviv, Artur (2008): *A Theory of Board Control and Size*. In *The Review of Financial Studies*, 21. Jg., Nr. 4, S. 1797-1832.
- Hecker, Renate; Krieg, Alexander; Pfauth, Andreas (2006): *The Effect of Auditor Reputation on Stock Returns. The Case of Arthur Andersen*. Working Paper. Version vom Oktober 2006. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=939276>, zuletzt geprüft am 19.11.2018.
- Hess, Dieter; Meuter, Martin; Kaul, Ashok (2018): *The Performance of Mechanical Earnings Forecasts*. Working Paper. Version vom 12.04.2018. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=3041364>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Hope, Ole-Kristian (2003): *Disclosure Practices, Enforcement of Accounting Standards, and Analysts' Forecast Accuracy. An International Study*. In *Journal of Accounting Research*, 41. Jg., Nr. 2, S. 235-272.
- Hou, Kewei; Dijk, Mathijs van; Zhang, Yinglei (2012): *The Implied Cost of Capital: A New Approach*. In *Journal of Accounting and Economics*, 53. Jg., Nr. 3, S. 504-526.
- Huang, Rong; Natarajan, Ramachandra; Radhakrishnan, Suresh (2005): *Estimating Firm-Specific Long-Term Growth Rate and Cost of Capital*. Working Paper. Version vom 17.05.2005. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=722664>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Husmann, Sven; Stephan, Andreas (2007): *On Estimating an Asset's Implicit Beta*. In *Journal of Futures Markets*, 27. Jg., Nr. 10, S. 961-979.

- Jäckel, Christoph (2014): Incorporating Model Uncertainty into the Variable Selection Problem of Expected Return Proxies. Dissertation. Technische Universität München. Online verfügbar unter <https://mediatum.ub.tum.de/doc/1192155/1192155.pdf>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Jahn, Daniel; Rapp, Marc; Strenger, Christian; Wolff, Michael (2011): Die Wirkungen des Deutschen Corporate Governance Kodex aus Investorenperspektive. Ergebnisse einer Studie. In *Zeitschrift für Corporate Governance*, 6. Jg., Nr. 2, S. 64-68.
- Jegadeesh, Narasimhan; Titman, Sheridan (1993): Returns to Buying Winners and Selling Losers. Implications for Stock Market Efficiency. In *The Journal of Finance*, 48. Jg., Nr. 1, S. 65-91.
- Jiang, Wei; Lee, Picheng; Anandarajan, Asokan (2008): The Association between Corporate Governance and Earnings Quality. Further Evidence Using the GOV-Score. In *Advances in Accounting*, 24. Jg., Nr. 2, S. 191-201.
- Kang, Namho; Sadka, Ronnie (2017): Implied Cost of Capital in the Cross-Section of Stocks. Working Paper. Version vom 03.05.2017. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=2600147>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Kaspereit, Thomas; Lopatta, Kerstin; Onnen, Dennis (2017): Shareholder Value Implications of Compliance with the German Corporate Governance Code. In *Managerial and Decision Economics*, 38. Jg., Nr. 2, S. 166-177.
- Kaspereit, Thomas; Lopatta, Kerstin; Zimmermann, Jochen (2015): Does Compliance with the German Corporate Governance Code Pay off? In *The Journal of Risk Finance*, 16. Jg., Nr. 3, S. 344-376.
- Kerl, Alexander; Ohlert, Martin (2015): Star-Analysts' Forecast Accuracy and the Role of Corporate Governance. In *Journal of Financial Research*, 38. Jg., Nr. 1, S. 93-120.
- Khimich, Natalya (2017): A Comparison of Alternative Cash Flow and Discount Rate News Proxies. In *Journal of Empirical Finance*, 41. Jg., S. 31-52.
- Klein, April (1998): Firm Performance and Board Committee Structure. In *The Journal of Law and Economics*, 41. Jg., Nr. 1, S. 275-304.
- Koch, Christopher von; Nilsson, Ola; Eriksson, Katarina (2014): Does Shareholder Protection Affect the Performance of Analysts as a Gatekeeper? In *Journal of Management & Governance*, 18. Jg., Nr. 2, S. 315-345.
