



universität
wien

DISSERTATION

Titel der Dissertation

„IFRS und die Eigenkapitalkosten
kapitalmarktorientierter Unternehmen
in Deutschland und Österreich“

Verfasser

Mag.(FH) Michael König, MBA

angestrebter akademischer Grad

Doktor der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften
(Dr. rer. soc. oec.)

Wien, 2012

Studienkennzahl lt. Studienblatt:
Dissertationsgebiet lt. Studienblatt:
Betreuer:

A 084 151 059
Betriebswirtschaft
Univ.-Prof. Dr. Otto A. Altenburger

Für Bettina

Danksagung

Ich danke meinem akademischen Lehrer und Doktorvater, Herrn Univ.-Prof. Mag. Dr. Otto A. Altenburger, für die kritische, jedoch stets konstruktive Form des fachlichen Diskurses von ganzem Herzen. Des Weiteren gilt mein Dank Herrn o. Univ.-Prof. Dipl.-Math. Dr. Jörg Finsinger für die Übernahme des Zweitgutachtens und Herrn o. Univ.-Prof. Dr. Dr. Arthur Weilingner für die kritische Diskussion des Begriffs der Eigenkapitalkosten. Bei Herrn o. Univ.-Prof. Dipl.-Ing. Dr. Dr. h. c. Udo Wagner bedanke ich mich für den Rat, meine Dissertation am Lehrstuhl für Externes Rechnungswesen zu verfassen.

Ich danke Herrn Dipl.-Ing. Alexander Meiksner für die wertvolle Unterstützung bei der Erstellung und kritischen Reflexion der Statistiken. Weiters gilt mein Dank den zahlreichen Kolleginnen und Kollegen, die mir durch fachliche Diskussionen, organisatorische Unterstützung sowie kritische Anmerkungen zur Seite standen; namentlich erwähnen möchte ich Herrn Univ.-Ass. Mag. (FH) Josef Baumüller, Frau Birgit Friedl, Frau Petra Grafl, Frau Mag. Petra Weiss und Frau Mag. Lisbeth Wild.

Abschließend danke ich meiner Familie für ihre uneingeschränkte Unterstützung und vor allem meiner Frau Bettina für ihre große Geduld und große Toleranz. Ihr widme ich diese Arbeit in Liebe und Dankbarkeit.

Wien, im August 2012

Michael König

Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	3
Abkürzungsverzeichnis	13
1. Abkürzungen für Zeitschriften und Sammelwerke	13
2. Andere erklärungsbedürftige Abkürzungen	14
Symbolverzeichnis	16
1. Einleitung.....	19
1.1. Problemstellung und Zielsetzung der Arbeit	19
1.2. Aufbau der Arbeit	21
2. Stand der Forschung.....	23
2.1. Stand der theoretischen Forschung.....	23
2.1.1. Der Begriff der Eigenkapitalkosten	23
2.1.2. Informationsökonomische Betrachtung.....	25
2.1.2.1. Informationsökonomische Grundlagen	25
2.1.2.2. Ansätze, die Effekte von Informationsasymmetrien auf das Schätzrisiko modellieren	31
2.1.2.3. Ansätze, die Effekte von Informationsasymmetrien auf die Marktliquidität modellieren.....	34
2.1.2.4. Ansätze, die das Informationsrisiko als eigenen Risikofaktor modellieren	36
2.1.2.5. Die Verarbeitung von Informationen auf Kapitalmärkten.....	39
2.1.3. Die Bedeutung der Eigenkapitalkosten für kapitalmarktorientierte Unternehmen.....	45
2.1.4. Modelle zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten	47
2.1.4.1. Die Schätzung aufgrund von historischen Durchschnitts- renditen	47
2.1.4.2. Das Capital Asset Pricing Model.....	48
2.1.4.3. Das Arbitrage Pricing Theory Model	51
2.1.4.4. Das Fama-French-Dreifaktormodell.....	53
2.1.4.5. Das Dividendendiskontierungsmodell.....	54
2.1.4.6. Das Residualgewinnmodell	59
2.1.4.7. Das Gewinnkapitalisierungsmodell	63

2.2.	Stand der empirischen Forschung	66
2.2.1.	Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen	66
2.2.1.1.	Experimentelle Untersuchungen	66
2.2.1.2.	Die Untersuchung von Botosan	67
2.2.1.3.	Die Untersuchung von Botosan und Plumlee	68
2.2.1.4.	Die Untersuchung von Hail.....	70
2.2.1.5.	Die Untersuchung von Welker.....	71
2.2.1.6.	Die Untersuchung von Auer	73
2.2.1.7.	Die Untersuchung von Daske	74
2.2.1.8.	Die Untersuchung von Palea.....	75
2.2.1.9.	Weitere Untersuchungen.....	75
2.2.2.	Forschungslücken.....	76
3.	Konzeption der empirischen Untersuchung	79
3.1.	Forschungsfragen	79
3.2.	Entwicklung der Hypothesen	79
3.2.1.	Forschungshypothesen	79
3.2.2.	Operationale Hypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS	80
3.2.2.1.	Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1999 bzw. 1998 und 2000	81
3.2.2.2.	Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1998 bzw. 1998 und 1999	82
3.2.2.3.	Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1998 und 1999 bzw. 1999 und 2000	82
3.2.2.4.	Verbundene operationale Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume	83
3.2.3.	Operationale Hypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS..	83
3.2.3.1.	Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2004 und 2006.....	84
3.2.3.2.	Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2004 und 2005.....	85
3.2.3.3.	Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2005 und 2006.....	85
3.2.3.4.	Verbundene operationale Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume	86

3.3.	Auswahl und Adaptierung des Untersuchungsmodells	87
3.4.	Regressionsanalysen	88
3.4.1.	Die abhängige Variable Eigenkapitalkosten.....	89
3.4.2.	Die unabhängigen Variablen	90
3.4.2.1.	Die Variable riskfree.....	90
3.4.2.2.	Die Variable growth	90
3.4.2.3.	Die Variable payout.....	90
3.4.2.4.	Die Variable lev	91
3.4.2.5.	Die Variable lev*Dummy.....	91
3.4.2.6.	Die Variable size.....	92
3.4.3.	Erwartete Vorzeichen der Ergebnisse.....	92
4.	Durchführung der empirischen Untersuchung	95
4.1.	Das konkrete Untersuchungsdesign.....	95
4.1.1.	Abgrenzung der Grundgesamtheit	96
4.1.1.1.	Indexzugehörigkeit	96
4.1.1.2.	Branchenzugehörigkeit	97
4.1.1.3.	Gruppenzugehörigkeit	97
4.1.2.	Stichprobenkonstruktion.....	100
4.1.3.	Datenbasis	103
4.1.4.	Datenqualität	104
4.1.4.1.	Fehlende Daten für einzelne Unternehmen	104
4.1.4.2.	Fehlende Daten bei Dummyvariablen	105
4.1.4.3.	Statistische Ausreißer	105
4.1.4.4.	Multikollinearität	106
4.2.	Signifikanztests.....	106
5.	Ergebnisse der empirischen Untersuchung	109
5.1.	Ergebnisse zur freiwilligen Anwendung der IAS.....	112
5.1.1.	Ergebnisse der univariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 1997 – 1999.....	112
5.1.1.1.	Ergebnisse für die Jahre 1997 und 1999.....	115
5.1.1.2.	Ergebnisse für die Jahre 1997 und 1998.....	122
5.1.1.3.	Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999.....	129
5.1.2.	Ergebnisse der univariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 1998 – 2000	137

5.1.2.1.	Ergebnisse für die Jahre 1998 und 2000	140
5.1.2.2.	Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999	147
5.1.2.3.	Ergebnisse für die Jahre 1999 und 2000	154
5.1.3.	Ergebnisse der multivariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 1997 – 1999	162
5.1.3.1.	Ergebnisse für die Jahre 1997 bis 1999	162
5.1.3.2.	Ergebnisse für die Jahre 1997 und 1998	164
5.1.3.3.	Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999	167
5.1.4.	Ergebnisse der multivariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 1998 – 2000.....	170
5.1.4.1.	Ergebnisse für die Jahre 1998 bis 2000	170
5.1.4.2.	Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999	172
5.1.4.3.	Ergebnisse für die Jahre 1999 und 2000	175
5.1.5.	Zwischenfazit	178
5.1.5.1.	Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1999 bzw. 1998 und 2000	178
5.1.5.2.	Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1998 bzw. 1998 und 1999	179
5.1.5.3.	Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1998 und 1999 bzw. 1999 und 2000	181
5.1.5.4.	Prüfung der verbundenen operationalen Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume	182
5.1.5.5.	Prüfung der Forschungshypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland und Österreich.....	183
5.2.	Ergebnisse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS	184
5.2.1.	Ergebnisse der univariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006	184
5.2.1.1.	Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2006	186
5.2.1.2.	Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005	192
5.2.1.3.	Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006	198
5.2.2.	Ergebnisse der univariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006.....	205
5.2.2.1.	Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2006	207
5.2.2.2.	Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005	213

5.2.2.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006.....	219
5.2.3. Ergebnisse der multivariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006	225
5.2.3.1. Ergebnisse für die Jahre 2004 bis 2006	225
5.2.3.2. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005.....	227
5.2.3.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006.....	230
5.2.4. Ergebnisse der multivariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006	233
5.2.4.1. Ergebnisse für die Jahre 2004 bis 2006	233
5.2.4.2. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005.....	235
5.2.4.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006.....	238
5.2.5. Zwischenfazit.....	241
5.2.5.1. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungs- zeitraum 2004 und 2006	241
5.2.5.2. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungs- zeitraum 2004 und 2005	242
5.2.5.3. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungs- zeitraum 2005 und 2006	243
5.2.5.4. Prüfung der verbundenen operationalen Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume.....	245
5.2.5.5. Prüfung der Forschungshypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland und Österreich	245
6. Abschluss.....	247
6.1. Beantwortung der Forschungsfragen.....	247
6.2. Schlussbemerkungen	249
Quellenverzeichnis	251
1. Bücher.....	251
2. Dissertationen	256
3. Beiträge in Sammelwerken.....	257
4. Beiträge in Zeitschriften	259
5. Weitere Quellen	274
Abbildungsverzeichnis.....	279

Tabellenverzeichnis	283
Anhang	293
1. Unternehmen des DAX30 1997 – 2008	293
2. Unternehmen des ATX20 1998 – 2008.....	297

Abkürzungsverzeichnis

1. Abkürzungen für Zeitschriften und Sammelwerke

ABR	Accounting and Business Research
AER	American Economic Review
AH	Accounting Horizons
AOS	Accounting, Organizations and Society
AR	The Accounting Review
BFuP	Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis
BJoE	Bell Journal of Economics
BR	Business Research
BRiA	Business Research in Accounting
CAR	Contemporary Accounting Research
EAR	European Accounting Review
FAJ	Financial Analyst Journal
FAZ	Frankfurter Allgemeine Zeitung
FT	Financial Times
FR	Financial Review
FuPM	Finanzmarkt und Portfoliomanagement
IMJ	Industrial Management Journal
IJoA	International Journal of Accounting
JoAAF	Journal of Accounting, Auditing and Finance
JoAE	Journal of Accounting and Economics
JoAR	Journal of Accounting Research
JoB	Journal of Business
JoBFA	Journal of Business Finance and Accounting
JoEL	Journal of Economic Literature
JoEP	Journal of Economic Perspectives
JoET	Journal of Economic Theory
JoF	Journal of Finance
JoFE	Journal of Financial Economics
JoFQA	Journal of Financial and Quantitative Analysis
JoFSA	Journal of Financial Statement Analysis
JoI	Journal of Investing
JoIAAT	Journal of International Accounting, Auditing and Taxation
JoIE	Journal of Industrial Economics
JoIFMA	Journal of International Financial Management and Accounting

JoME	Journal of Monetary Economics
JoMR	Journal of Marketing Research
JoPE	Journal of Political Economy
JoPM	Journal of Portfolio Management
JoRI	Journal of Risk and Insurance
KoR	Zeitschrift für internationale und kapitalmarktorientierte Rechnungslegung
KRP	Kostenrechnungspraxis (ab 2000 ZfCM)
OR	Operations Research
RoAS	Review of Accounting Studies
RoES	Review of Economics and Statistics
RoFS	Review of Financial Studies
RoQFA	Review of Quantitative Finance and Accounting
WISU	Das Wirtschaftsstudium
WPg	Die Wirtschaftsprüfung
ZfB	Zeitschrift für Betriebswirtschaft
ZfBB	Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft
zfbf	Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung (bis 1963 ZfhF)
ZfCM	Zeitschrift für Controlling & Management (bis 2000 KRP)
ZfhF	Zeitschrift für handelswissenschaftliche Forschung (ab 1964 zfbf)

2. Andere erklärungsbedürftige Abkürzungen

a. a. O.	am angegebenen Ort
Abb.	Abbildung
Abs.	Absatz
AktG	Aktiengesetz
AIMR	Association for Investment Management and Research
APT	Arbitrage Pricing Theory
ATX	Austrian Traded Index
BörsenG	Börsegesetz
ca.	circa
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CIC	Corporate Information Committee
CIFAR	Center for Financial Analysis and Research

c. p.	ceteris paribus
DAX	Deutscher Aktienindex
EG	Europäische Gemeinschaft
EU	Europäische Union
e. V.	eingetragener Verein
EWR	Europäischer Wirtschaftsraum
f	und folgende Seite
ff	und folgende Seiten
FASB	Financial Accounting Standards Board
FER	Fachempfehlungen für Rechnungslegung
FHERM	Finite Horizon Expected Return Model
gem	gemäß
HFA	Hauptfachausschuss des Instituts der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e. V.
HGB	Handelsgesetzbuch
Hrsg.	Herausgeber
i. e.	id est
IAS	International Accounting Standard(s)
IASB	International Accounting Standards Board
IASC	International Accounting Standards Committee
IDW	Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e. V.
IFRS	International Financial Reporting Standard(s)
i. V. m.	in Verbindung mit
Jg.	Jahrgang
rev.	revised
Rz.	Randzahl
S.	Seite
SIC	Standards Interpretation Committee
SFAC	Statement of Financial Accounting Concepts
Stabw.	Standardabweichung
Std. Error	Standard Error
u. a.	unter anderem
u. v. m.	und viele mehr
US-GAAP	United States Generally Accepted Accounting Principles
v. a.	vor allem
VIF	Variance Inflation Factor
vgl.	vergleiche
z. B.	zum Beispiel

Symbolverzeichnis

§	Paragraph
A	Aktienkurs
AEG	Abnormal Earnings Growth
AU_{t+1}	Nettoausschüttung zum Zeitpunkt $t + 1$
β	Beta-Faktor
β_i	Beta-Faktor des Beteiligungstitels i
β_{iM}	Markt-Beta des Beteiligungstitels i
β_{iSMB}	Beta-Faktor „Small minus Big“
β_{iHML}	Beta-Faktor „High minus Low“
B	Buchwert des Eigenkapitals
B_t	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t
B_{t+1}	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt $t + 1$
C	Wachstum der Dividende in Geldeinheiten
D_0	Dividende zum Zeitpunkt $t = 0$
D_t	Dividende zum Zeitpunkt t
D_{n+1}	Dividende zum Zeitpunkt $t = 1$
DPS	Dividends per share
E_{n+1}	Erwartete Gewinne zum Zeitpunkt $n + 1$
$eigK$	Eigenkapitalkosten
EPS	Earnings per share
EPS_t	Earnings per share zum Zeitpunkt t
$E(EPS_{t+1})$	erwartete Earnings per share zum Zeitpunkt $t + 1$
$E(HML)$	Rendite „High minus Low“
$E(R)$	Erwartete Rendite
$E(R_i)$	Erwartete Rendite des Beteiligungstitels i
$E(SMB)$	Rendite „Small minus Big“
ε	Störfaktor
F	Risikofaktor
g	konstante Wachstumsrate der Dividenden
g_{kf}	Erwartete kurzfristige Wachstumsrate
g_{lf}	Erwartete langfristige Wachstumsrate
G	Gewinn
G_t	Gewinn zum Zeitpunkt t
G_{t+1}	Gewinn zum Zeitpunkt $t + 1$
i_r	Risikoloser Zinssatz (APT-Modell)
k	Eigenkapitalkosten bzw. Marktkapitalisierungsrate

K_e	erwartete Eigenkapitalkosten
n	gewählter Planungshorizont
p	Wahrscheinlichkeit des Dividendenwachstums
P	Aktienpreis
P_0	Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$
P_t	Aktienpreis zum Zeitpunkt t
PEG	Price-Earnings-Growth-Ratio
r_f	risikoloser Zinssatz
R_i	Rendite des Beteiligungstitels i
RG_t	Residualgewinn zum Zeitpunkt t
r_M	Marktrisikoprämie
ROE_t	Eigenkapitalrendite zum Zeitpunkt t

1. Einleitung

1.1. Problemstellung und Zielsetzung der Arbeit

Mit Beginn des Geschäftsjahres 1997 war es kapitalmarktorientierten Unternehmen in Deutschland erstmals gestattet, befreiend wirkende Konzernabschlüsse nach international anerkannten Rechnungslegungsstandards aufzustellen, sofern diese mit den EG-Bilanzrichtlinien im Einklang und hinsichtlich ihrer Aussagekraft mit nach HGB aufgestellten Konzernabschlüssen gleichwertig waren. In Österreich war dies für kapitalmarkt-orientierte Unternehmen mit Beginn des Geschäftsjahres 1998 möglich.¹ Dadurch konnten Unternehmen, die z. B. aufgrund von internationalen Verflechtungen bis dahin zusätzlich Abschlüsse oder Überleitungsrechnungen nach international anerkannten Rechnungslegungsstandards aufstellen mussten, die dafür notwendige arbeits- und kostenintensive Zweigleisigkeit des Rechnungswesens vermeiden. Von der freiwilligen Anwendung international anerkannter Rechnungslegungsstandards versprachen sich vor allem Unternehmen, die ihren stetig wachsenden Kapitalbedarf auch an internationalen Börsen decken wollten, Vorteile, wie die Verbesserung der Kapitalbeschaffungsmöglichkeiten, die Erhöhung des Bekanntheitsgrades sowie die Reduzierung der Eigenkapitalkosten. Durch die Möglichkeit, dass Unternehmen freiwillig einen befreienden Konzernabschluss nach international anerkannten Rechnungslegungsstandards aufstellen konnten, wurde in Deutschland und Österreich zudem ein erster Schritt in Richtung Erleichterung der Aufstellung grenzüberschreitend vergleichbarer Konzernabschlüsse gesetzt.

Mit Beginn des Geschäftsjahres 2005 waren börsennotierte Unternehmen in der EU sowie in den EWR-Staaten Island, Liechtenstein und Norwegen verpflichtet, ihre Konzernabschlüsse nach den IFRS aufzustellen. Insgesamt waren von diesem Umstellungserfordernis über 7.000 kapitalmarktorientierte Unternehmen in Europa betroffen.² Unternehmen, die aufgrund einer Notierung an einer Börse in den Vereinigten Staaten von Amerika für die Aufstellung des Konzernabschlusses den US-GAAP folgten, erhielten eine Übergangsfrist bis zum Geschäftsjahr 2007 eingeräumt.

Die Motive für die Anwendung international anerkannter Rechnungslegungsstandards waren mannigfaltig. Dazu zählten die Erleichterung der Vergleichbarkeit von

¹ Die rechtlichen Rahmenbedingungen werden als bekannt vorausgesetzt. Es wird daher hier und auch in weiterer Folge auf eine Darstellung der Rechtsgrundlagen und -quellen verzichtet.

² Vgl. Armstrong, C. S., Barth, M. E., Jagolinzer, A. D., Riedl, E. J. (2008), S. 4.

Konzernabschlüssen, die Unterstützung des Aufbaus eines integrierten Kapitalmarkts und der verstärkte Schutz der Anleger. Als wesentliches Motiv kristallisierte sich die erwartete Reduzierung der Eigenkapitalkosten heraus. Die Standardsetzer sowie die Ersteller, die Prüfer und die Nutzer von Abschlussinformationen vertraten weitgehend die Auffassung, dass die Anwendung international anerkannter Rechnungslegungsstandards zur Reduzierung von Eigenkapitalkosten führt.³ In der Rechnungswesenforschung ist dieser angenommene Zusammenhang zwischen der Anwendung international anerkannter Rechnungslegungsstandards und der Reduktion von Eigenkapitalkosten bislang weder eindeutig theoretisch begründet noch überzeugend empirisch belegt.⁴

Unter kapitalmarktorientierten Unternehmen werden in dieser Arbeit börsennotierte Unternehmen verstanden. Es werden beide Begriffe verwendet. Unter dem Begriff international anerkannte Rechnungslegungsstandards werden hier für die freiwillige Anwendung die International Accounting Standards (IAS) und die United States Generally Accepted Accounting Principles (US-GAAP) und für die verpflichtende Anwendung die International Financial Reporting Standards (IFRS) und die US-GAAP subsummiert. Obwohl es den kapitalmarktorientierten Unternehmen in Deutschland bereits mit Beginn des Geschäftsjahres 1997 und in Österreich bereits mit Beginn des Geschäftsjahres 1998 gestattet war, befreiend wirkende Konzernabschlüsse nach international anerkannten Rechnungslegungsstandards aufzustellen, erfolgte die Umstellung in der Praxis zumeist erst 1998 bzw. 1999. In dieser Arbeit wird daher für die freiwillige Anwendung für Deutschland das Jahr 1998 und für Österreich das Jahr 1999 als Umstellungsjahr bezeichnet. Für die verpflichtende Anwendung gilt für beide Staaten das Jahr 2005 als Umstellungsjahr.

Im Rahmen dieser Dissertation wird empirisch untersucht, welche Auswirkungen die freiwillige Anwendung der IAS auf die Eigenkapitalkosten börsennotierter Unternehmen in Deutschland und in Österreich hatte. Weiters wird empirisch untersucht, welche Auswirkungen die verpflichtende Anwendung der IFRS auf die Eigenkapitalkosten börsennotierter Unternehmen in Deutschland und in Österreich hatte. Die gesonderte empirische Untersuchung ergibt sich aus den unterschiedlichen Beobachtungszeiträumen für die freiwillige Anwendung der IAS und die verpflichtende Anwendung der IFRS. In beiden Fällen ist interessant, ob es zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten gekommen ist. Zu Vergleichszwecken werden in die Untersuchung auch kapitalmarktorien-

³ Vgl. die Befragungsergebnisse bei Pellens, B., Tomaszewski, C. (1999), Schindler, J., Schurbohm, A. (2001), und Marten, K. U., Schlereth, D., Crampton, A., Köhler, A. G. (2002), S. 2010.

⁴ Vgl. dazu Kapitel 2.

tierte Unternehmen einbezogen, welche Konzernabschlüsse nach dem HGB oder nach den US-GAAP aufstellten. Vgl. zur konkreten Abgrenzung Abschnitt 4.1.1.3.

Ziel dieser Arbeit ist somit die Beantwortung folgender Forschungsfragen:

1. Führt die freiwillige Anwendung der IAS für börsennotierte Unternehmen in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten?
2. Führt die verpflichtende Anwendung der IFRS für börsennotierte Unternehmen in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten?

Der Fokus der empirischen Untersuchung liegt auf den Staaten Deutschland und Österreich, die sich aufgrund der ähnlichen kulturellen Rahmenbedingungen und Rechnungslegungstraditionen, der vielen Gemeinsamkeiten zwischen den Vorschriften des deutschen und des österreichischen Unternehmensrechts und der vielfältigen wirtschaftlichen Verknüpfungen ganz besonders für den beabsichtigten Untersuchungszweck eignen. Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung sind sowohl für die Standardsetzer als auch für die Ersteller, die Prüfer und die Nutzer der nach internationalen Rechnungslegungsstandards aufgestellten Konzernabschlüsse gleichermaßen relevant. Sie können Hinweise darauf liefern, ob die erwarteten Auswirkungen auf die Eigenkapitalkosten durch die zunächst freiwillige Anwendung der IAS und die verpflichtende Anwendung der IFRS tatsächlich eingetroffen sind. Die Dissertation soll somit einen Beitrag zur empirischen Rechnungslegungsforschung leisten.

1.2. Aufbau der Arbeit

Die vorliegende Arbeit ist in sechs Teile gegliedert. Das Kapitel 2 dient der Darstellung des Stands der theoretischen und der empirischen Forschung zu den zugrundeliegenden Fragestellungen. Zunächst wird der Begriff der Eigenkapitalkosten definiert und abgegrenzt. Es werden informationsökonomische Überlegungen angestellt und die Bedeutung der Eigenkapitalkosten für kapitalmarktorientierte Unternehmen gewürdigt. Anschließend werden unterschiedliche Modelle zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten erörtert und die Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen vorgestellt. Das Kapitel schließt mit einer Herausarbeitung der Forschungslücken, zu deren Schließung die vorliegende Arbeit einen Beitrag leisten soll.

Im dritten Kapitel werden die Forschungsfragen präzisiert und daraus Forschungshypothesen sowie operationale Hypothesen zur empirischen Untersuchung abgeleitet. Es wird das Untersuchungsmodell unter Berücksichtigung statistischer Analyseverfahren und anzuwenden der Variablen konzipiert.

Das vierte Kapitel beschreibt die konkrete Durchführung der empirischen Untersuchung, dokumentiert die Datenerhebung- und Aufbereitung, die Stichprobenkonstruktion und die eingesetzten Signifikanztests.

Im fünften Kapitel werden die Ergebnisse der empirischen Untersuchung zur freiwilligen Anwendung der IAS und zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland und in Österreich präsentiert und darauf basierend die Prüfung der operationalen Hypothesen und der Forschungshypothesen durchgeführt.

Die Arbeit schließt im sechsten Kapitel mit der Beantwortung der Forschungsfragen und mit Schlussbemerkungen.

2. Stand der Forschung

2.1. Stand der theoretischen Forschung

2.1.1. Der Begriff der Eigenkapitalkosten

Eigenkapital ist in der Regel nicht gratis verfügbar. Eigenkapitalgeber erwarten wegen des übernommenen Risikos für das überlassene Kapital eine höhere, allerdings vertraglich nicht fixierte, Risikoprämie als für die Überlassung von nicht risikobereitem Kapital.⁵ Dem Eigenkapitalgeber steht eine Reihe von alternativen Möglichkeiten offen, sein Kapital zu investieren. Er kann beispielsweise seinen Privatkonsum erhöhen, sich an anderen Unternehmen beteiligen, Geld an Dritte verborgen oder selbst ein Unternehmen gründen. Da es aufgrund der Schwankungen von Aktienkursen kapitalmarktorientierter Unternehmen in der Regel keine fixen Vereinbarungen über eine Remuneration für überlassenes Kapital geben kann, entscheidet ein Eigenkapitalgeber aufgrund von Erwartungshaltungen über zukünftige Risikoprämien.

Ein rational handelnder Eigenkapitalgeber wird sein Investment entsprechend der maximalen von ihm erwarteten Risikoprämienwahrscheinlichkeit platzieren. Ein Unternehmen auf der Suche nach Eigenkapitalgebern wird folglich danach trachten, einen potenziellen Investor davon zu überzeugen, dass die zu erwartende Risikoprämie für das überlassene Kapital höher sein wird, als jene seines Portfolios an alternativen Investitionsformen.⁶ Eigenkapitalkosten sind demnach Opportunitätskosten, die von einem Unternehmen in Kauf genommen werden müssen, um für Eigenkapitalgeber attraktiv zu sein. Investoren sind schließlich nur dann bereit, einem Unternehmen risikotragendes Kapital zu überlassen, wenn ihnen eine risikoadäquate Prämie in Aussicht gestellt wird. Diese Opportunitätskosten bilden die Basis für die zumindest zu erzielende Risikoprämie für den Investor: “We define cost of capital to be the expected (rate of) return on the firm’s stock.”⁷ In der vorliegenden Arbeit werden unter Eigenkapitalkosten stets diese Opportunitätskosten verstanden. Sie stehen im Zentrum aller Überlegungen.

Eigenkapital ist in der Regel risikobehaftet. Die Risiken, die sich auf die Eigenkapitalkosten eines Unternehmens auswirken, lassen sich basierend auf den Erkenntnissen

⁵ Loitlsberger, E. (1996), S. 136.

⁶ Vgl. Ogier, T., Rugman, J., Spicer, L. (2004), S. 6 ff.

⁷ Lambert, R. A., Leuz, C., Verrecchia, R. E. (2005), S.6. Ebenso Penman, S. H. (2004), S. 105 – 108.

der Portfoliotheorie in systematische und unsystematische gliedern.⁸ Das Gesamtrisiko eines Wertpapierportfolios spaltet sich demnach in eine unsystematische und eine systematische Komponente.⁹ Das systematische Risiko (Marktrisiko) lässt sich weiter in das Geschäftsrisiko und das Kapitalstrukturrisiko teilen. Das Geschäftsrisiko, auch als operatives Risiko bezeichnet, bildet die Grundlage für das von den Eigenkapitalgebern zu tragende Risiko.¹⁰ Aufgrund des residualen Charakters der den Eigenkapitalgebern zustehenden operativen Einzahlungsüberschüsse nach Bedienung der Fremdkapitalgeber und dem darin begründeten Risikomoment sind die Eigenkapitalkosten in hohem Maße vom Verschuldungsgrad abhängig.¹¹ Eine Veränderung der Kapitalstruktur durch zusätzliche Verschuldung führt daher zu einer höheren Risikoprämie.¹² Das systematische Risiko, wie beispielsweise das politische Risiko, das Konjunkturrisiko, das Wechselkursrisiko oder das Beschaffungsmarkt- und Absatzpreisrisiko, betrifft alle Wertpapiere im Portfolio gleichermaßen. Es lässt sich von den Investoren durch Diversifikation nicht reduzieren. Unter dem unsystematischen Risiko (allgemeines Unternehmensrisiko) sind unternehmensspezifische Einflussfaktoren zu verstehen, wie beispielsweise die Fähigkeiten der Unternehmensleitung oder vorliegende Wettbewerbsnachteile, die losgelöst vom Gesamtmarkt individuelle Renditeschwankungen im Unternehmen bedingen. Das unsystematische Risiko kann durch Diversifikation minimiert werden.

Neben dem systematischen und dem unsystematischen Risiko können auch das Informationsrisiko und die Marktliquidität die Höhe der Eigenkapitalkosten beeinflussen. Investoren trachten danach, ihre Entscheidungen mit dem Ziel zu treffen, jeweils diejenige Handlungsweise auszuwählen, deren Auswirkungen gemäß der verwendeten Zielfunktion die optimale Zielerreichung verspricht.¹³ Die Auswahl der Handlungsweise basiert auf dem Vertrauen, dass die zugrundeliegenden Informationen den Tatsachen entsprechen und korrekt verarbeitet wurden. Die Unsicherheit, ob dies der Fall ist, wird als Informationsrisiko bezeichnet. Das Informationsrisiko bezieht sich ausschließlich darauf, ob Informationen korrekt sind bzw. angemessen verarbeitet wurden. Es ist unabhängig von Informationsasymmetrien, vgl. dazu Abschnitt 2.1.2. Selbst wenn alle Teilnehmer auf dem Kapitalmarkt über dieselben Informationen verfügen, bedeutet dies nicht automatisch, dass kein Informationsrisiko vorliegt.¹⁴ Ein Investor, der daran zwei-

⁸ Vgl. Markowitz, H. M. (1952, 1991 und 2002).

⁹ Vgl. Steiner, M., Bruns, C. (2002), S. 56.

¹⁰ Vgl. Schmidt, R. H., Terberger, E. (1997), S. 240 und Mandl, G., Rabel, K. (2006), S. 16.

¹¹ Vgl. Baetge, J., Niemeyer, K., Kümmel, J. (2005) und Volkmann, S. (2005), S. 55.

¹² Siehe auch Abschnitt 2.1.3.

¹³ Vgl. Gierga, R. L. (2008), S. 53 ff.

¹⁴ Vgl. Schneider, D. (1992), S.38 ff. und Gierga, R. L. (2008), S. 55.

felt, ob ihm sämtliche relevanten Informationen vorliegen bzw. ob die herangezogenen Informationen für seine Entscheidungsfindung korrekt sind, wird für das Informationsrisiko einen Risikozuschlag erwarten.¹⁵ Bei der Marktliquidität sind die relevanten Messgrößen für den Einfluss auf die Eigenkapitalkosten das Handelsvolumen, das die Anzahl und den Wert von gehandelten Wertpapieren angibt, und die Geld-Brief-Spanne.¹⁶ Die Geld-Brief-Spanne entspricht der Differenz zwischen dem höchsten gebotenen Kaufpreis und dem niedrigeren geforderten Verkaufspreis (Briefkurs) für einen bestimmten börsengehandelten Beteiligungstitel zu einem bestimmten Zeitpunkt. Sie wird in theoretischen und empirischen Untersuchungen als Maßgröße für die Marktliquidität eingesetzt.¹⁷ Wenn Kapitalmarktteilnehmer beim Handel mit bestimmten Wertpapieren Nachteile gewärtigen, die auf Informationsasymmetrien beruhen, kann dies pejorativ auf die Dimensionen der Marktliquidität sowie das Handelsvolumen und die Geld-Brief-Spanne wirken.¹⁸

2.1.2. Informationsökonomische Betrachtung

2.1.2.1. Informationsökonomische Grundlagen

Im Rahmen der Entscheidungsfindung über eine mögliche Überlassung von Risikokapital wird ein potenzieller Investor alle verfügbaren Informationen über das betroffene Unternehmen prüfen und bewerten. Neben Industriedaten und makroökonomischen Daten wird ein Eigenkapitalgeber vor allem Informationen der Unternehmensrechnung heranziehen, die von kapitalmarktorientierten Unternehmen periodisch veröffentlicht werden. Unter Unternehmensrechnung versteht man die konzeptionelle Gestaltung von Informationssystemen im Unternehmen unter Berücksichtigung von deren Einsatzbedingungen.¹⁹ Man unterscheidet grundsätzlich zwischen interner und externer Unter-

¹⁵ Vgl. Fama, E. F., Laffer, A. B. (1972), S. 290. Die Auswirkung des Informationsrisikos auf die Renditen von Wertpapieren wurde auch empirisch untersucht, siehe Zhang, X. F. (2006).

¹⁶ Vgl. Brunner, A. (1996), S. 15 ff und Kempf, A. (1998).

¹⁷ Vgl. dazu Demsetz, H. (1968), Bott, C., Amihud, Y., Mendelson, H. (1986), Kim, O., Verrecchia, R. E. (1994), Bartov, E., Bodnar, G. M. (1996), Easley, D., Kiefer, N. M., O'Hara, M. (1996) Schleef, M. (1998), S. 331 und Wolff, J. (2003), S. 14. Kritisch dazu Callahan, C. M., Lee, C. M. C., Yohn, T. L. (1997), S. 57 f.

¹⁸ Für eine detaillierte Darstellung der Dimensionen der Marktliquidität (Markttiefe, Marktbreite, Enge, Erneuerungskraft und Unmittelbarkeit) vgl. Schmidt, H., Invseren, P. (1991), S. 210 ff, Theissen, E. (1998), S. 3 ff, Gerke, W., Bosch, R. (1999), S. 4., Gärtner, C. (2007), S. 8 ff und Ouafaya, S., Tadinac, M. (2009), S. 21 ff.

¹⁹ Ewert, R., Wagenhofer, A. (2003), S. 4 – 6.

nehmensrechnung. Die Differenzierung wird dahingehend vorgenommen, dass sich externe Unternehmensrechnung durch die Bereitstellung von Informationen an unternehmensexterne Adressaten – wie im gegenständlichen Fall an Eigenkapitalgeber – sowie den Fiskus, aber auch Konkurrenten richtet.²⁰ Zu den Adressaten der externen Unternehmensrechnung sind weiters Banken und andere Kapitalgeber, Geschäftspartner (beispielsweise Lieferanten und Kunden), Arbeitnehmer und die allgemeine Öffentlichkeit zu zählen.²¹ Aus informationsökonomischer Sicht ist diese Vermittlung von Informationen an alle Adressatengruppen das primäre Ziel der externen Unternehmensrechnung.²² In sogenannten “code law”-Systemen²³, also in Systemen, die auf gesetzlich verankerten Bilanzierungsgrundsätzen basieren, liegen die Ziele der externen Unternehmensrechnung insbesondere in der Vermittlung von Informationen an externe Adressaten, in der Zahlungsbemessungs- bzw. Ausschüttungsfunktion und in der Kapitalerhaltung. In sogenannten “common law”-Systemen, also Systemen, in denen Bilanzierungsfragen auf Basis von zumeist durch private Standardsetter herausgegebene problemspezifische Standards gelöst werden, stehen die Interessen der Eigenkapitalgeber im Vordergrund.²⁴ Das deutsche HGB bzw. das UGB orientiert sich an den Informationsbedürfnissen der Stakeholder eines Unternehmens, die IFRS an den Informationsbedürfnissen der Shareholder.²⁵

Als Informationsquelle ist die externe Unternehmensrechnung, die auch als externes Rechnungswesen oder Rechnungslegung bezeichnet werden kann, sowohl für potenzielle, als auch für bereits Beteiligungstitel haltende Investoren von wesentlicher Bedeutung. Potenzielle Kapitalgeber erhalten Entscheidungshilfen, die sie bei der Abwägung von Investitionen berücksichtigen können. Besitzer von Beteiligungstiteln können aufgrund der veröffentlichten Informationen der externen Unternehmensrechnung den Er-

²⁰ Vgl. Seicht, G. (2002a), S. 6. Vgl. Wagenhofer, A., Ewert, R. (2007), S. 5.

²¹ Vgl. Wagenhofer, A., Ewert, R. (2007), S. 5.

²² Vgl. Ballwieser, W. (1987), S. 164, Joos, P., Lang, M., (1994), S. 144, Baetge, J. (1997), S. 112, Böcking, H. J. (2002), S. 925 und Dumontier, P., Raffournier, B. (2002), S. 119.

²³ “code law”-Systeme, zu denen z. B. das deutsche Handelsgesetzbuch und das österreichische Unternehmensgesetzbuch zu zählen sind, sind in vielen europäischen Staaten die vorherrschenden Systeme der nationalen externen Unternehmensrechnung. Die IFRS hingegen werden zu den „common law“-Systemen gerechnet. Es handelt sich dabei um eine allgemeine Gliederung nach überwiegenden Merkmalen und nicht um eine vollständige Abgrenzung. Tatsächlich lassen sich in „code law“-Systemen auch “common law”-Elemente finden und umgekehrt. Vgl. Ball, R., Kothari, S. P., Robin, A. (2000), S. 14.

²⁴ Vgl. Ballwieser, W. (1997), S. 374 ff., d’Arcy, A. (2001), S. 345, Ball, R., Robin, A., Wu, J. S. (2003), S. 241, Hung, M., Subramanyam, K. R. (2007), S. 630. Vgl. grundsätzlich zu den Zwecken der externen Unternehmensrechnung Moxter, A. (1966 und 1984), Leffson, U. (1984) und Wagenhofer, A., Ewert, R. (2007).

²⁵ Vgl. Prinz, A. (2010), S. 21.

folg eines Unternehmens beurteilen und darauf basierend Entscheidungen treffen, wie beispielsweise die Erhöhung der Beteiligung, das Abstoßen der Beteiligung oder im Rahmen der durch das Ausmaß des Beteiligungsverhältnisses gebotenen Möglichkeiten den Wechsel der Unternehmensführung.²⁶

Eine der Hauptfunktionen der externen Unternehmensrechnung von kapitalmarktorientierten Unternehmen ist die Präsentation entscheidungsnützlicher Informationen für die Teilnehmer des Kapitalmarktes. Shubik bezeichnet dies als “providing a Rosetta stone for the professionals”.²⁷ Er fügt eine Beschreibung der Qualitätsanforderungen an die Rechnungslegung hinzu: “Good financial data is neither for the illiterate nor for the arcane. The key to its optimal usage is consistency and common knowledge for the users so that responsible users can apply their own adjustments, expertise, insights and knowledge to a commonly accepted and understood abstract of raw data.”²⁸ Entscheidungsnützlichkeit wird sowohl in den IFRS als auch in den US-GAAP ausdrücklich gefordert.²⁹ Damit die Informationen der externen Unternehmensrechnung entscheidungsnützlich sind, müssen sie sowohl relevant als auch verlässlich sein. Relevante Informationen bestätigen oder korrigieren die Erwartungen von Eigenkapitalgebern und unterstützen sie bei der Prognose zukünftiger Cash Flows. Verlässliche Informationen erhöhen das Vertrauen der Eigenkapitalgeber in die externe Unternehmensrechnung.³⁰ Die Kapitalmarktrelevanz von Rechnungslegungsinformationen wird in der Literatur in Prognoserelevanz, Entscheidungsrelevanz und Bewertungsrelevanz gegliedert.³¹ Unter der Prognoserelevanz von Rechnungslegungsinformationen ist zu verstehen, dass sich die Informationen zur Antizipation von Marktpreisen, Gewinnen und ähnlichen Messgrößen eignen. Rechnungslegungsinformationen sind entscheidungsrelevant, wenn sie Einfluss auf die Investitionsentscheidungen der Kapitalmarktteilnehmer haben. Bewertungsrelevanz liegt vor, wenn durch die Rechnungslegungsinformationen Marktpreise für Beteiligungstitel und Renditen erklärt werden können.³²

²⁶ Vgl. Franke, G., Hax, H. (2009), S. 496 ff.

²⁷ Shubik, M. (2002), S. 10.

²⁸ Shubik, M. (2002), a. a. O.

²⁹ Vgl. für die IFRS F. 12 und F. 14 bzw. für die US-GAAP SFAC 1. 33.

³⁰ Vgl. Lindemann, J. (2006), S. 968 ff.

³¹ Vgl. Lo, K., Lys, T. Z. (2000), Möller, H. P., Hüfner, B. (2002), und Coenenberg, A. G., Haller, A., Schultze, W. (2012). In der Literatur wird statt Bewertungsrelevanz auch Wertrelevanz verwendet.

³² Vgl. Coenenberg, A. G., Moeller, P. (1979), S. 449 und Lindemann, J. (2006), S. 968 ff. Zu einer Darstellung der Ergebnisse von empirischen Studien zur Kapitalmarktrelevanz von Informationen der externen Unternehmensrechnung vgl. Abschnitt 2.3.

Da Eigenkapitalgeber daran interessiert sind, wie sich ihre Unternehmensbeteiligung künftig entwickelt und vor allem, ob Wertsteigerungen zu erwarten sind, sind für sie nicht nur vergangenheitsbezogene Daten von Bedeutung, sondern insbesondere auch in der externen Unternehmensrechnung enthaltene Informationen mit Prognosecharakter für zukünftige Cash Flows. Die Zukunftsbezogenheit der Informationen spiegelt sich in den Ausführungen von Moxter – aus dem Blickwinkel der Unternehmensbewertung – wider: „Der potenzielle Unternehmenskäufer vergütet allein diejenigen Erträge, die ihm vom Übernahmzeitpunkt an zufließen, und der potenzielle Unternehmensverkäufer stellt nur auf Erträge ab, die er vom Übernahmzeitpunkt an verliert“.³³ Das Postulat zur Abkehr von einer rein vergangenheitsorientierten Betrachtung findet sich bei Moxter schon früher: „Die Bilanzgewinne werden zu stark von grundsätzlich irrelevanten Verganzenheitszahlungen geprägt; die den finanziellen Zielstrom bestimmenden zukünftigen Zahlungen schlagen sich dagegen nur teilweise in ihnen nieder“.³⁴

Die theoretische Literatur gelangt überwiegend zur Ansicht, dass die externe Unternehmensrechnung als Instrument der kapitalmarktorientierten Information und Koordination fungiert.³⁵ Für die Beantwortung der Frage, ob die externe Unternehmensrechnung auch einen Einfluss auf die Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen hat, sind weitere Überlegungen informationsökonomischer Natur erforderlich.