- Kohl, Christian; Rapp, Marc; Strenger, Christian; Wolff, Michael (2014): Akzeptanz des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Zeitschrift für Corporate Governance*, 9. Jg., Nr. 5, S. 197-204.
- Kohl, Christian; Rapp, Marc; Wolff, Michael (2013): Kodexakzeptanz 2012. Analyse der Entsprechenserklärungen zum Deutschen Corporate Governance Kodex. Handelshochschule Leipzig Center for Corporate Governance. Version vom 19.05.2013. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=2038411>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.

- Krieger, Gerd (2012): Corporate Governance und Corporate Governance Kodex in Deutschland. In *Zeitschrift für Unternehmens- und Gesellschaftsrecht*, 41. Jg., Nr. 2-3, S. 202-227.
- Kruschwitz, Lutz (2014): *Investitionsrechnung*. 14. Aufl. Berlin: De Gruyter.
- Kruschwitz, Lutz (2017): Was sind und wie bestimmt man angemessene Diskontierungssätze? In Wagner, Udo; Schaffhauser-Linzatti, Michaela-Maria (Hrsg.): *Langfristige Perspektiven und Nachhaltigkeit in der Rechnungslegung*. Wiesbaden: Springer Gabler, S. 149-171.
- Kruschwitz, Lutz; Husmann, Sven (2012): *Finanzierung und Investition*. 7., überarb. und erw. Aufl. München: Oldenbourg.
- Kruschwitz, Lutz; Löffler, Andreas (2005): Ein neuer Zugang zum Konzept des Discounted Cashflow. In *Journal für Betriebswirtschaft*, 55. Jg., Nr. 1, S. 21-36.
- Kruschwitz, Lutz; Löffler, Andreas (2006): *Discounted Cash Flow. A Theory of the Valuation of Firms*. Chichester, England, Hoboken, New Jersey: John Wiley.
- Kruschwitz, Lutz; Löffler, Andreas (2008): Kapitalkosten aus theoretischer und praktischer Perspektive. In *Die Wirtschaftsprüfung*, 61. Jg., Nr. 17, S. 803-810.
- Larcker, David; Richardson, Scott; Tuna, İrem (2007): Corporate Governance, Accounting Outcomes, and Organizational Performance. In *The Accounting Review*, 82. Jg., Nr. 4, S. 963-1008.
- Larcker, David; Rusticus, Tjomme (2010): On the Use of Instrumental Variables in Accounting Research. In *Journal of Accounting and Economics*, 49. Jg., Nr. 3, S. 186-205.
- Larocque, Stephannie (2013): Analysts' Earnings Forecast Errors and Cost of Equity Capital Estimates. In *Review of Accounting Studies*, 18. Jg., Nr. 1, S. 135-166.
- Larocque, Stephannie; Lawrence, Alastair; Veenstra, Kevin (2018): Managers' Cost of Equity Capital Estimates. Empirical Evidence. In *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 33. Jg., Nr. 3, S. 382-401.
- Larocque, Stephannie; Lyle, Matthew (2017): Implied Cost of Equity Capital Estimates as Predictors of Accounting Returns and Stock Returns. In *Journal of Financial Reporting*, 2. Jg., Nr. 1, S. 69-93.
- Lau, Sie; Ng, Lilian; Zhang, Bohui (2012): Information Environment and Equity Risk Premium Volatility Around the World. In *Management Science*, 58. Jg., Nr. 7, S. 1322-1340.
- Lee, Charles; Ng, David; Swaminathan, Bhaskaran (2007): Testing International Asset Pricing Models Using Implied Costs of Capital. Working Paper. Version vom 13.08.2007. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=481922>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.

- Lee, Charles; Ng, David; Swaminathan, Bhaskaran (2009): Testing International Asset Pricing Models Using Implied Costs of Capital. In *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 44. Jg., Nr. 2, S. 307-335.
- Lee, Charles; So, Eric; Wang, Charles (2011): Evaluating Implied Cost of Capital Estimates. Working Paper. Version vom 07.09.2011. Online verfügbar unter <https://pdfs.semanticscholar.org/a4cc/ef862c38b2e6b8c90bc76ff35779a053870a.pdf>, zuletzt geprüft am 14.12.2018.