Ausgangspunkt dieser Überlegungen, die einen Zusammenhang zwischen der Unternehmenspublizität durch die externe Unternehmensrechnung und Eigenkapitalkosten auch theoretisch begründen sollen, sind die Erkenntnisse der Entscheidungs- und der Informationstheorie. Die Entscheidungstheorie lässt sich in eine deskriptive und eine präskriptive gliedern. Die deskriptive Entscheidungstheorie versucht auf empirischem Wege Hypothesen über das Entscheidungsverhalten von Individuen aufzustellen, während die präskriptive Entscheidungstheorie Möglichkeiten zur Lösung von Entscheidungsproblemen sucht.³⁶ Eine Entscheidung kann dann getroffen werden, wenn eine Wahlmöglichkeit zwischen zumindest zwei Alternativen besteht.³⁷ Umgelegt auf den Kapitalmarktkontext definiert Choi eine Investitionsentscheidung als “any decision in

³³ Moxter, A. (1983), S. 76. Moxter, A. (1966), S. 58.

³⁴ Moxter, A. (1966), S. 58.

³⁵ Vgl. dazu übersichtlich Ewert, R. Wagenhofer, A. (2003), S. 55 – 57.

³⁶ Vgl. Gierga, R. L. (2008), S. 16. Für detaillierte Ausführungen zur Entscheidungstheorie vgl. Luce, R. D., Raiffa, H. (1957), Hadley, G. (1967), Schneeweiß, H. (1967), Bitz, M. (1981), Dinkelbach, W. (1982), Salinger, E. (1998), Eisenführ, F., Weber, M. (2003), Laux, H. (2003), S. 13 ff, und Bamberg, G., Coenenberg, A. G. (2004), S. 4 ff.

³⁷ Vgl. Laux, H. (2003), S. 20. In der Praxis liegt die Zahl der verfügbaren Alternativen zumeist höher, vgl. Wagenhofer, A., Ewert, R. (2007), S. 70.

which the choices available to the decision maker involve a sacrifice of present consumption with the expectation of receiving increased consumption streams in the future”.³⁸ Das Grundmodell der Entscheidungstheorie setzt sich aus dem Zielsystem des Entscheidungsträgers (der Nutzenfunktion) und dem Entscheidungsfeld zusammen. Letzteres besteht aus den Handlungsalternativen (dem Aktionsraum) und den Umwelteinflüssen (dem Zustandsraum), den Handlungskonsequenzen (der Ergebnisfunktion) sowie der Eintrittswahrscheinlichkeit der Umwelteinflüsse.

Für Kapitalmarktteilnehmer treten Entscheidungsprobleme bei der Interpretation von Risikosituationen auf. Während den Investoren bei der Bildung eines optimalen Beteiligungsportfolios die verfügbaren Entscheidungsalternativen als Investitions- und Desinvestitionsmöglichkeiten grundsätzlich bekannt sind, hängen sie dennoch vom Wissensstand des Entscheiders ab.³⁹ Marktteilnehmer, die über entsprechende Erfahrung und über bessere Kenntnis möglicher Umwelteinflüsse verfügen als andere, werden folglich in der Lage sein, die Einflussgrößen des Entscheidungsfelds besser zu beurteilen und können damit aus einem breiteren Spektrum an Handlungsalternativen wählen. Besser informierte Investoren können beispielsweise Entwicklungen von Marktrisikoprämien oder die Branchentrends besser einschätzen. Die Entscheidungstheorie liefert allgemeine Methoden zur Optimierung von Entscheidungssituationen. Hier ist beispielsweise das Bernoulli-Prinzip zu nennen, welches den Präferenzwert einer Alternative als Summe der mit ihren jeweiligen Eintrittswahrscheinlichkeiten gewichteten Risikonutzwerte festlegt.⁴⁰

Nach Wittmann ist unter Information zweckorientiertes Wissen zu verstehen.⁴¹ Information dient der Vorbereitung von Entscheidungen und hängt vom Vorwissen ab. Der Begriff Information ist dann zutreffend, wenn das zweckorientierte Wissen für die Entscheidungsfindung relevant ist und zugleich neue Inhalte präsentiert.⁴² In der Informationstheorie gibt es die individuelle Perspektive, welche den Ein-Personenfall und den Mehr-Personenfall umfasst, und die gesellschaftliche Perspektive. Für unsere Überlegungen ist ausschließlich der Mehr-Personenfall von Interesse, da sich die Informatio-

³⁸ Choi, F. D. S. (1973), S. 282.

³⁹ Vgl. Gierga, R. L. (2008), S. 17. Zwischen den Teilaspekten dieses Grundmodells wird ein Wirkungszusammenhang unterstellt.

⁴⁰ Für detaillierte Ausführungen zum Bernoulli-Prinzip vgl. Laux, H. (2003), S. 164 ff., Bamberg, G., Coenenberg, A. G. (2004), S. 81 ff., und Franke, G., Hax, H. (2009), S. 299 ff.

⁴¹ Vgl. Wittmann, W. (1958), S. 14.

⁴² Vgl. Hirshleifer, J. (1973) und Leuz, C. (2002).

nen der externen Unternehmensrechnung an viele unterschiedliche Adressaten richten.⁴³ In der Informationstheorie wird weiters zwischen dem Informationsgehalt und dem ökonomischen Wert einer Information unterschieden. Der Informationsgehalt ist Ausdruck der durch die Information verursachten Reduzierung der Unsicherheit. Der ökonomische Wert einer Information manifestiert sich als Differenz des erwarteten Erfolgs mit und ohne Berücksichtigung der Information.⁴⁴

Für die gegenständliche Untersuchung sind die unterschiedliche Informationsverteilung zwischen den Erstellern der Konzernabschlüsse und den externen Investoren sowie die unterschiedliche Informationsverteilung innerhalb einzelner Gruppen von Investoren von Bedeutung.⁴⁵ Diese Informationsasymmetrien werden mithilfe der Agententheorie analysiert und in der Literatur ausführlich diskutiert.⁴⁶ Auf den Markt für Unternehmensanteile übertragen, besteht das Problem darin, dass diese Informationsasymmetrien zu kostenverursachenden Verhaltensunsicherheiten führen. In der Agententheorie werden vier Ausprägungen der asymmetrischen Informationsverteilung unterschieden: Hidden Action, Hidden Information, Hidden Characteristics und Hidden Intention. Für die gegenständlichen Überlegungen sind vor allem Hidden Characteristics, i. e. „versteckte Eigenschaften“, als Ursache für adverse Selektion relevant. Bleiben einzelnen Kapitalmarktteilnehmern Informationen über auf dem Kapitalmarkt agierende Unternehmen verborgen bzw. verfügen sie über geringere Informationen als andere Teilnehmer, kann dies zu einer negativen Auslese, sogenannter adverser Selektion führen.⁴⁷ Ein Investor, der alle verfügbaren Informationen zur Entscheidungsfindung verwerten muss, läuft Gefahr, einem möglicherweise besser informierten Vertragspartner Unternehmensanteile zu einem zu hohen (zu niedrigen) Preis abzukaufen (zu verkaufen).⁴⁸ Folglich berücksichtigt der Investor die Tatsache, dass andere Teilnehmer auf dem Kapitalmarkt über private oder bessere Informationen verfügen, dadurch, dass er nicht bereit ist, für einen Beteiligungstitel den vollen Preis zu bezahlen bzw. einen Beteiligungstitel zu einem zu

⁴³ Weiterführende Literatur zum Ein-Personenfall und zur gesellschaftlichen Perspektive siehe u. a. Laux, H. (2003) und Gierga, R. L. (2008), S. 23 ff.

⁴⁴ Vgl. Laux, H. (2003), S. 356 f.

⁴⁵ Vgl. Daske, H. (2005), S. 459.

⁴⁶ Vgl. zur Agententheorie Fama, E. F. (1980), Spreeman, K. (1987), Herzig, N., Watrin, C. (1995), Shleifer, A., Vishny, R. W. (1997a und 1997b), Meinhövel, H. (1999), Lambert, (2001), Magee, R. P. (2001), Demski, J. S. (2003), sowie grundsätzlich Jensen, M. C., Meckling, W. H. (1976) und Laffont, J. J., Martimort, D. (2002). In der Informationsökonomik beschäftigt sich insbesondere die Free-Cash-Flow-Theorie von Jensen und Meckling mit der Beziehung zwischen externen Kapitalgebern und dem Management des Unternehmen, vgl. Jensen, M. C., Meckling, W. H. (1986), S. 323 ff.

⁴⁷ Im Extremfall führt adverse Selektion zu einem Zusammenbruch des Kapitalmarktes. Vgl. Lindemann, J. (2004), S. 9 ff. und Franke, G., Hax, H. (2009), S. 458 f.

⁴⁸ Vgl. Glostien, L., Milgrom, P. (1985).

niedrigen Preis zu verkaufen. Die Befürchtung, einen unerwünschten Vertragspartner auszuwählen, führt somit zu erhöhten Transaktionskosten.⁴⁹ Diese können auf Seiten der Eigenkapitalgeber eine erhöhte Kompensationserwartung für die Übernahme des Beteiligungsrisikos verursachen. Unternehmen, die auf dem Kapitalmarkt um externe Investoren werben, müssten damit ihre Beteiligungstitel mit einem entsprechenden Abschlag anbieten.

Ausgehend davon, dass die publizierten Daten der externen Rechnungslegung ausschlaggebend für die Information und Koordination des Kapitalmarktes sind, könnte man nun annehmen, dass zusätzliche und/oder genauere Rechnungslegungsvorschriften die auf dem Kapitalmarkt auftretenden Informationsasymmetrien und die daraus resultierenden Transaktionskosten, die schließlich zu höheren Eigenkapitalkosten führen können, reduzieren. Diese möglichen Auswirkungen von Veränderungen in der Unternehmenspublizität auf die Eigenkapitalkosten sind Gegenstand von theoretischen Untersuchungen, die nachfolgend überblicksmäßig dargestellt werden. Die theoretischen Ansätze, die den Zusammenhang zwischen Umfang und Qualität der Unternehmenspublizität und den Eigenkapitalkosten untersuchen, lassen sich in drei Kategorien unterteilen: in Ansätze, die Effekte auf das Schätzrisiko modellieren, in Ansätze, die Effekte auf die Liquidität auf dem Kapitalmarkt modellieren, und in Ansätze, die das Informationsrisiko als eigenen Risikofaktor modellieren.⁵⁰

2.1.2.2. Ansätze, die Effekte von Informationsasymmetrien auf das Schätzrisiko modellieren

Den Ansätzen, die Effekte von Informationsasymmetrien auf das Schätzrisiko zu modellieren, liegt die Überlegung zugrunde, dass informationsbedingte Schätzprobleme auf dem Kapitalmarkt zu niedrigeren bzw. höheren Risikoprämien für Beteiligungstitel führen.⁵¹ Unter der Prämisse, dass das Schätzrisiko und der Informationsstand in einem negativen Verhältnis zueinander stehen, kann man eine Kausalkette zwischen Publizitätsniveau, Schätzrisiko und Eigenkapitalkosten aufstellen.⁵² Demnach hat das Publizitätsniveau eine direkte Auswirkung auf das Schätzrisiko, welches in Form der von den Eigenkapitalgebern erwarteten niedrigeren bzw. höheren Risikoprämien eine direkte Auswirkung auf die Eigenkapitalkosten der kapitalmarktorientierten Unternehmen hat.

⁴⁹ Vgl. dazu den "Lemons Effect", Akerlof, G. A. (1970).

⁵⁰ Vgl. Daske, H. (2005), S. 460.

⁵¹ Vgl. Paterno, M. (2008), S. 50.

⁵² Vgl. Paterno, M. (2008), S. 51.

Diese Kausalkette ist nur dann gegeben, wenn man annimmt, dass es sich beim Schätzrisiko um ein nicht diversifizierbares Risiko handelt.⁵³ Erste theoretische Arbeiten, die sich mit dem Einfluss von Informationsasymmetrien auf das Schätzrisiko beschäftigen, stammen von Barry, von Brown, von Bawa, Brown und Klein, von Reinganum und Smith sowie von Coles.⁵⁴ Bahnbrechend sind zwei weitere Arbeiten von Barry und Brown, welche die Kausalkette Unternehmenspublizität, Schätzrisiko und Eigenkapitalkosten nicht nur erstmals modelltheoretisch formalisieren, sondern auch empirisch bestätigen.⁵⁵ Die Autoren gehen davon aus, dass auf dem Kapitalmarkt Informationsasymmetrien herrschen, und dass jene Unternehmen, über die weniger Information öffentlich bekannt ist, mit höheren Eigenkapitalkosten „bestraft“ werden.⁵⁶ Sie postulieren: “The argument is that securities for which there is relatively little information available may be perceived as riskier securities than are securities for which more information is available.”⁵⁷ Der wesentliche Beitrag von Barry und Brown besteht darin, dass sie der idealen Modellwelt des Capital Asset Pricing Models⁵⁸ den Begriff der “differential information” hinzufügen.⁵⁹ Unter “differential information” wird der Unterschied in der Menge der vergangenen Renditerealisierungen, die der Risikoeinschätzung von Beteiligungstiteln dient, verstanden. Neben den Renditerealisierungen (i. e. Bildung der Rendite- und Kovarianzerwartungen auf Basis einer langen “return history”) können nach Barry und Brown auch andere Informationsquellen als Substitut herangezogen werden, wie etwa “equivalent sample information”.⁶⁰ Während zwar alle Investoren über einen homogenen Informationsstand verfügen, existieren dennoch Informationsunterschiede über die einzelnen Beteiligungstitel. Die gehandelten Beteiligungstitel werden im Modell von Barry und Brown entsprechend ihrer jeweiligen Informationsstände in sogenannte “high information stocks” und “low information stocks” eingeteilt und hinsichtlich ihrer Anzahl von Renditebeobachtungen parametrisiert. Darauf basierend unterscheidet sich das Schätzrisiko der beiden Ausprägungsformen. Die Autoren beweisen in ihrem theoretischen Modell, dass das Beta eines “high information stocks” bei Vorliegen von “differential information” niedriger ist, als jenes von “low in-

⁵³ Wäre das Schätzrisiko diversifizierbar, hätte es keine Bewertungsrelevanz und somit keinen Einfluss auf die Eigenkapitalkosten. Vgl. Barry, C. B., Brown, S. J. (1984) und Coles, S., Loewenstein, U., Suay, J. (1995).

⁵⁴ Vgl. Barry, C. B. (1974 und 1978), Brown, S. J. (1979), Bawa, S. V., Brown, S. J. und Klein, R. W. (1979), Reinganum, M. R., Smith, J. K. (1983) sowie Coles, J. (1988).

⁵⁵ Vgl. Barry, C. B., Brown, S. J. (1984 und 1985).

⁵⁶ Vgl. Eder, S. (2002), S. 96.

⁵⁷ Vgl. Barry, C. B., Brown, S. J. (1984), S. 284.

⁵⁸ Kurz CAPM. Vgl. dazu die *conditiones sine quibus non* der Modellwelt des CAPM in Abschnitt 2.1.4.

⁵⁹ Vgl. Barry, C. B., Brown, S. J. (1985), S. 408 f.

⁶⁰ Vgl. dazu ausführlich Eder, S. (2002), S. 97 ff.

formation stocks”. Folglich haben – entsprechend der Modellwelt des CAPM – “low information stocks” eine höhere erwartete Risikoprämie und damit höhere Eigenkapitalkosten zu gewärtigen.⁶¹

Der theoretische Beweis des Einflusses von Informationsasymmetrien auf das Schätzrisiko und des Schätzrisikos auf die Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen wird neben der von Barry und Brown selbst durchgeführten empirischen Untersuchung auch durch weitere Arbeiten, wie beispielsweise jener von Clarkson und Thompson, jener von Lang und Lundholm sowie jener von Clarkson, Guedes und Thompson, empirisch nachvollzogen und bestätigt.⁶² Handa und Linn wählen in ihrer theoretischen Arbeit zur Modellierung der Auswirkungen von Informationsasymmetrien auf das Schätzrisiko und somit auf die Eigenkapitalkosten eine ähnliche Vorgehensweise, legen ihr allerdings das Arbitrage Pricing Theory-Modell⁶³ zugrunde.⁶⁴ Sie kommen trotz einer unterschiedlichen Modellwelt zum selben Ergebnis, dass Beteiligungstitel mit hohem Informationsstand niedrigere Faktorbetas aufweisen, als jene mit niedrigem.⁶⁵ Dies wird auch in der theoretischen Untersuchung von Coles, Loewenstein und Suay, in der ein zahlungsbasiertes Modell zur Anwendung kommt, sowohl in einer einperiodigen als auch in einer mehrperiodigen Betrachtung festgestellt.⁶⁶ Auch weiteren Studien, die diese theoretischen Modelle weiterentwickeln, wie beispielsweise jener von Jorgensen und Kirschenheiter, jener von Verdi sowie jener von Hughes, Liu und Liu sind die Ergebnisse ähnlich.⁶⁷ Die Kausalkette Publizitätsniveau, Schätzrisiko, Eigenkapitalkosten gilt daher als weitgehend theoretisch begründet.

⁶¹ Vgl. Barry, C. B., Brown, S. J. (1985), S. 285.

⁶² Vgl. Barry, C. B., Brown, S. J. (1984), Clarkson, P. M., Thompson, R. (1990), Lang, M., Lundholm, R. (1996) sowie Clarkson, P. M., Guedes, J., Thompson, R. (1996).

⁶³ Vgl. zu den Grundlagen des Arbitrage Pricing Theory-Modells ausführlich Abschnitt 2.1.4.

⁶⁴ Vgl. Handa, P., Linn, S. C. (1993).

⁶⁵ Vgl. Handa, P., Linn, S. C. (1983), S. 90 ff.

⁶⁶ Vgl. Coles, J., Loewenstein, U., Suay, J. (1995).

⁶⁷ Vgl. Jorgensen, B., Kirschenheiter, M. (2003), Verdi, R. (2006) und Hughes, J., Liu, J. und Liu, J. (2007).

2.1.2.3. Ansätze, die Effekte von Informationsasymmetrien auf die Marktliquidität modellieren

Liquiditätsorientierte Ansätze modellieren die Effekte von Informationsasymmetrien auf die Marktliquidität in der Kausalkette Publizitätsniveau, Marktliquidität, Eigenkapitalkosten.⁶⁸ Dazu sind zwei Schritte erforderlich. Zunächst gilt es nachzuweisen, dass die Eigenkapitalkosten überhaupt von der Marktliquidität des betreffenden Beteiligungstitels abhängen. Liegt hier ein theoretisch begründeter Zusammenhang vor, muss in einem zweiten Schritt bewiesen werden, dass das Publizitätsniveau infolge von Informationsasymmetrie einen Einfluss auf die Höhe der Messgröße für die Marktliquidität hat.⁶⁹ Amihud und Mendelson erbringen für den ersten Schritt in ihrem Modell den theoretischen Nachweis, dass es einen Zusammenhang zwischen Renditeerwartungen der Eigenkapitalgeber und der Marktliquidität, die durch die Geld-Brief-Spanne ausgedrückt wird, gibt.⁷⁰ In ihrer Modellwelt investieren Eigenkapitalgeber mit unterschiedlichem Anlagehorizont in Beteiligungstitel, die sich durch ihre Geld-Brief-Spanne unterscheiden. Die angestrebte maximale Bruttorendite (i. e. die Nettorendite des Beteiligungstitels und die periodisch auf den Anlagehorizont verteilten Liquidationskosten) ergibt sich bei Amihud und Mendelson als monoton steigende Funktion der Geld-Brief-Spanne. Auf die Perspektive der kapitalmarktorientierten Unternehmen übertragen bedeutet dies, dass die Eigenkapitalkosten der gehandelten Beteiligungstitel mit zunehmender relativer Geld-Brief-Spanne steigen.⁷¹ Die Autoren stellen fest: “in equilibrium, the observed market (gross) return is an increasing and concave piecewise-linear function of the relative spread“ und schlussfolgern “The higher yields required on higher-spread stocks give firms an incentive to increase the liquidity of their securities, thus reducing their opportunity cost of capital”.⁷² Constantinides sowie in der jüngeren Literatur Garleanu und Pedersen kommen in ihren Studien zu ähnlichen Ergebnissen.⁷³ Für den zweiten Schritt, den nachzuweisenden Zusammenhang zwischen Informationsasymmetrie und Marktliquidität, sind die theoretischen Untersuchungen von Bagehot und von Copeland und Garai von maßgeblicher Bedeutung.⁷⁴ Bagehot stellt in seiner Studie auf die Situation eines Market Makers ab, der drei unterschiedlichen Kategorien von Investoren gegenübersteht. Die Geld-Brief-Spanne stellt die klassische Form der Vergü-

⁶⁸ Vgl. Paterno, M. (2008), S. 58.

⁶⁹ Vgl. Eder, S. (2002), S. 101.

⁷⁰ Vgl. Amihud, Y., Mendelson, H. (1986).

⁷¹ Vgl. für den mathematischen Beweis Amihud, Y., Mendelson, H. (1986), S. 225 ff.

⁷² Vgl. Amihud, Y., Mendelson, H. (1985), S. 228 und S. 246.

⁷³ Vgl. Constantinides, G. (1986) und Garleanu, N., Pedersen, L. (2004).

⁷⁴ Vgl. Bagehot, W. (1971) und Copeland, T. E., Garai, D. (1983).

tung für geleistete Dienste und übernommene Risiken des Market Maker dar. Sie besteht aus drei Komponenten, den “order processing costs”, den “inventory holding costs” und den “adverse selection costs”. Letztere sind für die theoretische Studie von Bagehot relevant, da sie die in Kauf zu nehmenden Transaktionskosten des Market Makers widerspiegeln.⁷⁵ Die erste Kategorie von Investoren verfügt über private Informationen, die deren Angehörige (“informed investors”) nutzenmaximierend einsetzen. Die zweite Kategorie verfügt über dieselben öffentlichen Informationen wie der Market Maker (“liquidity motivated traders”), während die dritte Kategorie nur über vermeintlich relevante Informationen (“uninformed investors”) verfügt. Handelt nun der Market Maker mit Angehörigen der ersten Kategorie, muss er im Gegensatz zum Handel mit den Angehörigen der beiden anderen Kategorien damit rechnen, einen Verlust zu erzielen und damit notwendigerweise Transaktionskosten in Kauf nehmen. Diese durch adverse Selektion bedingten Risiko- und -abschläge begründen als Ergebnis der Studie von Bagehot den theoretischen Zusammenhang zwischen Informationsasymmetrie und Marktliquidität, gemessen durch die Geld-Brief-Spanne.⁷⁶ Die theoretischen Überlegungen von Bagehot werden von Copeland und Garai ausformuliert und weiterentwickelt.⁷⁷ Die Autoren folgen dem Market Maker Modell und stellen schließlich fest, dass der Market Maker die Geld-Brief-Spanne so definieren muss, dass er das positive Differential zwischen den ertrags- und den verlustbringenden Transaktionen maximieren kann. Dies geschieht durch entsprechende Kursauf- bzw. abschläge.⁷⁸ Damit wird der von Bagehot modellierte negative Zusammenhang zwischen Informationsasymmetrie und Geld-Brief-Spanne weiter theoretisch gefestigt. Glosten und Milgrom erweitern das Modell um die Annahme, dass die Geld-Brief-Spanne des Market Makers nicht nur von adverser Selektion beeinflusst wird, sondern auch durch vorhandene Informationsasymmetrien zwischen den Teilnehmern auf dem Kapitalmarkt. Die Autoren erbringen den mathematischen Beweis, dass bei Anstieg der Qualität von Insiderinformationen, bei Anstieg des Anteils an Aufträgen mit informierten Investoren oder bei Anstieg der Elastizität von liquiditätsorientiertem Angebot und liquiditätsorientierter Nachfrage der Geldkurs sinkt und der Briefkurs steigt.⁷⁹ In der jüngeren Literatur kommen Diamond und Verrecchia, Baiman und Verrecchia, und Verrecchia in ihren Studien zu ähnlichen Ergebnissen. Während Diamond und Verrecchia ein mehrperiodiges Market-Maker Modell aufstellen, erweitern Baiman und Verrecchia, sowie in Weiterentwicklung Verrecchia, dieses um ein mehrphasiges Agenturproblem zwischen Managern und Unter-

⁷⁵ Vgl. dazu Bagehot, W. (1971) sowie mit weiteren Erläuterungen Eder, S. (2002).

⁷⁶ Vgl. Bagehot, W. (1971), S. 13 ff.

⁷⁷ Vgl. Copeland, T. E., Garai, D. (1983).

⁷⁸ Vgl. Copeland, T. E., Garai, D. (1983), S. 1462 f.

⁷⁹ Vgl. Glosten, L., Milgrom, P. (1985).

nehmenseignern. Alle theoretischen Studien kommen zu dem Ergebnis, dass die Marktliquidität (und damit die Eigenkapitalkosten) durch Informationsasymmetrien beeinflusst wird.⁸⁰ Die Kausalkette Publizitätsniveau, Marktliquidität, Eigenkapitalkosten gilt daher als weitgehend theoretisch begründet.

2.1.2.4. Ansätze, die das Informationsrisiko als eigenen Risikofaktor modellieren

Merton folgt in seinem sogenannten “Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information” einem alternativen theoretischen Ansatz.⁸¹ Er stellt nicht auf mögliche Kausalzusammenhänge zwischen Schätzrisiko oder Liquidität und Eigenkapitalkosten ab, sondern präsentiert vielmehr ein einfaches Inertialsystem eines Kapitalmarkts, in dem Investoren über einen unterschiedlichen Informationsstand verfügen. Diesem Inertialsystem liegen die *conditiones sine quibus non* des CAPM zugrunde (vgl. Abschnitt 2.1.4.), die von Merton in einem mehrperiodiges Gleichgewichtsmodell um die Informationsbeschaffungskosten erweitert werden. Der wesentliche Unterschied zum CAPM liegt darin, dass nicht alle Kapitalgeber über sämtliche Beteiligungstitel auf dem Kapitalmarkt Bescheid wissen, während über die bekannten Beteiligungstitel CAPM-konform homogene Parameterunsicherheit herrscht.⁸² Manche der Investoren verfügen über vollständige, andere über unvollständige Informationen über die auf dem Kapitalmarkt teilnehmenden Unternehmen. Aufgrund dieser Informationsasymmetrie investieren unvollständig informierte Eigenkapitalgeber folglich nur in jene Unternehmen, die ihnen bekannt sind.⁸³ Merton erbringt in seiner Arbeit den theoretischen Beweis, dass eine (relativ) kleinere Investorenbasis in eine niedrigere Einschätzung des Unternehmenswertes resultiert, während bei „bekannteren“ Unternehmen aufgrund einer (relativ) größeren Investorenbasis die Renditeerwartungen der Investoren geringer sind.⁸⁴ Zur Vermeidung einer niedrigeren Einschätzung des Unternehmenswertes (die zu höheren Eigenkapitalkosten führt) werden kapitalmarktorientierte Unternehmen, die nur über eine kleine Investorenbasis verfügen also in die Publizität investieren und Informationen der externen Rechnungslegung veröffentlichen, um möglichst viele Eigenkapitalgeber anzusprechen und deren Informationsdefizit auszugleichen. Diese Investitionen in die Unternehmenspublizität werden bei Merton als “Set-up-Costs” bezeichnet.

⁸⁰ Vgl. Diamond, D. W., Verrecchia, R. E. (1971), Baiman, S., Verrecchia, R. E. (1995) und Verrecchia, R. E. (2001).

⁸¹ Vgl. Merton, R. C. (1987).

⁸² Vgl. Merton, R. C. (1987).

⁸³ Vgl. Merton, R. C. (1987), S. 487 ff.

⁸⁴ Vgl. Merton, R. C. (1987), S. 500, und Gierga, R. L. (2008), S. 85.

net.⁸⁵ Eine Ausweitung der Investorenbasis führt demnach zu geringeren Renditeerwartungen der Eigenkapitalgeber, i.e. geringeren Eigenkapitalkosten.⁸⁶ Der von Merton modellierte Effekt ist allerdings für Unternehmen, die bereits relativ bekannt sind und über eine entsprechend breite Investorenbasis und fundierte Analysteneinschätzungen verfügen, in geringerem Maße relevant.⁸⁷

Der Zusammenhang zwischen Informationsrisiko und Eigenkapitalkosten wird – den grundlegenden Gedanken von Merton folgend – von Easley und O’Hara im sogenannten “Rational Expectations Equilibrium Model” weiterentwickelt.⁸⁸ Die Autoren unterscheiden dabei zwischen den Auswirkungen von privaten und von öffentlichen Informationen. Sie postulieren, dass auf dem Kapitalmarkt eine bestimmte Anzahl an Signalen vorhanden ist, die Schlüsse auf den Wert eines Beteiligungstitels zulassen, diese Signale allerdings nicht allen Kapitalmarktteilnehmern bekannt sind. Während das Set an Informationen der „informierten Investoren“ sich aus privaten und öffentlichen Signalen zusammensetzt, besteht jenes der „nicht-informierten Investoren“ lediglich aus öffentlichen Signalen, worüber auf dem Kapitalmarkt Transparenz herrscht.⁸⁹ „Nicht-informierte“ Investoren, also jene, die nicht über private Signale verfügen, haben folglich unterschiedliche Renditeerwartungen. Sie können zwar aufgrund des Aktienkurses Rückschlüsse auf private Informationen ziehen, werden allerdings im Gleichgewicht ein von den „informierten Investoren“ unterschiedliches Portfolio halten.⁹⁰ Easley und O’Hara weisen schließlich theoretisch nach, dass: “Higher return reflects the fact that private information increases the risk of uninformed investors of holding the stock, because informed investors are better able to shift their portfolio weights to incorporate new information. Private information thus induces a form of systematic risk, and in equilibrium investors require compensation for bearing that risk.”⁹¹ Das Modell von Easley und O’Hara wird von Lambert, Leuz und Verrecchia erweitert.⁹² Während bei Easley und O’Hara die Anzahl der Signale bzw. Informationen im Modell fix ist, unterstellen sie, dass diese variabel ist. Für die theoretischen Equilibrium-Modelle von Easley und O’Hara bzw. Lambert, Leuz und Verrecchia wird in der Untersuchung von Plumlee und Botosan auch der empirische Nachweis erbracht, dass sowohl zwischen

⁸⁵ Vgl. Merton, R. C. (1987), S. 489.

⁸⁶ Vgl. Merton, R. C. (1987), S. 502 f.

⁸⁷ Vgl. Leuz, C., Wysocki P. (2006), S. 8.

⁸⁸ Vgl. Easley, D., O’Hara, M. (2004).

⁸⁹ Vgl. Paterno, M. (2008), S. 67.

⁹⁰ Vgl. Easley, D., O’Hara, M. (2004), S. 1559 ff.

⁹¹ Easley, D., O’Hara, M. (2004), S. 1578.

⁹² Vgl. Lambert, R. A., Leuz, C., Verrecchia, R. (2006).

der höheren Präzision von Information und Eigenkapitalkosten, als auch zwischen der geringeren Informationsasymmetrie und Eigenkapitalkosten ein signifikanter negativer Zusammenhang besteht.⁹³

Anhand der Erkenntnisse der vorab beschriebenen theoretischen Untersuchungen kann festgestellt werden, dass Vieles darauf hindeutet, dass zwischen der externen Unternehmensrechnung und den Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen ein signifikanter theoretischer Zusammenhang besteht. Der Einsatz von zusätzlichen und genaueren Publizitätsvorschriften in der externen Unternehmensrechnung, wie beispielsweise durch die Anwendung der IFRS, führt in den dargestellten theoretischen Modellen stets zu einem eigenkapitalkostensenkenden Effekt. Dennoch kann der Zusammenhang zwischen dem Ausmaß und der Qualität der Rechnungslegungsinformationen und den Eigenkapitalkosten nicht ohne weiteres als eindeutig theoretisch bewiesen bezeichnet werden. Insbesondere bei einem freiwilligen oder verpflichtenden Wechsel von Rechnungslegungssystemen, wie beispielsweise von HGB auf IFRS können sich zahlreiche Sondereffekte ergeben, die durch die beschriebenen theoretischen Ansätze nicht vollständig abgebildet werden können.⁹⁴ Zudem existieren auch theoretische Modelle, die einen eigenkapitalkostensenkenden Effekt von Unternehmenspublizität negieren. Beispielsweise sei hier die theoretische Studie von Kim und Verrecchia genannt, die darauf abstellt, dass es durch die Veröffentlichung von Informationen auf einem Kapitalmarkt zu einem Ansteigen der Informationsasymmetrie kommt, wodurch ein Anstieg der Eigenkapitalkosten verursacht wird.⁹⁵ Die in der Literatur oft zitierte Aussage von Foster "More information always equates to less uncertainty, and it is clear that people pay more for certainty. In the context of financial information, the end result is that better disclosure results in a lower cost of capital."⁹⁶ ist daher aus Sicht des derzeitigen Stands der theoretischen Forschung zwar weitgehend theoretisch begründet, aber nicht eindeutig beweisbar.

⁹³ Vgl. Plumlee, M. A., Botosan, C. A. (2007).

⁹⁴ Vgl. zu einer ausführlichen Übersicht möglicher Effekte beim Übergang auf neue Rechnungslegungsstandards Daske, H. (2005), S. 460 f.

⁹⁵ Vgl. Kim, O., Verrecchia, R. E. (1994). Die Autoren modellieren eine Situation, in der Gewinnankündigungen imperfekt gestaltet und mit einem Störterm versehen publiziert werden. Vgl. dazu a. a. O., S. 41, sowie erläuternd Paterno, M. (2008), S. 71.

⁹⁶ Foster, J. M. (2001), S. 1.

2.1.2.5. Die Verarbeitung von Informationen auf Kapitalmärkten

Potenzielle Eigenkapitalgeber sind daran interessiert, eine angemessene Rendite für die Überlassung von risikobereitem Kapital zu lukrieren.⁹⁷ Die Investition eines Eigenkapitalgebers soll jedenfalls dem intrinsischen Wert der Unternehmensbeteiligung, die er finanziert, also dem Ertragspotenzial des Unternehmens entsprechen. Der intrinsische Unternehmenswert kann als – mit einem risikoadäquaten Zinssatz abgezinster – Barwert der erwarteten zukünftigen Cash Flows definiert werden.⁹⁸ Liegt der Marktpreis (der Preis des Beteiligungstitels) unter (über) dem intrinsischen Unternehmenswert, so empfiehlt sich der Kauf (Verkauf) der Unternehmensbeteiligung⁹⁹ – dies unter der Annahme, dass sich der Marktpreis zum intrinsischen Wert hin entwickelt.¹⁰⁰ Für den Eigenkapitalgeber, der Investitions- und Portfolioentscheidungen zu treffen hat, sind Prognosen über die Entwicklung von Marktpreisen daher essentiell.

Die Frage, wie sich Marktpreise auf Kapitalmärkten entwickeln, steht seit längerer Zeit im Zentrum der finanzwirtschaftlichen Forschung. Am Ende des 19. Jahrhunderts veröffentlichte Dow einen der ersten Marktpreisindizes. Dow, Jones und Bergstresser gründeten 1882 eine Agentur für Finanznachrichten mit dem Namen “Dow Jones & Company”. Dow entwickelte den ersten amerikanischen Aktienindex, heute unter dem Namen “Dow Jones Index” bekannt, der tägliche Aktienänderungen im Eisenbahnsektor und der Industrie erfasste und daraus einen langfristigen Trend abzuleiten versuchte. Zu Beginn des 20. Jahrhunderts beschäftigte sich eine Reihe weiterer Ökonomen mit der Entwicklung von Aktienindizes.¹⁰¹ Diese aufgrund von Vergangenheitsdaten konstruierten Indizes dienten als Prognosebasis für zukünftige Entwicklungen.

Bachelier bezweifelte die Aussagekraft dieser Aktienindizes und postulierte, dass es sich bei der Entwicklung von Marktpreisen um reinen Zufall handelt.¹⁰² Dabei nahm er einen Gedanken vorweg, der in der späteren Literatur als “random walk” bezeichnet

⁹⁷ Vgl. Myers, S. C., Majluf, N. S. (1984) und Mohanram, P. S. (1988).

⁹⁸ Vgl. Kothari, S. P. (2001).

⁹⁹ Vgl. Franke, G., Hax, H. (2009), S. 423 ff.

¹⁰⁰ Vgl. LeRoy, S. F. (1989), S. 1586 und Damodoran, A. (2002), S. 12. Der intrinsische Wert entspricht für die Teilnehmer des Kapitalmarkts dem Grenzwert bei Kapitalmarkttransaktionen.

¹⁰¹ Eine übersichtliche Darstellung der Entwicklung von Marktpreisindizes zu Beginn des 20. Jahrhunderts, Referenzen und weiterführende Literatur finden sich in Cowles, A. (1938), Cowles, A. (1960), Hautcoeur, P. C., Petit-Konczyk, M. (2005). In den Vereinigten Staaten sind hier insbesondere Mitchell, W. C. (1910 und 1916), Persons, W. M. (1916), Cole, A. H., Frickey, E. (1928), im Vereinigten Königreich Smith, K. C., Horne, G. F. (1934) und Bowley, A. L., Schwartz, G. L., Smith, K. C. (1931) hervorzuheben.

¹⁰² Vgl. Bachelier, L. (1900).

wird.¹⁰³ Wenn alle auf dem Kapitalmarkt vorhandenen Investoren neue Informationen über das Ertragspotenzial sofort berücksichtigen können, sind diese neuen Informationen auch bereits unmittelbar nach Bekanntwerden im Marktpreis (Aktienkurs) erfasst. Kursänderungen ergeben sich lediglich aufgrund zukünftiger, noch nicht bekannter Informationen. Da nicht klar ist, ob sich zukünftige Informationen positiv oder negativ auf den Marktpreis von Beteiligungstiteln auswirken, folgen die Marktpreise entsprechend dem Eintreffen neuer Informationen einem reinen Zufallspfad, dem “random walk”.¹⁰⁴ Beim “random walk” wird darauf abgestellt, dass Marktpreise voneinander unabhängige Ziehungen aus identen Wahrscheinlichkeitsverteilungen sind. Der zukünftige Marktpreis eines Beteiligungstitels (i. e. eines Wertpapiers) ermittelt sich demnach aus dem aktuellen Marktpreis zuzüglich einer normalverteilten Zufallsvariablen mit dem Erwartungswert Null. Marktpreisverläufe könnten unter weniger restriktiven Bedingungen auch als Martingale bzw. Submartingale modelliert werden.¹⁰⁵ Wenn man unterstellt, dass sich Aktienkurse rein zufällig ergeben, sind auch Instrumente der sogenannten technischen und fundamentalen Aktienanalyse obsolet, da sie keine sinnvollen Informationen liefern. Unter technischer Aktienanalyse versteht man die systematische Beobachtung und Auswertung von vergangenen Kurs- oder Umsatzbewegungen von auf dem Kapitalmarkt gehandelten Beteiligungstiteln, um Prognosen für weitere Entwicklungen anzustellen. Unter fundamentaler Aktienanalyse versteht man die systematische Sammlung und Auswertung von Informationen, die sich auf das Unternehmen selbst und sein gesamtwirtschaftliches Umfeld beziehen. Dabei werden quantitative Informationen, wie beispielsweise die Ertragslage und die Kostenstruktur, und qualitative Informationen, wie beispielsweise die Qualifikation des Managements, Know How und die Innovationskraft, in die Analyse einbezogen.¹⁰⁶

Einen entscheidenden Impuls erhielt diese Diskussion durch die für nachfolgende theoretische und empirische Untersuchungen wegweisende Zusammenfassung bisheriger Argumente und der darauf basierenden Entwicklung der Markteffizienzhypothese

¹⁰³ Die in französischer Sprache verfasste Arbeit von Bachelier, L. (1900) erschien im Sammelband von Cootner, P. H. (1964) erneut und in englischer Übersetzung. Eine seiner Schlüsselaussagen, welche die v. a. bei Cootner, P. H. (1964) und bei Fama E. F. (1965a) beschriebene “random walk”-Hypothese antizipieren, lautet dort: “The influences which determine fluctuations on the Exchange are innumerable; past, present, and even discounted future events are reflected in market price, but often show no apparent relations to price changes.”

¹⁰⁴ Vgl. Fama, E. F. (1965a), S. 56.

¹⁰⁵ Vgl. dazu das Fair-Game-Modell bzw. Martingale und Submartingale als Referenzmodelle für die Markteffizienz bei Samuelson, P. A. (1965), Mandelbrot, B. (1966), Cootner, P. H. (1964), Fama, E. F. (1965b), Spreemann, K. (2002) und Perridon, L., Schneider, M. (2007).

¹⁰⁶ Vgl. Schredelseker, K. (2002), S. 298 ff. und S. 375, und Franke, G., Hax, H. (2009), S. 440 und S. 439.

durch Fama.¹⁰⁷ Bei der Informationseffizienz von Kapitalmärkten ist von Interesse, wie die Teilnehmer eines Kapitalmarkts Informationen verarbeiten und wie sich diese Informationen auf die Marktpreise der gehandelten Beteiligungstitel niederschlagen. Auf einem informationseffizienten Kapitalmarkt, also auf einem Kapitalmarkt, in dem in jedem Zeitpunkt alle Preise von Beteiligungstiteln dem jeweils gegebenen Informationsstand entsprechen, entspricht der Marktpreis dem intrinsischen Wert des Unternehmensanteils. Fama beschrieb seine Markteffizienzhypothese folgendermaßen: “The primary role of the capital market is allocation of ownership of the economy’s capital stock. In general terms, the ideal is a market in which prices provide accurate signals for resource allocation: That is, a market in which firms can make production-investment decisions, and investors can choose among the securities that represent ownership of firm’s activities under the assumption that security prices at any time ‘fully reflect’ available information. A market in which prices always ‘fully reflect’ available information is called ‘effective’”.¹⁰⁸ Später präzisierte Fama dieses statement: “Market efficiency requires that in setting the prices of securities at any time $t-1$, the market correctly uses all available information”.¹⁰⁹ Jensen definierte Markteffizienz etwas allgemeiner wie folgt: “A market is efficient with respect to information set θ_t if it is impossible to make economic profits by trading on the basis of information set θ_t .”¹¹⁰

Fama postulierte vier Effizienzthesen:¹¹¹

1. Informationseffizienz im *strengen* Sinne ist gegeben, wenn zu jedem Zeitpunkt in den Marktpreisen alle überhaupt verfügbaren Informationen voll zum Ausdruck kommen.
2. Informationseffizienz im *mittelstrengen* Sinne ist gegeben, wenn zu jedem Zeitpunkt in den Marktpreisen alle allgemein verfügbaren Informationen voll zum Ausdruck kommen.
3. Informationseffizienz im *schwachen* Sinne ist gegeben, wenn zu jedem Zeitpunkt in den Marktpreisen alle Informationen über das Marktgeschehen in der Vergangenheit voll zum Ausdruck kommen.
4. Keine Informationseffizienz ist gegeben, wenn keine der drei vorangegangenen Thesen zutrifft.¹¹²

¹⁰⁷ Vgl. Fama, E. F. (1970, 1976, 1980 und 1991). Erste Abhandlungen zur Frage der Effizienz von Kapitalmärkten finden sich bei Usher, A. P. (1916) und Preston, L. E., Collins, N. R. (1966).

¹⁰⁸ Fama, E. F. (1970), S. 383.

¹⁰⁹ Fama, E. F. (1976), S. 143.

¹¹⁰ Jensen, M. C. (1978), S. 96.

¹¹¹ Vgl. Fama, E. F. (1970), S. 383.

¹¹² Vgl. Franke, G., Hax, H. (2009), S. 436.

Im Inertialsystem eines informationseffizienten Kapitalmarkts kann ein Eigenkapitalgeber also darauf vertrauen, dass die Marktpreise den gegebenen Informationsstand über einen Beteiligungstitel jederzeit vollständig „einpreisen“. Bei den Thesen von Fama ist die Nichtberücksichtigung von Transaktionskosten eine wesentliche Grundlage für die Markteffizienz. Es gibt keine Transaktionskosten, alle verfügbaren Informationen stehen den Marktteilnehmern kostenfrei zur Verfügung. Weiters bilden alle Kapitalmarktteilnehmer auf der Basis der verfügbaren Informationen homogene Erwartungen in Bezug auf die derzeitigen und auf die zukünftigen Preise der auf dem Kapitalmarkt gehandelten Beteiligungstitel.¹¹³ Es wird unterstellt, dass ein vollkommener Kapitalmarkt vorliegt, der notwendigerweise zu einem effizienten Kapitalmarkt führt. Ein vollkommener Kapitalmarkt erfüllt folgende Kriterien: Märkte sind friktionslos, es gibt weder Transaktionskosten noch Steuern, alle Vermögenswerte sind perfekt teil- und handelbar, und es gibt keine Regulierung und Gesetzgebung. Es existiert ein vollständiger Wettbewerb, alle Marktteilnehmer sind Teilnehmer. Alle Marktteilnehmer verhalten sich rational und nutzenmaximierend. Sämtliche Informationen sind symmetrisch verteilt, Information ist kostenlos und für alle Marktteilnehmer gleichzeitig verfügbar.¹¹⁴

Diese Prämissen wurden von Grossmann und Stiglitz im sogenannten Informationsparadoxon und Ineffizienzgleichgewicht in Frage gestellt.¹¹⁵ Die Informationsbeschaffung und -auswertung sind tatsächlich mit Kosten verbunden. In einem informationseffizienten Markt, in dem die Marktpreise stets alle verfügbaren Informationen reflektieren, wäre kein Marktteilnehmer bereit, diese zusätzlichen Kosten zu tragen. Es bestünde damit auch keine Notwendigkeit zur externen Unternehmensrechnung, da es keinen zusätzlichen Informationsbedarf gäbe.¹¹⁶ Rationale Investoren würden folglich völlig auf eine Informationsverarbeitung verzichten, um diese Kosten zu vermeiden. Damit fiel allerdings auch die Grundlage für einen informationseffizienten Kapitalmarkt weg. Kapitalmärkte müssen daher nach Grossmann und Stiglitz im Gleichgewicht in einem Ausmaß informationseffizient sein, welches die durch die Informationsbeschaffung und Auswertung entstehenden Kosten deckt. Als Lösung des Problems der Nichtberücksichtigung von Informationskosten entwickelten Grossmann, und Stiglitz eine um den Begriff des Informationsgleichgewichts erweiterte Definition des informationseffizienten Kapitalmarkts. Entstandene Informationskosten werden durch Übergewinne von

¹¹³ Vgl. Fama, E.F. (1979), S. 383.

¹¹⁴ Vgl. Perridon, L., Steiner, M. (2007), S. 20 und Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K., (2008), S. 442.

¹¹⁵ Vgl. Grossmann, S. J., Stiglitz, J. E. (1980).

¹¹⁶ Vgl. Paterno, (2008), S. 20.

besser informierten Kapitalmarktteilnehmern in einem Ausmaß finanziert, dass der Nettoertrag für informierte und nichtinformierte Teilnehmer übereinstimmt.¹¹⁷

Die von Fama beschriebenen Stufen der Informationseffizienz von Kapitalmärkten bilden die Basis für eine Vielzahl von theoretischen und empirischen Studien, die sich zum Ziel setzen, den jeweils zutreffenden Grad an Informationseffizienz für bestimmte Kapitalmärkte bzw. Kapitalmarktsegmente anhand von weak-form tests, semi-strong tests und strong-form tests zu ermitteln.¹¹⁸ Fama modifizierte diese Tests 1991 und teilte sie in Tests zur Prognosefähigkeit von Renditen, Ereignisstudien und Tests auf nicht-öffentliche Informationen ein.¹¹⁹ Eine alternative Klassifizierung von Testverfahren nahm Spiwoks vor. Er unterschied sechs unterschiedliche Testverfahren: Tests auf die kognitive Grenzen und Informationsverarbeitungsgeschwindigkeit, Tests auf den Niederschlag irrationalen Anlegerverhaltens im Marktgeschehen, Tests auf die Kursverlaufmuster, Tests auf die Gültigkeit Informationseffizienz unterstellender Preisbildungsmodelle, Tests auf die Leistungsfähigkeit ökonometrischer Prognosemodelle oder technischer Anlagesysteme sowie Tests auf die Anlageerfolg aktiver Portfoliomanagement-Strategien. Teilweise sind dabei bereits behavioristische und rationale Alternativen eingearbeitet, die dazu beitragen sollen, Verhaltensanomalien zu erklären.¹²⁰

Die Ergebnisse der durchgeführten Studien sind höchst unterschiedlich und entsprechen in weiten Teilen nicht den Erwartungen. Die erste Effizienzthese der Informationseffizienz auf dem Kapitalmarkt im strengen Sinne kann in der Praxis nicht beobachtet werden.¹²¹ Man entdeckt Verhaltensanomalien, i.e. dass sich Marktpreise regelmäßig von den modellhaft erwarteten Marktpreisen unterscheiden. Beispiele für diese Verhaltensanomalien sind der Size-Effekt, eine unternehmensgrößenabhängige Überrendite, die Momentum- und Contrariananomalie, wonach sich bereits durch die Beobachtung von historischen Kursverläufen von Beteiligungstiteln Überrenditen erwirtschaften lassen, sowie die Blasenbildung auf Kapitalmärkten.¹²² Diese Verhaltensanomalien können durch die bisher verwendeten Modelle nicht erklärt werden. Eine mögliche Begründung

¹¹⁷ Vgl. Grossmann, S. J., Stiglitz, J. E. (1980).

¹¹⁸ Für einen Überblick über die theoretischen und die empirischen Studien siehe Sapusek, A. (1998), S. 40-217. Studien zu Tests der Informationseffizienz auf dem deutschen Kapitalmarkt finden sich bei Möller, H. P. (1985). Poddig spricht von einer „fast unüberschaubaren Fülle unterschiedlicher Tests“, Poddig, T. (1996), S. 41 und Poddig, T. (1999), S. 87.

¹¹⁹ Vgl. Fama, E. F. (1991), S. 1576 ff.

¹²⁰ Vgl. Spiwoks, M. (2002).

¹²¹ Vgl. Kromschöder, B. (1994), S. 735 und Poddig, T. (1999), S. 96.

¹²² Einen Überblick über aufgetretene Verhaltensanomalien bieten Kahnemann, D., Tversky, A. (1979) und Kahnemann, D., Slovic, P., Tversky, A. (1982).

dafür liegt darin, dass die klassische Markteffizienzhypothese Famas darauf aufbaut, dass alle Kapitalmarktteilnehmer stets rational handeln, alle verfügbaren Informationen sachgerecht verarbeiten und zur Entscheidungsfindung Instrumente nutzen, welche die Realität auf dem Kapitalmarkt korrekt abbilden helfen. Unter diesen Prämissen entspricht der Marktpreis dem zuvor beschriebenen intrinsischen Wert des Beteiligungstitels und kann sich nur durch die Berücksichtigung neuer, noch nicht bekannter Informationen ändern. Die aufgetretenen Verhaltensanomalien lassen allerdings vermuten, dass sich Kapitalmarktteilnehmer nicht immer rational verhalten. Daraus entwickelt sich in der Finanzwissenschaft ein neuer Forschungszweig, der unter Einbeziehung von Erkenntnissen aus der Psychologie das teilweise eingeschränkt rationale Verhalten von Investoren untersucht, die Behavioral Finance. In anwendungsorientierten Entscheidungsmodellen werden beispielsweise Repräsentativitätsheuristiken und Konservatismus berücksichtigt, die zu irrationalen Unter- oder Überreaktionen von Investoren führen können. Damit konnten Verhaltensanomalien zum Teil erklärt werden.¹²³ Ein alternativer Ansatz ist jener der Rational Structural Uncertainty, wonach Anomalien nicht durch teilweise irrationales Anlegerverhalten, sondern durch die mangelnde Qualität der eingesetzten Instrumente und Modelle zur Entscheidungsfindung verursacht werden.¹²⁴

In der Kapitalmarkttheorie ist mittlerweile anerkannt, dass die Entwicklung von Marktpreisen für Beteiligungstitel sowohl auf rational gesteuerten Erwartungshaltungsänderungen beruhen, als auch von noise trading und liquidity trading beeinflusst ist. Bei “noise trading” stützen Kapitalmarktteilnehmer ihre Entscheidungen auf nichtfundamentale Daten, woraus nichtrationale und zufällige Handlungen resultieren. Bei “liquidity trading” beruhen die Entscheidungen von Kapitalmarktteilnehmern nicht auf Informationen, sondern auf liquiditätsorientierten Motiven.¹²⁵ Informationen werden zwar nicht immer unmittelbar korrekt verarbeitet, es lassen sich jedoch ohne monopolistisches Wissen unter Berücksichtigung von Transaktionskosten und von Risikofaktoren langfristig keine Überrenditen erzielen. Änderungen im Marktpreis von Beteiligungstiteln ergeben sich nach dem Bekanntwerden von neuen Informationen, wobei die Dauer des Verarbeitungsprozesses dieser Informationen durch Liquidität des Marktes und des Handelsgegenstandes bedingt ist.¹²⁶ In der Literatur finden sich auch alternative Auffassungen zum Prozess und der Geschwindigkeit der Informationsverarbeitung auf dem

¹²³ Vgl. de Bondt, W. F., Thaler, R. H. (1987), Shleifer, A. (2000), S. 3 ff, Fuller, R. J. (2000), S. 1 ff. und Shiller, R. J. (2006), S. 5 ff.

¹²⁴ Vgl. Brav, A., Heaton, J. B. (2002) und Li, D. (2006).

¹²⁵ Vgl. Wagenhofer, A., Ewert, R. (2007), S. 121.

¹²⁶ Vgl. Gierga, R. L. (2008), S. 69 f.

Kapitalmarkt. Beispielhaft sei hier auf die Auffassung des Kapitalmarkts als autopoietisches System hingewiesen.¹²⁷

2.1.3. Die Bedeutung der Eigenkapitalkosten für kapitalmarktorientierte Unternehmen

Ein Unternehmen kann als Koalition von Gruppen mit unterschiedlichen Interessen bezeichnet werden.¹²⁸ Zu dieser Koalition sind neben Kunden, Lieferanten und Arbeitgebern auch die Kapitalgeber zu zählen. Sie sind zur Ermöglichung von Investitionen, die zunächst mit Auszahlungen verbunden sind und zu einem späteren Zeitpunkt nach Erstellung und Absatz von Produkten oder Dienstleistungen Einzahlungen erwarten lassen, von besonderem Interesse.¹²⁹ Um die Zurverfügungstellung von Kapital zur Verwirklichung von Investitionsvorhaben für Kapitalgeber entsprechend attraktiv zu machen, sind durch ein Unternehmen gewisse Erwartungen der Kapitalgeber zu erfüllen. Fremdkapitalgeber erwarten sich neben der Rückzahlung des Kapitals eine Verzinsung. Als Gläubiger des Unternehmens erhalten sie im Rahmen von Finanzierungsverträgen einen vertraglich fixierten Zinsanspruch und eine terminlich festgelegte Rückzahlung des gegebenen Fremdkapitals. Eigenkapitalgeber hingegen erwarten sich eine Wertsteigerung ihrer Beteiligung und eine gewisse Mindestrendite zur Abgeltung ihres Risikos.

Während Fremdkapitalgeber in der Regel ergebnisunabhängige Zahlungen zu erwarten haben, sind Eigenkapitalgeber vom Unternehmensergebnis abhängig. Die Eigenkapitalgeber sind aufgrund ihrer ergebnisabhängigen Ansprüche die einzige Anspruchsgruppe im Unternehmen, deren Zahlungen vom Geschäftsverlauf abhängig und damit risikobehaftet sind. Sie gehen eine Anwartschaft auf nach Abzug aller vertraglich fixierten Zahlungen des Unternehmens verbleibende Residualzahlungen ein. Aus dieser Anwartschaft leiten sich üblicherweise auch Mitbestimmungs- und Einwirkungsrechte in das Unternehmen ab.¹³⁰ Ohne diese Herrschaftsfunktion des Eigenkapitals, würden sich kaum Eigenkapitalgeber finden lassen, die das Risiko der unsicheren Residualzahlungen auf sich nehmen würden.¹³¹ Die sich daraus ergebenden Renditeforderungen der Fremdkapitalgeber (Fremdkapitalkosten) und die Renditeforderungen der Eigenkapital-

¹²⁷ Vgl. Himmelfreundpointner, T. (2001).

¹²⁸ Vgl. Haller, A. (1997), Kubin, K. W. (1998), Steinmann, H., Schreyögg, G. (2000) sowie Franke, G., Hax, H. (2009), S. 9.

¹²⁹ Vgl. Franke, G, Hax, H., S. 1 – 2.

¹³⁰ Vgl. Franke, G., Hax, H., S. 10.

¹³¹ Franke, G., Hax, H., S. 4 f.

geber (Eigenkapitalkosten) bilden gemeinsam die Kapitalkosten des Unternehmens. Investitionen müssen als Mindestrendite zumindest diese Kapitalkosten verdienen, um den Wert des Unternehmens gleich zu halten.¹³² Dabei ist unbeachtlich, welches Verhältnis zwischen Fremd- und Eigenkapital besteht. Nach der dritten These des Irrelevanz-Theorems von Modigliani und Miller entsprechen die durchschnittlichen Kapitalkosten eines Unternehmens unabhängig von der Kapitalstruktur den Eigenkapitalkosten des unverschuldeten Unternehmens.¹³³

Die Kapitalkosten eines verschuldeten Unternehmens (i. e. ein Unternehmen, welches auch Fremdkapital aufgenommen hat) sind im Gleichgewicht konstant und damit unabhängig von der Kapitalstruktur. Sie gleichen den Eigenkapitalkosten des unverschuldeten Unternehmens und der erwarteten Rendite des Gesamtkapitals von Unternehmen der betreffenden Risikoklasse. Bei diesem Gesamtkapital handelt es sich um nach Marktwerten bewertetes Eigen- und Fremdkapital, die sich in der Praxis zum Teil erheblich von den Buchwerten in der Bilanz unterscheiden können. Dieser These von Modigliani und Miller folgend, ergibt sich der durch das Unternehmen zu erwirtschaftende Kalkulationszins für Investitionen einzig aus dem Geschäftsrisiko, das ein Unternehmen eingeht. Die dritte These des Irrelevanztheorems von Modigliani und Miller fußt auf einigen restriktiven Prämissen: Es wird ein vollkommener Kapitalmarkt unterstellt, der sich im Gleichgewicht befindet und in dem keine Arbitragewinne möglich sind. Eigen- und Fremdkapital werden folglich auf vollkommenen und vollständigen Kapitalmärkten gehandelt. Es gibt kein Liquiditätsengpass- oder Konkursrisiko. Pro Risikoklasse existieren zumindest zwei Unternehmen. Eigen- und Fremdkapital bzw. Dividenden und Zinserträge werden steuerlich gleich behandelt, es gibt keine finanzierungsabhängigen Steuern. Modigliani und Miller haben zu einem späteren Zeitpunkt auch nicht-finanzierungsneutrale Steuern in ihre Überlegungen einfließen lassen. Sich ergebende Steuervorteile reduzieren demzufolge die Gesamtkapitalkosten.¹³⁴

Wenn neben dem Geschäftsrisiko auch Informationsrisiken und die Beschaffenheit der Marktliquidität die Höhe der Kapitalkosten beeinflussen, sind diese Faktoren jedenfalls im Kalkulationszinsfuß zu berücksichtigen. Umso höher die zu verdienenden Kapitalkosten sind, desto geringer sind die für Investitionen freien Mittel.¹³⁵ Der Gesamtumfang der möglichen vom Unternehmen durchführbaren Investitionen sinkt demnach bei

¹³² Vgl. Stüchtling, (1995), S. 419.

¹³³ Modigliani, F., Miller, M. H. (1958).

¹³⁴ Vgl. dazu Modigliani, F., Miller, M. H. (1963).

¹³⁵ Vgl. Rappaport, A. (1999), S. 44: Sind die durch die Investitionen erwirtschafteten Renditen unterhalb (oberhalb) der Kapitalkosten, so wirken diese wertvernichtend (wertsteigernd).

steigenden Kapitalkosten. Werden das Investitionsvorhaben und alle anderen Faktoren konstant gehalten, haben steigende Eigenkapitalkosten einen negativen Einfluss auf den Unternehmenswert. Insbesondere für kapitalmarktorientierte Unternehmen, die um Anteilseigner als Eigenkapitalgeber werben, sind daher adäquate Eigenkapitalkosten von wesentlicher Bedeutung.

2.1.4. Modelle zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten

“Separate and distinct things not to be confused, as every thoughtful investor knows, are real worth and market price.”¹³⁶ Da Eigenkapitalkosten auf dem Kapitalmarkt nicht direkt beobachtet werden können, müssen sie mithilfe von Schätzverfahren approximiert werden. Nachfolgend werden ausgewählte Modelle zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten vorgestellt. Zusätzlich zu den beschriebenen theoretischen Modellen zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten existieren auch „Praktiker“-Modelle, wie z. B. wissensbasierte Modellansätze und Hurdlerate-Ansätze bzw. “reference real cost of capital”. Sie dienen der Vereinfachung der Ermittlung von Eigenkapitalkosten in der Praxis und fußen zumeist nicht auf schlüssigen theoretischen Überlegungen.¹³⁷

2.1.4.1. Die Schätzung aufgrund von historischen Durchschnittsrenditen

Unterstellt man, dass historische Durchschnittsrenditen eines Beteiligungstitels einen impliziten Erklärungscharakter für erwartete, in der Zukunft liegende, Renditen aufweisen, kann man diese als Proxy für die Eigenkapitalkosten heranziehen.¹³⁸ Bei Vorliegen der entsprechenden Vergangenheitsdaten stellt diese Vorgehensweise eine einfache Möglichkeit dar, Eigenkapitalkosten zu schätzen. Die Verwendung von historischen Durchschnittsrenditen ist allerdings problembehaftet. Lakonishok verwendete das Markt-Beta als Maßgröße für den Risikofaktor. Nach Lakonishok wären Daten aus zumindest 70 Jahren erforderlich, um für einen Beteiligungstitel ein statistisch signifikantes Markt-Beta zu ermitteln.¹³⁹ Zudem lassen sich historische Überschussrenditen ex post nicht notwendigerweise mit traditionellen Bewertungsmodellen bzw. der Risikoaversion von Kapitalmarktteilnehmern erklären. Dieses Phänomen wird auch als “Equi-

¹³⁶ Williams, J. B. (1938), S. 1.

¹³⁷ Vgl. Ogier, T., Rugmann, J., Spicer, L. (2004), S. 82 ff und S. 165 ff.

¹³⁸ Vgl. Palea, V. (2006), S. 48.

¹³⁹ Vgl. Lakonishok, J. (1993).

ty Premium Puzzle“ bezeichnet.¹⁴⁰ Aus diesen Gründen spielt die Schätzung von Eigenkapitalkosten alleine aufgrund von historischen Durchschnittrenditen in der Praxis der empirischen Kapitalmarktforschung nur eine untergeordnete Rolle.

2.1.4.2. Das Capital Asset Pricing Model

Das Capital Asset Pricing Model (CAPM) wurde von Sharpe, Lintner und Mossin entwickelt.¹⁴¹ Es ist ein Erklärungsmodell für die Preisbildung von Wertpapieren unter Risiko auf einem Kapitalmarkt¹⁴² und beruht auf den Erkenntnissen der normativen Portfoliotheorie sowie des Separationstheorems von Tobin.¹⁴³ Das CAPM beschreibt in einem theoretisch geschlossenen Rahmen die Beziehung zwischen dem Risiko und der vom Kapitalmarkt erwarteten Rendite eines Beteiligungstitels, wobei unter Risiko das systematische Risiko verstanden wird, welches nicht diversifiziert werden kann.¹⁴⁴ Dieses ergibt sich als Kovarianz der Rendite des Beteiligungstitels und der Rendite des Kapitalmarktportfolios im Vergleich zur erwarteten Varianz des Kapitalmarktportfolios.¹⁴⁵ Auf einem im Gleichgewicht befindlichen Kapitalmarkt, in dem die Preise der Beteiligungstitel deren Risiko widerspiegeln, ergibt sich der Erwartungswert der Rendite eines Beteiligungstitels als linearer Zusammenhang mit dem erwarteten Risiko. Da alle Anleger das identische Kapitalmarktportfolio halten, das alle auf dem Kapitalmarkt verfügbaren Beteiligungstitel umfasst, manifestiert sich die Risikoaversion der Investoren über den Anteil von risikolosen Beteiligungstiteln im Portfolio. Aufgrund der Tatsache, dass alle Kapitalmarktteilnehmer das gleiche Portfolio halten, resultieren Angebot und Nachfrage nach den Beteiligungstiteln in einer Markträumung.¹⁴⁶ Alle effizienten Investiti-

¹⁴⁰ Vgl. dazu Mehra, R., Prescott, E. C. (1985), Mehra, R., Prescott, E. C. (2003) und allgemein Bessler, W., Drobetz, W., Thies, S. (2007).

¹⁴¹ Sharpe, W. F. (1963), Sharpe, W. F. (1964), Lintner, J. (1965a), Lintner, J. (1965b), Mossin, J. (1996). Zu einer detaillierten Darstellung der portfoliotheoretischen Herleitung des Modells (Sharpe, Lintner) und der mikroökonomischen Herleitung (Mossin) vgl. Rudolph, B. (1979), S. 125, Drukarczyk, J. (1993), S. 234 ff, Elton, E. J., Gruber, M. J. (1995), S. 294 ff, Buckley, A., Ross, S. A., Westerfield, R. W., Jaffe, J. F. (2000), S. 243 ff, Hachmeister, D. (2000), S. 162 ff, Perridon, L., Steiner, M. (2007), und Franke, G., Hax, H. (2009), S. 354 ff.

¹⁴² Es handelt sich dabei genau genommen um ein Modell, das die Preisbildung von Anwartschaften auf unsichere Zahlungen erklärt. Vgl. Franke, G., Hax, H. (2009), S. 354.

¹⁴³ Vgl. zur normativen Portfoliotheorie Markowitz, H. M. (1952, 1991 und 2002), Rudolph, B. (1979), S. 22 – 59., Haugen, R. A. (2001), S.81 – 104, sowie Fabozzi, F. J., Gupta, F., Markowitz, H. M. (2002). Vgl. zum Separationstheorem Tobin, J. (1958).

¹⁴⁴ Vgl. Sharpe, W. F. (1964), S. 440.

¹⁴⁵ Vgl. Perridon, L., Steiner, M. (2007), S. 255.

¹⁴⁶ Vgl. Sharpe, W. F. (1964), S. 441.

onsalternativen befinden sich auf der Wertpapiermarktlinie,¹⁴⁷ die vom durch den risikolosen Zinssatz festgelegten Ordinatenabschnitt ausgeht.¹⁴⁸ Die erwartete Rendite eines Eigenkapitalgebers setzt sich aus der Rendite für die risikolosen Beteiligungstitel und einem Risikozuschlag zusammen. Letzterer errechnet sich als Produkt der mit dem Risikomaß multiplizierten Marktrisikoprämie.

Die Grundformel des CAPM (in einem einperiodigen Modell) sieht wie folgt aus:

$$(1) \quad E(R) = r_f + \beta_i (r_m - r_f)$$

mit:

$E(R)$ = erwartete Rendite

r_f = risikoloser Zinssatz

r_m = Marktrisikoprämie

β_i = Beta-Faktor, Maßgröße für das systematische Risiko

Im CAPM wird ausschließlich auf das systematische Risiko eines Beteiligungstitels abgestellt; weitere Einflussgrößen wie beispielsweise Informationssicherheit oder Informationsasymmetrie werden nicht berücksichtigt.¹⁴⁹ Klein und Bawa weisen in ihrer Studie darauf hin, dass die Absenz von Informationsunsicherheiten und Informationsasymmetrien auf Kapitalmärkten nicht realistisch ist.¹⁵⁰

Die Modellwelt des CAPM fußt auf folgenden conditiones sine quibus non:¹⁵¹

1. Alle Kapitalmarktteilnehmer sind risikoavers und handeln rational.
2. Alle Kapitalmarktteilnehmer investieren ausschließlich in effiziente Portfolios.
3. Alle Kapitalmarktteilnehmer haben homogene Erwartungen hinsichtlich Rendite und Risiko und legen ihren Entscheidungen die gleiche Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wertpapiererträge zugrunde. Dies wird auch als Axiom der homogenen Erwartungen bezeichnet.¹⁵²
4. Alle risikobehafteten Wertpapiere werden auf dem Kapitalmarkt gehandelt und sind beliebig teilbar.

¹⁴⁷ Vgl. zur Definition und graphischen Darstellung der Wertpapierlinie im Detail Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K. (2008), S. 210 ff.

¹⁴⁸ Vgl. Gierga, R. L. (2008), S. 51

¹⁴⁹ Vgl. Mossin, J. (1966), S. 779 f. Vgl. Klein, R. W., Bawa, V. S. (1975).

¹⁵⁰ Vgl. Klein, R. W., Bawa, V. S. (1975).

¹⁵¹ Vgl. Swoboda, P. (1994), S. 85 ff, Franke, G., Hax, H. (2009), S. 354 ff.

¹⁵² Vgl. Sharpe, W. F. (1964), S. 425 – 442, Lintner, J. (1965a), S. 13 – 37, Mossin, J. (1966), S. 768 – 783. Für eine detaillierte Darstellung vgl. Nölte, U. (2008), S. 209 ff.

5. Das Risiko und die Renditeschwankungen lassen sich durch Diversifikation reduzieren, sofern sie nicht vollständig positiv korreliert sind.
6. Der Kapitalmarkt bietet die Möglichkeit, uneingeschränkt Mittel zu einem risikolosen Zinsfuß aufzunehmen oder anzulegen.
7. Es wird ein vollständiger Kapitalmarkt unterstellt. Es existieren keine Kapitalmarktbeschränkungen, Transaktionskosten oder Steuern.
8. Die Preise der risikobehafteten Wertpapiere werden von den Kauf- bzw. den Verkaufsaktivitäten der Investoren nicht beeinflusst.

Der Vorzug des CAPM liegt in der theoretisch geschlossenen Erklärung des Zusammenhangs zwischen der Rendite risikobehafteter Wertpapiere und dem bewertungsrelevanten Risiko unter der Prämisse rational handelnder Anleger auf einem vollkommenen Kapitalmarkt.¹⁵³

Obwohl das CAPM in der Praxis häufig eingesetzt wird, zeigt sich, dass vor allem die in der Realität auftretenden Informationsasymmetrien mithilfe dieses Modells nicht entsprechend behandelt werden können.¹⁵⁴ Lambert, Leuz und Verrecchia stellen fest: “The issues of whether and how information differences across investors affect prices and the cost of capital cannot be addressed in conventional models of asset pricing, such as the Capital Asset Pricing Model (CAPM), because these models generally assume investors have homogenous beliefs.”¹⁵⁵ Ein weiterer Kritikpunkt am CAPM besteht in dessen Vergangenheitsorientierung, also darin, dass es zukünftig erwartete Dividenden auf der Basis historischer Dividenden (ex post) ermittelt. Die Eigenkapitalkosten werden mithilfe bereits realisierter Kapitalmarktdaten errechnet, obwohl das CAPM konzeptionell zukünftige Kapitalmarktdaten verlangt. Das CAPM wird in der theoretischen Forschung auf vielfältige Weise erweitert bzw. adaptiert, dennoch ist seine Gültigkeit durch bisherige empirische Studien nicht eindeutig nachweisbar.¹⁵⁶

¹⁵³ Vgl. Rausch, B. (2008), S. 48 f.

¹⁵⁴ Vgl. zur kritischen Beurteilung des CAPM u. a. Ballwieser, W. (1995), S. 124, Campbell, J. Y., Lo, A. W., McKinlay, A. C. (1997), S. 211 – 218, Fama, E. F., French, K. R., (1997), S. 154, Hachmeister, D. (2000), S. 187 – 189, Welch, I. (2000), S. 505 und Kothari, S.P. (2001), S. 182.

¹⁵⁵ Lambert, R. A., Leuz, C., Verrecchia, R. (2006), S. 3.

¹⁵⁶ Das einperiodige CAPM wird u. a. von Merton und Breeden um mehrperiodige Varianten erweitert. Vgl. Merton, R. C. (1973) und Breeden, D. T. (1979). Black legt ein CAPM ohne risikolose Wertpapiere vor, vgl. Black, F. (1972). Damodoran erweitert das CAPM um weitere Faktoren, wie beispielsweise die Country Risk Premium, vgl. Damodoran, A. (2010). Zu den Ergebnissen von empirischen Untersuchungen zum CAPM vgl. v. a. Fama, E. F., French, K. R. (1992), Warfsmann, J. (1993) und Baetge, J., Krause, C. (1994).

2.1.4.3. Das Arbitrage Pricing Theory Model

Sowohl beim Arbitrage Pricing Theory Model (APT-Modell) als auch beim nachfolgend dargestellten Fama-French-Dreifaktormodell handelt es sich um sogenannte Faktormodelle.¹⁵⁷ Diese identifizieren und beschreiben die Determinanten, die die Renditen von Beteiligungstiteln sowie die Korrelation zwischen diesen beeinflussen.¹⁵⁸ Grundsätzlich kann dabei zwischen Einfaktor- und Multifaktormodellen unterschieden werden.¹⁵⁹ Wie beim CAPM erfolgt auch bei den Faktormodellen eine Teilung des Gesamtrisikos eines Beteiligungstitels in ein systematisches und ein unsystematisches, wobei für die Eigenkapitalkosten eines kapitalmarktorientierten Unternehmens ausschließlich das systematische Risiko von Bedeutung ist – das unsystematische Risiko ist, wie früher dargestellt, diversifizierbar. Das APT-Modell wird von Ross als Alternative zum CAPM entwickelt.¹⁶⁰ Das systematische Risiko wird hier in mehrere unterschiedliche Risikofaktoren unterteilt.¹⁶¹ Die Rendite eines risikobehafteten Beteiligungstitels ergibt sich dabei als lineare Kombination von Risikofaktoren, welche die Rendite des Beteiligungstitels beeinflussen:¹⁶²

$$(2) \quad R_i = E(R_i) + \beta_{i1} * F_1 + \dots + \beta_{in} * F_n + \varepsilon_i$$

mit:

R_i = Rendite des Beteiligungstitels i

$E(R_i)$ = erwartete Rendite des Beteiligungstitels i

β_i = Beta-Faktor des Beteiligungstitels i , Sensitivitätsmaß für die Risikofaktoren

F = Risikofaktor

ε = Störfaktor

Die essentielle Prämisse des APT-Modells ist die Arbitragefreiheit. Unter Arbitrage ist eine Transaktion ohne Kapitaleinsatz und Risiko zu verstehen, die bei simultanem Kauf und Verkauf von homogenen Gütern (hier: Beteiligungstiteln auf dem Kapitalmarkt) Preisunterschiede nutzt.¹⁶³ Die Prämisse der Arbitragefreiheit bedeutet, dass sich bei derartigen Transaktionen keine positiven Renditen erzielen lassen.¹⁶⁴ Demnach

¹⁵⁷ Vgl. Franke, G., Hax, H. (2009), S. 397 ff.

¹⁵⁸ Vgl. Hachmeister, D. (2000), S. 169 f.

¹⁵⁹ Vgl. Novak, T (1994), S. 14 f.

¹⁶⁰ Vgl. Ross, S. A. (1976).

¹⁶¹ Vgl. Roll, R., Ross, S. A. (1995), S. 122.

¹⁶² Vgl. Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K. (2008), S. 240.

¹⁶³ Vgl. Hachmeister, T. (2000), S. 168 f. sowie Kruschwitz, L. (2007), S. 40.

¹⁶⁴ Vgl. Perridon, L., Steiner, M. (2007), S. 265.

müssen homogene Güter den gleichen Preis haben, um risikolose Arbitragegewinne bzw. -verluste vollständig auszuschließen.¹⁶⁵ Umgelegt auf den Kapitalmarkt, müssen alle Beteiligungstitel mit gleichem Risiko auch die gleichen Renditen erwarten lassen. Unter Berücksichtigung der Arbitragefreiheit lassen sich die Eigenkapitalkosten wie folgt ermitteln:¹⁶⁶

$$(3) \quad E(R_i) = i_r + (E(R_1) - i_r) * \beta_{i1} + (E(R_2) - i_r) * \beta_{i2} + \dots + (E(R_k) - i_r) * \beta_{ik}$$

mit:

$E(R_i)$ = erwartete Rendite des Beteiligungstitels i

i_r = risikoloser Zinssatz

Die Modellwelt des APT-Modells fußt auf weniger restriktiven Bedingungen als jene des CAPM. Es herrscht Arbitragefreiheit, und es existiert ein vollkommener und informationseffizienter Kapitalmarkt. Im Unterschied zum CAPM haben die Kapitalmarktteilnehmer allerdings keine homogenen Erwartungen hinsichtlich Rendite und Risiko der gehandelten Beteiligungstitel, das Axiom der homogenen Erwartungen trifft also nicht zu. Weiters können Kapitalmarktteilnehmer uneingeschränkt Leerverkäufe tätigen, es existiert eine ausreichend große Anzahl an Beteiligungstiteln, und die Varianz zwischen diesen ist gering.¹⁶⁷ Beispiele für die Faktoren, die im Rahmen der empirischen Anwendung des APT-Modells zur Anwendung kommen, sind die Inflationsrate, die Zinsstruktur, Risikoprämien oder Industrieindizes.¹⁶⁸

In der Wahl der Faktoren liegt allerdings auch ein wesentlicher Nachteil des APT-Modells. Während sich durch die Anwendung von mehreren unterschiedlichen Einflussfaktoren theoretisch ein besseres Bild der Realität erzielen lassen müsste, liefert das APT-Modell von Ross keine konkreten Anhaltspunkte über die Anzahl bzw. die inhaltliche Definition der anzuwendenden Faktoren.¹⁶⁹ Als Vorteil des APT-Modell gilt hingegen, dass es auf eine mehrperiodige Betrachtung erweitert werden kann.¹⁷⁰ Ähnlich wie für das CAPM kann man auch für das APT-Modell feststellen, dass es sich um ein theoretisch geschlossenes und in sich logisches Modell handelt, dessen empirische Umsetzung problembehaftet ist.

¹⁶⁵ Vgl. Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K. (2008), S. 206.

¹⁶⁶ Vgl. Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K. (2008), S. 240 ff.

¹⁶⁷ Vgl. zu den einzelnen Annahmen u. a. Jarrow, R. A. (1998), S. 112, S. Fischer, T., Lockert, G., Hahnenstein, L. (1999a und 1999b), S. 1489, und Grinblatt, M., Titman, S. (2002), S. 199.

¹⁶⁸ Vgl. Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K. (2008), S. 277.

¹⁶⁹ Vgl. Shanken, J. (1982), Kruschwitz, L., Löffler, A. (1997).

¹⁷⁰ Vgl. Buckley, A., Ross, S. A., Westerfield, R. W., Jaffe, J. F. (2000), S. 298.

2.1.4.4. Das Fama-French-Dreifaktormodell

Fama und French erweiterten in ihrem Dreifaktormodell das klassische CAPM und erklären unterschiedliche Renditen von Beteiligungstiteln durch das Verhältnis von Buch- zu Marktwert, durch die Marktrendite sowie durch die Unternehmensgröße.¹⁷¹

$$(4) \quad E(R_i) = r_f + \beta_{iM} (E(r_M) - r_f) + \beta_{iSMB} E(SMB) + \beta_{iHML} E(HML)$$

mit:

$E(R_i)$	=	erwartete Rendite des Beteiligungstitels bzw. Portfolios i
β_{iM}	=	Markt-Beta des Beteiligungstitels i
β_{iSMB}	=	Beta-Faktor „Small minus Big“
$E(SMB)$	=	Rendite „Small minus Big“
β_{iHML}	=	Beta-Faktor „High minus Low“
$E(HML)$	=	Rendite „High minus Low“
r_f	=	risikoloser Zinssatz
r_M	=	Marktrisikoprämie

Die durch den entsprechenden β -Faktor ausgedrückte Sensitivität von $E(SMB)$ steht für den Renditeunterschied zwischen Unternehmen mit großer und Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung. Dieser Renditeunterschied wird als Size-Effect bezeichnet. Die durch den entsprechenden β -Faktor ausgedrückte Sensitivität von $E(HML)$ stellt den Renditeunterschied zwischen Unternehmen mit hohem und Unternehmen mit niedrigem Verhältnis von Buch- zu Marktwert dar. Dieser Effekt wird als Book-to-Market-Effect bezeichnet.¹⁷² Steigt die Marktkapitalisierung bzw. sinkt das Verhältnis von Buch- zu Marktwert, so sinken die β -Faktoren und folglich die für den Eigenkapitalgeber zu verdienende Risikoprämie (und vice versa).

Das Dreifaktormodell von Fama und French wird in empirischen Studien als geeignetes Modell zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten bestätigt.¹⁷³ Jegadeesh und Titman merkten zum Dreifaktormodell allerdings an, dass ein Faktor, der eine weitere bekannte Anomalie abbilden soll, fehlt, und zwar der sogenannte „Momentum Effekt“.¹⁷⁴ Unter diesem Effekt ist zu verstehen, dass erfolgreiche Beteiligungstitel kurzfristig oft weiterhin erfolgreich sind, während dies bei schwachen Beteiligungstiteln nicht zutrifft.¹⁷⁵ Der

¹⁷¹ Vgl. Fama, E. F., French, K. R. (1993).

¹⁷² Vgl. Vogler, O. (2009), S. 383.

¹⁷³ Vgl. beispielsweise Fama, E. F., French, K. R. (1997).

¹⁷⁴ Vgl. Jegadeesh, N., Titman, S. (1993).

¹⁷⁵ Vgl. Vogler, O. (2009), S. 384.

“Momentum Effekt” wurde schließlich im sogenannten Vierfaktormodell von Carhart, einer Erweiterung des Modells von Fama und French, mit einbezogen.¹⁷⁶

2.1.4.5. Das Dividendendiskontierungsmodell

Das Dividendendiskontierungsmodell leitet sich aus der Investitionstheorie ab. Ihm liegt die Überlegung zugrunde, dass der aktuelle Wert einer Anlage dem Barwert aller zukünftigen Zahlungsströme entspricht, die man sich aus der Anlage in eine Aktie erwartet.¹⁷⁷ Der Barwert dieser zukünftigen Zahlungsströme P , dies sind im Falle einer Aktie die zukünftig zuwachsenden Dividenden D , die mit der Marktkapitalisierungsrate k abgezinst werden, entspricht dem aktuellen Wert einer Aktie.¹⁷⁸

$$(5) \quad P = \frac{D_1}{(1+k)} + \frac{D_2}{(1+k)^2} + \frac{D_3}{(1+k)^3} + \dots$$

Bei der Ermittlung des aktuellen Werts eine Aktie ergeben sich zwei Unsicherheitsfaktoren. Sowohl die Höhe und die Entwicklung der Dividenden als auch die Höhe der Marktkapitalisierungsrate lassen sich nicht exakt ermitteln. Das Ausmaß und das Wachstum der Dividenden hängen vom Unternehmenserfolg ab. Die Marktkapitalisierungsrate spiegelt das Risiko wider, mit dem die zukünftig zuwachsenden Dividenden für den Aktionär behaftet sind. Beide lassen sich nicht präzise voraussagen. Je weiter die zu berücksichtigenden Informationen in der Zukunft liegen, desto höher ist der Unsicherheitsfaktor bei ihrer Prognose.¹⁷⁹ Unterstellt man die Auszahlung einer konstanten Dividende, also einer jährlich gleichbleibenden und nicht wachsenden Dividende, so lässt sich der aktuelle Wert einer Aktie vereinfacht wie folgt ermitteln:¹⁸⁰

$$(6) \quad P = \frac{D}{k}$$

Diese Annahme scheint allerdings unrealistisch, da zur Werterhaltung die Dividenden zumindest im Ausmaß der Inflationsrate steigen müssten. Das Dividendendiskontierungsmodell von Williams¹⁸¹ stellt auf unterschiedlich wachsende erwartete Dividenden

¹⁷⁶ Vgl. Carhart, M. M. (1997).

¹⁷⁷ Vgl. Lergenmüller, N. (2003), S. 2 ff.

¹⁷⁸ Vgl. Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (1999), S. 533 f.

¹⁷⁹ Vgl. Damodoran, A. (2002), S. 191.

¹⁸⁰ Vgl. Uhlir, H., Steiner, P. (1991), S. 106.

¹⁸¹ Williams, J. B., (1938).

ab¹⁸² und dient als theoretische Grundlage für alle weiteren Dividendendiskontierungsmodelle.¹⁸³ Es eignet sich sowohl für die Bewertung von Aktien als auch für die Schätzung von Eigenkapitalkosten. Der Wert einer Aktie zum Zeitpunkt $t = 0$ entspricht dem Barwert der mit den erwarteten Eigenkapitalkosten diskontierten erwarteten Dividenden. Für die empirische Ermittlung impliziter Eigenkapitalkosten dient als Prämisse, dass der „intrinsische“ Wert einer Aktie durch den Aktienpreis approximiert wird. Zur Vereinfachung der Notation wird $t = 0$ gesetzt, und die Eigenkapitalkosten werden als intertemporal konstant angenommen. Auf Erwartungswertoperatoren wird daher verzichtet:

$$(7) \quad P_0 = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{D_t}{(1+k)^t}$$

mit:

P_0 = Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$

D_t = erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt t

k = erwartete Eigenkapitalkosten

Die erwarteten Eigenkapitalkosten werden durch Auflösen der Gleichung nach k ermittelt, wobei für den Aktienpreis der aktuelle Aktienkurs eingesetzt wird. Für die erwartete Dividende können Schätzungen von Finanzanalysten herangezogen werden.¹⁸⁴ Da P_0 bekannt ist, entsprechen die erwarteten Eigenkapitalkosten theoretisch der von potentiellen Anlegern erwarteten Dividendenrendite zukünftiger Perioden. Bei der Schätzung von erwartenden Dividenden ergibt sich in der Praxis allerdings das Problem, dass zukünftige Dividenden für die gesamte Lebensdauer der Aktie antizipiert werden müssen, die laut Definition unendlich ist. Somit müssen für jede neue Rechnungsperiode neue Prognosen getroffen werden. Die Eigenkapitalkosten lassen sich daher nach der Formel von Williams nur durch Iteration ermitteln.

Das Grundmodell von Williams wurde von Gordon und Shapiro weiterentwickelt.¹⁸⁵ Zur Vereinfachung des Schätzproblems von künftigen Dividenden für langfristige Planungshorizonte werden eine konstante Eigenkapitalrendite und eine konstante Thesaurierungsquote angenommen, wodurch sich ein konstantes Wachstum g der zukünftigen Dividenden ergibt.¹⁸⁶ Eine wesentliche Voraussetzung des Modells ist, dass die ange-

¹⁸² Vgl. dazu Abschnitt 2.2.

¹⁸³ Vgl. dazu ausführlich Drobotz, W. (2001), S. 97 ff. und Damodaran, (2002), S. 98 ff.

¹⁸⁴ Vgl. Kothari, S .P. (2001), S. 173 – 178.

¹⁸⁵ Gordon, M. J., Shapiro, E. (1956), S. 104 – 110. Dieses Dividendendiskontierungsmodell wird im Schrifttum auch als Gordon Growth Model bezeichnet.