- Lee, Charles; So, Eric; Wang, Charles (2017): Evaluating Firm-Level Expected-Return Proxies (Harvard Business School Working Paper, 15-022). Version vom 16.06.2017. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=1653940>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Li, Yan; Ng, David; Swaminathan, Bhaskaran (2013): Predicting Market Returns Using Aggregate Implied Cost of Capital. In *Journal of Financial Economics*, 110. Jg., Nr. 2, S. 419-436.
- Lintner, John (1965): The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets. In *The Review of Economics and Statistics*, 47. Jg., Nr. 1, S. 13-37.
- Mahr, Till; Nowak, Eric; Rott, Roland (2016): The (Ir)relevance of Disclosure of Compliance with Corporate Governance Codes. Empirical Evidence from the German Stock Market. In *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 172. Jg., Nr. 3, S. 475-520.
- Mao, Mike; Wei, John (2016): Cash-Flow News and the Investment Effect in the Cross Section of Stock Returns. In *Management Science*, 62. Jg., Nr. 9, S. 2504-2519.
- Mao, Mike; Wei, John (2018): Do Lower Returns on Bank Stocks Suggest Lower Cost of Capital? An Explanation for the Low Risk Anomaly and the Loan Growth Effect. Version vom 17.01.2018. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=3103838>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Mazzotta, Romilda; Veltri, Stefania (2014): The Relationship between Corporate Governance and the Cost of Equity Capital. Evidence from the Italian Stock Exchange. In *Journal of Management & Governance*, 18. Jg., Nr. 2, S. 419-448.
- Michaelsen, Amir (2011): Abweichungen vom Deutschen Corporate Governance Kodex und von § 161 AktG als Pflichtverletzung im Sinne der Untreue. Göttingen: Universitätsverlag Göttingen.
- Mohanram, Partha; Gode, Dan (2013): Removing Predictable Analyst Forecast Errors to Improve Implied Cost of Equity Estimates. In *Review of Accounting Studies*, 18. Jg., Nr. 2, S. 443-478.
- Mossin, Jan (1966): Equilibrium in a Capital Asset Market. In *Econometrica*, 34. Jg., Nr. 4, S. 768-783.
- Mustaghni, Basir (2012): Einfluss von Corporate Governance auf den Erfolg von Unternehmen. Eine Untersuchung börsennotierter Unternehmen in Deutschland. Frankfurt am Main: Peter Lang.

- Nekrasov, Alexander; Ogneva, Maria (2011): Using Earnings Forecasts to Simultaneously Estimate Firm-Specific Cost of Equity and Long-Term Growth. In *Review of Accounting Studies*, 16. Jg., Nr. 3, S. 414-457.
- Nowak, Eric; Rott, Roland; Mahr, Till (2005): Wer den Kodex nicht einhält, den bestraft der Kapitalmarkt? Eine empirische Analyse der Selbstregulierung und Kapitalmarktrelevanz des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Zeitschrift für Unternehmens- und Gesellschaftsrecht*, 34. Jg., Nr. 2, S. 252-279.
- Nowland, John (2008): The Effect of National Governance Codes on Firm Disclosure Practices. Evidence from Analyst Earnings Forecasts. In *Corporate Governance: An International Review*, 16. Jg., Nr. 6, S. 475-491.
- Ogneva, Maria (2012): Accrual Quality, Realized Returns, and Expected Returns. The Importance of Controlling for Cash Flow Shocks. In *The Accounting Review*, 87. Jg., Nr. 4, S. 1415-1444.
- Ogneva, Maria; Subramanyam, K.; Raghunandan, Kannan (2007): Internal Control Weakness and Cost of Equity. Evidence from SOX Section 404 Disclosures. In *The Accounting Review*, 82. Jg., Nr. 5, S. 1255-1297.
- Ohlson, James; Juettner-Nauroth, Beate (2005): Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. In *Review of Accounting Studies*, 10. Jg., Nr. 2, S. 349-365.
- Petersen, Mitchell (2009): Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. In *The Review of Financial Studies*, 22. Jg., Nr. 1, S. 435-480.