¹⁸⁶ Gordon, M. J., Shapiro, E. (1956), S. 105.

nommene zukünftige Wachstumsrate der Dividenden kleiner ist als der Diskontierungssatz der Eigenkapitalkosten, da sonst eine Division durch 0 vorliegen würde (Growth Stock Paradoxon).¹⁸⁷ Von Bedeutung ist auch die Überlegung, wie hoch diese konstante Wachstumsrate im Vergleich zum Wachstum der Gesamtwirtschaft sein kann. Würde man eine konstant über der Wachstumsrate der Gesamtwirtschaft liegende Wachstumsrate des Unternehmens annehmen, hätte das theoretisch die (unmögliche) Konsequenz zur Folge, dass das Unternehmen ab einem gewissen Zeitpunkt in der Zukunft größer als die Gesamtwirtschaft würde.¹⁸⁸

$$(8) \quad P_0 = \frac{D_0}{k - g}$$

mit:

P_0	=	Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$
D_0	=	erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt $t = 0$
k	=	erwartete Eigenkapitalkosten
g	=	erwartete langfristige Wachstumsrate der Dividenden

Nach k aufgelöst erhält man die erwarteten Eigenkapitalkosten:

$$(9) \quad k = \frac{D_0}{P_0} + g$$

Beim Einsatz des Modells von Gordon und Shapiro für empirische Untersuchungen kristallisiert sich heraus, dass es essentiell ist, die konstante Wachstumsrate g möglichst verlässlich zu prognostizieren.¹⁸⁹ Eine theoretisch ewig realisierbare konstante Dividendenwachstumsrate ist allerdings nur schwer schätzbar. Stetig gleiches Dividendenwachstum über den gesamten Lebenszyklus einer Aktie scheint zudem in der Praxis kapitalmarktorientierter Unternehmen unrealistisch zu sein.¹⁹⁰ Diese Annahme geht davon aus, dass Dividenden bei reifen Unternehmen jährlich um den gleichen Prozentsatz steigen und sich folglich mit einer stabilen Wachstumsrate g entwickeln. Dies scheint angesichts der Tatsache, dass Unternehmen einem Lebenszyklus unterliegen können, der unterschiedlich starke Wachstumsphasen, aufweist, realitätsfern. Diese Annahme kann daher zu nicht plausiblen Untersuchungsergebnissen führen.¹⁹¹

¹⁸⁷ Vgl. dazu Loistl, O. (1990), S. 223, bzw. Hurley, W. J., Johnson, L. D. (1994 und 1997).

¹⁸⁸ Vgl. dazu Damodaran, A. (2002), S. 192 f.

¹⁸⁹ Vgl. Gordon, M. J., Shapiro, E. (1956), S. 104.

¹⁹⁰ Vgl. Damodaran, (2002), S. 197 ff.

¹⁹¹ Vgl. Claus, J., Thomas, J. (2001), S. 1634.

Gordon und Gordon berücksichtigten diese Einschränkungen in ihrem Finite Horizon Expected Return Model (FHERM) und postulierten, dass nach einer (zu definierenden) Detailprognosephase keine weiteren Überrenditen mehr erzielt werden können.¹⁹² Stattdessen wird unterstellt, dass nach dieser Detailprognosephase die Wachstumsrate der erwarteten Dividenden konstant jener der erwarteten Gewinne des betrachteten Unternehmens entspricht:

$$(10) \quad P_0 = \sum_{t=1}^n \frac{D_t}{(1+k)^t} + \frac{E_{n+1}}{k(1+k)^n}$$

mit:

- P_0 = Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$
- D_t = erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt t
- k = erwartete Eigenkapitalkosten
- E_{n+1} = erwartete Gewinne zum Zeitpunkt $n+1$

Gordon und Gordon räumten mögliche Caveats ein, die bei der Anwendung des FHERM für empirische Untersuchungen berücksichtigt werden sollten, wie u.a. dass die Detailprognosephasen für untersuchte Unternehmen variieren können.¹⁹³ Das FHERM entspricht einem zweiphasigem Diskontierungsmodell, in dessen ersten Phase die Dividenden einzeln antizipiert werden, während in der zweiten Phase eine konstante langfristige Wachstumsrate zur Anwendung kommt. Abhängig von den zugrundeliegenden Prämissen (z. B. Annahme eines mehrphasigen Lebenszyklus) können auch drei- und mehrphasige Dividendendiskontierungsmodelle zur Schätzung von Eigenkapitalkosten eingesetzt werden. Deren Aussagekraft bei empirischen Untersuchungen hängt allerdings von der Möglichkeit und Sinnhaftigkeit von Dividenden- bzw. Gewinnprognosen für die jeweiligen Phasen ab. Die Detailprognosephase sollte nach Gordon und Gordon zwischen fünf und zehn Rechnungsperioden liegen, da darüber hinausgehende Prognosen mit großer Unsicherheit behaftet sind.¹⁹⁴ Guay, Kothari und Shu sowie Botosan und Plumlee verwendeten das FHERM in ihren empirischen Untersuchungen mit einem Planungshorizont von vier Jahren für die Detailprognosephase.¹⁹⁵

Die traditionellen Dividendendiskontierungsmodelle von Williams, Gordon und Shapiro bzw. Gordon und Gordon gehen davon aus, dass die Dividenden der betrachteten Unternehmen stets wachsen. Beim FHERM und anderen Mehrphasenmodellen sind phasenweise unterschiedliche Wachstumsraten möglich. Hurley und Johnson erweiter-

¹⁹² Gordon, J. R., Gordon M. J. (1997), S. 52 – 61.

¹⁹³ Vgl. dazu im Detail Gordon, J. R., Gordon, M. J. (1997), S. 54.

¹⁹⁴ Gordon, J. R., Gordon M. J. (1997), S. 54.

¹⁹⁵ Vgl. Guay, W., Kothari, S. P., Shu, S. (2005) und Botosan, C. A., Plumlee, M. A. (2005).

ten die Dividendenbarwertermittlung mit dem Stochastic Dividend Discount Model¹⁹⁶ um die – der Praxis kapitalmarktorientierter Unternehmen nähere – Möglichkeit, dass Dividenden mit geschätzten Eintrittswahrscheinlichkeiten nicht nur ansteigen, sondern alternativ auch gleich bleiben bzw. sogar ein negatives Wachstum aufweisen können.

Beim Stochastic Dividend Discount Model werden zwei Varianten unterschieden: das Binomial Stochastic Model und das Trinomial Stochastic Model. Im Binomial Stochastic Model wird angenommen, dass Dividenden entweder mit einer konstanten Wachstumsrate wachsen oder zurückgehen können. Das Trinomial Stochastic Model hingegen sieht drei Ausprägungsformen von erwarteten Dividenden vor: ein Dividendenwachstum, eine gleichbleibende Dividende und ein Sinken der Dividenden. Beide Varianten werden weiters in ein Additive Growth Model, ein Modell welches ein additives Wachstum in Geldeinheiten unterstellt, und in ein Geometric Growth Model, ein Modell welches ein prozentuelles Wachstum unterstellt, untergliedert.¹⁹⁷

Das Binomial Additive Stochastic Model lässt sich wie folgt darstellen:

$$(11) \quad D_{t+1} = \begin{cases} D_t + C \text{ mit der Wahrscheinlichkeit } p \\ D_t \text{ mit der Wahrscheinlichkeit } 1 - p \end{cases} \quad \text{für } t = 1, 2, \dots$$

mit:

- D_t = erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt t
- D_{t+1} = erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt $t + 1$
- C = erwartetes Wachstum der Dividende in Geldeinheiten
- p = Wahrscheinlichkeit des Dividendenwachstums

Der Preis der Aktie ergibt sich als:

$$(12) \quad P = \frac{D_0}{r} + \left[\frac{1}{r} + \frac{1}{r^2} \right] C_p$$

Das Binomial Geometric Stochastic Model lässt sich wie folgt darstellen:

$$(13) \quad D_{t+1} = \begin{cases} D_t(1 + g) \text{ mit der Wahrscheinlichkeit } p \\ D_t \text{ mit der Wahrscheinlichkeit } 1 - p \end{cases} \quad \text{für } t = 1, 2, \dots$$

¹⁹⁶ Hurley, W. J., Johnson, L. D. (1997).

¹⁹⁷ Vgl. Peterson, P. P., Fabozzi, F. J. (1999), S. 195 ff.

mit:

D_t	=	erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt t
D_{t+1}	=	erwartete Dividende pro Aktie zum Zeitpunkt t + 1
p	=	Wahrscheinlichkeit des Dividendenwachstums
g	=	konstante Wachstumsrate der Dividenden

Der Preis der Aktie ergibt sich als:

$$(14) \quad P = \frac{D_0(1 + pg)}{k - pg}$$

Durch Umformung lassen sich jeweils die erwarteten Eigenkapitalkosten ermitteln. Das Trinomial Stochastic Model wird von Yao auf Basis des Stochastic Dividend Discount Model von Hurley und Johnson entwickelt und berücksichtigt auch den Fall, dass D_t gleich bleibt.¹⁹⁸

2.1.4.6. Das Residualgewinnmodell

Im Gegensatz zu Dividendendiskontierungsmodellen, die auf erwarteten Dividenden basieren, leiten Residualgewinnmodelle den intrinsischen Wert einer Aktie aus Rechnungswesengrößen ab, wobei ein Zusammenhang zwischen Barwerten und Gewinnen angenommen wird. Grundlage dafür ist die Clean-Surplus-Relation bzw. das Kongruenzprinzip,¹⁹⁹ wonach sich Veränderungen im Eigenkapital eines Unternehmens nach Berücksichtigung von Transaktionen mit Eigentümern ausschließlich aus dem in der Gewinn- und Verlustrechnung erfassten Erfolg ergeben können.

Das Modell stellt sich wie folgt dar:

$$(15) \quad B_{t+1} = B_t + G_{t+1} - AU_{t+1}$$

mit:

B_t	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t
B_{t+1}	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t + 1
G_{t+1}	=	Gewinn zum Zeitpunkt t = 1
AU_{t+1}	=	Nettoausschüttung zum Zeitpunkt t + 1

¹⁹⁸ Yao, Y. (1997).

¹⁹⁹ Vgl. zum grundsätzlichen Verständnis des Kongruenzprinzips Preinreich, G. A. (1937 und 1938), Lücke, W. (1955), S. 311 – 316, Edwards, E., Bell, P. W. (1961), S. 67 – 69 sowie Schmalenbach, E. (1919 und 1962).

Der Wert einer Aktie ermittelt sich aus dem (der Aktie zuordenbaren Anteil am) Buchwert des Eigenkapitals zuzüglich des mittels Eigenkapitalkosten diskontierten Barwerts der erwarteten Residualgewinne.²⁰⁰ Letztere ergeben sich aus den zukünftig erwarteten bilanziellen Gewinnen (je Aktie) abzüglich der Renditeerwartung der Anteilseigner (i.e. Eigenkapitalkosten) auf das Eigenkapital zu Periodenbeginn:

$$(16) \quad RG_t = B_t - B_{t-1}k$$

mit:

RG_t	=	Residualgewinn zum Zeitpunkt t
B_t	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t
B_{t-1}	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t – 1
k	=	Eigenkapitalkosten

Daraus folgt c. p. für den Aktienpreis:

$$(17) \quad P_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{RG_t}{(1+k)^t}$$

↔

$$\text{mit: } P_0 = B_0 + \sum_{t=1}^{\infty} \frac{B_t - B_{t-1}k}{(1+k)^t}$$

P_0	=	Aktienpreis zum Zeitpunkt t = 0
B_0	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t = 0
RG_t	=	Residualgewinn zum Zeitpunkt t
k	=	Eigenkapitalkosten

Durch Umformung dieser Gleichung erhält man die Eigenkapitalkosten k . Unter der Prämisse der Einhaltung des Kongruenzprinzips führen Dividendendiskontierungsmodelle und Residualgewinnmodelle zu identen Ergebnissen.²⁰¹

Claus und Thomas verwendeten in ihrer empirischen Untersuchung ein Residualgewinnmodell, welches einen Detailplanungszeitraum von fünf Jahren umfasst, nach dessen Ablauf ein konstantes Residualgewinnwachstum angenommen wird.²⁰² Die Autoren ermittelten mithilfe eines Zwei-Phasen-Modells die Marktrisikoprämien der Aktienmärkte in den Vereinigten Staaten (im Zeitraum von 1985 – 1998), Kanada (1985 – 1998), das Vereinigte Königreich (1989 – 1998), Deutschland (1988 – 1998), Frank-

²⁰⁰ Vgl. Ohlson., (1995), S. 667.

²⁰¹ Vgl. Reese, R. (2005), S. 4.

²⁰² Vgl. Claus, J., Thomas, J. (2001).

reich (1987 – 1998) und Japan (1991 – 1998). Das Ergebnis der Untersuchung zeigt Eigenkapitalkosten von 11,0% (mit einer Marktrisikoprämie von 3,4%, die Differenz entspricht dem risikolosen Zinssatz) für die Vereinigten Staaten, 10,8% (2,2%) für Kanada, 11,5% (2,8 %) für das Vereinigte Königreich, 9,1% (2,0%) für Deutschland, 10,3% (2,6%) für Frankreich sowie 4,1% (0,2%) für Japan.²⁰³

Das Modell stellt sich wie folgt dar:

$$(18) \quad P_0 = B_0 + \sum_{t=1}^5 \frac{G_t - kB_t}{(1+k)^t} + \frac{(G_5 - kB_4)(1+g)}{(k-g)(1+k)^5}$$

RG_t = Residualgewinn zum Zeitpunkt t

mit:

P_0 = Aktienpreis zum Zeitpunkt t = 0

B_0 = Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t = 0

B_t = Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t

k = Eigenkapitalkosten

g = Wachstumsrate der Dividenden

Zur Ermittlung des Aktienpreises und der erwarteten Eigenkapitalkosten, welche sich als interner Zinsfuß der Gleichung errechnen lassen, sind für den Detailplanungszeitraum möglichst genaue Prognosen über die Entwicklung von Gewinnen und Buchwerten erforderlich, wobei die Gültigkeit der Clean-Surplus-Relation und eine konstante Ausschüttungsquote der erwarteten Gewinne zu beachten sind. In der empirischen Untersuchung wird von den Autoren eine einheitliche Ausschüttungsquote für alle untersuchten Märkte in Höhe von 50% festgelegt. Die Fixierung einer konstanten Ausschüttungsquote in dieser Höhe ist durchaus problembehaftet, zumal sie aus ex post beobachteten Ausschüttungen abgeleitet wird, die nicht unbedingt dem ex ante von Investoren erwarteten Wert entsprechen muss. Zudem werden dadurch die unterschiedlichen Charakteristika der einzelnen nationalen Märkte nicht berücksichtigt.²⁰⁴ Dazu werden Einschätzungen von Finanzanalysten herangezogen. Solche Prognosen finden sich z.B. in der Datenbank I/B/E/S.²⁰⁵ Für die in I/B/E/S dokumentierten Unternehmen liegen allerdings zumeist nur Einschätzungen für die folgenden zwei bis drei Geschäftsjahre sowie

²⁰³ Vgl. Claus, J. Thomas, J. (2001), S. 1629 – 1665.

²⁰⁴ Vgl. Volkmann, S., (2005), S. 246 ff.

²⁰⁵ I/B/E/S ist die Abkürzung für The Institutional Brokers' Estimate System, eine Datenbank von Thomson Reuters, die Einschätzungen von Finanzanalysten für mehr als 60.000 Unternehmen aus 67 Ländern umfasst. Vgl. www.thomsonreuters.com.

eine langfristige Wachstumsprognose vor. Für darüber hinaus gehende Detailplanungszeiträume können die vorliegenden Daten mit der langfristigen Wachstumsprognose fortgeschrieben werden. Fehlt auch diese, liegen aber zumindest drei Detailprognosen vor, so können die fehlenden Prognosen mithilfe der durchschnittlichen absoluten Gewinnveränderung ermittelt werden. Für die Periode 4 eines fünfjährigen Detailplanungszeitraums lautet die Rechenformel $G_4 = G_3 + (G_3 - G_1)/2$. Das fünfte Jahr ergibt sich dementsprechend als $G_5 = G_4 + (G_4 - G_1)/3$.²⁰⁶ Die langfristige Wachstumsrate soll der Inflationsrate entsprechen,²⁰⁷ wobei diese mit dem zum Bewertungsstichtag geltenden risikofreien Zinssatz abzüglich 3% approximiert wird.²⁰⁸

Gebhart, Lee und Swaminathan entwickelten ein dreistufiges Residualgewinnmodell, welches zusätzlich zu einem Detailplanungszeitraum eine Übergangsphase sowie eine Phase zur Berechnung des Endwerts vorsieht. In ihrer empirischen Studie untersuchen die Autoren industriespezifische erwartete Risikoprämien für den Zeitraum 1979 – 1995. Die so geschätzte (Markt-)Risikoprämie über sämtliche (1.102) Unternehmen beträgt 2,7%. Für die erste Phase ihrer Untersuchung greifen die Autoren auf Daten aus I/B/E/S bzw. COMPUSTAT²⁰⁹ zurück. Die Branchenrendite in der zweiten Phase wird mithilfe der Sektorklassifikation von Fama und French als gleitender Median der vorherigen Perioden ermittelt.²¹⁰

Das Modell stellt sich wie folgt dar:

$$(19) \quad P_0 = B_0 + \sum_{t=1}^3 \frac{(ROE_t - k)B_{t-1}}{(1+k)^t} + \sum_{t=4}^{11} \frac{(ROE_t - k)B_{t-1}}{(1+k)^t} + \frac{(ROE_{12} - k)B_{11}}{k(1+k)^{11}}$$

mit:

P_0	=	Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$
B_0	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt $t = 0$
B_t	=	Buchwert des Eigenkapitals zum Zeitpunkt t
ROE_t	=	Eigenkapitalrendite zum Zeitpunkt t
k	=	Eigenkapitalkosten

²⁰⁶ Vgl. dazu ausführlich Daske, H., Gebhart, G., Klein, S. (2005), S. 9.

²⁰⁷ Vgl. Claus, J., Thomas, J. (2001), S. 1640., Daske, H. (2005), S. 189, Gode, D. Mohanram, P. S. (2003), S. 403 sowie Reese, R. (2005), S. 5.

²⁰⁸ Vgl. Claus, J., Thomas, J. (2001), S. 1642 – 1644.

²⁰⁹ COMPUSTAT ist eine Datenbank von Standard & Poor's, welche Einschätzungen von Finanzanalysten für mehr als 99.000 Beteiligungstitel umfasst. Vgl. www.standardandpoors.com.

²¹⁰ Vgl. Gebhart, W., Lee, C., Swaminathan, B. (2001) und Fama, E. F., French, K. R. (1997).

Der Detailplanungszeitraum umfasst drei Geschäftsjahre. Um allenfalls bekannte Detailprognosen für die Perioden 3 bis 5 mit zu berücksichtigen, wird der Detailplanungszeitraum dieses Modells in einigen empirischen Untersuchungen auf fünf Perioden ausgedehnt.²¹¹ Ab der dritten Periode bis zur zwölften (Übergangsphase) wird angenommen, dass die unternehmensspezifische Eigenkapitalrendite sukzessive der durchschnittlichen Branchenrendite entspricht. Diese Annahme fußt auf der volkswirtschaftlichen Überlegung, dass Überrenditen nicht langfristig erzielt werden können. Dies ist allerdings im Schrifttum umstritten.²¹² Für die darauf folgende Periode (Endwertphase) wird unterstellt, dass diese durchschnittliche Branchen-Eigenkapitalrendite konstant erzielt werden kann, es werden daher konstante Residualgewinne erwartet. Zusätzliche Investitionen gelten als wertneutral. Die branchenübliche Eigenkapitalrendite wird als Median der Eigenkapitalrenditen aller branchenzugehörigen Unternehmen der vergangenen fünf Jahre vor dem Bewertungszeitpunkt ermittelt.²¹³

2.1.4.7. Das Gewinnkapitalisierungsmodell

Gewinnkapitalisierungsmodelle sind ähnlich den Residualgewinnmodellen aufgebaut, im Unterschied zu diesen werden allerdings keine Eigenkapital-Buchwerte geschätzt, sondern der für die Folgeperiode erwartete Gewinn. Dadurch ist die Prämisse der Einhaltung der Clean-Surplus-Relation nicht erforderlich.

Ohlson und Juettner-Nauroth entwickelten das Abnormal Earnings Growth (kurz: AEG)-Modell, in welchem sich der Aktienpreis in zwei Komponenten gliedert: den kapitalisierten erwarteten Gewinn der Folgeperiode und ein abnormales Gewinnwachstum, i. e. einen Übergewinn.²¹⁴ Der Aktienpreis ermittelt sich wie folgt:²¹⁵

²¹¹ Vgl. Nölte, U. (2008), S. 194 sowie Reese, R. (2005), S. 5.

²¹² Vgl. dazu u.a. Nissim, D., Penman, S. H. (2001), S. 109 ff, Nölte, U. (2008), S. 196 und Reese, R. (2005), S. 6.

²¹³ Gebhart, W., Lee, C., Swaminathan, B. (2001), S. 141 f. Vgl. dazu Daske, H., Wiesenbach, K. (2005), S. 412.

²¹⁴ Vgl. Ohlson, J. A., Jüttner-Nauroth, B. (2005). Zum empirischen Einsatz des AEG-Modells vgl. Gode, D., Mohanram, P. S. (2003), S. 402 ff, Chen, F., Jorgensen, B. N., Yoo, Y. K. (2004), S. 372 ff, Botosan, C. A., Plumlee, M. A. (2005) S. 30 ff, und Daske, H., Wiesenbach, K. (2005), S. 409 ff. Der Übergewinn ist der Gewinnzuwachs, der nach Abzug der Wiederveranlagung der einbehaltenen Gewinne realisiert werden kann. Vgl. Reese, R. (2005), S. 7.

²¹⁵ Für eine detaillierte Erläuterung und Ableitung des AEG-Modells vgl. Crasselt, N., Nölte, U. (2007).

Durch Umformung lassen sich die Eigenkapitalkosten ableiten.

$$(20) \quad P_0 = \frac{G_1}{k} + \frac{1}{k} \sum_{t=1}^{\infty} \frac{AEG_{t+1}}{(1+k)^t}$$

mit:

P_0 = Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$

G_1 = Gewinn zum Zeitpunkt $t = 1$

k = Eigenkapitalkosten

und dem abnormalen Gewinnwachstum AEG_{t+1} :

$$(21) \quad AEG_{t+1} = G_{t+1} - kD_t - (1+k)G_t$$

mit:

D_t = Dividende zum Zeitpunkt t

G_t = Gewinn zum Zeitpunkt t

G_{t+1} = Gewinn zum Zeitpunkt $t + 1$

Gode und Mohanram verwendeten in ihrer empirischen Studie das AEG-Modell, nahmen aber eine konstante Thesaurierungsquote, eine unternehmensspezifische kurzfristige Gewinnwachstumsrate und eine für alle untersuchten Unternehmen einheitliche langfristige Gewinnwachstumsrate an.²¹⁶ Letztere ergibt sich als Differenz zwischen dem risikolosen Zinssatz und 3%.²¹⁷

Die an diese Prämissen angepasste Gleichung stellt sich wie folgt dar:

$$(22) \quad P_0 = \frac{G_1}{k} + \frac{G_2 - G_1 - k(G_1 - G_2)}{k(k - g)}$$

mit:

P_0 = Aktienpreis zum Zeitpunkt $t = 0$

G_1 = Gewinn in Periode 1

G_2 = Gewinn in Periode 2

k = Eigenkapitalkosten

Durch weitere Umformungen ergeben sich die Eigenkapitalkosten. Sie entsprechen einer Funktion aus dem Aktienkurs A zum Bewertungsstichtag, den Gewinnen je Aktie für die beiden folgenden Perioden (G_1 , G_2) sowie der kurzfristigen und langfristigen Gewinnwachstumsrate (g_{kf} , g_{lf}):²¹⁸

²¹⁶ Gode, D., Mohanram, P. S. (2003).

²¹⁷ Gode, D., Mohanram, P. S. (2003), S. 408.

²¹⁸ Vgl. Daske, H. (2005), S. 190.

$$(23) \quad k = A + \sqrt{A^2 + \frac{G_t}{P_0}(g_{kf} - g_{lf})}$$

mit:

$$(24) \quad A = \frac{1}{2}\left(g_{lt} + \frac{D_1}{P_0}\right)$$

$$(25) \quad g_{kf} = \left(\frac{G_2 - G_1}{G_1}\right)$$

$$(26) \quad g_{lf} = k - 3\%$$

Das Modell von Easton fußt auf den Überlegungen von Ohlson und Juettner-Nauroth und Gode und Monhanram, unterscheidet sich aber durch den Ansatz von konstanten Residualgewinnen ($g_{lf} = 0$) und die Herleitung der impliziten Eigenkapitalkosten in Abhängigkeit von der Price-Earnings-Growth-Ratio (PEG).²¹⁹ Setzt man $D_1 = 0$, so kann die Gleichung (27) folgendermaßen umgeformt und als Kehrbuch des PEG dargestellt werden:²²⁰

$$(27) \quad P_0 = \frac{G_2 - G_1}{k_{PEG}^2} \leftrightarrow k_{PEG} = \sqrt{\frac{G_2 - G_1}{P_0}} = \sqrt{\frac{1}{PEG100}}$$

mit:

P_0	=	Aktienpreis zum Zeitpunkt t=0
G_1	=	Gewinn in Periode 1
G_2	=	Gewinn in Periode 2
k	=	Eigenkapitalkosten
PEG	=	Price-Earnings-Growth-Ratio

Eine wesentliche Einschränkung dieses Modells besteht allerdings darin, dass $G_2 > G_1$ sein muss. Dies ist nicht bei allen beobachtbaren Unternehmen notwendigerweise der Fall, wodurch sich die Basis für empirische Untersuchungen entsprechend reduziert.²²¹

²¹⁹ Vgl. Easton, P. D. (2004). Es handelt sich um ein Ein-Phasen-Modell konstant wachsender Residualgewinne.

²²⁰ Vgl. Reese, R. (2005), S. 8.

²²¹ Vgl. Nölte, U. (2008), S. 200.

2.2. Stand der empirischen Forschung

2.2.1. Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen

2.2.1.1. Experimentelle Untersuchungen

Der Zusammenhang zwischen Rechnungslegung und Anlegerverhalten kann mithilfe von Experimenten untersucht werden, wie etwa durch Dyckman und Jensen.²²² Experimente werden in der Rechnungswesenforschung zumeist in Form von Labortests und Feldstudien durchgeführt.²²³ Jensen kreierte eine experimentelle Feldstudie, in der professionelle Analysten fiktive Beteiligungstitel bewerten.²²⁴ Dabei wurde die Reaktion der Analysten auf Änderungen in der Rechnungslegung und auf Publizitätsalternativen beobachtet.²²⁵ Die Ergebnisse der Experimente zeigen, dass Analysten in ihren Einschätzungen durch Änderungen in der Rechnungslegung signifikant beeinflusst werden, die Reaktionen aber im Einzelnen höchst unterschiedlich ausfallen. Der Vorteil der experimentellen Untersuchung besteht darin, Hypothesen über die Kausalität²²⁶ zwischen Rechnungslegung und Anlegerverhalten direkt testen zu können. Aus den Ergebnissen der Experimente von Dyckman und Jensen können allerdings keine eindeutigen Rückschlüsse gezogen werden. Die festgestellten Effekte lassen sich aufgrund der einschränkenden Bedingungen der Experimente nicht verallgemeinern und auf reale Kapitalmärkte übertragen. Im experimentellen Umfeld fehlen vor allem der Wettbewerbscharakter des Kapitalmarkts und die Möglichkeit des Zugriffs auf zusätzlichen Informationsquellen, wie Preise, Insiderwissen oder Investor Relations-Veröffentlichungen. Diese zusätzlichen Informationsquellen lassen sich im Design von Experimenten nur schwer abbilden.²²⁷

²²² Vgl. Dyckman, T. R. (1964) und Jensen, R. (1966).

²²³ Vgl. zur Beschreibung der beiden Methoden und den Kriterien zur Auswahl detailliert Erlei, M. (2003), S. 343 ff.

²²⁴ Vgl. Palea, V. (2006), S. 27.

²²⁵ Vgl. Libby, R., Bloomfield, R., Nelson, M. W. (2002), S. 783.

²²⁶ Vgl. zur Definition des Kausalitätsbegriffs in experimentellen Studien Rapoport, A. (1953).

²²⁷ Vgl. zur Kritik an diesen experimentellen Ansätzen Sunder, S. (1973), Beresford, D. A. (1994), Maines, L. A. (2004), Maines, L. A. (2005) sowie allgemein Libby, R., Bloomfield, R., Nelson, M. W. (2002). Zu jüngeren Untersuchungen zur Reaktion von Investoren auf einer experimentellen Wertpapierbörse auf Veränderungen in Rechnungslegungssystemen vgl. z. B. Haase, E. (2006) und Prinz, A. (2010).

2.2.1.2. Die Untersuchung von Botosan²²⁸

Botosan 1997	
Untersuchungsgegenstand	Auswirkung freiwilliger Publizität auf die Eigenkapitalkosten
Untersuchungszeitraum	1983-1990
Sample der Untersuchung	122 US-amerikanische Unternehmen der Maschinenbaubranche
Modell für Eigenkapitalkosten	Edward-Bell-Ohlson-Modell
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Kein signifikanter Zusammenhang zwischen freiwilliger Publizität und Eigenkapitalkosten für das Gesamtsample. Signifikanter Zusammenhang bei jenen Unternehmen, die nicht im Zentrum der Aufmerksamkeit von Finanzanalysten stehen.

Tabelle 1: Überblick Untersuchung von Botosan und Plumlee

Eine der ersten Studien, welche die direkten Auswirkungen von freiwilliger Publizität auf die Eigenkapitalkosten empirisch untersuchten, wurde 1997 von Botosan durchgeführt.²²⁹ Sie ermittelte die impliziten Eigenkapitalkosten mithilfe eines Modells, das von Edwards und Bell, von Ohlson sowie von Feltham und Ohlson entwickelt wurde. Dieses Modell wird in der Literatur auch als “Edward-Bell-Ohlson”-Modell bezeichnet. Es handelt sich dabei um ein rechnungswesenbasiertes Übergewinnverfahren, das auf die Buchwerte des Unternehmens und diskontierte zukünftige Residualgewinne abstellt.²³⁰ Das Niveau der Publizität wurde anhand eines von der Autorin selbst erstellten Index (namens DSCORE) gemessen, der sich aus fünf Kategorien zusammensetzt: Hintergrundinformation, Zusammenfassung historischer Ergebnisse, relevante nicht-finanzielle Angaben, Prognoseinformationen und Management Discussion and Analysis. Botosan untersuchte die Geschäftsberichte des Jahres 1990 von 122 US-amerikanischen Unternehmen der Maschinenbaubranche auf das Vorhandensein von freiwilligen Informationen dieser fünf Kategorien. Es wurden dafür Punkte vergeben bzw. Zusatzpunkte für besonders detaillierte freiwillige Informationen. Der DSCORE errechnete sich als Summe dieser Einzelbewertungen. Zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen dem Niveau der Unternehmenspublizität und den Eigenkapitalkosten

²²⁸ Zunächst werden Untersuchungen vorgestellt, welche die Auswirkung freiwilliger Publizität auf die Eigenkapitalkosten zum Gegenstand hatten. Danach werden Untersuchungen vorgestellt, welche die Auswirkung des Wechsels von Rechnungslegungsstandards bzw. den Einfluss der Anwendung von Rechnungslegungsstandards auf die Eigenkapitalkosten zum Gegenstand hatten.

²²⁹ Vgl. Botosan, C. A. (1997). Die Studie von Botosan gilt als wegweisend für folgende empirische Studien, vgl. Paterno, M. (2008), S. 75.

²³⁰ Vgl. Edwards, E., Bell, P. (1961), Ohlson, J. (1995) und Feltham, G., Ohlson, J. (1995) und Botosan, C. A. (1997), S. 338 f. Kritik an der Eignung dieses Modells zur Erklärung von Marktpreisen von Beteiligungstiteln äußern Callen, J. L., Segal, D. (2005).

wurde eine Regressionsanalyse mit den abhängigen Variablen Markt-Beta und Unternehmensgröße sowie dem ermittelten Publizitätsindex DSCORE durchgeführt. Als Ergebnis lässt sich im Allgemeinen kein signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem DSCORE und den Eigenkapitalkosten der Unternehmen feststellen. Bei genauer Betrachtung der Ergebnisse stellt sich allerdings heraus, dass ein signifikanter negativer Zusammenhang bei jenen Unternehmen besteht, die nicht im Zentrum der Aufmerksamkeit von Analysten stehen, da dort freiwillige Prognoseinformationen und relevante nicht-finanzielle Angaben von großer Bedeutung sind. Die für die Ermittlung der Eigenkapitalkosten erforderlichen Prognoseinformationen basieren bei Botosan auf den Schätzungen von Analysten.²³¹

Botosan und Frost wiederholten 1998 diese empirische Studie für nicht US-amerikanische Unternehmen, die an US-amerikanischen Börsen notieren, und gelangten zum Ergebnis, dass auch hier kein signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau und den Eigenkapitalkosten der untersuchten Unternehmen festgestellt werden kann.²³² Vielmehr stellte sich ein signifikanter Zusammenhang zur Marktliquidität und zur Frequenz der Veröffentlichung von Informationen heraus.

2.2.1.3. Die Untersuchung von Botosan und Plumlee

Botosan und Plumlee 2002	
Untersuchungsgegenstand	Auswirkung freiwilliger Publizität auf die Eigenkapitalkosten
Untersuchungszeitraum	1985-1996
Sample der Untersuchung	3.618 Beobachtungen bei 668 US-amerikanischen Unternehmen in 37 Branchen
Modell für Eigenkapitalkosten	Residualgewinnmodell
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Kein signifikanter Zusammenhang zwischen freiwilliger Publizität und Eigenkapitalkosten für das Gesamtsample. Unterschiedliche Ergebnisse für einzelne Kategorien der Auswertungen des AIMR: für Kategorie 1 signifikant negativ, für Kategorie 2 signifikant positiv, für Kategorie 3 kein signifikanter Zusammenhang.

Tabelle 2: Überblick Untersuchung von Botosan und Plumlee

Botosan und Plumlee modifizierten 2002 die von Botosan im Jahr 1997 gewählte Vorgehensweise und verwendeten anstelle eines selbst erstellten Index die Auswertun-

²³¹ Vgl. Botosan, C. A. (1997), S. 338 ff.

²³² Vgl. Botosan, C. A., Frost, C. (1998).

gen der Association for Investment Management and Research (AIMR) für die Jahre 1985 bis 1996.²³³ Die Auswertungen des AIMR erfolgten durch das Corporate Information Committee (CIC). Sie bewerteten die veröffentlichten Informationen von kapitalmarktorientierten Unternehmen in den Vereinigten Staaten anhand von drei Kategorien: 1. Jahresabschluss und weitere Pflichtveröffentlichungen, 2. Quartalsberichterstattung und weitere freiwillige Angaben und 3. Übrige Aspekte von Investor-Relations-Aktivitäten (wie beispielsweise Analystenpräsentationen und Interviews). Kritisch zur Anwendung der Auswertungen des AIMR äusserten sich Lang und Lundholm bzw. Healy und Palepu, die neben anderen Einschränkungen vor allem eine starke Vergangenheitsorientierung der Auswertungen des AIMR einräumten.²³⁴ Damit verfügten sie über eine wesentlich größere Datenbasis, die 3.618 Einzelbeobachtungen für 668 Unternehmen aus 37 unterschiedlichen Branchen umfasst.²³⁵ Die Eigenkapitalkosten wurden von Botosan und Plumlee mithilfe des Residualgewinnmodells ermittelt. Die Regressionsanalyse wurde wie 1997 durchgeführt, als abhängige Variable wurde anstelle des selbsterstellten DSCORE jeweils eine der drei Kategorien der Auswertungen des AIMR einzeln herangezogen. Die Ergebnisse dieser Studie sind divers. Wie bereits 1997 und 1998 lässt sich im Allgemeinen kein signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau und den Eigenkapitalkosten feststellen. Auch hier führt allerdings eine nähere Betrachtung der Ergebnisse zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen. Für die Kategorie 1, Jahresabschluss und weitere Pflichtveröffentlichungen, ist ein signifikanter negativer Effekt auf die Eigenkapitalkosten erkennbar. Für die Kategorie 2, die Quartalsberichterstattung und weitere freiwillige Angaben beinhaltet, kommt es entgegen den Erwartungen der Autoren sogar zu einem positiven (also erhöhenden) Effekt auf die Eigenkapitalkosten. Dies entspricht auch der Annahme von Managern, dass eine höhere Informationsfrequenz (z. B. in Form von Quartalsabschlüssen) – möglicherweise durch die dadurch erzeugte höhere Volatilität der Marktpreise der Beteiligungstitel – eigenkapitalkostenerhöhend wirkt.²³⁶ Für die Kategorie 3, Übrige Aspekte der Investor-Relations-Aktivitäten, lässt sich kein Zusammenhang zu den Eigenkapitalkosten feststellen.

²³³ Vgl. Botosan, C. A., Plumlee, M. A. (2002).

²³⁴ Vgl. Lang, M., Lundholm, R. (1993) und Healy, P., Palepu, K. (2001).

²³⁵ Vgl. Botosan, C. A., Plumlee, M. A. (2002), S. 24 f.

²³⁶ Vgl. Palea, V. (2005), S. 40.

2.2.1.4. Die Untersuchung von Hail

Hail 2002	
Untersuchungsgegenstand	Auswirkung freiwilliger Publizität auf die Eigenkapitalkosten
Untersuchungszeitraum	1997
Sample der Untersuchung	73 kotierte Unternehmen der Schweizer Börse
Modell für Eigenkapitalkosten	Residualgewinnmodell
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau und den Eigenkapitalkosten

Tabelle 3: Überblick Untersuchung von Hail

Selbst erstellte bzw. von Forschungseinrichtungen publizierte Indizes wurden in einer Vielzahl von weiteren Studien zur Untersuchung von vermuteten Zusammenhängen zwischen Publizität und Eigenkapitalkosten verwendet. Hail wählte eine ähnliche Vorgehensweise bei ihrer empirischen Studie für den schweizerischen Kapitalmarkt und kommt zum Schluss, dass für die untersuchten 73 Unternehmen ein signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau und den Eigenkapitalkosten besteht.²³⁷

Für länderübergreifende Studien wird oft auf den Index des Centers for Financial Analysts and Research (CIFAR) zurückgegriffen, wie beispielsweise bei La Porta, Shleifer, Vishny und Lopez des Silanes, sowie bei Hope, bei Leuz, Nanda und Wysocki und bei Francis, Khurana und Pereira.²³⁸ Letztere untersuchten die Auswirkungen freiwilliger Publizität auf die Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen aus 23 Staaten für die Jahre 1993 bis 1995 anhand des aus 90 unterschiedlichen Kategorien bestehenden CIFAR-Index. Die Eigenkapitalkosten wurden mit dem PEG-Modell berechnet. Als Ergebnis der Korrelations- und Regressionsanalyse kann ein schwacher, aber statistisch signifikanter negativer Zusammenhang festgestellt werden.²³⁹ Khanna, Palepu und Srinivasan verwendeten in ihrer länderübergreifenden Studie den Standard & Poor's-Index zur internationalen Unternehmenspublizität.²⁴⁰

²³⁷ Vgl. Hail, L. (2002).

²³⁸ Vgl. La Porta, R. F., Shleifer, A., Vishny, R., Lopez de Silanes, F. (1998), Hope, O. (2003), Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P. (2003) und Francis, J. R., Khurana, I. K., Pereira, R. (2005).

²³⁹ Vgl. Francis, J. R., Khurana, I. K., Pereira, R. (2005), S. 1156.

²⁴⁰ Vgl. Khanna, T., Palepu, K., Srinivasan, S. (2004).

2.2.1.5. Die Untersuchung von Welker

Welker 1995	
Untersuchungsgegenstand	Auswirkung des Publizitätsniveaus auf die Eigenkapitalkosten
Untersuchungszeitraum	1983-1990
Sample der Untersuchung	1.639 Beobachtungen bei 427 US-amerikanischen Unternehmen in 28 Branchen
Modell für Eigenkapitalkosten	Relative Geld-Brief-Spanne
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Signifikanter negativer Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau und der Geld-Brief-Spanne. Signifikanter positiver Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau und der Rendite bzw. dem Aktienkurs

Tabelle 4: Überblick Untersuchung von Welker

Welker griff in seiner Studie ebenfalls auf die Auswertungen des AIMR zurück, untersuchte die Auswirkungen von Publizität auf die Eigenkapitalkosten allerdings auf indirektem Wege.²⁴¹ Im Fokus seiner empirischen Untersuchung steht die Hypothese, dass bei einer zeitnahen Informationsweitergabe an die Anleger die Marktliquidität steigt.²⁴² Als Messgröße für die Marktliquidität diente der Baseline-Spread der untersuchten Unternehmen, definiert als die relative Geld-Brief-Spanne des Jahresendkurses. Unter Baseline-Spread versteht man eine von einzelnen Informationsereignissen unabhängige Geld-Brief-Spanne. Welker verwendete in seiner empirischen Untersuchung Daten von 427 Unternehmen aus 28 Branchen (1.639 Einzelbeobachtungen) in einem Beobachtungszeitraum von 1983 – 1990.²⁴³ Neben dem Publizitätsniveau, der relativen Geld-Brief-Spanne und dem Jahresendkurs wurden die um die Markttrendite bereinigte Jahresrendite, die Standardabweichung der täglichen Rendite und das Handelsvolumen ermittelt.²⁴⁴ Als Ergebnis der Regressionsanalyse stellte Welker fest, dass die mithilfe der Geld-Brief-Spanne gemessene Informationsasymmetrie signifikant negativ auf ein steigendes Publizitätsniveau reagiert.²⁴⁵

Neben den vorgenannten Autoren verwendeten weiters Lang und Lundholm, Healy, Hutton und Palepu sowie Nagar, Nanda und Wysocki die Auswertungen des AIMR für

²⁴¹ Vgl. Welker, M. (1995).

²⁴² Vgl. Welker, M. (1995), S. 807.

²⁴³ Vgl. Welker, M. (1995), S. 811.

²⁴⁴ Vgl. Gierga, R. L. (2008), S. 122.

²⁴⁵ Vgl. ausführlich zu den Ergebnissen der univariaten und multivariaten Regressionsanalyse Welker, M. (1995), S. 815 ff.

ihre empirischen Studien.²⁴⁶ Healy, Hutton und Palepu gingen dabei methodisch ähnlich vor wie Welker, indem sie den Einfluss der Publizität auf die Eigenkapitalkosten nicht unmittelbar untersuchten, sondern unterschiedliche Messgrößen der Informationsasymmetrie betrachteten. Sie untersuchten den Zusammenhang zwischen freiwilliger Publizität und Aktienrendite, Geld-Brief-Spanne, Anteil institutioneller Investoren, Anzahl der Aktienanalysten und Streuung der Analystenprognosen. Wie bei Welker dienten auch hier die Auswertungen des AIMR zur Messung des Publizitätsniveaus.²⁴⁷ Das Ergebnis der Untersuchung zeigt ebenso einen signifikanten negativen Zusammenhang zwischen Informationsasymmetrie und steigendem Publizitätsniveau.

Die Anwendung von Indizes zur Erklärung von Zusammenhängen zwischen Publizitätsniveau und Eigenkapitalkosten ist durchaus problembehaftet. Die Indizes basieren zumeist auf den subjektiven Einschätzungen bestimmter Anspruchsgruppen, beispielsweise auf jenen von Finanzanalysten. Zudem fokussiert die indexbasierte Untersuchung von Unternehmen in vielen Fällen auf das Vorhandensein und die Quantität bestimmter Informationen, nicht aber auf deren Qualität. Eine weitere Einschränkung der Aussagekraft von Indizes liegt in der unterschiedlichen Gewichtung einzelner Kriterien und der Tatsache, dass komplementäre Informationen, die neben den definierten Kriterien zum Publizitätsniveau beitragen können, keine Berücksichtigung finden.²⁴⁸

²⁴⁶ Vgl. Lang, M., Lundholm, R. (1993 und 1996), Healy, P., Hutton, A., Palepu, K. (1999) und Nagar, V., Nanda, D., Wysocki, P. (2003).

²⁴⁷ Vgl. Welker, M. (1995), S. 807 und Healy, P., Hutton, A., Palepu, K. (1999), S. 491 ff. Ebenso Sengupta, wobei hier nicht die Eigenkapital-, sondern die Fremdkapitalkosten im Zentrum der empirischen Studie stehen. Vgl. Sengupta, P. (1998).

²⁴⁸ Vgl. Leuz, C., Wysocki, P. (2008), S. 24 f.

2.2.1.6. Die Untersuchung von Auer

Auer 1998	
Untersuchungsgegenstand	Auswirkung des Wechsels des Rechnungslegungssystems von HGB auf IAS auf die Risikoparameter
Untersuchungszeitraum	1985-1994
Sample der Untersuchung	35 kotierte Unternehmen der Schweizer Börse
Modell für Eigenkapitalkosten	Varianz der Aktienrendite, Varianz der abnormalen Rendite, Beta-Faktor
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Signifikanter negativer Zusammenhang zwischen der Umstellung auf IAS und der Varianz der Aktienrendite. Kein signifikanter negativer Zusammenhang zwischen der Umstellung auf IAS und der Varianz abnormaler Renditen und dem Beta-Faktor.

Tabelle 5: Überblick Untersuchung von Auer

Auer untersuchte, ob der freiwillige Wechsel auf ein anderes Rechnungslegungssystem Auswirkungen auf die Risikoparameter von kapitalmarktorientierten Unternehmen hat.²⁴⁹ Er betrachtete dabei schweizerische börsenkotierte Unternehmen, die auf IAS und EG-Richtlinien umgestellt hatten. Das Sample seiner empirischen Untersuchung bestand aus 32 Unternehmen, die zwischen 1985 und 1994 gewechselt hatten. Als Messgrößen verwendete Auer die Varianz der Aktienrendite, die Varianz der abnormalen Rendite und einen auf Basis historischer Daten ermittelten Beta-Faktor. Er kommt zum Ergebnis, dass es einen signifikanten negativen Zusammenhang zwischen der Anwendung der IAS und der Varianz der Aktienrendite gibt. Das Publizitätsniveau ist bei der Anwendung von IAS deutlich höher als bei der Anwendung des schweizerischen Rechnungslegungsstandard. Die Anwendung der IAS hat allerdings keinen signifikanten negativen Einfluss auf die Varianz der abnormalen Rendite und den Beta-Faktor.²⁵⁰

²⁴⁹ Vgl. Auer, K. V. (1998a und 1998b). Die empirische Studie von Auer ist einer der ersten, welche die Auswirkungen des Wechsels von nationalen Standards auf IAS auf die Komponenten der Informationsasymmetrie untersuchen.

²⁵⁰ Vgl. Auer, K. V. (1998a), S. 129 ff.

2.2.1.7. Die Untersuchung von Daske

Daske 2006	
Untersuchungsgegenstand	Einfluss von HGB/IAS/IFRS/US-GAAP auf die Eigenkapitalkosten
Untersuchungszeitraum	1993-2002
Sample der Untersuchung	735 deutsche Unternehmen
Modell für Eigenkapitalkosten	Residualgewinnmodell
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Kein signifikanter Einfluss der Rechnungslegungsstandards auf die Eigenkapitalkosten.

Tabelle 6: Überblick Untersuchung von Daske

Daske untersuchte deutsche Unternehmen und wendete zur Approximation der Eigenkapitalkosten ein Residualgewinnmodell an.²⁵¹ Er kommt zum Ergebnis, dass die Eigenkapitalkosten von Unternehmen, deren Abschlüsse nach dem HGB aufgestellt wurden, niedriger sind als jene von Unternehmen, deren Abschlüsse nach den IFRS oder den US-GAAP aufgestellt wurden. Zudem stellt sich der Einfluss des Rechnungslegungsstandards in der Regressionsanalyse zumeist als nicht signifikant heraus.

Im Jahr 2008 weiteten Daske, Hail, Leuz und Verrecchia die Untersuchung auf 26 Staaten aus und setzten in der multivariaten Regression eine Dummyvariable zur Isolierung der Rechnungslegungseffekte ein.²⁵² Das Ergebnis unterscheidet sich von jenem von 2006 dadurch, dass für Unternehmen, die auf die IFRS umgestellt haben, nach der Eliminierung von Antizipationseffekten eine signifikant höhere Marktliquidität und signifikant niedrigere Eigenkapitalkosten festgestellt wurden.²⁵³

²⁵¹ Vgl. auch zum Nachfolgenden Daske, H. (2006).

²⁵² Vgl. Daske, H., Hail, L., Leuz, C., Verdi, R. (2008).

²⁵³ Vgl. Tran, D. H. (2011), S. 48.

2.2.1.8. Die Untersuchung von Palea

Palea 2006	
Untersuchungsgegenstand	Einfluss der verpflichtenden Anwendung von IFRS auf die Eigenkapitalkosten europäischer Banken
Untersuchungszeitraum	2004-2005
Sample der Untersuchung	35 Banken aus den Staaten Frankreich, Griechenland, Italien, Irland, Portugal und Spanien
Modell für Eigenkapitalkosten	Modifiziertes Gordon Modell
Statistische Methode	Regressionsanalyse
Untersuchungsergebnisse	Signifikanter negativer Einfluss des verpflichtenden Wechsels auf IFRS auf die Eigenkapitalkosten.

Tabelle 7: Überblick Untersuchung von Palea

Palea untersuchte die Auswirkung der verpflichtenden Anwendung der IFRS auf die Eigenkapitalkosten ausgewählter europäischer Banken. Dabei wendete sie ein modifiziertes Gordon Modell an, in dem sie als Proxy für die Eigenkapitalkosten die erwarteten Earnings per share der Folgeperiode dem Aktienpreis der beobachteten Periode gegenüberstellte. Sie führte zunächst eine univariate Regressionsanalyse durch, deren Ergebnisse zeigen, dass es zu einer signifikanten Reduktion der Eigenkapitalkosten im Umstellungsjahr 2005 gekommen ist. Um den Effekt der Anwendung der IFRS zu isolieren, führte sie in einer multivariaten Regressionsanalyse die Dummyvariable IAS ein und kommt zum Ergebnis, dass die Anwendung der IFRS einen signifikant negativen Einfluss auf die Eigenkapitalkosten hat.²⁵⁴

2.2.1.9. Weitere Untersuchungen

Es gibt eine Reihe von weiteren Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen internationaler Rechnungslegung und Eigenkapitalkosten, die zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen kommen:

Ashbaugh und Pinkus, Hodgdon, Tondkar, Harless und Adhikari sowie Ernstberger, Krotter und Stadler untersuchten in ihren empirischen Studien, ob durch die Anwendung der IFRS die Prognosen der Analysten über die Entwicklung von kapitalmarktorientierten Unternehmen genauer wird.²⁵⁵ Sie kommen zum Ergebnis, dass die Präzision

²⁵⁴ Vgl. Palea, V. (2006).

²⁵⁵ Vgl. Ashbaugh, H., Pinkus, M. (2001). Hodgdon, C. D., Tondkar, R. H., Harless, D. W., Adhukari, A. (2008), Ernstberger, J., Stadler, S., Stadler, C. (2009).

der Voraussagen steigt. Anders sahen dies Cuijpers und Buijink, die in ihrer Untersuchung eine vergleichsweise höhere Fehleranfälligkeit der Analysten-Forecasts feststellten.²⁵⁶

Ernstberger und Vogler (für IFRS und US-GAAP) sowie Kim und Shi (für IFRS) kamen in ihren Arbeiten zum Ergebnis, dass die Anwendung internationaler Rechnungslegungsstandards zu wesentlich geringeren Eigenkapitalkosten führte. Barth, Landsman und Lang²⁵⁷ zeigten, dass in der Phase nach der Umstellung von lokalen Rechnungslegungsstandards auf IFRS (post adoption) bei den Unternehmen weit weniger “earnings management” feststellbar war, während Van Tendeloo und Vanstraelen²⁵⁸ zum Ergebnis gelangten, dass es hier keinerlei direkte Auswirkungen gab. Lin und Paananen stellen in ihrer Untersuchung für Deutschland sogar fest, dass das “earnings management” höher war als vor der IFRS-Umstellung.²⁵⁹

2.2.2. Forschungslücken

Die Erkenntnisse der bisherigen theoretischen und empirischen Forschung lassen vermuten, dass die Anwendung internationaler Rechnungslegungsstandards eine senkende Wirkung auf die Eigenkapitalkosten börsennotierter Unternehmen hat. Insbesondere die Ergebnisse der Untersuchungen von Daske und von Palea deuten darauf hin, dass der Anwendung der IAS und der IFRS eine signifikante Reduktion der Eigenkapitalkosten zugeordnet werden kann. Zum Zusammenhang zwischen den Rechnungslegungsstandards bzw. dem Wechsel der Rechnungslegungsstandards und den Eigenkapitalkosten finden sich allerdings auch empirische Studien, die zum gegenteiligen Ergebnis kommen. Als besonders schwierig stellt sich dabei die Isolierung der Rechnungslegungsstandards als individuell beobachtbare Einflussgröße auf die Eigenkapitalkosten heraus. Hier besteht weiterhin theoretischer und empirischer Forschungsbedarf.

Die kritische Würdigung der bisherigen empirischen Untersuchungen lässt Bereiche erkennen, die bisher noch wenig Beachtung gefunden haben. Empirische Untersuchungen wurden bisher entweder für die freiwillige Anwendung der IAS oder die verpflichtende Anwendung der IFRS durchgeführt. Es wurden dadurch die Auswirkungen eines freiwilligen Rechnungslegungswechsels oder jene eines verpflichtenden Rech-

²⁵⁶ Cuijpers, R., Buijink, W. (2005).

²⁵⁷ Vgl. Barth, M., Landsman, W., Lang, M. (2008).

²⁵⁸ Vgl. Van Tendeloo, B., Vanstraelen, A. (2005).

²⁵⁹ Vgl. Lin, H., Paananen, M. (2007).

nungslegungswechsels beleuchtet. In vielen dieser Untersuchungen wurden die Effekte von der Periode vor der Umstellung auf die Umstellungsperiode analysiert. Es liegen bislang keine empirische Studien vor, die sowohl die freiwillige Anwendung der IAS als auch die verpflichtende Anwendung der IFRS für dieselben Staaten in vergleichbaren Branchen untersuchen, und zwar für einen Beobachtungszeitraum, der sowohl die Periode vor der Umstellungsperiode, die Umstellungsperiode selbst und die Periode nach der Umstellungsperiode mit einbezieht.

3. Konzeption der empirischen Untersuchung

3.1. Forschungsfragen

Basierend auf den beschriebenen Forschungslücken ergeben sich folgende zentrale Forschungsfragen:

1. Führt die freiwillige Anwendung der IAS für börsennotierte Unternehmen in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten?
2. Führt die verpflichtende Anwendung der IFRS für börsennotierte Unternehmen in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten?

3.2. Entwicklung der Hypothesen

3.2.1. Forschungshypothesen

Aus den Forschungsfragen ergeben sich die Forschungshypothesen HF_a bis HF_d, die als Veränderungshypothesen der statistischen Überprüfung durch operationale Hypothesen zugrunde liegen. Es handelt sich bei den aufgestellten Hypothesen um so genannte gerichtete, und zwar um solche, welche die konkrete Richtung der Veränderung hypothetisch voraussagen.²⁶⁰ Es werden die Alternativhypothese H₁ und die Nullhypothese H₀ stets als Hypothesenpaar dargestellt.

HF_{a1}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte für börsennotierte Unternehmen in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.

HF_{a0}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte für börsennotierte Unternehmen in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.

HF_{b1}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte für börsennotierte Unternehmen in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.

²⁶⁰ Vgl. zur Definition von gerichteten und ungerichteten Hypothesen und deren unterschiedlichen Ausprägungsformen Bortz, J., Döring, N. (2006), S. 493.

- HFb₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte für börsennotierte Unternehmen in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.
- HFc₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte für börsennotierte Unternehmen in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.
- HFc₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte für börsennotierte Unternehmen in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.
- HFd₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.
- HFd₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten.

Als nächster Schritt erfolgt die Ableitung von operationalen Hypothesen. Dies ist wesentlich, um die Forschungshypothesen einer konkreten statistischen Überprüfung zugänglich zu machen. Es werden drei Gruppen von operationalen Hypothesen entwickelt, und zwar solche, die die freiwillige Anwendung der IAS betreffen, solche, die die verpflichtende Anwendung der IFRS betreffen, und solche, die sowohl die freiwillige Anwendung der IAS als auch die verpflichtende Anwendung der IFRS gemeinsam betreffen. Diese werden sowohl für die Staaten Österreich und Deutschland als auch für unterschiedliche Beobachtungszeiträume definiert.

3.2.2. Operationale Hypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS

Für börsennotierte Unternehmen in Deutschland war die Anwendung von internationalen Rechnungslegungsstandards, und damit auch der IAS, für die Aufstellung eines befreiend wirkenden Konzernabschlusses ab dem Geschäftsjahr 1997 möglich. Für börsennotierte Unternehmen in Österreich war dies ab dem Geschäftsjahr 1998 möglich. Um zu untersuchen, ob die freiwillige Anwendung der IAS zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte, werden für beide Staaten operationale Hypothesen für drei Beobachtungszeiträume aufgestellt. Anschließend werden verbundene Hypothesen aufgestellt, welche die Reduktion der Eigenkapitalkosten in den drei Beobachtungszeiträumen für beide Staaten vergleichen.

Im ersten Beobachtungszeitraum werden die Eigenkapitalkosten für Deutschland in den Jahren 1997 und 1999 und für Österreich in den Jahren 1998 und 2000 verglichen. Damit wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten von der Periode vor dem Umstellungsjahr 1998 bzw. 1999 zur Periode nach dem Umstellungsjahr untersucht.

Im zweiten Beobachtungszeitraum werden die Eigenkapitalkosten für Deutschland in den Jahren 1997 und 1998 und für Österreich in den Jahren 1998 und 1999 verglichen. Damit wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten von der Periode vor dem Umstellungsjahr zum Umstellungsjahr untersucht.

Im dritten Beobachtungszeitraum werden die Eigenkapitalkosten für Deutschland in den Jahren 1998 und 1999 und für Österreich in den Jahren 1999 und 2000 verglichen. Damit wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten vom Umstellungsjahr zur Periode nach dem Umstellungsjahr untersucht.

Die verbundenen Hypothesen betreffen den Vergleich der Reduktion der Eigenkapitalkosten in den drei Beobachtungszeiträumen für die Staaten Deutschland und Österreich.

In den nachfolgend dargestellten Hypothesen ist unter „freiwillige Anwendung der IAS“ stets die freiwillige Anwendung der IAS zur Aufstellung eines befreiend wirkenden Konzernabschlusses eines börsennotierten Unternehmens in Deutschland bzw. in Österreich gemeint.

3.2.2.1. Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1999 bzw. 1998 und 2000

H1_{a1}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1997 zum Jahr 1999.

H1_{a0}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1997 zum Jahr 1999.

H1_{b1}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1998 zum Jahr 2000.

H1_{b0}: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1998 zum Jahr 2000.

3.2.2.2. Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1998 bzw. 1998 und 1999

- H2a₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1997 zum Jahr 1998.
- H2a₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1997 zum Jahr 1998.
- H2b₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1998 zum Jahr 1999.
- H2b₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1998 zum Jahr 1999.

3.2.2.3. Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1998 und 1999 bzw. 1999 und 2000

- H3a₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1998 zum Jahr 1999.
- H3a₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1998 zum Jahr 1999.
- H3b₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1999 zum Jahr 2000.
- H3b₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1999 zum Jahr 2000.

3.2.2.4. Verbundene operationale Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume

- H4a₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland und in Österreich zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Periode nach der Umstellung.
- H4a₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland und in Österreich nicht zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Periode nach der Umstellung.
- H4b₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland und in Österreich zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Umstellungsperiode.
- H4b₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland und in Österreich nicht zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Umstellungsperiode.
- H4c₁: Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland und in Österreich zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Umstellungsperiode zur Periode nach der Umstellungsperiode.
- H4c₀: Die freiwillige Anwendung der IAS führte sowohl in Deutschland als auch in Österreich nicht zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Umstellungsperiode zur Periode nach der Umstellungsperiode.

3.2.3. Operationale Hypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS

Für alle börsennotierten Unternehmen in Deutschland und Österreich ist seit 2005 die Anwendung der IFRS zur Aufstellung des Konzernabschlusses verpflichtend. Für Unternehmen, die US-GAAP anwenden, bestand bis zum Geschäftsjahr 2007 eine Übergangsregelung. Um zu untersuchen, ob die verpflichtende Anwendung der IFRS zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte, werden daher für beide Staaten Hypothesen für drei Beobachtungszeiträume erstellt. Anschließend werden verbundene Hypo-

thesen erstellt, welche die Reduktion der Eigenkapitalkosten in den drei Beobachtungszeiträumen für beide Staaten vergleichen.

Im ersten Beobachtungszeitraum werden für Deutschland und für Österreich die Eigenkapitalkosten in den Jahren 2004 und 2006 verglichen. Damit wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten von der Periode vor dem Umstellungsjahr zur Periode nach dem Umstellungsjahr untersucht.

Im zweiten Beobachtungszeitraum werden für Deutschland und für Österreich die Eigenkapitalkosten in den Jahren 2004 und 2005 verglichen. Damit wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten von der Periode vor dem Umstellungsjahr zum Umstellungsjahr untersucht.

Im dritten Beobachtungszeitraum werden für Deutschland und für Österreich die Eigenkapitalkosten in den Jahren 2005 und 2006 verglichen. Damit wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten vom Umstellungsjahr zur Periode nach dem Umstellungsjahr untersucht.

Die verbundenen Hypothesen betreffen den Vergleich der Reduktion der Eigenkapitalkosten in den drei Beobachtungszeiträumen für die Staaten Deutschland und Österreich.

In den nachfolgend dargestellten Hypothesen ist unter „verpflichtende Anwendung der IFRS“ stets die verpflichtende Anwendung der IFRS zur Aufstellung eines Konzernabschlusses eines börsennotierten Unternehmens in Deutschland bzw. in Österreich gemeint. Die Umstellungsperiode betrifft stets das Geschäftsjahr 2005, ab dem dies in beiden Staaten verpflichtend war.

3.2.3.1. Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2004 und 2006

- H5a₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2006.
- H5a₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2006.

H5b₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2006.

H5b₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2006.

3.2.3.2. Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2004 und 2005

H6a₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2005.

H6a₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2005.

H6b₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2005.

H6b₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2004 zum Jahr 2005.

3.2.3.3. Operationale Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2005 und 2006

H7a₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2005 zum Jahr 2006.

H7a₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2005 zum Jahr 2006.

H7b₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2005 zum Jahr 2006.

H7b₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Österreich nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten vom Jahr 2005 zum Jahr 2006.

3.2.3.4. Verbundene operationale Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume

- H8a₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland und in Österreich zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Periode nach der Umstellung.
- H8a₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland und in Österreich nicht zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Periode nach der Umstellung.
- H8b₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland und in Österreich zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Umstellungsperiode.
- H8b₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland und in Österreich nicht zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Periode vor der Umstellung zur Umstellungsperiode.
- H8c₁: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland und in Österreich zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Umstellungsperiode zur Periode nach der Umstellungsperiode.
- H8c₀: Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland und in Österreich nicht zu einer ähnlich starken Reduktion der Eigenkapitalkosten von der Umstellungsperiode zur Periode nach der Umstellungsperiode.

3.3. Auswahl und Adaptierung des Untersuchungsmodells

Für die in dieser Arbeit durchgeführte empirische Untersuchung der Auswirkungen der freiwilligen Anwendung der IAS und der verpflichtenden Anwendung der IFRS auf die Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen in Deutschland und in Österreich dient das Dividendendiskontierungsmodell von Gordon und Shapiro (vgl. zu diesem Modell Abschnitt 2.1.4.5.) als Grundlage für die Überlegungen zur Entwicklung eines Modells zur Approximation der Eigenkapitalkosten. Diese Vorgehensweise wurde auch von Palea in der 2006 durchgeführten empirischen Untersuchung der Auswirkungen der verpflichtenden Anwendung der IFRS auf die Eigenkapitalkosten börsennotierter europäischer Banken gewählt (vgl. dazu Abschnitt 2.2.1.8.). Palea leitet aus dem Modell von Gordon und Shapiro eine Proxy für die Eigenkapitalkosten ab, die wie folgt aussieht:²⁶¹

$$(28) \quad K_e = E(EPS_{t+1})/P_t$$

mit:

K_e = erwartete Eigenkapitalkosten

$E(EPS_{t+1})$ = erwartete Earnings per share zum Zeitpunkt $t + 1$

P_t = Aktienpreis zum Zeitpunkt t

Für die erwarteten Earnings per share griff Palea auf Schätzungen von Finanzanalysten zurück, den Aktienpreis für die von ihr untersuchten europäischen Banken erhielt sie aus publizierten Geschäftsberichten. Palea verfasste ihre Arbeit 2006, also zu einem Zeitpunkt, zu dem die Schätzungen von Finanzanalysten als relativ verlässlich und prognosetauglich eingestuft wurden. Wie die 2008 beginnende Finanzmarktkrise verdeutlichte, trifft die Prognosetauglichkeit in der Praxis nicht immer zu.²⁶²

In dieser Untersuchung werden daher keine Analystenschätzungen in das Modell zur Approximation von Eigenkapitalkosten einbezogen. Dadurch sollen Fehler und Streuung von Analystenschätzungen als exogene Einflüsse vollständig ausgeschlossen werden. Die von Palea entwickelte Proxy für die Eigenkapitalkosten wird wie folgt modifiziert:

²⁶¹ Vgl. dazu und zum Folgenden Palea, V. (2006), S. 49 ff.

²⁶² Vgl. grundsätzlich zu den Eigenschaften von Analystenschätzungen Nölte, K. U. (2008), S. 88 ff.

$$(29) \quad eigK_t = EPS_t/P_t$$

mit:

$eigK_t$ = Eigenkapitalkosten zum Zeitpunkt t

EPS_t = Earnings per share zum Zeitpunkt t

P_t = Aktienpreis zum Zeitpunkt t

Die Proxy EPS_t/P_t entspricht demnach den Earnings per share zum Abschlussstichtag durch den Aktienpreis zum Abschlussstichtag. Diese Proxy fußt auf der Prämisse, dass die in den Geschäftsberichten veröffentlichten Earnings per share und Aktienpreise die tatsächlichen Verhältnisse zum Abschlussstichtag reflektieren. Das gewählte Approximationsmodell hat damit eine wesentliche Einschränkung: Während damit Eigenkapitalkosten ex post erklärt werden können, ist eine Zukunftsprognose von Eigenkapitalkosten nicht möglich, weil keine Erwartungswerte berücksichtigt werden. Da diese Untersuchung die Entwicklung der Eigenkapitalkosten von Unternehmen in zurückliegenden Beobachtungszeiträumen analysiert und daraus keine Schlüsse über die zukünftige Entwicklung der Eigenkapitalkosten dieser Unternehmen gezogen werden, ist diese Einschränkung für den vorliegenden Untersuchungszweck nicht bedeutsam.

3.4. Regressionsanalysen

Mithilfe einer univariaten Regressionsanalyse wird eine deskriptive Statistik des Minimums, des 1. Quartils, des Medians, des Mittelwerts, des 3. Quartils, des Maximums und der Standardabweichung der Eigenkapitalkosten EPS_t/P_t der Stichprobe für die untersuchten Beobachtungszeiträume ermittelt. Anhand der Ergebnisse der univariaten Analyse kann man feststellen, ob sich die Eigenkapitalkosten der untersuchten Unternehmen in den jeweiligen Beobachtungsbereichen verändert haben und in welche Richtung diese Veränderung stattgefunden hat. Dies lässt allerdings nicht erkennen, ob diese beobachtbaren Veränderungen durch den Wechsel des Rechnungslegungssystems oder durch andere endogene und/oder exogene Faktoren verursacht werden.

Zur Isolierung der Auswirkung der freiwilligen Anwendung der IAS bzw. der verpflichtenden Anwendung der IFRS wird daher ein multivariates Regressionsmodell entwickelt, das mehrere Einflussfaktoren berücksichtigt und den Zusammenhang zwischen der abhängigen Variablen Eigenkapitalkosten ($eigK$) und mehreren unabhängigen Variablen betrachtet.²⁶³ Die Auswahl und Definition dieser unabhängigen Variablen

²⁶³ Vgl. zur Entwicklung von multivariaten Regressionsmodellen im Detail Auer, L. (2005), S. 133 ff. und Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R. (2008), S. 49 ff.

folgt grundsätzlich jener der Untersuchung von Palea.²⁶⁴ Unterschiede werden explizit beschrieben. Das entwickelte multivariate Regressionsmodell stellt sich daher wie folgt dar:

$$(30) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev} * \text{Dummy}_{it} + \beta_6 \log(\text{size}) + \varepsilon$$

Die abhängige Variable Eigenkapitalkosten und die unabhängigen Variablen werden in den folgenden Abschnitten beschrieben. Bei der Dummymodierung wird der üblichen Vorgehensweise gefolgt.²⁶⁵

Die Darstellung der Ergebnisse der Regressionsanalysen umfasst für jeden Regressor den Schätzwert (Estimate), den Standardfehler der Schätzung (Std. Error) sowie die Signifikanzwerte (t-Wert und p-Wert).²⁶⁶ Der erste Regressor ist dabei das Intercept α_0 . Zudem wird das Bestimmtheitsmaß R^2 angegeben, das die Erklärungskraft des Regressionsmodells quantifiziert.²⁶⁷

3.4.1. Die abhängige Variable Eigenkapitalkosten

Die abhängige Variable Eigenkapitalkosten wird für alle Beobachtungen durch die Kennzahl EPS_t/P_t ausgedrückt. Die Earnings per share sowie der Aktienpreis zum Abschlussstichtag stammen aus den Geschäftsberichten der Unternehmen für die jeweiligen Untersuchungszeiträume. In der univariaten Analyse wird die Veränderung dieser Variablen im Untersuchungszeitraum gezeigt, während in der multivariaten Analyse der Zusammenhang mit den nachfolgend beschriebenen unabhängigen Variablen untersucht wird.

²⁶⁴ Siehe Palea, V. (2006), S. 57 ff.

²⁶⁵ Vgl. Bortz, J. (2005), S. 484 f.

²⁶⁶ Vgl. Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R. (2008), S. 52 – 110.

²⁶⁷ Vgl. zur Definition und Ermittlung von R^2 Auer, L. (2005), S. 166.

3.4.2. Die unabhängigen Variablen

3.4.2.1. Die Variable riskfree

Die Variable riskfree entspricht dem risikofreien Zinssatz, der von den Investoren als Mindestrendite auf ihr eingesetztes Kapital erwartet wird. Für diese Untersuchung wird dafür der Zinssatz von zehnjährigen Staatsanleihen zum jeweiligen Abschlussstichtag herangezogen.²⁶⁸ Die Daten stammen aus den Veröffentlichungen der Deutschen Bundesbank und der Oesterreichischen Nationalbank. Es wird für diese Variable ein positiver Vorzeicheneffekt erwartet, weil der risikofreie Zinssatz und die Eigenkapitalkosten einen positiven Zusammenhang vermuten lassen: Steigen die risikofreien Zinssätze, die der Mindestrendite der Investoren entsprechen, so steigen demnach auch die Eigenkapitalkosten für die Unternehmen.

3.4.2.2. Die Variable growth

Die Variable growth stellt die Wachstumsrate der Earnings per Share dar. In der Untersuchung von Palea werden dafür erwartete mittelfristige Wachstumsraten verwendet, die von Finanzanalysten geschätzt wurden.²⁶⁹ In dieser Untersuchung hingegen werden für alle Unternehmen die tatsächlichen Wachstumsraten der EPS von der Vorperiode zur beobachteten Periode ex post anhand der publizierten Kennzahlen ermittelt. Die Daten dafür entstammen den jeweiligen Abschlüssen. Es wird ein negativer Zusammenhang zwischen dem Wachstum der EPS und den Eigenkapitalkosten der Unternehmen unterstellt.

3.4.2.3. Die Variable payout

Die Variable payout entspricht der Kennzahl Dividends per share / Earnings per share (in Prozent). Sie wird für jedes Unternehmen auf Basis der in den Abschlüssen publizierten Daten ermittelt. Steigt diese Variable, wird in der Regressionsanalyse ein Ansteigen der Eigenkapitalkosten, i. e. ein positiver Vorzeicheneffekt, erwartet.²⁷⁰

²⁶⁸ Vgl. zur Approximation des risikolosen Zinssatzes durch Staatsanleihen mit einer Restlaufzeit von zehn Jahren Gebhart, W., Lee, C., Swaminathan, B (2001), S. 145, Claus, J., Thomas, J. (2001), S. 211, sowie Gode, D. Mohanram, P. S. (2003), S. 400.

²⁶⁹ Vgl. Palea, V. (2006), S. 60.

²⁷⁰ Vgl. Palea, V. (2006), S. 61.

3.4.2.4. Die Variable lev

Die Variable lev drückt den Verschuldungsgrad des Unternehmens in Prozent aus. Dieser wird – analog zur Vorgehensweise von Palea – mit der Kennzahl Buchwert des Eigenkapitals / Buchwert des Gesamtkapitals zum Abschlussstichtag ermittelt. Nach Modigliani und Miller steigt bei einem wachsenden Verschuldungsgrad das Risiko der Investoren.²⁷¹ Dies führt zu höheren Renditeerwartungen der Eigenkapitalgeber und folglich zu höheren Eigenkapitalkosten für die Unternehmen. Es wird daher ein negativer Zusammenhang zwischen dem Verschuldungsgrad und den Eigenkapitalkosten erwartet. Dem von Palea identifizierten Zusammenhang zwischen lev und eigK wird auch in dieser Untersuchung gefolgt.²⁷² Genau genommen handelt es sich um die Auswirkung der freiwilligen Anwendung der IAS und der verpflichtenden Anwendung der IFRS auf lev und somit auf eigK. Dieser Zusammenhang ermöglicht den Einsatz der Dummyvariablen und die Untersuchung von Gruppeneffekten.

3.4.2.5. Die Variable lev*Dummy

Die Variable lev*Dummy ist eine Dummyvariable und dient der Isolierung des Effekts des Rechnungslegungssystems auf den Verschuldungsgrad und damit auf die Eigenkapitalkosten. Je nach Untersuchungszweck (freiwillige oder verpflichtende Anwendung) wird für Dummy IAS oder IFRS eingesetzt.²⁷³ Die Dummyvariable ist entweder 1, wenn von den Unternehmen IAS bzw. IFRS angewandt werden, oder 0, wenn dies nicht zutrifft.

Da die vorliegende Untersuchung unterschiedliche und größere Beobachtungszeiträume als jene von Palea umfasst, erfolgt hier eine Modifikation ihrer Vorgehensweise: Die Dummyvariable ist nur in den jeweiligen Umstellungsjahren und den darauf folgenden Perioden 1, i. e. ab dem Jahr 1998 für Deutschland bzw. ab dem Jahr 1999 für Österreich (freiwillige Anwendung der IAS) und ab dem Jahr 2005 für beide Staaten (verpflichtende Anwendung der IFRS). Dadurch wird nicht nur der Einfluss der IAS bzw. der IFRS selbst isoliert, sondern auch ein möglicher Umstellungseffekt darstellbar. Selbst wenn in den Perioden vor der Umstellung IAS bzw. IFRS angewendet wurden,

²⁷¹ Vgl. Modigliani, F., Miller, M. (1958). Eine empirische Bestätigung erfolgte durch Fama, E. F., French, K. R. (1992), S. 441 – 443.

²⁷² Vgl. Palea, V. (2006), S. 61 - 62.

²⁷³ Vgl. zum Einfluss eines Rechnungslegungswechsels auf den Verschuldungsgrad Bartov, E., Goldberg, S. R., Kim, M. S. (2002).

bleibt die Dummyvariable dort 0 (z. B. bei Abschlüssen nach international anerkannten Rechnungslegungsstandards, die parallel zu den Abschlüssen nach dem HGB aufgestellt wurden). Die jeweiligen Eigenkapitalkosteneffekte für diese Perioden können über die in Kapitel 4 definierte Gruppenzuordnung auch einzeln betrachtet werden. Zur besseren Nachvollziehbarkeit werden die Dummyvariablen in den Regressionsmodellen konkret als IAS98 für Deutschland, IAS99 für Österreich und IFRS05 für beide Staaten bezeichnet. Für die Dummyvariable $lev*Dummy$ wird – den Hypothesen folgend – ein negativer Zusammenhang angenommen: Ist sie 1, führt dies zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten, da IAS bzw. IFRS als Rechnungslegungssystem angewandt wurden.

3.4.2.6. Die Variable size

Die Variable size steht für die Marktkapitalisierung der untersuchten Unternehmen. Sie ergibt sich als Produkt der Anzahl der Aktien und des Aktienpreises zum Abschlussstichtag. Die Daten stammen aus den Abschlüssen. Für size wird ein negativer Vorzeicheneffekt erwartet: Steigt die Marktkapitalisierung, sinken die Eigenkapitalkosten. Diese Annahme fußt darauf, dass den Eigenkapitalgebern bei großen Unternehmen (i. e. Unternehmen mit einer hohen Marktkapitalisierung) mehr Informationen zur Verfügung stehen als für kleine, beispielsweise durch Zeitungsberichte, Analysteneinschätzungen und andere Veröffentlichungen.²⁷⁴ Dies führt zu einer Reduktion der Informationsasymmetrien zwischen den Unternehmen und ihren existierenden und potenziellen Aktionären und dadurch zu niedrigeren Eigenkapitalkosten.²⁷⁵ Weiters werden für große Unternehmen eine höhere Aktienliquidität und ein niedrigeres Liquiditätsrisiko angenommen.²⁷⁶ Für die empirische Untersuchung wird für size der natürliche Logarithmus der Marktkapitalisierung eingesetzt, die Variable lautet daher $\log(size)$.²⁷⁷

3.4.3. Erwartete Vorzeichen der Ergebnisse

In Abbildung 8 sind die erwarteten Vorzeicheneffekte (eV steht hier für erwartetes Vorzeichen) für die unabhängigen Variablen in der multivariaten Regressionsanalyse dargestellt. Das Vorzeichen „+“ deutet auf einen erwarteten positiven Zusammenhang hin. Das Vorzeichen „-“ deutet auf einen erwarteten negativen Zusammenhang hin.

²⁷⁴ Vgl. Daske, H. (2005), S. 287.

²⁷⁵ Vgl. Palea, V. (2006), S. 62.

²⁷⁶ Vgl. Nölte, U. (2008), S. 230.

²⁷⁷ Die Logarithmierung dient der Glättung der stark unterschiedlichen Daten für die Variable size.

Bei allen multivariaten Regressionen wird geprüft, ob die erwarteten Vorzeicheneffekte eingetreten sind. Dies wird im Rahmen der Darstellung der Ergebnisse in Kapitel 5 beschrieben.

Variable	Ausgedrückt durch	eV
riskfree	zehnjährige Staatsanleihen	+
growth	Wachstum der Earnings per share von der Periode _{t-1} auf die Periode _t	-
payout	Dividends per share/Earnings per share	+
lev	Buchwert des Eigenkapitals/Buchwert des Gesamtkapitals	-
lev*Dummy	lev*Dummywert	-
Dummywert	"1" für IAS bzw. IFRS, sonst "0"	-
log(size)	Natürlicher Logarithmus der Marktkapitalisierung	-

Tabelle 8: Erwartete Vorzeichen der Regressoren

4. Durchführung der empirischen Untersuchung

4.1. Das konkrete Untersuchungsdesign

Die empirische Untersuchung beginnt mit der Abgrenzung der Grundgesamtheit. Darauf basierend werden die Stichproben konstruiert, wobei eine Unterteilung der in die Stichprobe einbezogenen Unternehmen in Gruppen erfolgt. Zur Sicherstellung der Datenqualität werden Plausibilitätstests durchgeführt. Die Stichproben werden zunächst einer univariaten Regressionsanalyse und danach einer multivariaten Regressionsanalyse zugeführt.

In der univariaten Analyse werden im ersten Schritt alle der jeweiligen Stichprobe angehörenden Unternehmen ungruppiert und ungepaart untersucht. Dadurch wird die Veränderung der Eigenkapitalkosten undifferenziert für alle festgestellt. Im zweiten Schritt werden gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart analysiert. Dies dient als Vollständigkeitsprüfung, um jene Unternehmen, für die nicht in allen Jahren des Untersuchungszeitraumes vollständige Daten vorliegen, auszuschließen. Es werden hier nur Unternehmen erfasst, die gepaart betrachtet werden können. Zuletzt wird jede in der Stichprobe befindliche Gruppe – vgl. zur Gruppenzuordnung 4.1.1.3. – einzeln univariat ausgewertet. Dadurch können die Eigenkapitalkosteneffekte für alle Gruppen dargestellt werden. Die Interpretation der Ergebnisse erfolgt über die Veränderung des Medians und des Mittelwertes unter Berücksichtigung der Streuung. Für alle univariaten Analysen werden Signifikanztests durchgeführt und deren Ergebnisse gezeigt.

In der multivariaten Regressionsanalyse wird zuerst die gesamte Stichprobe des jeweiligen Beobachtungszeitraums ungeteilt und ohne Einbeziehung von Dummyvariablen untersucht. Danach wird die Stichprobe ungeteilt und unter Berücksichtigung der Dummyvariablen für IAS oder IFRS analysiert. Dadurch werden die Auswirkungen der freiwilligen Anwendung der IAS bzw. der verpflichtenden Anwendung der IFRS isoliert ausgewertet. Schließlich erfolgt eine Regression der Stichprobe anhand der zugeordneten Gruppen. Dies ermöglicht eine differenzierte Darstellung der Auswirkungen der angewandten Rechnungslegungsstandards. Bei der Analyse der Zugehörigkeit der in definierten Gruppen wird ebenso der Zugang der Dummycodierung gewählt. Um Identifizierbarkeitsprobleme auszuschließen, wird jeweils eine der Gruppen als Referenzgruppe ausgewählt.²⁷⁸ Die Referenzgruppe wird bei der Darstellung der Ergebnisse ex-

²⁷⁸ Vgl. Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S. (2007), S. 81 f.

plizit ausgewiesen. Alle Analysen werden mithilfe von Signifikanztests auf ihre Aussagekraft für die Grundgesamtheit und auf Multikollinearität geprüft.

Die Aufbereitung der Daten und die Durchführung der Regressionsanalysen erfolgt mithilfe der Statistiksoftware R. Es wurde dafür die Version “2.12.1. ((2010-12-16) © 2010 The R Foundation for Statistical Computing)” angewendet.²⁷⁹ In R existieren im Unterschied zu anderen Statistiksoftwarepaketen keine standardisierten Auswertungstabellen. Die in Kapitel 5 präsentierten Tabellen und Abbildungen werden daher auf Basis der Ergebnisse der in R durchgeführten Untersuchungen selbst erstellt. Ein Vorteil der Anwendung von R liegt allerdings darin, dass Funktionen gezeichnet werden können. Die gezeigten Plots zur Visualisierung der Position der Eigenkapitalkosten wurden in R erstellt und exportiert.

4.1.1. Abgrenzung der Grundgesamtheit

Die Grundgesamtheit der empirischen Untersuchung besteht für Deutschland aus allen Unternehmen, die in den Jahren 1997, 1998 und 1999 bzw. in den Jahren 2004, 2005 und 2006 in Deutschland börsennotiert waren. Die Grundgesamtheit für Österreich besteht aus allen Unternehmen, die in den Jahren 1998, 1999 und 2000 bzw. in den Jahren 2004, 2005 und 2006 in Österreich börsennotiert waren. Die weitere Abgrenzung der zu untersuchenden Unternehmen wird nach Indexzugehörigkeit, Branchenzugehörigkeit und Gruppenzugehörigkeit, wie nachfolgend erläutert, vorgenommen.

4.1.1.1. Indexzugehörigkeit

Es werden nur Unternehmen in die empirische Untersuchung einbezogen, die für Deutschland dem Index DAX30 angehören bzw. für Österreich dem Index ATX20. Die Unternehmen, die sich daraus für Deutschland und für Österreich für die Beobachtungszeiträume ergeben, finden sich in Anhang 1 und Anhang 2. Die Indexzugehörigkeit wird mit den offiziellen publizierten Indexlisten der Deutschen Börse und der Österreichischen Börse lückenlos überprüft.

²⁷⁹ Siehe zu den Spezifika von R: www.R-project.org.

4.1.1.2. Branchenzugehörigkeit

Es werden keine Banken, Versicherungs- und andere Finanzdienstleistungsunternehmen berücksichtigt. Das hat zwei Gründe: Zum einen sind die Effekte der Anwendung von internationalen Rechnungslegungsstandards auf die Eigenkapitalkosten von Banken, Versicherungs- und anderen Finanzdienstleistungsunternehmen bereits in einigen empirischen Studien umfassend untersucht worden.²⁸⁰ Zum anderen könnte die undifferenzierte branchenunabhängige Erfassung aller DAX30- bzw. ATX20-Unternehmen zu einer Verzerrung der Aussagekraft der Ergebnisse führen.

4.1.1.3. Gruppenzugehörigkeit

Der Fokus der empirischen Untersuchung liegt auf der Feststellung der (erwarteten) Reduktion der Eigenkapitalkosten durch die freiwillige Anwendung der IAS bzw. die verpflichtende Anwendung der IFRS. Es ist aber auch von Interesse zu zeigen, wie die Veränderung der Eigenkapitalkosten bei den anderen Unternehmen ausgefallen ist, und zwar bei jenen, die im Beobachtungszeitraum ihre Konzernabschlüsse z. B. nach dem HGB oder den US-GAAP aufstellten oder einen Wechsel im Rechnungslegungssystem bereits vor oder erst nach den Umstellungsjahren 1998 bzw. 1999 und 2005 durchführten. Um dies analytisch betrachten zu können, ist eine weitere Abgrenzung der Grundgesamtheit nach Gruppen erforderlich. Es werden dafür zwei Kategorien von Gruppen definiert. Eine umfasst die Gruppen, die den ersten Beobachtungszeitraum betreffen. Die zweite Kategorie umfasst die Gruppen, die den zweiten Beobachtungszeitraum betreffen. Die Gruppenzuordnung erfolgt anhand des Rechnungslegungsstandards bzw. der Kombination von Rechnungslegungsstandards, die für die Aufstellung des Konzernabschlusses angewandt wurden. Dadurch können Eigenkapitalkosteneffekte dargestellt werden, die auch die übrigen Rechnungslegungsstandards (HGB, US-GAAP) oder unterschiedliche Wechsel in den Rechnungslegungsstandards berücksichtigen.

Als Grundlage für die Gruppenzuordnung für den Beobachtungszeitraum der freiwilligen Anwendung der IAS wird die nachfolgend gezeigte Matrix herangezogen. Sie besteht aus möglichen Kombinationen von HGB, IAS und/oder US-GAAP.

²⁸⁰ Vgl. insbesondere die Untersuchung von Palea, V. (2006).

Gruppe	1997 bzw. 1998	1998 bzw. 1999	1999 bzw. 2000
1	HGB	IAS	IAS
2	IAS	IAS	IAS
3	HGB	HGB	US-GAAP
4	HGB	HGB	HGB
5	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
6	HGB	HGB	IAS

Tabelle 9: Gruppenzuordnungsmatrix IAS

Unternehmen, die den Gruppen 1, 2 und 5 angehören, machten ab dem Jahr 1998 (in Deutschland) bzw. dem Jahr 1999 (in Österreich) von der Möglichkeit Gebrauch, ihren Konzernabschluss mit befreiender Wirkung nach den IAS oder nach den US-GAAP aufzustellen.