- Rapp, Marc (2004): Arbitragefreie Bewertung von Investitionsprojekten. Ein Brückenschlag zwischen No-Arbitrage-Theorie und DCF-Verfahren mittels stochastischer Diskontierungssätze. Working Paper. Version vom 29.07.2004. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=520962>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Rapp, Marc; Schmid, Thomas; Wolff, Michael (2011): Hard or Soft Regulation of Corporate Governance? (Handelshochschule Leipzig Research Paper Series in Corporate Governance, 6). Version vom Dezember 2011. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=1930847>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Reese, Raimo (2007): Schätzung von Eigenkapitalkosten für die Unternehmensbewertung. Frankfurt am Main: Peter Lang.
- Regierungskommission DCGK (2010): Bericht der Regierungskommission Deutscher Corporate Governance Kodex an die Bundesregierung. Online verfügbar unter https://www.dcgk.de/de/presse/deteilansicht/pressemitteilung-22.html?file=files/dcgk/usercontent/de/download/2010/Governance_Bericht_Nov_2010.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Ross, Stephen (1993): Is Beta Useful? In *AIMR Conference Proceedings*, , Nr. 6, S. 11-15.
- Rusticus, Tjomme (2014): Market Inefficiency and Implied Cost of Capital Models. Working Paper. Version vom 22.03.2014. Online verfügbar unter <https://ssrn.com/abstract=1933713>, zuletzt geprüft am 16.11.2018.

- Schneider, Dieter (1995): Die Dimensionierung des Unternehmens. In Bühner, Rolf; Haase, Klaus; Wilhelm, Jochen (Hrsg.): Unternehmensdimensionierung und Unsicherheitsverringering. Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 45-59.
- Schreder, Max (2017): Idiosyncratic Information and Expected Rate of Return. Dissertation. King's College London. Online verfügbar unter https://kclpure.kcl.ac.uk/portal/files/95697400/2018_Schreder_Max_1217901_thesis.pdf, zuletzt geprüft am 14.12.2018.
- Schröder, David (2007): The Implied Equity Risk Premium. An Evaluation of Empirical Methods. In *Kredit und Kapital*, 40. Jg., Nr. 4, 583-613.
- Sharpe, William (1964): Capital Asset Prices. A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. In *The Journal of Finance*, 19. Jg., Nr. 3, S. 425-442.
- Shevlin, Terry (2013): Some Personal Observations on the Debate on the Link between Financial Reporting Quality and the Cost of Equity Capital. In *Australian Journal of Management*, 38. Jg., Nr. 3, S. 447-473.
- Shleifer, Andrei; Vishny, Robert (1997): A Survey of Corporate Governance. In *The Journal of Finance*, 52. Jg., Nr. 2, S. 737-783.
- Siegel, Andrew (1995): Measuring Systematic Risk Using Implicit Beta. In *Management Science*, 41. Jg., Nr. 1, S. 124-128.
- Smith, Adam (1999): Der Wohlstand der Nationen. Berlin: Deutscher Taschenbuch-Verlag.
- Spindler, Gerald (2015): Kommentar zu § 161 Aktiengesetz. In Schmidt, Karsten; Lutter, Marcus (Hrsg.): Aktiengesetz. Kommentar. 3. Aufl. Köln: Dr. Otto Schmidt, S. 2615-2662.
- Steger, Thomas; Stiglbauer, Markus (2016): The German Corporate Governance Code and its Adoption by Listed SMEs – Just Another ‘Procrustes Bed’? In *Problems and Perspectives in Management*, 14. Jg., Nr. 3, S. 494-503.
- Stehle, Richard (2004): Die Festlegung der Risikoprämie von Aktien im Rahmen der Schätzung des Wertes von börsennotierten Kapitalgesellschaften. In *Die Wirtschaftsprüfung*, 57. Jg., Nr. 17, S. 906-927.
- Stiglbauer, Markus (2010a): Choice and Performance of Corporate Governance Mechanisms in the German Financial Sector and the Financial Crisis. In *Banks and Bank Systems*, 5. Jg., Nr. 3, S. 33-42.