Unternehmen, die den Gruppen 2 und 5 angehören, stellten bereits im Jahr vor dem Umstellungsjahr 1998 bzw. 1999 parallel zu ihren nach dem HGB aufgestellten Konzernabschlüssen auch solche nach den IAS oder den US-GAAP auf.

Unternehmen, die den Gruppen 3 und 6 angehören, machten erst ab dem Jahr 1999 (in Deutschland) bzw. dem Jahr 2000 (in Österreich) von der Möglichkeit Gebrauch, ihren Konzernabschluss mit befreiender Wirkung nach den IAS oder nach den US-GAAP aufzustellen.

Unternehmen, die der Gruppe 4 angehören, machten von der Möglichkeit der freiwilligen Anwendung von international anerkannten Rechnungslegungsstandards zur Aufstellung eines befreiend wirkenden Konzernabschlusses nicht Gebrauch und bilanzierten weiterhin nach dem HGB.

Als Grundlage für die Gruppenzuordnung für den Beobachtungszeitraum der verpflichtenden Anwendung der IFRS wird die nachfolgend gezeigte Matrix herangezogen. Sie besteht aus möglichen Kombinationen von HGB, IAS und/oder US-GAAP.

Gruppe	2004	2005
A	HGB	IFRS
B	HGB	HGB
C	HGB	US-GAAP
D	IAS	IFRS
E	IAS	US-GAAP
F	IAS	HGB
G	US-GAAP	US-GAAP
H	US-GAAP	IFRS
I	US-GAAP	HGB
J	US-GAAP	US-GAAP

Tabelle 10: Gruppenzuordnungsmatrix IFRS

Diese Matrix enthält Kombinationen von Rechnungslegungsstandards, die nicht möglich sind bzw. bei deren Vorliegen keine Gruppenmitglieder zu erwarten sind. Dazu gehören die Gruppen B, C, E, F und I.

Unternehmen, die der Gruppe A angehören, stellten im Jahr 2005 von HGB auf IFRS um.

Unternehmen, die der Gruppe D angehören, bilanzierten bereits vor dem Jahr der verpflichtenden Anwendung nach den IFRS. Aus Gründen der besseren Unterscheidbarkeit und zur Identifikation der Dummyvariablen für das Umstellungsjahr in der multivariaten Analyse wird für das Jahr 2004 bewusst der Begriff IAS verwendet, obwohl er bereits IFRS lauten müsste.

Unternehmen, die der Gruppe G angehören, stellten ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach den US-GAAP auf und taten dies unter Beachtung der Übergangsregelung auch im Jahr 2005. Auch in der Gruppe J sind solche Unternehmen vertreten. Die Unterscheidung dieser beiden Gruppen liegt darin, dass die Mitglieder der Gruppe G auch im Jahr 2006 US-GAAP anwendeten, während jene der Gruppe J im Jahr 2006 auf IFRS umstiegen. Da für die Regressionsanalysen ein jeweils dreijähriger Beobachtungszeitraum gewählt wird, ist dieser Unterschied bedeutsam. In der Stichprobenkonstruktion werden daher alle drei Jahre dargestellt.

Unternehmen, die der Gruppe H angehören, stellten 2004 ihren Konzernabschluss nach den US-GAAP und ab 2005 nach den IFRS auf.

4.1.2. Stichprobenkonstruktion

Die Stichproben werden systematisch nach dem vorab beschriebenen Abgrenzungsverfahren konstruiert. Es werden demnach Unternehmen aus Deutschland und Österreich untersucht, die börsennotiert sind, in den Beobachtungszeiträumen dem Index DAX30 bzw. ATX20 angehören, keine Finanzunternehmen sind und einer der definierten Gruppen zuzuordnen sind. Aufgrund der Ergebnisse der Untersuchung sollen Rückschlüsse auf die allgemeine Grundgesamtheit aller DAX- und ATX-Unternehmen gezogen werden.

Die Gruppenzuordnung für Deutschland für die Jahre 1997, 1998 und 1999 ergibt eine Stichprobe von 15 gleichen Unternehmen pro Jahr.²⁸¹ Für die multivariate Regressionsanalyse bedeutet dies 45 Beobachtungen für die Jahre 1997 bis 1999, 30 Beobachtungen für die Jahre 1997 und 1998 und 30 Beobachtungen für die Jahre 1998 und 1999. Die Tabelle 11 enthält eine Liste der erfassten Unternehmen.

Deutschland - Untersuchungszeitraum zur freiwilligen Anwendung der IAS				
Gruppe	Unternehmen	1997	1998	1999
1	Lufthansa	HGB	IAS	IAS
	MAN	HGB	IAS	IAS
	Rewe	HGB	IAS	IAS
2	Bayer	IAS	IAS	IAS
	Henkel	IAS	IAS	IAS
3	SAP	HGB	HGB	US-GAAP
4	BASF	HGB	HGB	HGB
	BMW	HGB	HGB	HGB
	Karstadt	HGB	HGB	HGB
	Linde	HGB	HGB	HGB
	Metro	HGB	HGB	HGB
	Siemens	HGB	HGB	HGB
	Volkswagen	HGB	HGB	HGB
5	Daimler	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
	Deutsche Telekom	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
6		HGB	HGB	IAS

Tabelle 11: Gruppenzuordnung Deutschland 1997 – 1999

²⁸¹ Diese Darstellung ist bereits bereinigt um das Unternehmen Thyssen Krupp, für das im Jahr 1997 nicht alle für die empirische Untersuchung benötigten Daten vorlagen. Die Anzahl der Unternehmen in der Stichprobe vor der Bereinigung aufgrund fehlender Daten - vgl. dazu Abschnitt 4.1.4.1. - beträgt 16. Im Rahmen der univariaten Analyse wird darauf ebenfalls hingewiesen.

Die Gruppenzuordnung für Österreich für die Jahre 1998, 1999 und 2000 ergibt eine Stichprobe von 11 gleichen Unternehmen pro Jahr. Für die multivariate Regressionsanalyse bedeutet dies 33 Beobachtungen für die Jahre 1998 bis 2000, 22 Beobachtungen für die Jahre 1998 und 1999 und 22 Beobachtungen für die Jahre 1999 und 2000. Die Tabelle 12 enthält eine Liste der erfassten Unternehmen.

Österreich - Untersuchungszeitraum zur freiwilligen Anwendung der IAS				
Gruppe	Unternehmen	1998	1999	2000
1	VoestAlpine	HGB	IAS	IAS
2	Böhler Uddeholm	IAS	IAS	IAS
	EVN	IAS	IAS	IAS
	VA Tech	IAS	IAS	IAS
	Verbund	IAS	IAS	IAS
	Wienerberger	IAS	IAS	IAS
	Wolford	IAS	IAS	IAS
3		HGB	HGB	US-GAAP
4	RHI	HGB	HGB	HGB
5	Mayr Melnhof	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
	OMV	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
6	Flughafen Wien	HGB	HGB	IAS

Tabelle 12: Gruppenzuordnung Österreich 1997 – 1999

Die Gruppenzuordnung für Deutschland für die Jahre 2004, 2005 und 2006 ergibt eine Stichprobe von 22 gleichen Unternehmen pro Jahr. Für die multivariate Regressionsanalyse bedeutet dies 66 Beobachtungen für die Jahre 2004 bis 2006, 44 Beobachtungen für die Jahre 2004 und 2005 und 44 Beobachtungen für die Jahre 2005 und 2006. Tabelle 13 enthält eine Liste der erfassten Unternehmen.

Deutschland - Untersuchungszeitraum zur verpflichtenden Anwendung der IFRS				
Gruppe	Unternehmen	2004	2005	2006
A	BASF	HGB	IFRS	IFRS
D	Adidas	IAS	IFRS	IFRS
	Bayer	IAS	IFRS	IFRS
	BMW	IAS	IFRS	IFRS
	Deutsche Post	IAS	IFRS	IFRS
	Henkel	IAS	IFRS	IFRS
	Linde	IAS	IFRS	IFRS
	Lufthansa	IAS	IFRS	IFRS
	MAN	IAS	IFRS	IFRS
	Metro	IAS	IFRS	IFRS
	RWE	IAS	IFRS	IFRS
	Siemens	IAS	IFRS	IFRS
	Volkswagen	IAS	IFRS	IFRS
G	Daimler	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
	E.ON	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
	Infineon	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
	SAP	US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
H	Continental	US-GAAP	IFRS	IFRS
	Deutsche Telekom	US-GAAP	IFRS	IFRS
	Fresenius	US-GAAP	IFRS	IFRS
	ThyssenKrupp	US-GAAP	IFRS	IFRS
	TUI	US-GAAP	IFRS	IFRS
J		US-GAAP	US-GAAP	IFRS

Tabelle 13: Gruppenzuordnung Deutschland 2004 – 2006

Die Zuordnung für Österreich für die Jahre 2004, 2005 und 2006 ergibt eine Stichprobe von 11 gleichen Unternehmen pro Jahr. Für die multivariate Regressionsanalyse bedeutet dies 33 Beobachtungen für die Jahre 2004 bis 2006, 22 Beobachtungen für die Jahre 2004 und 2005 und 22 Beobachtungen für die Jahre 2005 und 2006. Die Tabelle 14 enthält eine Liste der erfassten Unternehmen.

Österreich - Untersuchungszeitraum zur verpflichtenden Anwendung der IFRS				
Gruppe	Unternehmen	2004	2005	2006
A		HGB	IFRS	IFRS
D	Andritz	IAS	IFRS	IFRS
	Böhler Uddeholm	IAS	IFRS	IFRS
	BWIN	IAS	IFRS	IFRS
	EVN	IAS	IFRS	IFRS
	Flughafen Wien	IAS	IFRS	IFRS
	Verbund	IAS	IFRS	IFRS
	VoestAlpine	IAS	IFRS	IFRS
	Wienerberger	IAS	IFRS	IFRS
G		US-GAAP	US-GAAP	US-GAAP
H	Mayr Melnhof	US-GAAP	IFRS	IFRS
	OMV	US-GAAP	IFRS	IFRS
J	Telekom Austria	US-GAAP	US-GAAP	IFRS

Tabelle 14: Gruppenzuordnung Österreich 2004 – 2006

4.1.3. Datenbasis

Die in die empirische Untersuchung einbezogenen Daten umfassen Bilanzdaten, Daten der Gewinn- und Verlustrechnung, Kapitalmarktdaten und sonstige Daten. Die Daten zur Ermittlung der abhängigen Variablen eigK, der Variablen growth, der Variablen payout, der Variablen lev und der Variablen size stammen aus den publizierten Abschlüssen der jeweiligen Unternehmen. Dafür werden insgesamt 177 Abschlüsse, 45 für den Beobachtungszeitraum 1997 bis 1999 für Deutschland, 33 für den Beobachtungszeitraum 1998 bis 2000 für Österreich, 66 für den Beobachtungszeitraum 2004 bis 2006 für Deutschland und 33 für den Beobachtungszeitraum 2004 bis 2006 für Österreich durchgesehen. Zur Ermittlung der Variablen growth ist es zusätzlich erforderlich, die Earnings per share aus den jeweiligen Jahren vor den ersten in den Beobachtungszeitraum einbezogenen Jahren (i. e. 1997 bzw. 1998 und 2003 für beide) mit einzubeziehen. Dazu sind weitere 59 Abschlüsse nötig.

Zur Erstellung einer Trendlinie der Eigenkapitalkosten für Deutschland vom Jahr 1997 bis zum Jahr 2008 und für Österreich vom Jahr 1998 bis zum Jahr 2008 – vgl. die Abbildungen 1 und 2 – werden die Abschlüsse aller DAX30- und ATX20-Unternehmen dieser Jahre herangezogen. Insgesamt sind dies 579 Geschäftsberichte, davon 360 für Deutschland und 219 Abschlüsse für Österreich.²⁸²

²⁸² Theoretisch müsste die Summe für die ATX-Abschlüsse 220 betragen (20 Unternehmen für 11 Jahre). Da in den Jahren 1998 und 1999 21 Unternehmen dem ATX angehörten, im Jahr 2000 23 Unterneh-

Die Abschlüsse wurden von den Investors Relations-Abteilungen der Unternehmen angefordert und wurden entweder per Post zugesendet oder in elektronischer Form zur Verfügung gestellt. Die Daten für die Variable riskfree wurden den Zinsinformationen für Staatsanleihen mit zehnjähriger Restlaufzeit der Deutschen Bundesbank und der Oesterreichischen Nationalbank entnommen. Zur Gewinnung der Daten wurden keine Datenbanken verwendet, alle Daten wurden manuell erhoben.

4.1.4. Datenqualität

Bevor die Daten in die empirische Untersuchung Eingang finden, wurde eine Reihe von Plausibilitätstests durchgeführt, um Datenübertragungsfehler und sonstige Datenfehler auszuschließen. Es wurden u. a. Kontrollrechnungen zur Bilanzsumme, der Marktkapitalisierung und den Earnings per Share durchgeführt. Weiters wurden die Daten mit jenen des Vorjahres und des folgenden Jahres verglichen, um mögliche Anomalien durch Ausreißer, aber auch durch Tipp- oder Rechenfehler zu identifizieren. Diese Plausibilitätstests und Kontrollrechnungen bieten keine Garantie für die vollständige Fehlerfreiheit der Daten, sollen aber offensichtliche Fehler weitgehend ausschließen. Nachfolgend wird dargestellt, wie bei fehlenden Daten vorgegangen wird, wie mit statistischen Ausreißern umgegangen wird und wie zu hohe wechselseitige lineare Abhängigkeiten in den multivariaten Regressionsanalysen ausgeschlossen werden.

4.1.4.1. Fehlende Daten für einzelne Unternehmen

Unternehmen, die grundsätzlich in den Beobachtungszeitraum fallen, aber unvollständige Daten aufweisen, werden von den Analysen ausgeschlossen. Es wird kein Imputationsverfahren gewählt. Zunächst werden jene Unternehmen eliminiert, für die eine gepaarte Untersuchung nicht möglich ist, weil sie nicht in allen Vergleichsjahren dem Index angehören. Danach wird die Vollständigkeit der Daten für die in der Stichprobe verbleibenden Unternehmen geprüft. Für alle Analysen müssen in den paarweise betrachteten Perioden dieselben Unternehmen vorhanden sein. Bei allen univariaten Analysen wird daher zur Kontrolle der Gleichheit der Anzahl der berücksichtigten Unternehmen ein Vergleich zwischen „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ mit „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ vorgenommen.

men und in den Jahren 2002, 2003, 2004, 2006 und 2008 19 Unternehmen sowie in den Jahren 2005 und 2007 20 Unternehmen, ergibt sich die Summe von 219. Im DAX30 beträgt die Anzahl der in den Index einbezogenen Unternehmen für 1997 bis 2008 stets 30.

4.1.4.2. Fehlende Daten bei Dummyvariablen

Aufgrund der Abgrenzung durch die Gruppenzugehörigkeit ergeben sich sowohl für den Beobachtungszeitraum 1997 bis 1999 (für Deutschland) und 1998 bis 2000 (für Österreich) als auch für den Beobachtungszeitraum 2004 bis 2006 (für beide) einzelne Gruppen, die keine Unternehmen enthalten. Für Deutschland handelt es sich im zuerst genannten Zeitraum um die Gruppe 6, für Österreich um die Gruppe 3. Für den zweiten Zeitraum handelt es sich in Deutschland um die Gruppe J, für Österreich um die Gruppen A und G. Obwohl dies für die Stichproben selbst klar nachvollziehbar ist, könnten in der Grundgesamtheit theoretisch dennoch Unternehmen existieren, die in den jeweiligen Beobachtungszeiträumen in die definierten Gruppen fallen. Da die Daten der Grundgesamtheit nicht vollständig vorliegen (sondern nur jene der Stichproben), ist dies allerdings nicht bekannt.

Für die multivariate Regressionsanalyse ergibt dies ein Problem: Variablen, die keine Werte enthalten, können nicht regressiert werden. Es wird für die empirische Untersuchung daher folgende Vorgehensweise bei der Durchführung der multivariaten Analysen gewählt: Wenn Gruppen ohne Daten vorkommen, so werden diese nicht als unabhängige Dummyvariablen in der Regressionsgleichung miteingefasst. Zur Nachvollziehbarkeit wird dies bei jedem zutreffenden Fall in Kapitel 5 explizit dokumentiert.

Aus der Tatsache, dass es für den Beobachtungszeitraum keine Unternehmen gibt, die sich für diese Gruppen qualifizieren, werden auch keine induktiven Schlussfolgerungen für die Grundgesamtheit gezogen, wo es derartige Unternehmen theoretisch geben könnte. Die Regressionsgleichungen aller multivariaten Analysen enthalten demnach nur Dummyvariablen für Gruppen, die auch Daten (i. e. zugehörige Unternehmen) enthalten.

4.1.4.3. Statistische Ausreißer

Auf die Eliminierung von statistischen Ausreißern wird in der empirischen Untersuchung bewusst verzichtet. Dort, wo ein Verzerrungseffekt durch Ausreißer vorliegt, wird dies erläutert. Ziel ist die vollständige Darstellung der Untersuchungsergebnisse für alle in der Stichprobe erfassten Unternehmen.

4.1.4.4. Multikollinearität

Für alle multivariaten Regressionsanalysen werden Multikollinearitätstests durchgeführt, um auszuschließen, dass zwischen einzelnen Regressoren wechselseitige lineare Abhängigkeiten bestehen. Das Vorliegen solcher Abhängigkeiten würde die Teststatistiken verzerren und die Interpretation der Ergebnisse erschweren.²⁸³ Zunehmende Multikollinearität führt zur Abnahme der Genauigkeit der Schätzwerte. Mithilfe des Variance Inflation Factor (kurz: VIF) kann das Ausmaß der Multikollinearität festgestellt werden.²⁸⁴ Es wird dabei eine Variable X_j auf die übrigen Variablen regressiert und das Bestimmtheitsmaß R^2_j ermittelt:

$$(31) \quad VIF_j = 1 / (1 - R^2_j)$$

mit R^2_j als Bestimmtheitsmaß der abhängigen Variablen X_j auf die unabhängigen Variablen.

In der Literatur wird als oberer Grenzwert 10 vorgeschlagen.²⁸⁵ Wird dieser überschritten, kann man von einer Aufblähung der Varianzen ausgehen, die zu einem Multikollinearitätsproblem führt. In der vorliegenden Untersuchung wird eine konservativere Herangehensweise gewählt und als oberer Grenzwert 5 festgelegt. Damit soll ausgeschlossen werden, dass die Variablen der entwickelten multivariaten Regressionsmodelle nennenswerte wechselseitige Abhängigkeiten aufweisen. Die Ergebnisse des VIF-Tests werden jeweils am Ende der durchgeführten Regressionen abgebildet. Liegen diese unter 5, liegt keine berichtenswerte Multikollinearität vor.

4.2. Signifikanztests

Aufgrund der geringen Stichprobengröße, insbesondere in den einzelnen Gruppen, sollten die Ergebnisse der empirischen Untersuchung mit Bedacht interpretiert werden. Während die beobachtbaren Auswirkungen der IAS bzw. der IFRS auf die Eigenkapitalkosten für die untersuchten Unternehmen des DAX30 und des ATX20 in den jeweiligen Beobachtungszeiträumen klar darstellbar sind, bedeutet dies nicht, dass daraus im Einzelfall ein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann.

²⁸³ Vgl. Bortz, J. (2005), S. 453.

²⁸⁴ Vgl. Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R. (2008), S. 89 f.

²⁸⁵ Vgl. u. a. Chatterjee, S., Price, B. (1997), S. 182 und Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S. (2007), S. 171.

Im Rahmen der empirischen Untersuchung kommen daher mehrere statistische Testverfahren zur Anwendung, welche die Signifikanz der Ergebnisse messen. Bei der univariaten Regressionsanalyse wird die statistische Signifikanz der Ergebnisse mithilfe eines Levene-Tests, eines t-Tests und eines Wilcoxon-Tests geprüft. Bei der multivariaten Regressionsanalyse wird ebenfalls ein t-Test durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Signifikanztests werden in Kapitel 5 bei allen Untersuchungsergebnissen dargestellt.

Die Signifikanzniveaus werden den automatisch in R skalierten Niveaus entsprechend für alle Testergebnisse wie folgt festgelegt:

- *** = eindeutig signifikant und umfasst alle Ergebnisse mit einem Wert $< 0,001$
- ** = deutlich signifikant und umfasst alle Ergebnisse mit einem Wert $< 0,01$
- * = signifikant und umfasst alle Ergebnisse mit einem Wert $< 0,05$
- . = leicht signifikant und umfasst alle Ergebnisse mit einem Wert $< 0,1$

Mithilfe des Levene-Tests wird die Varianzhomogenität geprüft.²⁸⁶ Die statistische Nullhypothese des Levene-Tests besagt, dass die Varianzen der Eigenkapitalkosten zu beiden beobachteten Zeitpunkten in der Grundgesamtheit im Wesentlichen gleich sind. Tritt beim Levene-Test ein signifikantes Ergebnis ein, ist diese Vermutung widerlegt. Daraus ergibt sich die Anwendung eines t-Tests für ungleiche Varianzen. Tritt kein signifikantes Ergebnis ein, ist diese Vermutung weder bestätigt noch widerlegt. Daher wird ein t-Test unter der Annahme gleicher Varianzen durchgeführt. Bei geringer Stichprobenanzahl kann es vorkommen, dass die Varianzen in den zufällig ausgewählten Stichproben verschiedener Gruppen annähernd gleiche Werte aufweisen, obwohl die Varianzen in den Grundgesamtheiten unterschiedlich sind.²⁸⁷

Die statistische Nullhypothese des t-Tests und jene des Wilcoxon-Tests besagen, dass die Eigenkapitalkosten zu beiden beobachteten Zeitpunkten in der Grundgesamtheit gleich sind. Tritt beim t-Test bzw. beim Wilcoxon-Test ein signifikantes Ergebnis ein, ist diese Vermutung widerlegt. Tritt kein signifikantes Ergebnis ein, ist diese Vermutung weder bestätigt noch widerlegt. Man kann nichts aussagen.

²⁸⁶ Vgl. Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R. (2008), S. 177.

²⁸⁷ Vgl. Wollschläger, D. (2012), S. 211.

5. Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die Präsentation der Ergebnisse erfolgt in drei Schritten: Zunächst werden die Ergebnisse für die freiwillige Anwendung der IAS in Deutschland und in Österreich dargestellt. Dabei werden zuerst die Ergebnisse der univariaten Analysen für die Jahre 1997 bis 1999, die Jahre 1997 und 1998 sowie die Jahre 1998 und 1999 für Deutschland und für die Jahre 1998 bis 2000, die Jahre 1998 und 1999 sowie die Jahre 1999 und 2000 für Österreich gezeigt. Die Darstellung erfolgt jeweils für alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart, für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, sowie für die einzelnen Gruppen. Die Ergebnisse werden durch Plots visualisiert, wobei die Eigenkapitalkosten, die oberhalb der 1. Mediane ($x = y$) liegen, als gestiegen und jene, die unterhalb dieser liegen, als gesunken interpretiert werden. Es folgen die Ergebnisse der multivariaten Analysen für die Jahre 1997 bis 1998, die Jahre 1997 und 1998 sowie die Jahre 1998 und 1999 für Deutschland und für die Jahre 1998 bis 2000, die Jahre 1998 und 1999 sowie die Jahre 1999 und 2000 für Österreich. Die Darstellung erfolgt hier ungeteilt, ungeteilt mit der Dummyvariablen IAS98 bzw. IAS99 sowie geteilt nach Gruppen. Sowohl bei den univariaten als auch bei den multivariaten Analysen werden die Ergebnisse der durchgeführten Signifikanztests erläutert. Bei den multivariaten Analysen werden auch die Ergebnisse des VIF-Tests gezeigt. In einem Zwischenfazit werden die vorliegenden Ergebnisse zusammengefasst und zur Prüfung der zugehörigen operationalen Hypothesen herangezogen.

Im zweiten Schritt werden die Ergebnisse für die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland und in Österreich dargestellt. Dabei werden zuerst die Ergebnisse der univariaten Analyse für die Jahre 2004 bis 2006, die Jahre 2004 und 2005 sowie die Jahre 2004 und 2005 für beide Staaten gezeigt. Es folgen die Ergebnisse der multivariaten Analysen für diesen Beobachtungszeitraum. Auch hier werden die Ergebnisse der durchgeführten Signifikanztests und des VIF-Tests gezeigt und erläutert. In einem Zwischenfazit werden auf den Ergebnissen basierend die zugehörigen operationalen Hypothesen geprüft.

Im dritten Schritt werden die Ergebnisse dargestellt, die der Prüfung der operationalen verbundenen Hypothesen für die beiden Staaten dienen.

Stellt man die Entwicklung der Eigenkapitalkosten für die Jahre 1997 bis 2008 für Deutschland und die Jahre 1998 bis 2008 für Österreich grafisch dar, lassen sich darauf basierend folgende allgemeine Überlegungen anstellen: Die folgende Abbildung zeigt

die Trendlinie der Eigenkapitalkosten vom Jahr 1997 bis zum Jahr 2008 für Deutschland. Die hier fett hervorgehobenen Kurven betreffen die Beobachtungszeiträume 1997 bis 1999 bzw. 2004 bis 2006. Im ersten Beobachtungszeitraum ist ein geringfügiges Sinken feststellbar, während das Sinken im zweiten Beobachtungszeitraum deutlich ausfällt. Dies lässt den allgemeinen Schluss zu, dass die Eigenkapitalkosten in diesen Perioden gesunken sind. Die konkrete statistische Überprüfung dieses Schlusses und ob diese Senkung durch die freiwillige Anwendung der IAS bzw. die verpflichtende Anwendung der IFRS erklärbar ist, erfolgt in der vorliegenden empirischen Untersuchung. Für die Jahre 2001 und 2008 ist eine besonders auffällige Streuung der Eigenkapitalkosten festzustellen. Im Jahr 2001 könnte die Ursache darin liegen, dass die Eigenkapitalkosten der DAX30-Unternehmen durch einen „9/11-Effekt“ beeinflusst sind, der die Auswirkungen des Terroranschlags vom 11. September 2001 in den Vereinigten Staaten auf die internationalen Kapitalmärkte einpreist. Im Jahr 2008 liegt die Vermutung nahe, dass die Auswirkungen der Finanzmarktkrise zum beobachtbaren Streuungseffekt führen. In beiden Fällen handelt es sich um exogene Faktoren, die schwer isolierbar bzw. nachweisbar sind. In der vorliegenden empirischen Untersuchung werden diese beiden auffälligen Streuungen nicht analysiert.

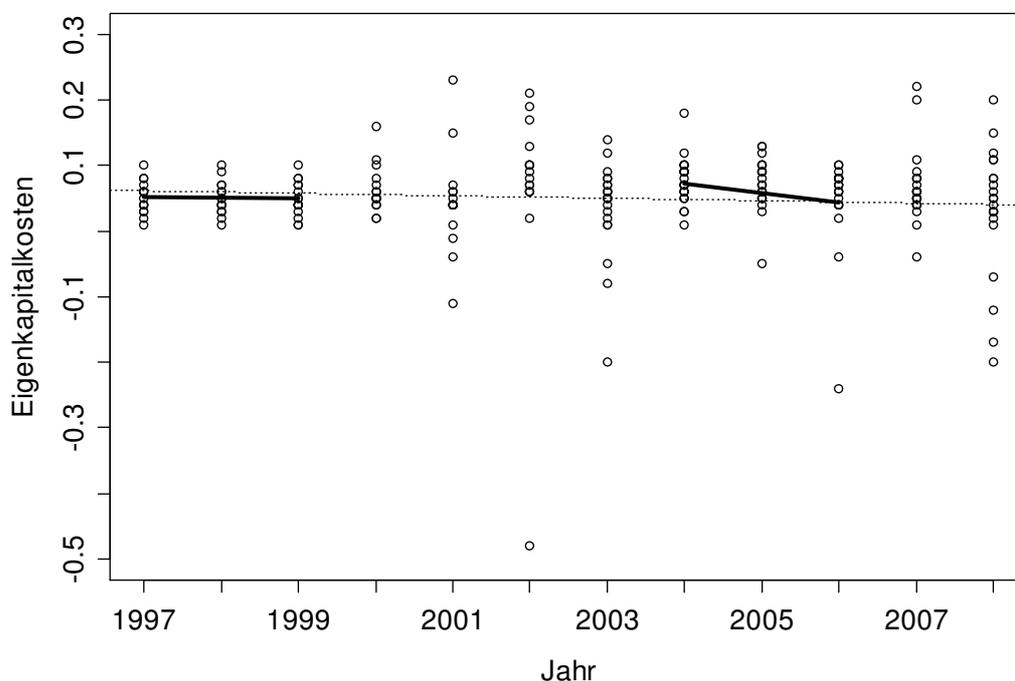


Abbildung 1: Trendlinie Deutschland 1997 – 2008

Betrachtet man die in der nächsten Abbildung dargestellte Trendlinie der Eigenkapitalkosten für die Jahre 1998 bis 2008 für Österreich, so zeigt sich ein anderes Bild: Im Gegensatz zur Trendlinie für Deutschland sinkt die Trendlinie für Österreich weniger

stark. Die Kurven für die beiden Beobachtungszeiträume 1998 bis 2000 bzw. 2004 bis 2006 verlaufen ebenfalls unterschiedlich: Im ersten Beobachtungszeitraum erkennt man ein deutliches Ansteigen und im zweiten eine im Vergleich zu Deutschland weniger starke Reduktion der Eigenkapitalkosten. Dies lässt den allgemeinen Schluss zu, dass die Effekte der freiwilligen Anwendung der IAS bzw. der verpflichtenden Anwendung der IFRS in Österreich anders sind als in Deutschland.

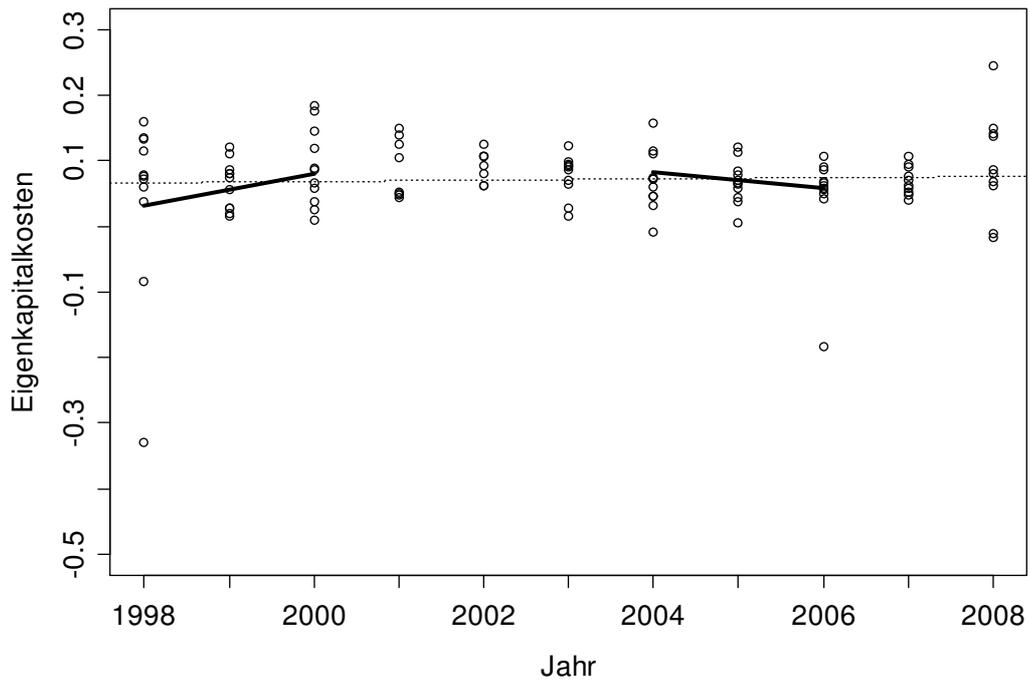


Abbildung 2: Trendlinie Österreich 1998 – 2008

5.1. Ergebnisse zur freiwilligen Anwendung der IAS

5.1.1. Ergebnisse der univariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 1997 – 1999

Die folgenden Parallelkoordinatendiagramme stellen den Verlauf der Eigenkapitalkosten der in den einzelnen untersuchten Gruppen vertretenen Unternehmen für die Jahre 1997, 1998 und 1999 grafisch dar. Für die Gruppe 6 kann kein Parallelkoordinatendiagramm erstellt werden, weil sie leer ist. In den nachfolgenden Abschnitten werden die Ergebnisse der univariaten Analyse dargestellt.

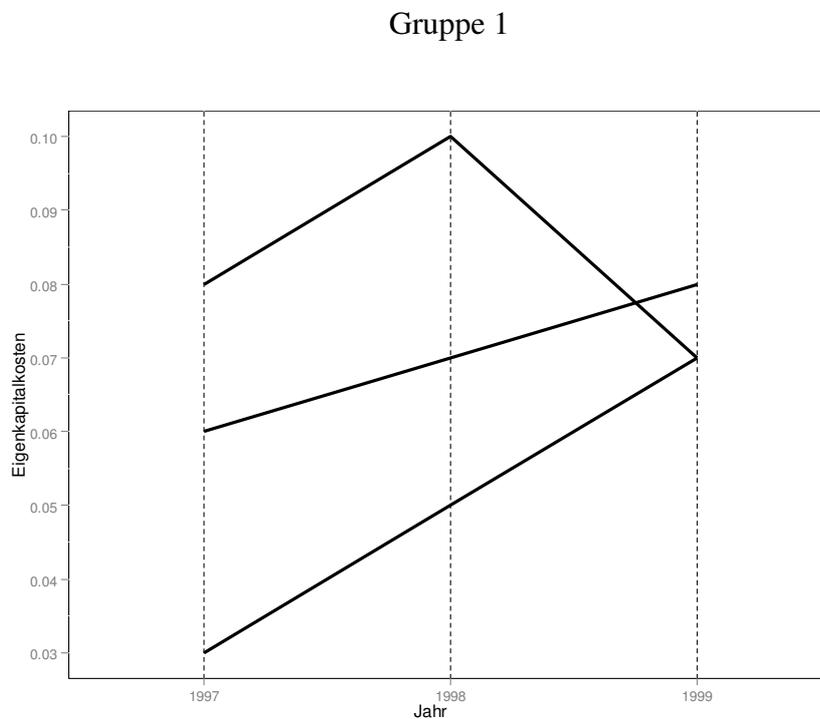


Abbildung 3: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 1

Gruppe 2

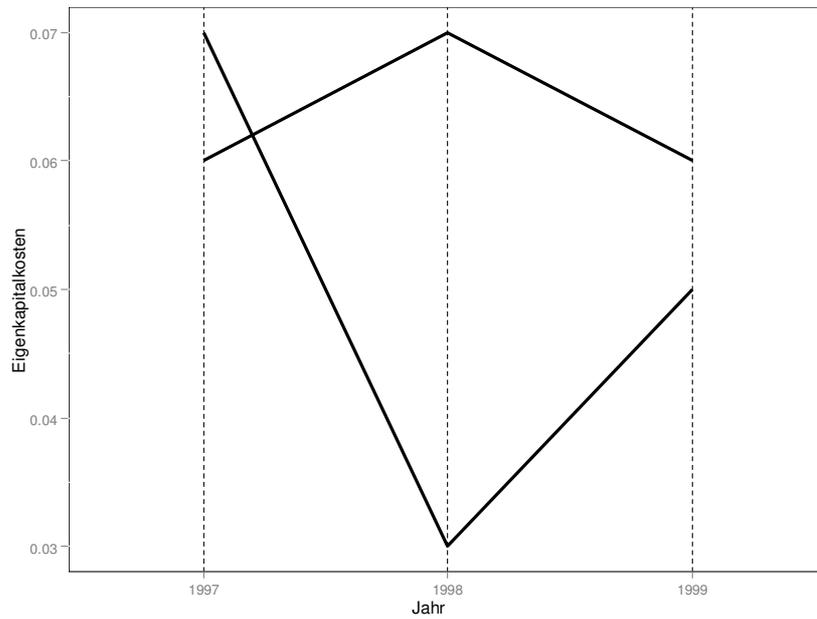


Abbildung 4: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 2

Gruppe 3

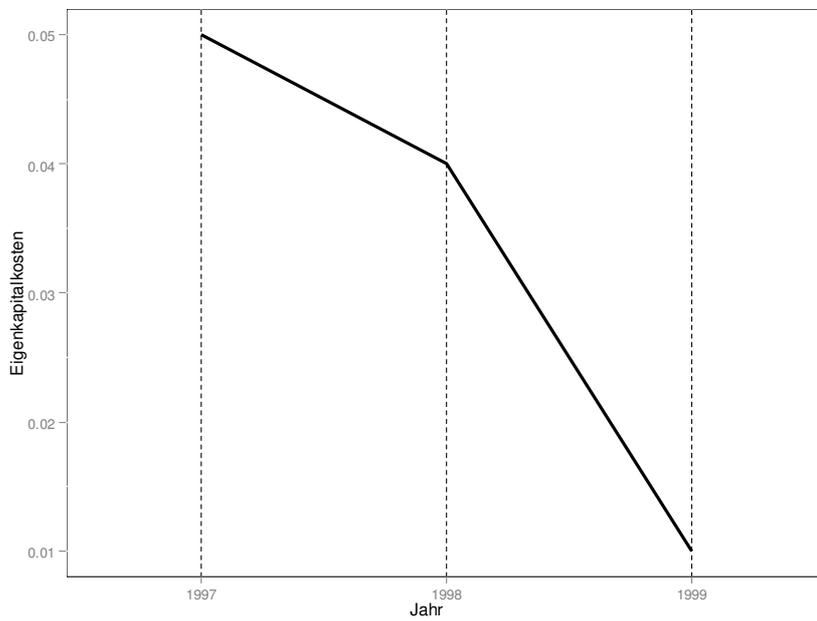


Abbildung 5: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 3

Gruppe 4

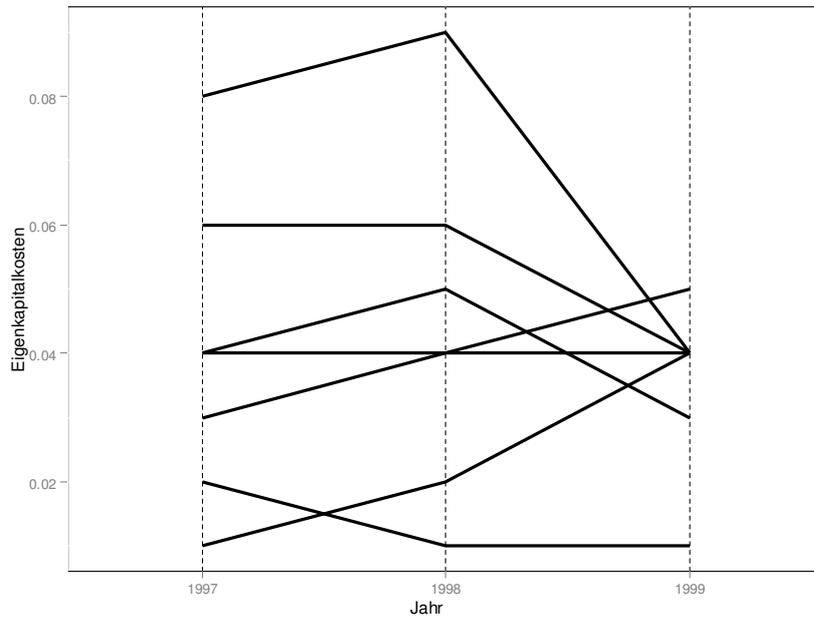


Abbildung 6: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 4

Gruppe 5

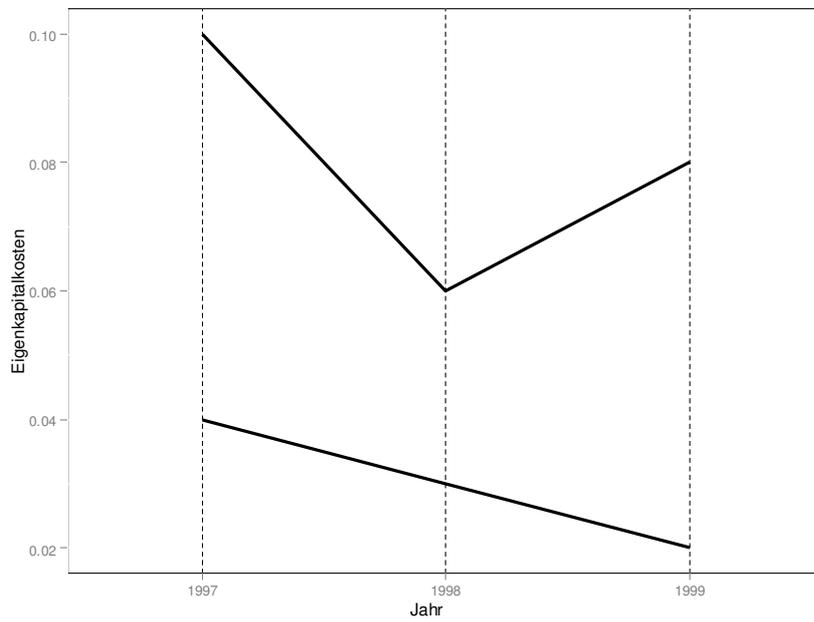


Abbildung 7: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 5

5.1.1.1. Ergebnisse für die Jahre 1997 und 1999

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle in der Stichprobe befindlichen Unternehmen für das Jahr 1997 und das Jahr 1999 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Die unterschiedliche Anzahl der Unternehmen erklärt sich durch das Fehlen von Thyssen Krupp im Jahr 1997 (unvollständige Daten). Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05133	0,06500	0,10000	0,02475
1999	16	0,01000	0,03750	0,04500	0,04938	0,07000	0,10000	0,02594

Tabelle 15: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung von ähnlicher Streuung ist ein geringfügiges Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt dies etwas stärker aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0142$; $p=0,9061$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,2148$; $p=0,8315$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=124,5$; $p=0,8732$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

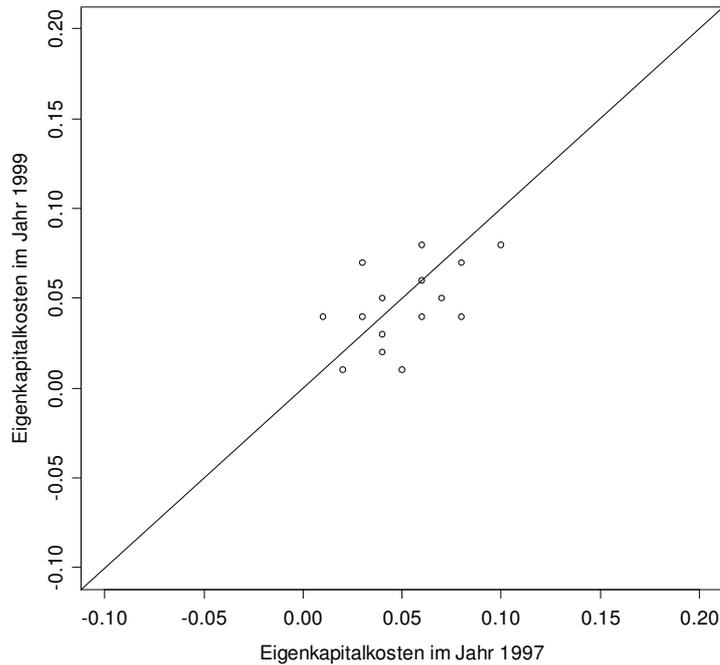


Abbildung 8: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, für die in beiden Jahren vollständige Daten zur Verfügung stehen. Demgemäß wird für 1999 Thyssen Krupp aus der Stichprobe herausgenommen, um eine ungruppierte gepaarte univariate Analyse durchführen zu können. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05133	0,06500	0,10000	0,02475
1999	15	0,01000	0,03750	0,04000	0,04600	0,06500	0,08000	0,02293

Tabelle 16: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung von ähnlicher Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1999 feststellbar. Im Median ist ein deutlicheres Fallen feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,1489$; $p=0,7025$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,8766$; $p=0,3955$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=63$; $p=0,5292$).

Gruppe 1

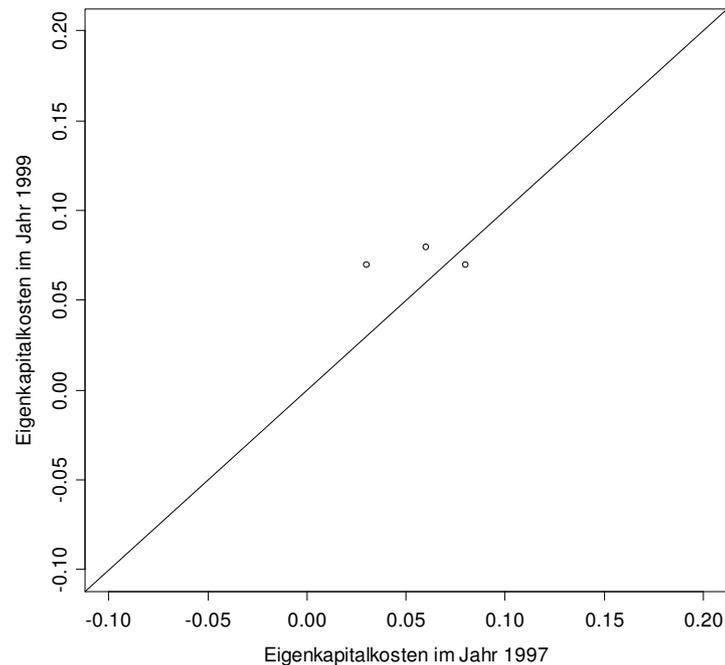


Abbildung 9: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 1

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 nach dem HGB und im Jahr 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Es trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen ihren Konzernabschluss auch im Jahr 1998 nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	3	0,03000	0,04500	0,06000	0,05667	0,07000	0,08000	0,02517
1999	3	0,07000	0,07000	0,07000	0,07333	0,07500	0,08000	0,00577

Tabelle 17: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 1

Unter Berücksichtigung von stark unterschiedlicher Streuung ist ein Ansteigen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1999 feststellbar. Der auffällige Unterschied in der Streuung ergibt sich durch die Heterogenität der Daten des geringen Samples von drei Unternehmen. Im Median ist ebenfalls ein Anstieg feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=2$; $p=0,2302$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,1471$; $p=0,3701$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=1$; $p=0,5$).

Gruppe 2

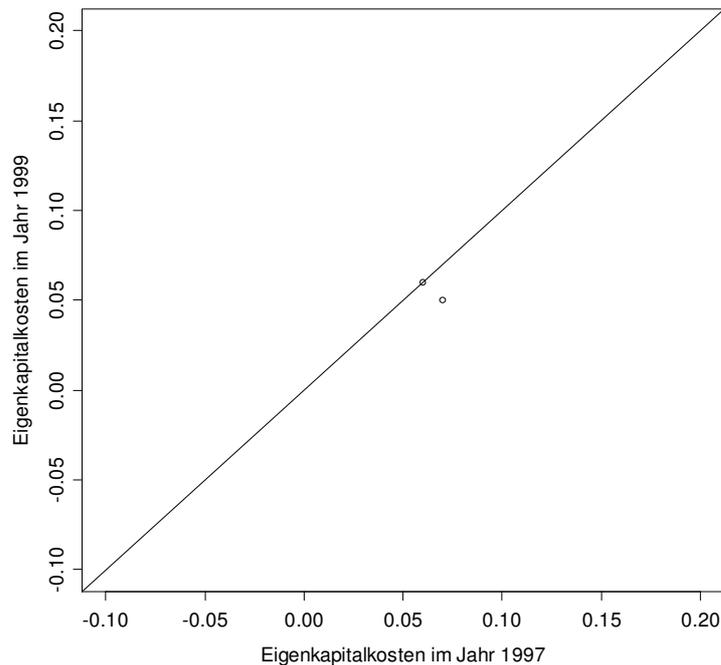


Abbildung 10: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 2

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1997 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben und auch im Jahr 1999 einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	2	0,06000	0,06250	0,06500	0,06500	0,06750	0,07000	0,00707
1999	2	0,05000	0,05250	0,05500	0,05500	0,05750	0,06000	0,00707

Tabelle 18: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 2

Die Streuung ist ident. Dies ist auf die Homogenität der Daten des geringen Samples von zwei Unternehmen zurückzuführen. Es ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt das Fallen gleich hoch aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=529$; $p=0,001885^{**}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=1$; $p=0,5$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=1$; $p=1$).

Gruppe 3

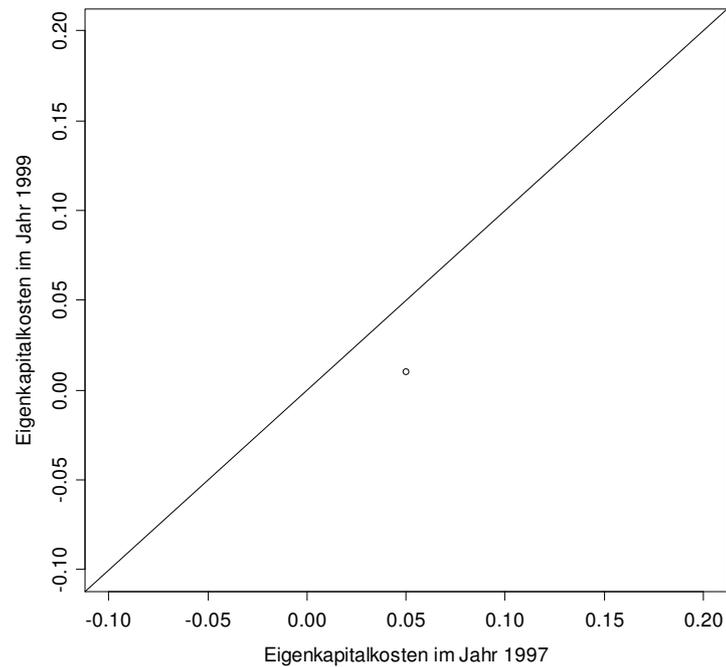


Abbildung 11: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 3

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 nach dem HGB und im Jahr 1999 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	1	0,05000	0,05000	0,05000	0,05000	0,05000	0,05000	NA
1999	1	0,01000	0,01000	0,01000	0,01000	0,01000	0,01000	NA

Tabelle 19: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 3

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (SAP). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 4

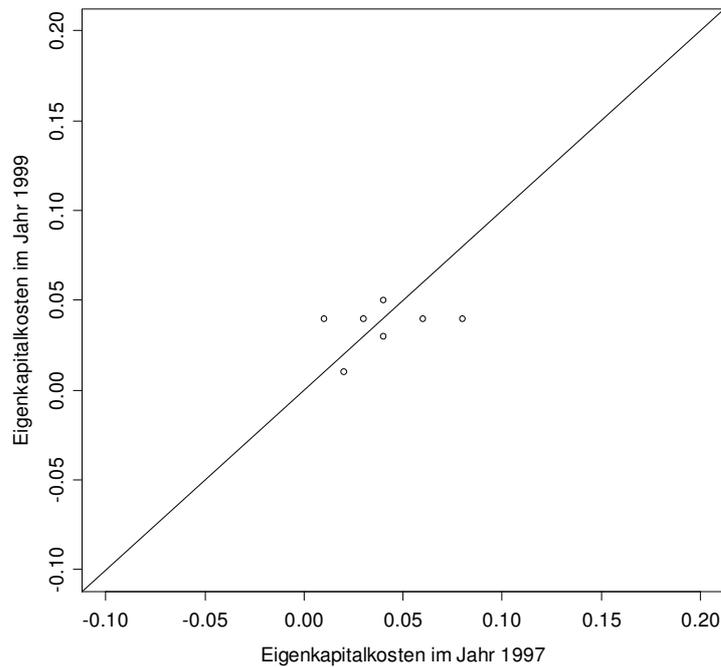


Abbildung 12: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 4

Hier werden alle Unternehmen erfasst, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 nach dem HGB und im Jahr 1999 ebenso nach dem HGB aufgestellt haben. Dies ist mit sieben Unternehmen die größte Gruppenstichprobe für diese beiden Jahre. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	7	0,01000	0,02500	0,04000	0,04000	0,05000	0,08000	0,02380
1999	7	0,01000	0,03500	0,04000	0,03571	0,04000	0,05000	0,01272

Tabelle 20: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 4

Unter Berücksichtigung von unterschiedlicher Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1999 feststellbar. Im Median zeigt sich keine Veränderung. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=2,0137$; $p=0,1813$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,4932$; $p=0,6394$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=16$; $p=0,7984$).

Gruppe 5

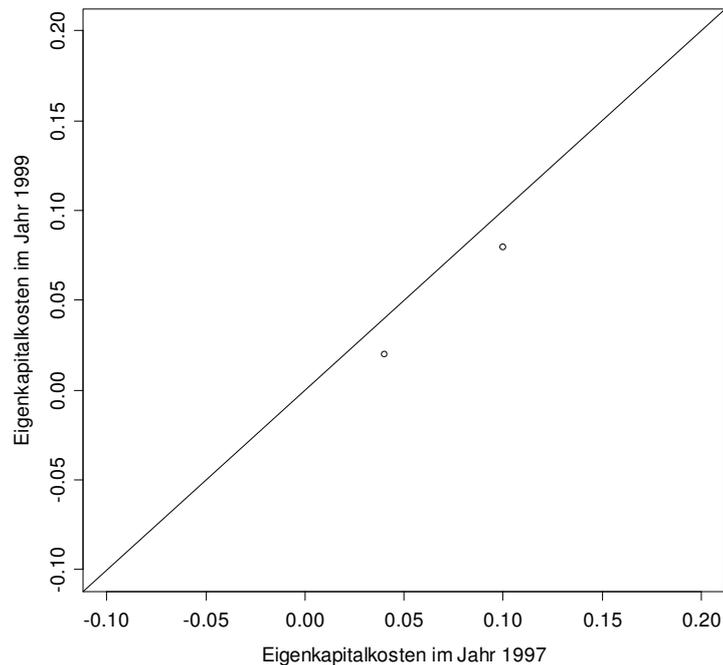


Abbildung 13: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 5

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1997 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben, und auch im Jahr 1999 einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	2	0,04000	0,05500	0,07000	0,07000	0,08500	0,10000	0,04243
1999	2	0,02000	0,03500	0,05000	0,05000	0,06500	0,08000	0,04243

Tabelle 21: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 5

Die Streuung ist ident. Dies ist auf die Homogenität der Daten des geringen Samples von zwei Unternehmen zurückzuführen. Es ist ein starkes Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt das Fallen gleich hoch aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0$; $p=1$). Der t-Test kommt zu keinem Ergebnis, da die Daten praktisch konstant sind. Der durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=0,5$).

Gruppe 6

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die im Jahr 1997 ihren Konzernabschluss nach dem HGB und im Jahr 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Hier trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen im Jahr 1998 ihren Konzernabschluss nach dem HGB aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies feststellbar ist, die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1999	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 22: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 6

5.1.1.2. Ergebnisse für die Jahre 1997 und 1998

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 1997 und das Jahr 1998 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05133	0,06500	0,10000	0,02475
1998	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05067	0,06500	0,10000	0,02492

Tabelle 23: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung von beinahe identer Streuung ist ein geringfügiges Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1998 feststellbar. Im Median ist keine Veränderung feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0164$; $p=0,899$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,0735$; $p=0,942$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=115$; $p=0,9333$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

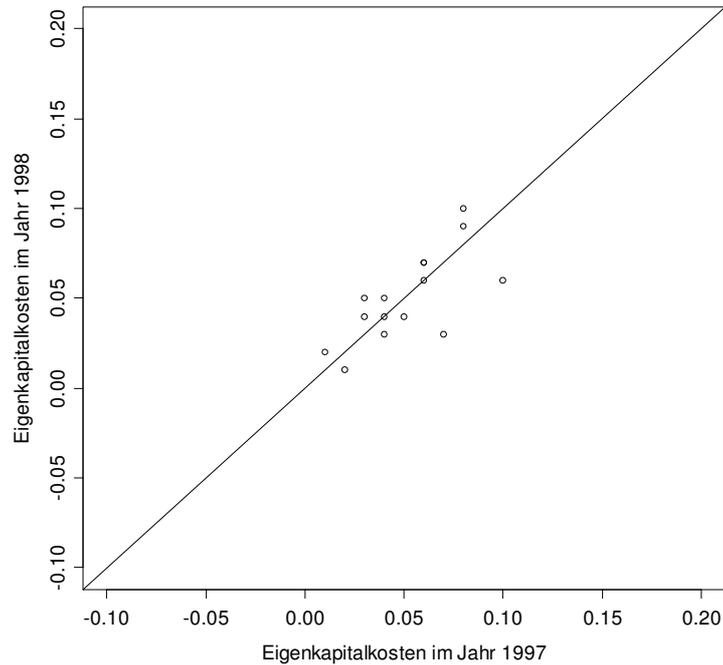


Abbildung 14: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich der Stichprobe „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und der Stichprobe „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 1997 und 1998 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05133	0,06500	0,10000	0,02475
1998	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05067	0,06500	0,10000	0,02492

Tabelle 24: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung von sehr ähnlicher Streuung ist ein geringfügiges Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1998 feststellbar. Im Median ist der Wert ident. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0164$; $p=0,899$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,1381$; $p=0,8921$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($w=38,5$; $p=0,6482$).

Gruppe 1

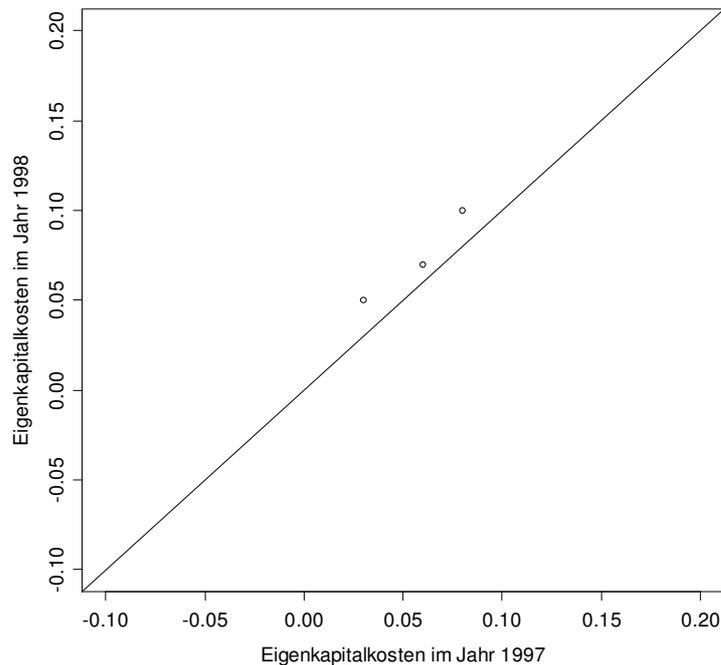


Abbildung 15: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 1

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 nach dem HGB und im Jahr 1998 nach den IAS aufgestellt haben. Auf diese Stichprobe trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen ihren Konzernabschluss auch im Jahr 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	3	0,03000	0,04500	0,06000	0,05667	0,07000	0,08000	0,02517
1998	3	0,05000	0,06000	0,07000	0,07333	0,08500	0,10000	0,02517

Tabelle 25: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 1

Unter Berücksichtigung von identer Streuung ist ein deutliches Ansteigen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1998 feststellbar. Im Median fällt der Anstieg weniger stark aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0$; $p=1$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-5$; $p=0,03775$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=0$; $p=0,1736$).

Gruppe 2

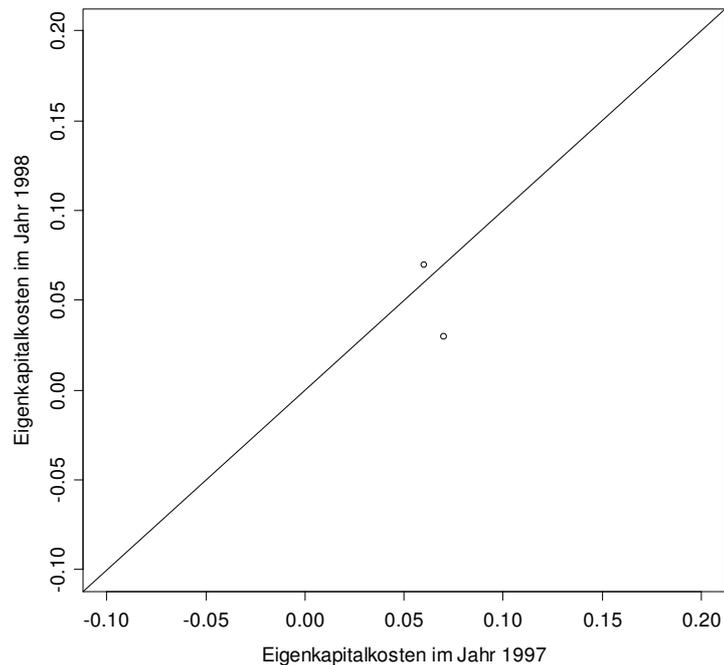


Abbildung 16: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 2

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1997 zusätzlich zum Konzernabschluss nach HGB einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben und auch im Jahr 1998 einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	2	0,06000	0,06250	0,06500	0,06500	0,06750	0,07000	0,00707
1998	2	0,03000	0,04000	0,05000	0,05000	0,06000	0,07000	0,02828

Tabelle 26: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 2

Unter Berücksichtigung von stark unterschiedlicher Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1998 feststellbar. Im Median fällt das Fallen ident aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=1,7517e+32$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=0,6$; $p=0,656$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=2$; $p=1$).

Gruppe 3

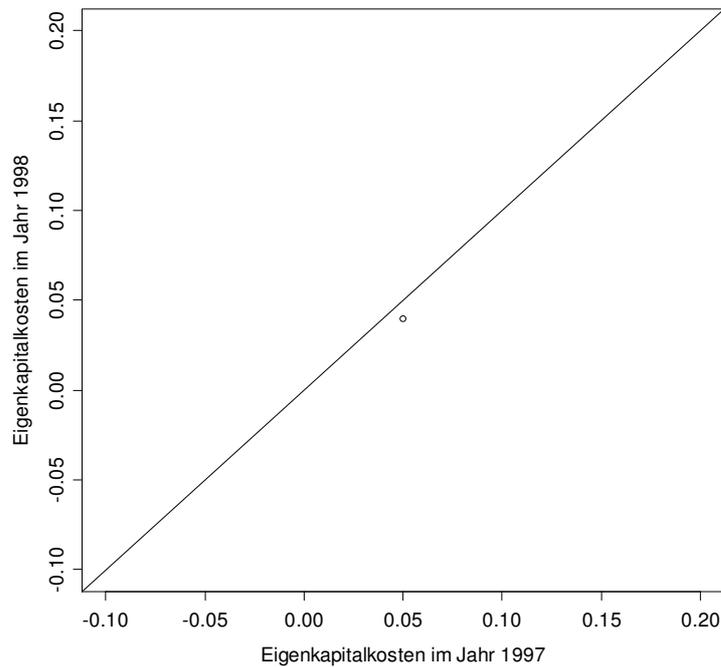


Abbildung 17: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 3

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 und im Jahr 1998 nach dem HGB aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss im Jahr 1999 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	1	0,05000	0,05000	0,05000	0,05000	0,05000	0,05000	NA
1998	1	0,04000	0,04000	0,04000	0,04000	0,04000	0,04000	NA

Tabelle 27: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 3

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (SAP). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 4

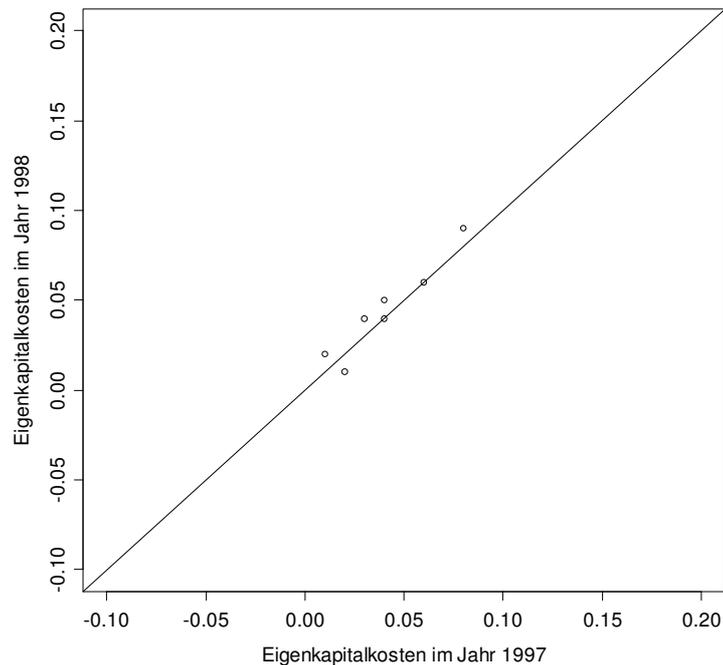


Abbildung 18: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 4

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 und im Jahr 1998 nach dem HGB aufgestellt haben. Diese Unternehmen haben auch im Jahr 1999 ihren Konzernabschluss nach dem HGB aufgestellt. Dies ist mit sieben Unternehmen auch hier die größte Gruppenstichprobe. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	7	0,01000	0,02500	0,04000	0,04000	0,05000	0,08000	0,02380
1998	7	0,01000	0,03000	0,04000	0,04429	0,05500	0,09000	0,02637

Tabelle 28: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 4

Unter Berücksichtigung von ähnlicher Streuung ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1998 feststellbar. Im Median zeigt sich keine Veränderung. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0265$; $p=0,8733$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,4412$; $p=0,1996$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=2,5$; $p=0,2207$).

Gruppe 5

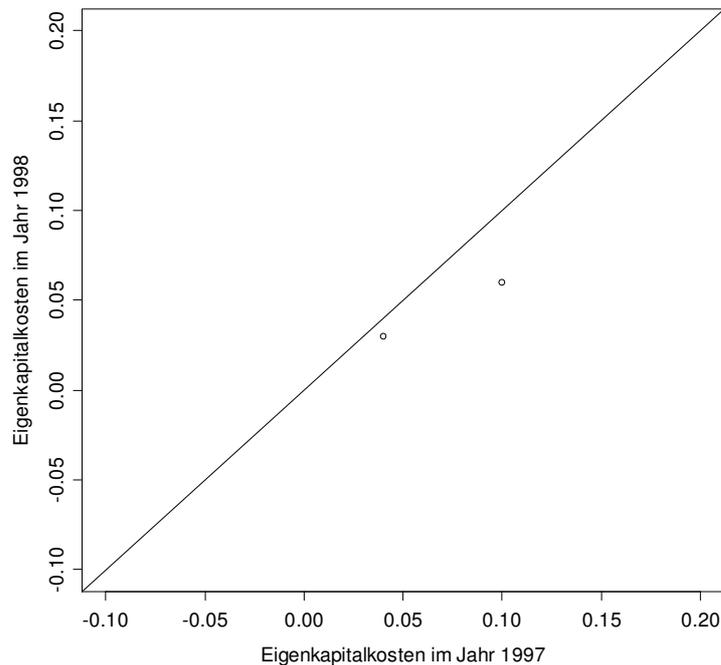


Abbildung 19: Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 5

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1997 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben, und auch im Jahr 1998 sowie im Jahr 1999 einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	2	0,04000	0,05500	0,07000	0,07000	0,08500	0,10000	0,04243
1998	2	0,03000	0,03750	0,04500	0,04500	0,05250	0,06000	0,02121

Tabelle 29: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 5

Unter Berücksichtigung einer unterschiedlichen Streuung ist ein starkes Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1997 auf 1998 feststellbar. Im Median fällt das Fallen gleich hoch aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=7,2836+31$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=1,6667$; $p=0,3440$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=0,5$).

Gruppe 6

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 1997 und 1998 nach dem HGB aufgestellt haben. Für dieses Sample trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen im Jahr 1999 ihren Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies feststellbar ist. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1997	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1998	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 30: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 6

5.1.1.3. Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle in der Stichprobe befindlichen Unternehmen für das Jahr 1998 und das Jahr 1999 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Die unterschiedliche Anzahl der beobachteten Unternehmen erklärt sich durch das Fehlen von ThyssenKrupp im Jahr 1998 (unvollständige Daten). Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05067	0,06500	0,10000	0,02492
1999	16	0,01000	0,37500	0,04500	0,04938	0,07000	0,10000	0,02594

Tabelle 31: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung von beinahe identer Streuung ist ein geringfügiges Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median ist das Fallen etwas deutlicher. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,056$; $p=0,8146$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,1412$; $p=0,8887$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=122$; $p=0,9523$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

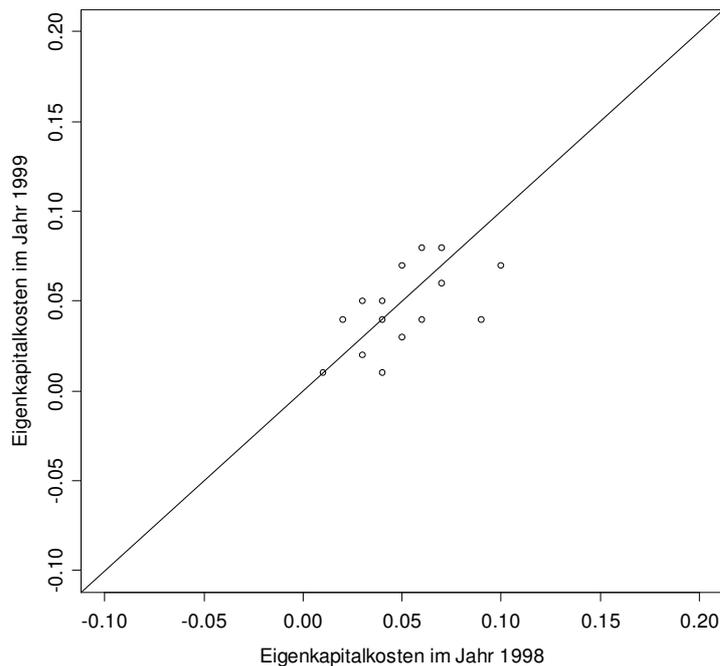


Abbildung 20: Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, für die in beiden Jahren vollständige Daten zur Verfügung stehen. Demgemäß wird für 1999 Thyssen Krupp aus der Stichprobe herausgenommen, um eine ungruppierte gepaarte univariate Analyse durchführen zu können. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	15	0,01000	0,03500	0,05000	0,05067	0,06500	0,10000	0,02492
1999	15	0,01000	0,03500	0,04000	0,04600	0,06500	0,08000	0,02293

Tabelle 32: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung von ähnlicher Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt dies stärker aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0609$; $p=0,807$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,8217$; $p=0,425$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=55,5$; $p=0,5053$).

Gruppe 1

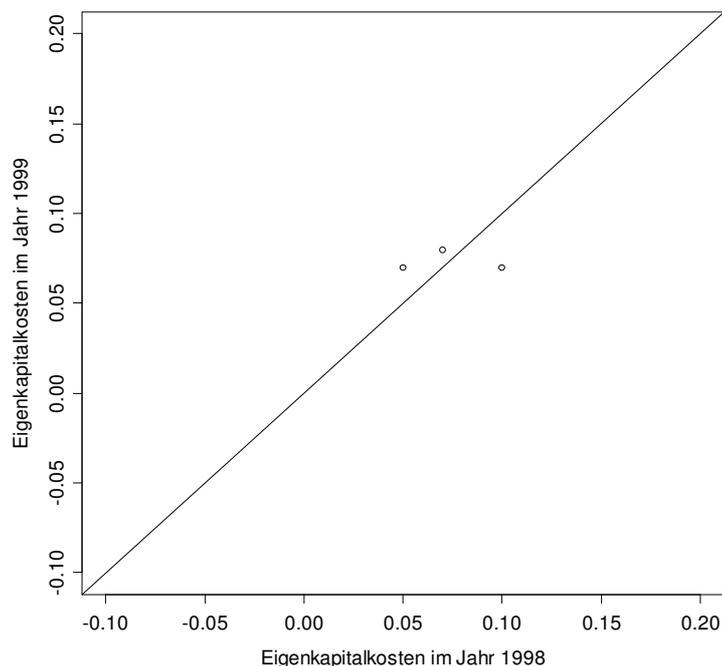


Abbildung 21: Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 1

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 1998 und 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Auf diese Stichprobe trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen ihren Konzernabschluss im Jahr 1997 nach dem HGB aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	3	0,05000	0,06000	0,07000	0,07333	0,08500	0,10000	0,02517
1999	3	0,07000	0,07000	0,07000	0,07333	0,07500	0,08000	0,00577

Tabelle 33: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 1

Unter Berücksichtigung von stark unterschiedlicher Streuung ist keine Veränderung der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Der auffällige Unterschied in der Streuung ergibt sich durch die Heterogenität der Daten des geringen Samples von drei Unternehmen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=2$; $p=0,2302$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0$; $p=1$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=1$).

Gruppe 2

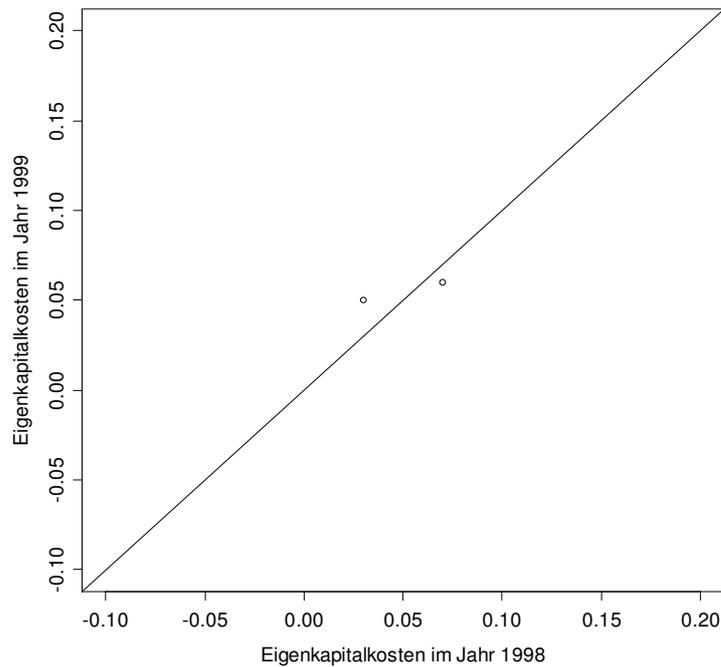


Abbildung 22: Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 2

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die in den Jahren 1998 und 1999 ihren Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Für diese trifft auch zu, dass sie bereits im Jahr 1997 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	2	0,03000	0,04000	0,05000	0,05000	0,06000	0,07000	0,02828
1999	2	0,05000	0,05250	0,05500	0,05500	0,05750	0,06000	0,00707

Tabelle 34: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 2

Die Streuung ist stark unterschiedlich. Dies ist auf die Heterogenität der Daten des geringen Samples von zwei Unternehmen zurückzuführen. Es ist ein geringer Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt der Anstieg gleich hoch aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=4,3018e+35$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=-0,3333$; $p=0,7952$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=1$; $p=1$).

Gruppe 3

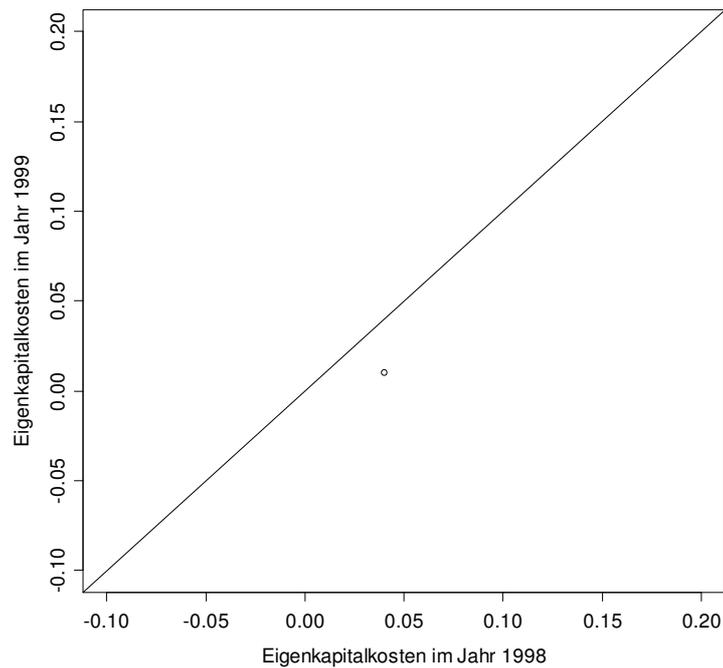


Abbildung 23: Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 3

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 1997 und 1998 nach dem HGB und im Jahr 1999 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,04000	0,04000	0,04000	0,04000	0,04000	0,04000	NA
1999	1	0,01000	0,01000	0,01000	0,01000	0,01000	0,01000	NA

Tabelle 35: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 3

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (SAP). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 4

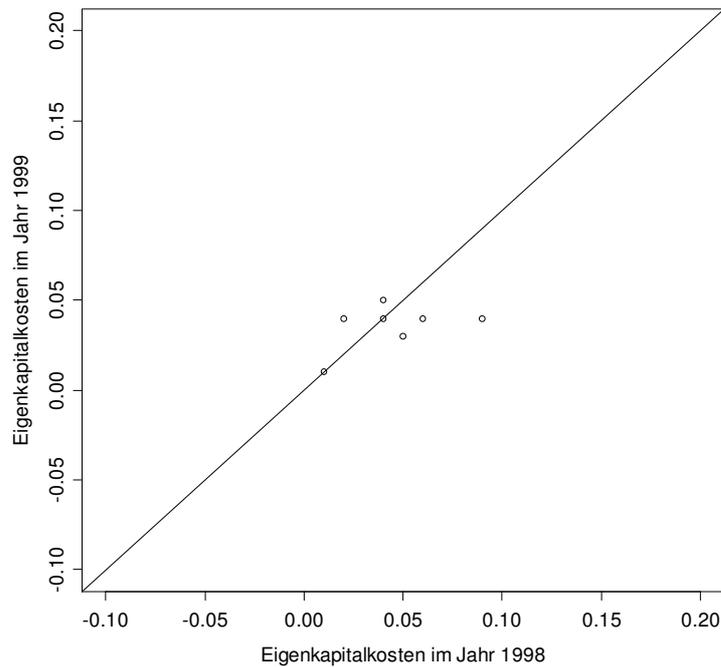


Abbildung 24: Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 4

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 1997, 1998 und 1999 nach dem HGB aufgestellt haben. Dies ist mit sieben Unternehmen die größte Gruppenstichprobe für diese drei Jahre. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	7	0,01000	0,03000	0,04000	0,04429	0,05500	0,09000	0,02637
1999	7	0,01000	0,03500	0,04000	0,03571	0,04000	0,05000	0,01272

Tabelle 36: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 4

Unter Berücksichtigung von unterschiedlicher Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median zeigt sich keine Veränderung. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=2,087$; $p=0,1742$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,9691$; $p=0,3699$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=11$; $p=0,4185$).

Gruppe 5

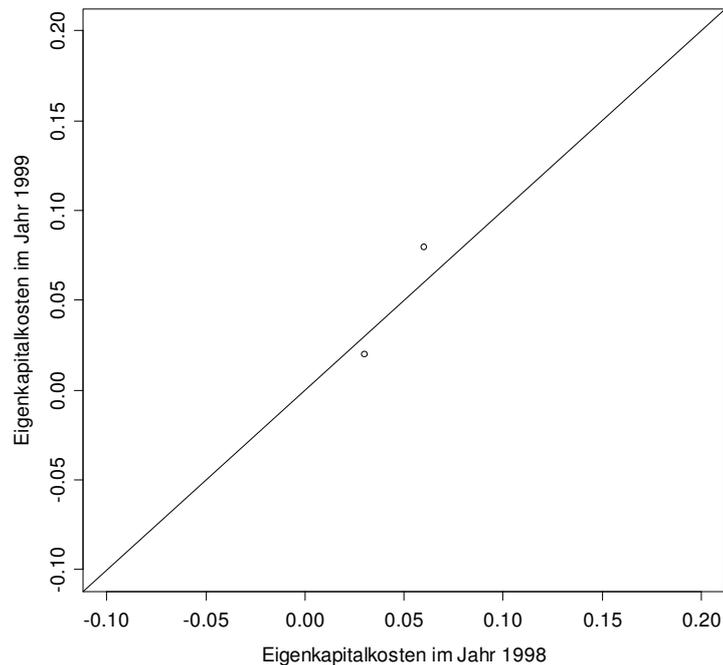


Abbildung 25: Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 5

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1997 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben und auch in den Jahren 1998 und 1999 einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	2	0,03000	0,03850	0,04500	0,04500	0,05250	0,06000	0,02121
1999	2	0,02000	0,03500	0,05000	0,05000	0,06500	0,08000	0,04243

Tabelle 37: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 5

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt der Anstieg gleich hoch aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=7,476e+31$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=-0,3333$; $p=0,7952$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=1$; $p=1$)

Gruppe 6

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die in den Jahren 1997 und 1998 ihren Konzernabschluss nach dem HGB und im Jahr 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1999	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 38: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 6

5.1.2. Ergebnisse der univariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 1998 – 2000

Die folgenden Parallelkoordinatendiagramme stellen den Verlauf der Eigenkapitalkosten der in den einzelnen untersuchten Gruppen vertretenen Unternehmen für die Jahre 1998, 1999 und 2000 grafisch dar. Für die Gruppe 3 kann kein Parallelkoordinatendiagramm erstellt werden, weil sie leer ist. In den nachfolgenden Abschnitten werden die Ergebnisse der univariaten Analyse dargestellt.

Gruppe 1

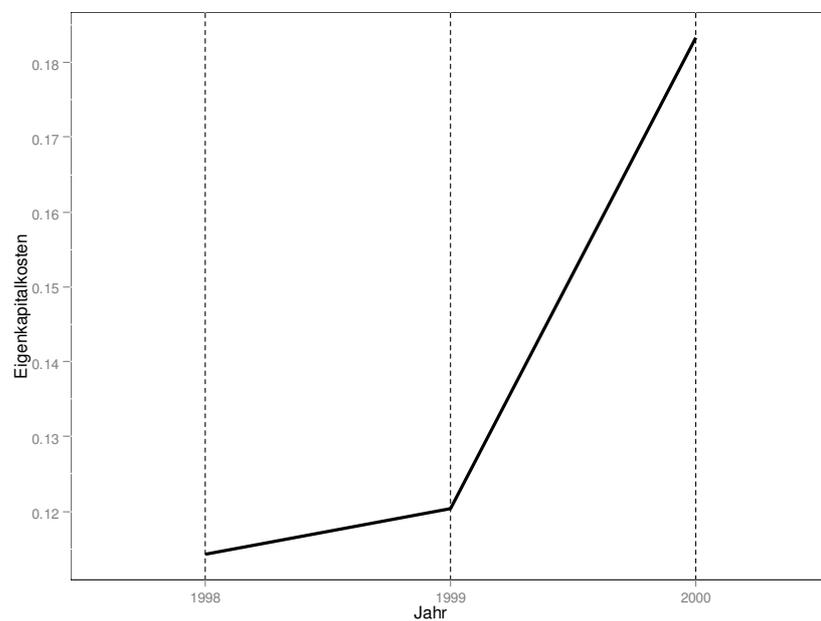


Abbildung 26: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 1

Gruppe 2

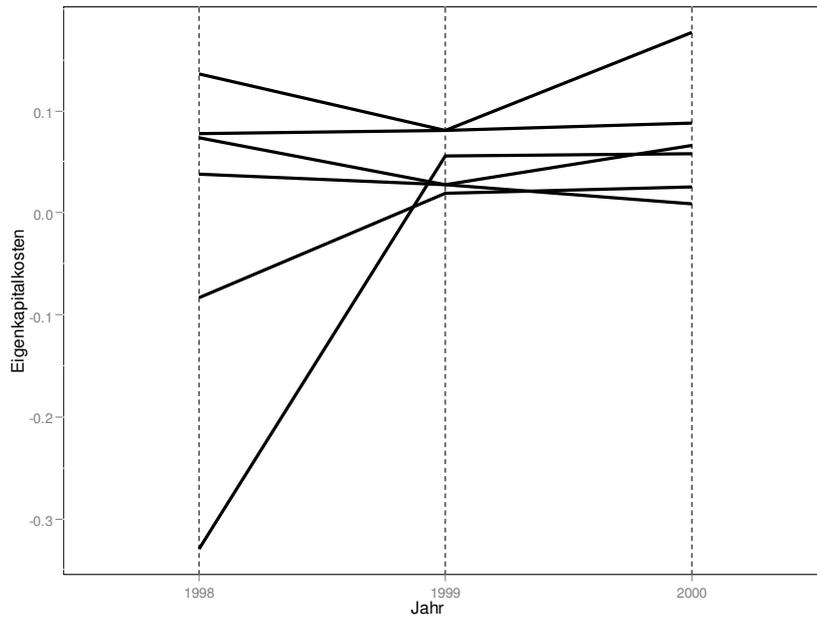


Abbildung 27: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 2

Gruppe 4

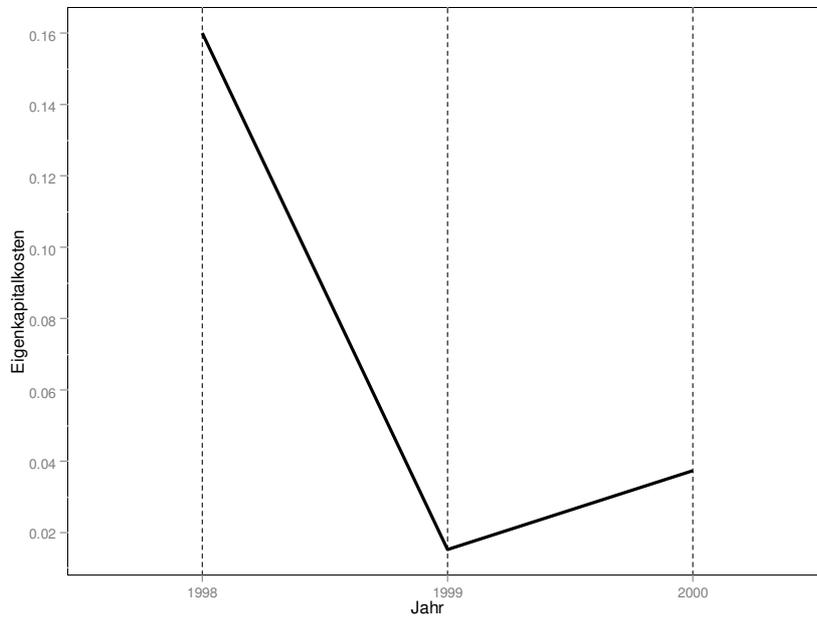


Abbildung 28: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 4

Gruppe 5

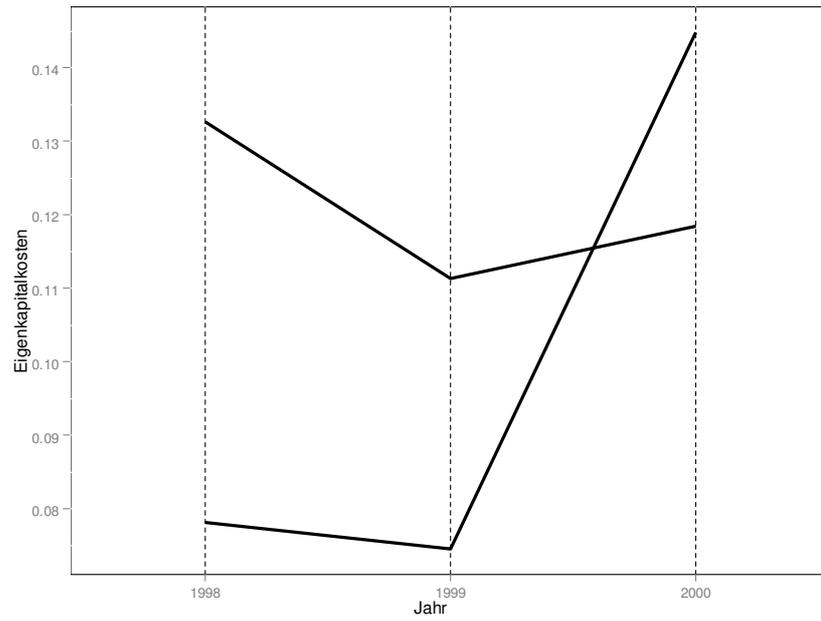


Abbildung 29: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 5

Gruppe 6

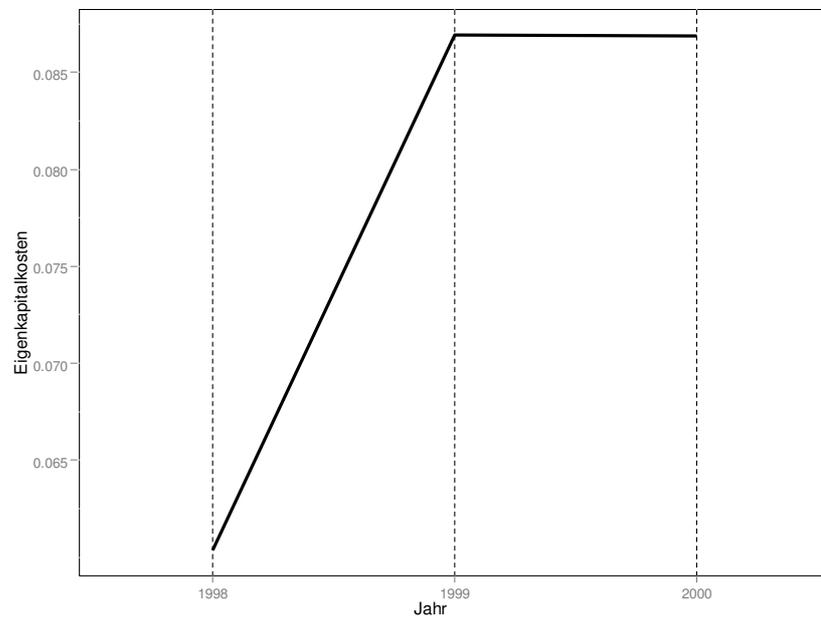


Abbildung 30: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 6

5.1.2.1. Ergebnisse für die Jahre 1998 und 2000

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 1998 und das Jahr 2000 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	11	-0,32960	0,04924	0,07743	0,04153	0,12340	0,16010	0,13926
2000	11	0,00859	0,04782	0,08685	0,09032	0,13160	0,18330	0,05940

Tabelle 39: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist hier ein deutliches Ansteigen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 2000 feststellbar. Im Median fällt das Ansteigen schwächer aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,7175$; $p=0,407$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,0688$; $p=0,2979$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=54$; $p=0,6994$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

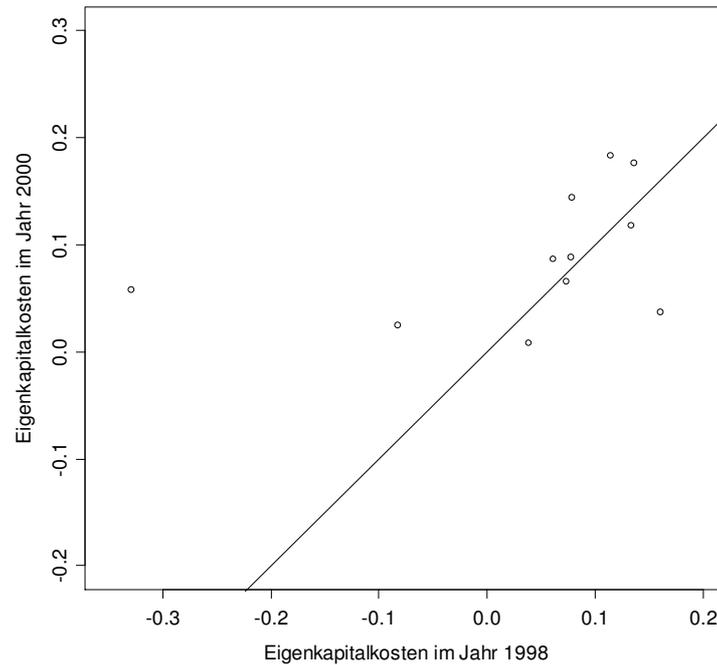


Abbildung 31: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 1998 und 2000 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	11	-0,32960	0,04924	0,07743	0,04153	0,12340	0,16010	0,13926
2000	11	0,00859	0,04782	0,08685	0,09032	0,13160	0,18330	0,05940

Tabelle 40: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist hier ein deutliches Ansteigen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 2000 feststellbar. Im Median fällt das Ansteigen schwächer aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,7175$; $p=0,407$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,2639$; $p=0,2349$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=19$; $p=0,2402$).