- Stiglbauer, Markus (2010b): Corporate Governance Berichterstattung als Instrument wertorientierter Unternehmensführung. Empirische Erkenntnisse für den deutschen Kapitalmarkt. In *Zeitschrift für Management*, 5. Jg., Nr. 4, S. 359-384.
- Stiglbauer, Markus (2010c): Corporate Governance Berichterstattung und Unternehmenserfolg. Eine empirische Untersuchung für den deutschen Aktienmarkt. Wiesbaden: Springer Gabler.
- Stiglbauer, Markus (2010d): Transparency & Disclosure on Corporate Governance as a Key Factor of Companies' Success. A Simultaneous Equations Analysis for Germany. In *Problems and Perspectives in Management*, 8. Jg., Nr. 1, S. 161-173.

- Stiglbauer, Markus (2011): Does the Well Governed Firm Perform Better? Regulatory Implications for SMEs in the Financial Sector. In *Corporate Ownership and Control*, 8. Jg., Nr. 2, S. 30-36.
- Stiglbauer, Markus; Velte, Patrick (2014): Impact of Soft Law Regulation by Corporate Governance Codes on Firm Valuation. The Case of Germany. In *Corporate Governance: The International Journal of Business in Society*, 14. Jg., Nr. 3, S. 395-406.
- Sydsæter, Knut; Hammond, Peter; Strøm, Arne; Carvajal, Andrés (2018): *Mathematik für Wirtschaftswissenschaftler. Basiswissen mit Praxisbezug*. 5., aktualis. und erw. Aufl. Hallbergmoos: Pearson.
- Taylor, Svetlana (2006): The Impact of the Cadbury Committee Recommendations on Analysts' Earnings Forecasts. UK Evidence (Cardiff Working Papers in Accounting and Finance, A2007/2). Version vom März 2007. Online verfügbar unter https://orca.cf.ac.uk/40141/1/A2007_2.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Thompson, Samuel (2011): Simple Formulas for Standard Errors that Cluster by both Firm and Time. In *Journal of Financial Economics*, 99. Jg., Nr. 1, S. 1-10.
- Thomson Reuters (2013): *I/B/E/S on Datastream*. Version 6.1. Zur Verfügung gestellt vom Thomson Reuters Customer Support.
- Tran, Duc (2011): Corporate Governance und Eigenkapitalkosten. Bestandsaufnahme des Schrifttums unter besonderer Berücksichtigung des Informationsaspektes und Forschungsperspektiven. In *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 81. Jg., Nr. 5, S. 551-585.
- Tran, Duc (2014): Multiple Corporate Governance Attributes and the Cost of Capital. Evidence from Germany. In *The British Accounting Review*, 46. Jg., Nr. 2, S. 179-197.
- Velte, Patrick (2010): Stewardship-Theorie. In *Zeitschrift für Planung & Unternehmenssteuerung*, 20. Jg., Nr. 3, S. 285-293.
- Vuolteenaho, Tuomo (2002): What Drives Firm-Level Stock Returns? In *The Journal of Finance*, 57. Jg., Nr. 1, S. 233-264.
- Wagenhofer, Alfred; Ewert, Ralf (2015): *Externe Unternehmensrechnung*. 3., aktualis. Aufl. Berlin: Springer Gabler.
- Wallmeier, Martin (2007): Implizite Kapitalkostensätze und der Fortführungswert im Residualgewinnmodell. In *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 59. Jg., Nr. 6, S. 558-579.
- Wang, Pengguo (2018): Future Realized Return, Firm-Specific Risk and the Implied Expected Return. In *Abacus*, 54. Jg., Nr. 1, S. 105-132.
- Wang, Pengguo; Peng, Zihang; Christodoulou, Demetris (2017): Firm Fundamentals, One-Period-Ahead Earnings Expectations and Expected Stock Returns. Working Paper. Version vom 30.12.2017. Online verfügbar unter http://sydney.edu.au/business/__data/assets/pdf_file/0006/340944/meafa2018_peng.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.

- Werder, Axel von (2010): Text des Deutschen Corporate Governance Kodex in der Fassung vom 26. Mai 2010 mit hervorgehobener Nummerierung der gesetzlichen (Muss-)Vorschriften (G1-G98) der (Soll-)Empfehlungen (E1-E90) und (Sollte- bzw. Kann-)Anregungen (A1-A16). Berlin Center of Corporate Governance. Online verfügbar unter http://bccg.projects.tu-berlin.de/wordpress/wp-content/uploads/2015/05/Kodex-2010_editiert_mit_Praeambel1.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Werder, Axel von (2012): Text des Deutschen Corporate Governance Kodex in der Fassung vom 15. Mai 2012 mit hervorgehobener Nummerierung der gesetzlichen Vorschriften (G1-G105), der Empfehlungen (E1-E96), der Anregungen (A1-A7) und Präzisierungen (P1-P9). Berlin Center of Corporate Governance. Online verfügbar unter http://bccg.projects.tu-berlin.de/wordpress/wp-content/uploads/2015/05/Kodex_editiert_2012_FINAL.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Werder, Axel von (2013): Text des Deutschen Corporate Governance Kodex in der Fassung vom 13. Mai 2013 mit hervorgehobener Nummerierung der gesetzlichen Vorschriften (G1-G83), der Empfehlungen (E1-E105), der Anregungen (A1-A6) und präzisierenden Erläuterungen (P1-P28). Berlin Center of Corporate Governance. Online verfügbar unter http://bccg.projects.tu-berlin.de/wordpress/wp-content/uploads/2015/05/Kodex_editiert_2013_FINAL_20062013.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Werder, Axel von (2014): Text des Deutschen Corporate Governance Kodex in der Fassung vom 24. Juni 2014 mit hervorgehobener Nummerierung der gesetzlichen Vorschriften (G1-G83), der Empfehlungen (E1-E105), der Anregungen (A1-A6) und präzisierenden Erläuterungen (P1-P28). Berlin Center of Corporate Governance. Online verfügbar unter http://bccg.projects.tu-berlin.de/wordpress/wp-content/uploads/2015/05/Kodex_editiert_2014_FINAL.pdf, zuletzt geprüft am 16.11.2018.
- Werder, Axel von; Talaulicar, Till (2005): Kodex Report 2005: Die Akzeptanz der Empfehlungen und Anregungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 58. Jg., Nr. 16, S. 841-846.
- Werder, Axel von; Talaulicar, Till (2006): Kodex Report 2006: Die Akzeptanz der Empfehlungen und Anregungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 59. Jg., Nr. 16, S. 849-855.
- Werder, Axel von; Talaulicar, Till (2007): Kodex Report 2007: Die Akzeptanz der Empfehlungen und Anregungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 60. Jg., Nr. 16, S. 869-875.
- Werder, Axel von; Talaulicar, Till (2008): Kodex Report 2008: Die Akzeptanz der Empfehlungen und Anregungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 61. Jg., Nr. 16, S. 825-832.
- Werder, Axel von; Talaulicar, Till (2009): Kodex Report 2009: Die Akzeptanz der Empfehlungen und Anregungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 62. Jg., Nr. 14, S. 689-696.

- Werder, Axel von; Talaulicar, Till (2010): Kodex Report 2010: Die Akzeptanz der Empfehlungen und Anregungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 63. Jg., Nr. 16, S. 853-861.
- Werder, Axel von; Talaulicar, Till; Kolat, Georg (2003): Kodex Report 2003: Die Akzeptanz der Empfehlungen des Deutschen Corporate Governance Kodex. In *Der Betrieb*, 56. Jg., Nr. 35, S. 1857-1863.
- Wintoki, Babajide; Linck, James; Netter, Jeffrey (2012): Endogeneity and the Dynamics of Internal Corporate Governance. In *Journal of Financial Economics*, 105. Jg., Nr. 3, S. 581-606.
- Wooldridge, Jeffrey (2016): *Introductory Econometrics. A Modern Approach*. 6. Aufl. Boston: Cengage Learning.
- Yu, Minna (2010): Analyst Forecast Properties, Analyst Following and Governance Disclosures. A Global Perspective. In *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation*, 19. Jg., Nr. 1, S. 1-15.
- Ziemer, Franziska (2018): *Der Betafaktor*. Wiesbaden: Springer Gabler.