Gruppe 1

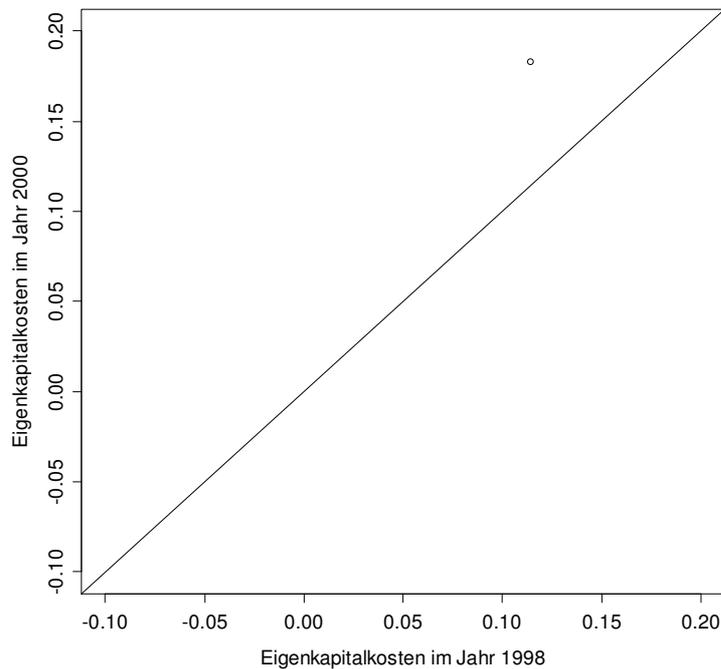


Abbildung 32: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 1

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 nach dem HGB und im Jahr 2000 nach den IAS aufgestellt haben. Hier trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen ihren Konzernabschluss auch im Jahr 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,11420	0,11420	0,11420	0,11420	0,11420	0,11420	NA
2000	1	0,18330	0,18330	0,18330	0,18330	0,18330	0,18330	NA

Tabelle 41: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 1

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Voest Alpine). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 2

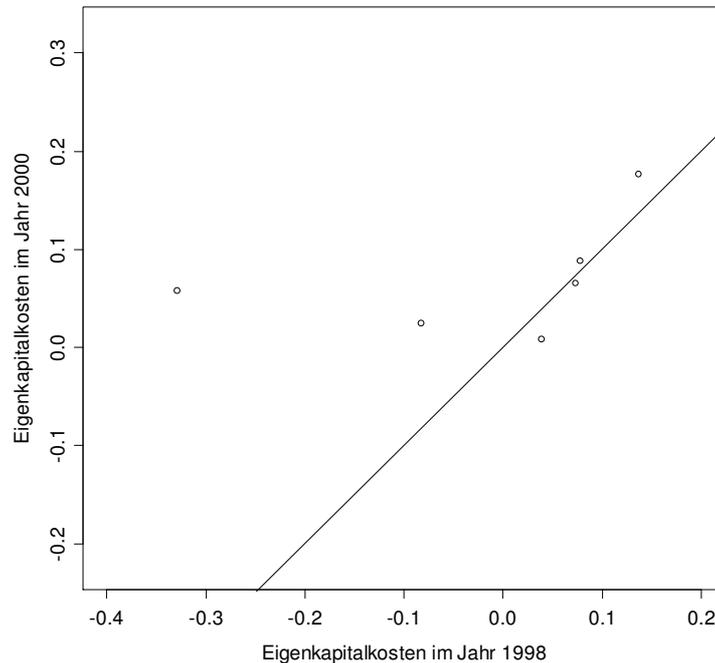


Abbildung 33: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 2

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1998 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben, und auch im Jahr 2000 einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Es handelt sich um die größte Gruppenstichprobe für die Analyse der Jahre 1998 und 2000. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	6	-0,32960	-0,05306	0,05554	-0,01476	0,07632	0,13600	0,17065
2000	6	0,00856	0,03337	0,06192	0,07044	0,08266	0,17680	0,05948

Tabelle 42: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 2

Unter Berücksichtigung sinkender Streuung ist ein deutlicher Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 2000 feststellbar. Im Median ist der Anstieg schwächer. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=1,3407$; $p=0,2738$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,3396$; $p=0,2380$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=4$; $p=0,2188$).

Gruppe 3

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 nach dem HGB und im Jahr 2000 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2000	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 43: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 3

Gruppe 4

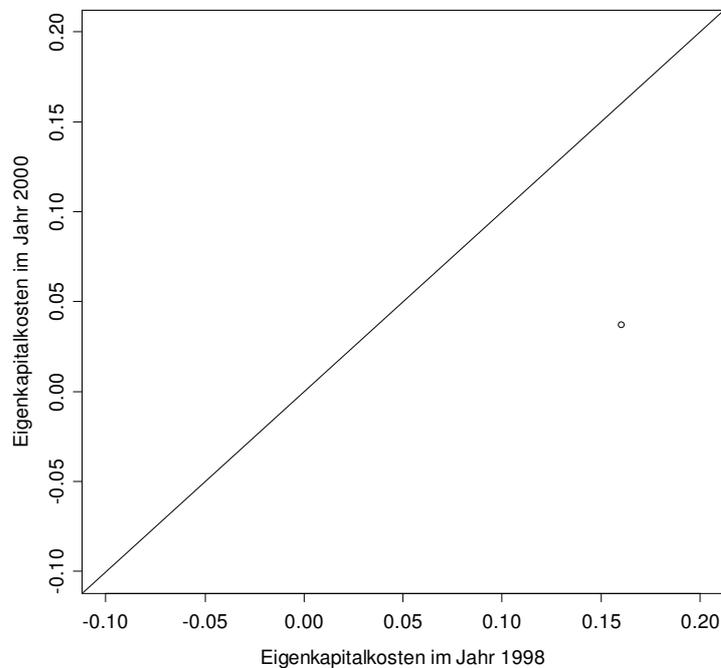


Abbildung 34: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 4

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 nach dem HGB und im Jahr 2000 ebenso nach dem HGB aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,16010	0,16010	0,16010	0,16010	0,16010	0,16010	NA
2000	1	0,03743	0,03743	0,03743	0,03743	0,03743	0,03743	NA

Tabelle 44: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 4

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (RHI). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 5

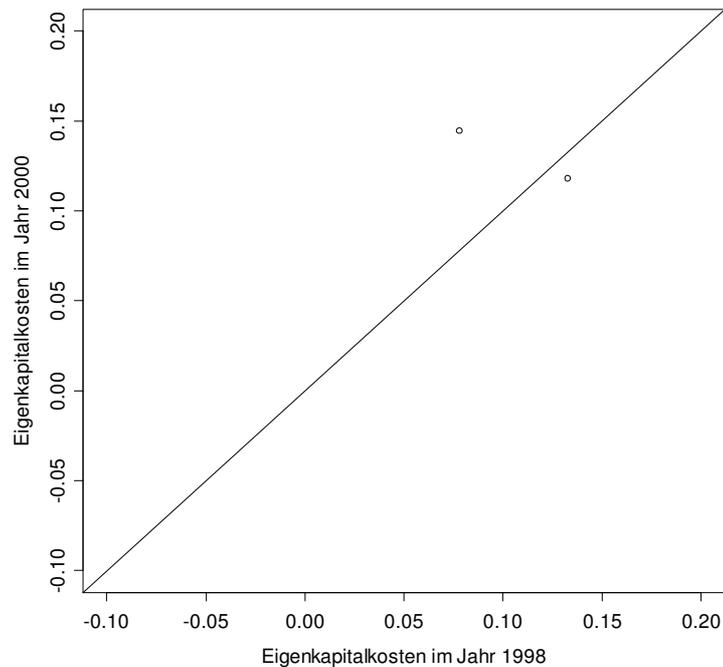


Abbildung 35: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 5

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1998 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben und auch im Jahr 2000 einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	2	0,07808	0,09171	0,10530	0,10530	0,11900	0,13260	0,03855
2000	2	0,11840	0,12500	0,13160	0,13160	0,13820	0,14480	0,01870

Tabelle 45: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 5

Die Streuung ist sinkend. Dies ist auf die Heterogenität der Daten des geringen Samples von zwei Unternehmen zurückzuführen. Es ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 2000 feststellbar. Im Median fällt der Anstieg gleich hoch aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=4,8531e+32$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind,

verworfen Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=-0,6493$; $p=0,6334$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=1$; $p=1$).

Gruppe 6

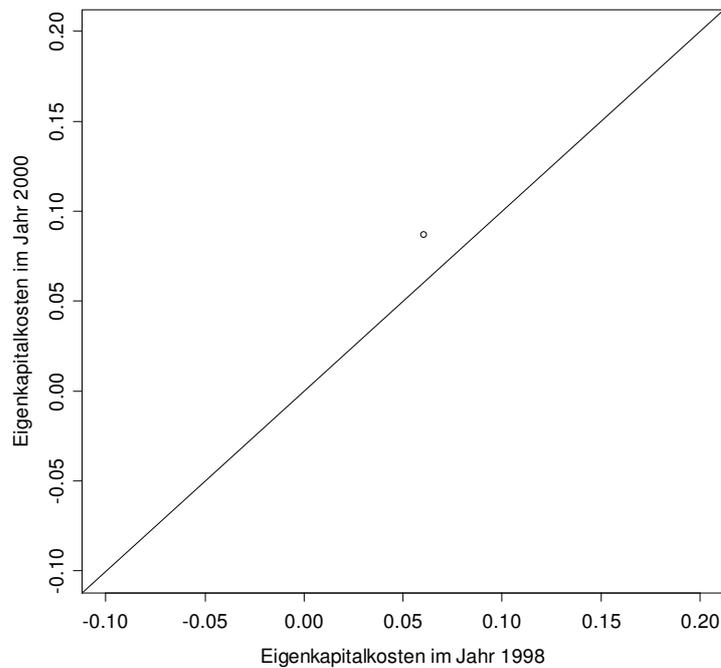


Abbildung 36: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 6

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die im Jahr 1998 ihren Konzernabschluss nach dem HGB und im Jahr 2000 nach den IAS aufgestellt haben. Hier trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen im Jahr 1999 ihren Konzernabschluss nach dem HGB aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,06037	0,06037	0,06037	0,06037	0,06037	0,06037	NA
2000	1	0,08685	0,08685	0,08685	0,08685	0,08685	0,08685	NA

Tabelle 46: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 6

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Flughafen Wien). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

5.1.2.2. Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 1998 und das Jahr 1999 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	11	-0,32960	0,04924	0,07743	0,04153	0,12340	0,16010	0,13926
1999	11	0,01524	0,02738	0,07451	0,06355	0,08386	0,12030	0,03708

Tabelle 47: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median ist ein geringfügiges Fallen feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=1,7402$; $p=0,2020$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-0,5069$; $p=0,6178$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=69$; $p=0,6063$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

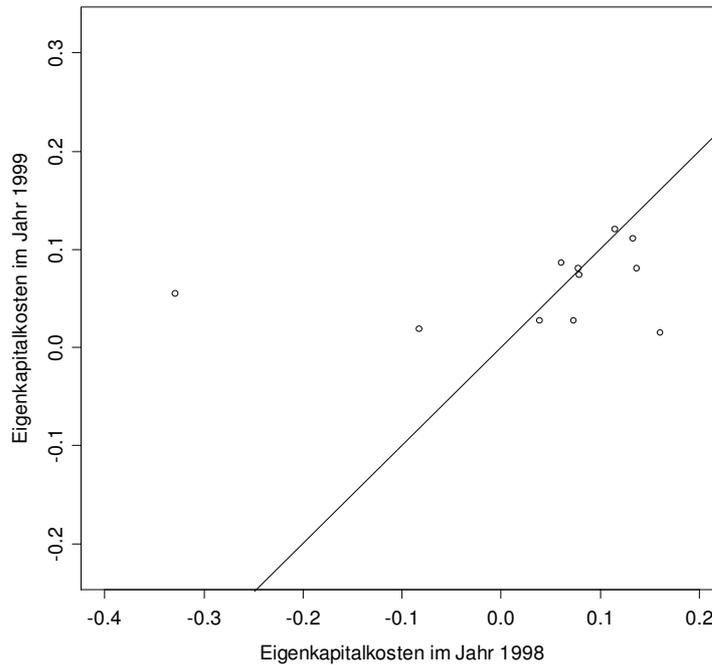


Abbildung 37: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 1998 und 1999 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	11	-0,32960	0,04924	0,07743	0,04153	0,12340	0,16010	0,13926
1999	11	0,01524	0,02738	0,07451	0,06355	0,08386	0,12030	0,03708

Tabelle 48: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median ist ein geringfügiges Fallen feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=1,7402$; $p=0,2020$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-0,5429$; $p=0,599$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=36$; $p=0,831$).

Gruppe 1

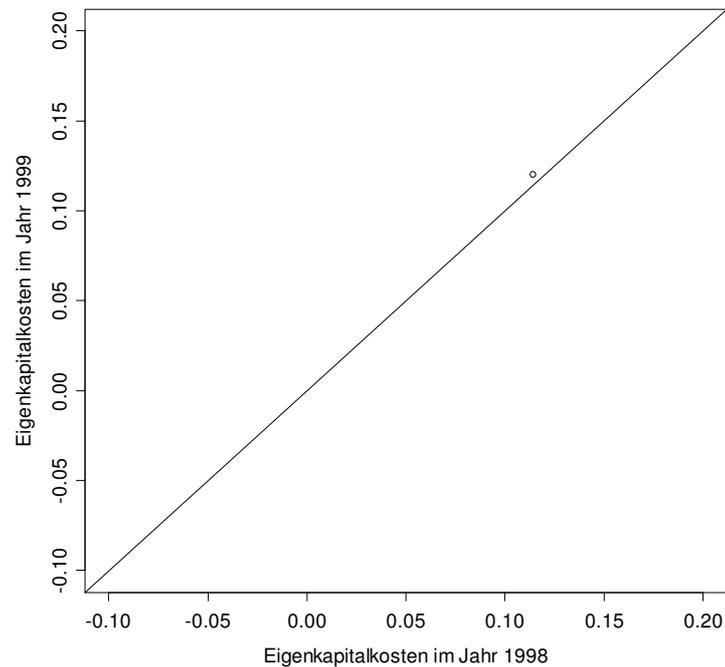


Abbildung 38: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 1

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 nach dem HGB und im Jahr 1999 nach den IAS aufgestellt haben. Hier trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2000 nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,11420	0,11420	0,11420	0,11420	0,11420	0,11420	NA
1999	1	0,12030	0,12030	0,12030	0,12030	0,12030	0,12030	NA

Tabelle 49: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 1

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Voest Alpine). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 2

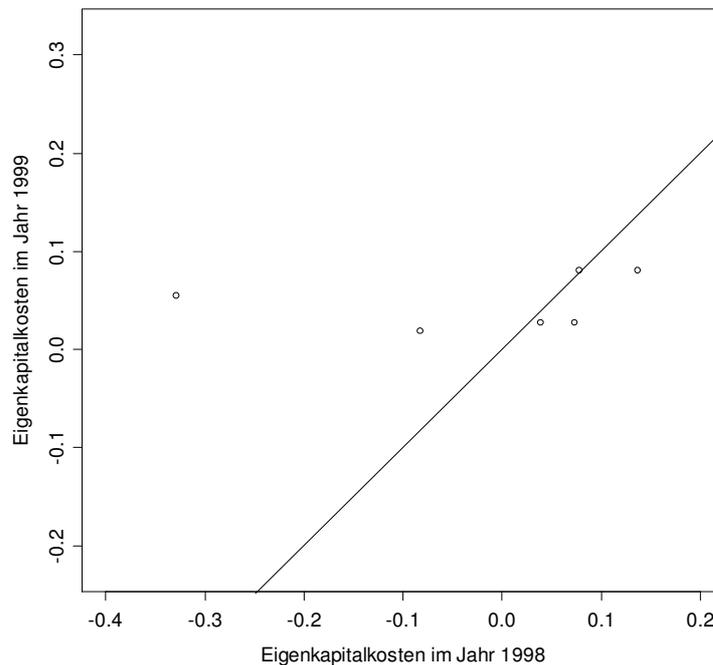


Abbildung 39: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 2

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1998 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben und auch im Jahr 1999 einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	6	-0,32960	-0,05306	0,05554	-0,01476	0,07632	0,13600	0,17065
1999	6	0,01907	0,02733	0,04155	0,04847	0,07434	0,08079	0,02786

Tabelle 50: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 2

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist ein deutlicher Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Im Median fällt das Fallen ident aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=2,1711$; $p=0,1714$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-0,9249$; $p=0,3975$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=9$; $p=0,8438$).

Gruppe 3

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 und im Jahr 1999 nach dem HGB aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss im Jahr 2000 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
1999	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 51: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 3

Gruppe 4

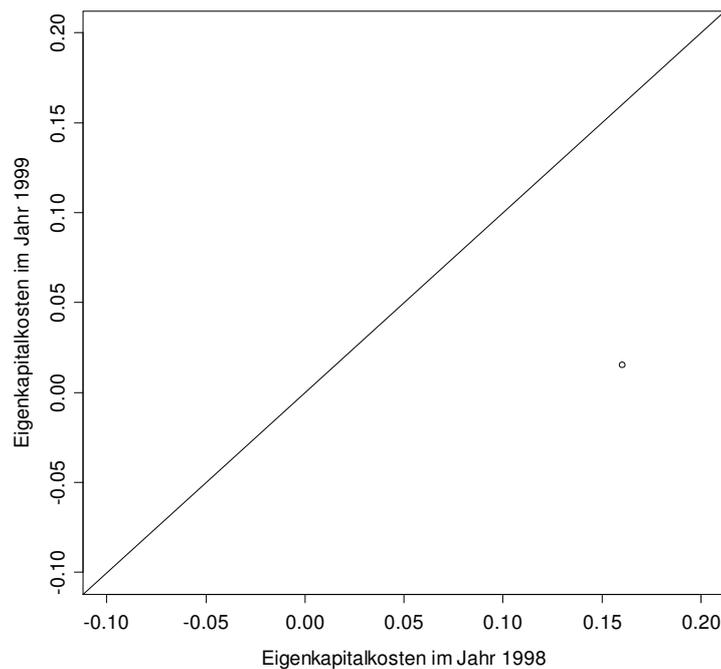


Abbildung 40: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 4

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 und im Jahr 1999 nach dem HGB aufgestellt haben. Diese Unternehmen haben auch im Jahr 2000 ihren Konzernabschluss nach dem HGB aufgestellt. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,16010	0,16010	0,16010	0,16010	0,16010	0,16010	NA
1999	1	0,01524	0,01524	0,01524	0,01524	0,01524	0,01524	NA

Tabelle 52: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 4

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (RHI). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 5

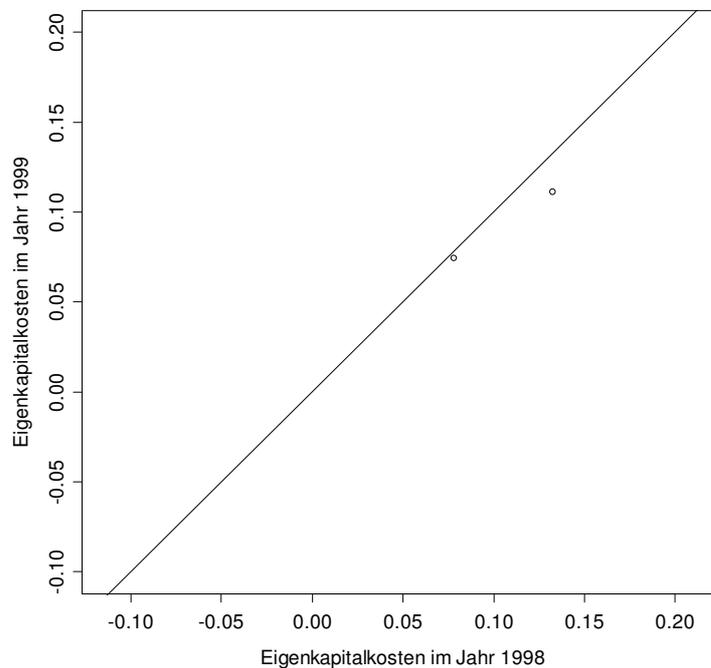


Abbildung 41: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 5

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1998 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben, und auch im Jahr 1999 sowie im Jahr 2000 einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	2	0,07808	0,09171	0,10530	0,10530	0,11900	0,13260	0,03855
1999	2	0,07451	0,08371	0,09291	0,09291	0,10210	0,11130	0,02602

Tabelle 53: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 5

Unter Berücksichtigung einer sinkenden Streuung ist ein geringfügiges Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1998 auf 1999 feststellbar. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=1.1425e+32$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=1,4035$, $p=0,3941$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=0,5$).

Gruppe 6

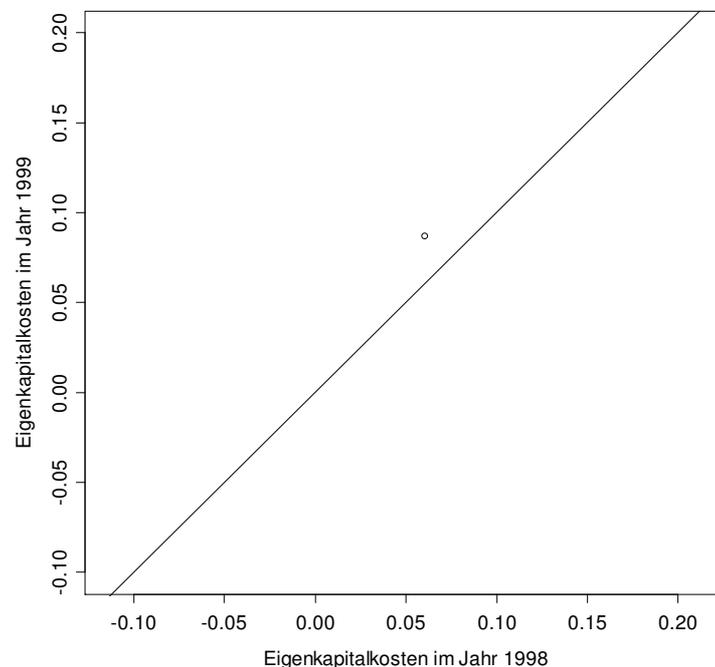


Abbildung 42: Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 6

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 1998 und 1999 nach dem HGB aufgestellt haben. Hier trifft ebenso zu, dass diese Unternehmen im Jahr 2000 ihren Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1998	1	0,06037	0,06037	0,06037	0,06037	0,06037	0,06037	NA
1999	1	0,08693	0,08693	0,08693	0,08693	0,08693	0,08693	NA

Tabelle 54: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 6

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Flughafen Wien). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

5.1.2.3. Ergebnisse für die Jahre 1999 und 2000

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 1999 und das Jahr 2000 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	11	0,01524	0,02738	0,07451	0,06355	0,08339	0,12030	0,03708
2000	11	0,00859	0,04782	0,08685	0,09032	0,13160	0,18330	0,05940

Tabelle 55: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1999 auf 2000 feststellbar. Im Median ist dies ebenso feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=1,8739$; $p=0,1862$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,2677$; $p=0,2195$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=45$; $p=0,3316$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

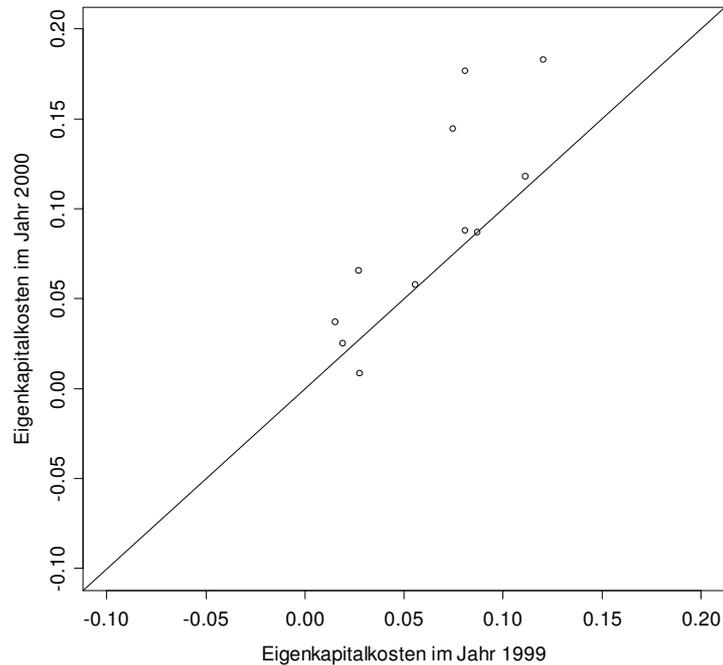


Abbildung 43: Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich der Stichprobe „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und der Stichprobe „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 1999 und 2000 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	11	0,01524	0,02738	0,07451	0,06355	0,08339	0,12030	0,03708
2000	11	0,00859	0,04782	0,08685	0,09032	0,13160	0,18330	0,05940

Tabelle 56: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1999 auf 2000 feststellbar. Im Median fällt der Anstieg etwas schwächer aus. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=1,8739$; $p=0,1862$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-2,4876$; $p=0,03212$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=7$; $p=0,01855$).

Gruppe 1

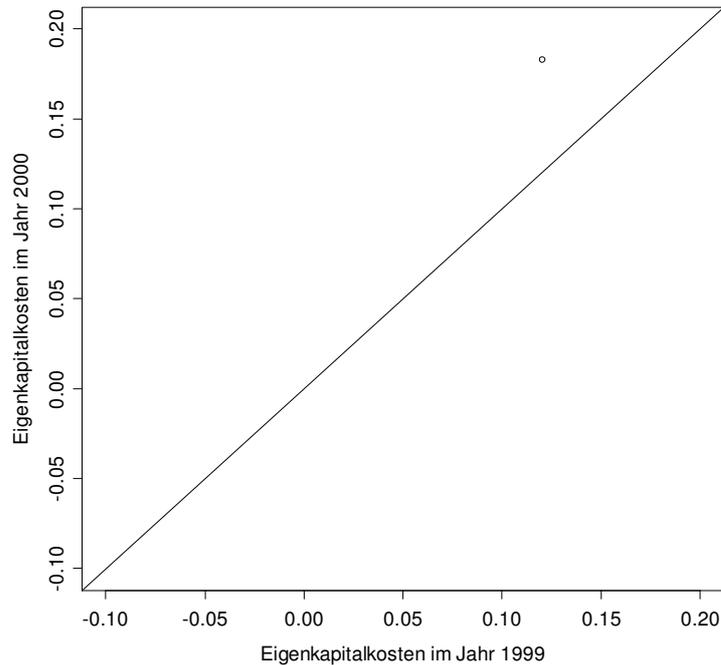


Abbildung 44: Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 1

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1998 nach dem HGB und in den Jahren 1999 und 2000 nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	1	0,12030	0,12030	0,12030	0,12030	0,12030	0,12030	NA
2000	1	0,18330	0,18330	0,18330	0,18330	0,18330	0,18330	NA

Tabelle 57: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 1

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Voest Alpine). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 2

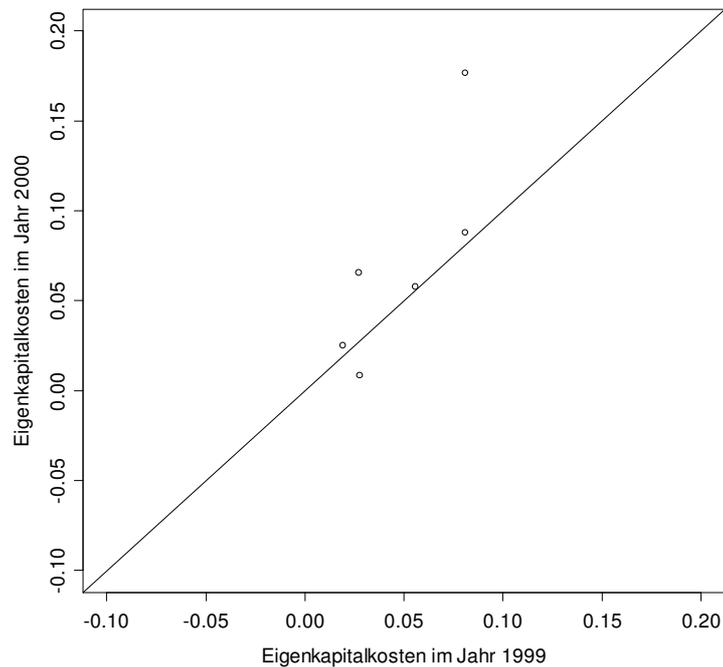


Abbildung 45: Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 2

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1998 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben, und auch in den Jahren 1999 und 2000 einen Konzernabschluss nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	6	0,01907	0,02733	0,04155	0,04847	0,07434	0,08079	0,02786
2000	6	0,00859	0,03337	0,06192	0,07044	0,08266	0,17680	0,05948

Tabelle 58: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 2

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein deutlicher Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1999 auf 2000 feststellbar. Im Median ist ebenso ein Anstieg feststellbar. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,8154$; $p=0,3878$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=-1,3248$; $p=0,2425$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=4$; $p=0,02188$).

Gruppe 3

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 1999 nach dem HGB und im Jahr 2000 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Für diese Unternehmen gilt ebenso, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 1998 nach dem HGB aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2000	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 59: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 3

Gruppe 4

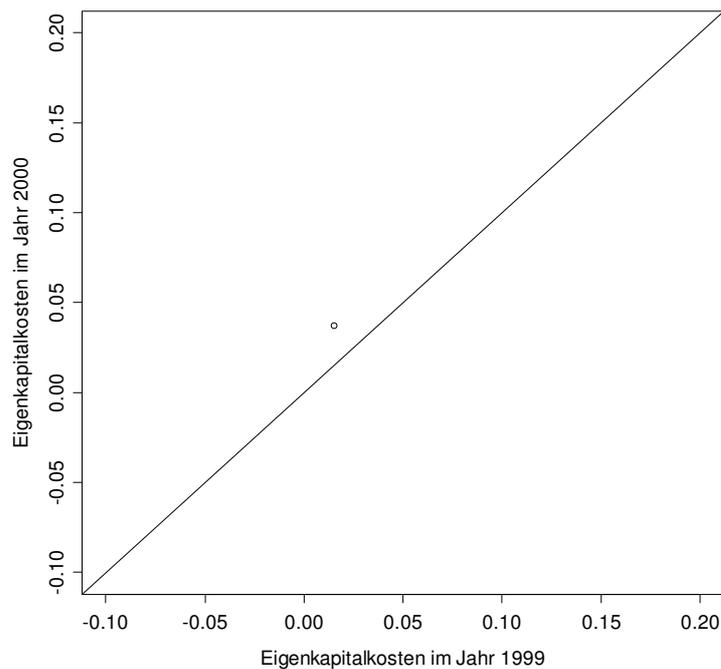


Abbildung 46: Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 4

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 1998, 1999 und 2000 nach dem HGB aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	1	0,01524	0,01524	0,01524	0,01524	0,01524	0,01524	NA
2000	1	0,03743	0,03743	0,03743	0,03743	0,03743	0,03743	NA

Tabelle 60: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 4

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (RHI). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe 5

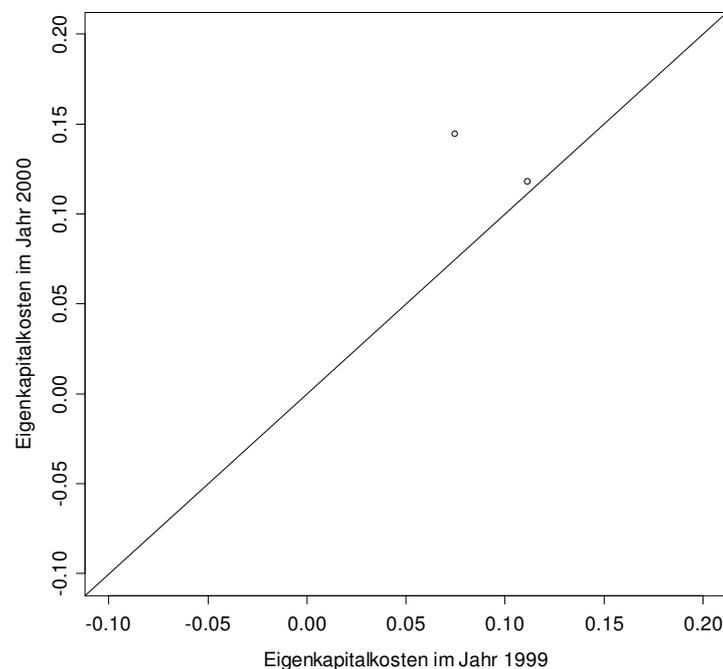


Abbildung 47: Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 5

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die bereits im Jahr 1998 zusätzlich zum Konzernabschluss nach dem HGB einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben, und auch in den Jahren 1999 und 2000 einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	2	0,07451	0,08371	0,09291	0,09291	0,10210	0,11130	0,02602
2000	2	0,11840	0,12500	0,13160	0,13160	0,13820	0,14480	0,01870

Tabelle 61: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 5

Die Streuung sinkt. Dies ist auf die Heterogenität der Daten des geringen Samples von zwei Unternehmen zurückzuführen. Es ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 1999 auf 2000 feststellbar. Im Median fällt der Anstieg gleich hoch aus. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=7,3035+32$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=-1,2243$; $p=0,436$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=0$; $p=0,5$).

Gruppe 6

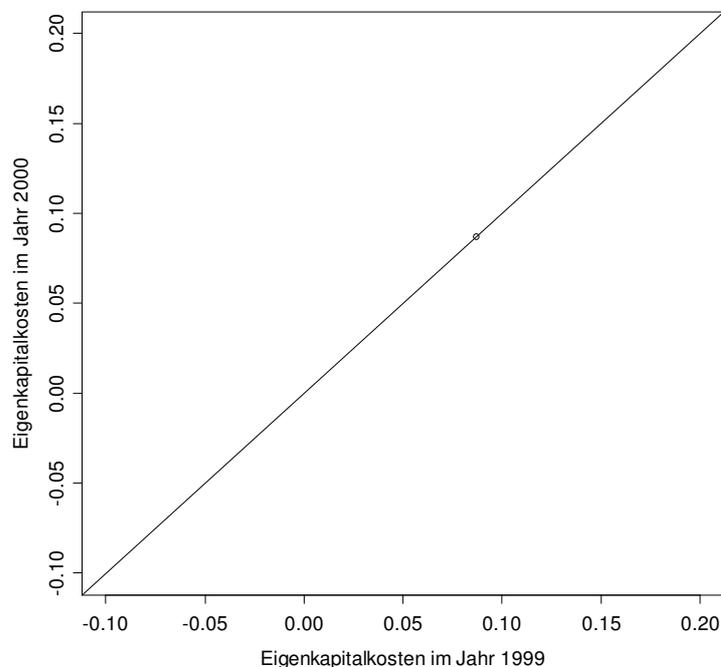


Abbildung 48: Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 6

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die in den Jahren 1998 und 1999 ihren Konzernabschluss nach dem HGB und im Jahr 2000 nach den IAS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
1999	1	0,08693	0,08693	0,08693	0,08693	0,08693	0,08693	NA
2000	1	0,08685	0,08685	0,08685	0,08685	0,08685	0,08685	NA

Tabelle 62: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 6

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Flughafen Wien). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

5.1.3. Ergebnisse der multivariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 1997 – 1999

5.1.3.1. Ergebnisse für die Jahre 1997 bis 1999

Ungeteilt

$$(32) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,069829	0,044477	1,570	0,1245
riskfree	-0,001481	0,005085	-0,291	0,7724
growth	0,008869	0,005431	1,631	0,1109
payout	-0,018241	0,007681	-2,375	0,0226
lev	0,013659	0,010058	1,358	0,1823
log(size)	-0,000624	0,002336	-0,267	0,7908

Tabelle 63: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt

Es wurden 45 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,2763. Die Variable payout zeigt sich als signifikanter Regressor. Nur die Variable log(size) hat das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,024886	1,097747	1,111898	1,027412	1,020979

Tabelle 64: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IAS98

$$(33) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IAS98}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,047363	0,043511	1,570	0,1245	
riskfree	0,007314	0,004934	-0,291	0,7724	
growth	0,009798	0,005182	1,631	0,1109	.
payout	-0,016115	0,007366	-2,375	0,0226	*
lev	0,014033	0,009568	1,358	0,1823	
log(size)	-0,000196	0,002230	-0,267	0,7908	
lev:IAS98	0,053526	0,023665	-0,267	0,7908	*

Tabelle 65: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98

Es wurden 45 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3622. Es zeigen sich zwei signifikante Regressoren ($<0,05$): die Variable payout und die Variable lev:IAS98. Die Variable growth ist mit $<0,1$ ein leicht signifikanter Regressor. Nur die Variable riskfree hat das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IAS98 ist demnach nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,014033% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach IAS bilanziert hat. Die freiwillige Anwendung der IAS ab 1998 führt zu einer weiteren Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,053526% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IAS98
1,066824	1,104832	1,130303	1,027718	1,028372	1,068283

Tabelle 66: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98

Geteilt nach Gruppen

$$(34) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:G2}_{it} + \beta_6 \text{lev:G3}_{it} + \beta_7 \text{lev:G4}_{it} + \beta_8 \text{lev:G5}_{it} + \beta_9 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,063099	0,049432	1,276	0,2100	
riskfree	-0,002121	0,005007	-0,424	0,6745	
growth	0,007347	0,005392	1,362	0,1818	
payout	-0,021992	0,007889	-2,788	0,0085	**
lev	0,016955	0,010031	1,690	0,0999	.
log(size)	0,000263	0,002834	0,093	0,9265	
lev:G2	0,003210	0,027371	0,117	0,9073	
lev:G3	-0,569980	0,028508	-1,999	0,0534	.
lev:G4	-0,016507	0,022288	-0,741	0,4639	
lev:G5	0,005278	0,045296	0,117	0,9079	

Tabelle 67: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1999, geteilt nach Gruppen

Es wurden 45 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3733. Die Gruppe G1 fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe 6 wurde in der Regression nicht mit erfasst, weil sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Variable payout zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Die Variable lev ist mit $<0,1$ leicht signifikant. Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so steigen die Eigenkapitalkosten um 0,016955%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe G1 angehört. Die Zugehörigkeit zu G2 lässt die Eigenkapitalkosten um zusätzliche 0,003210% (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:G2) ansteigen, die Zugehörigkeit zu G5 um 0,005278%. Eigenkapitalkostensenkende Effekte sind bei Unternehmen festzustellen, die der Gruppe G3 (-0,569980 %) oder der Gruppe G4 (-0,016507%) angehören. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich allerdings nur für G3 eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors								
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:G2	lev:G3	lev:G4	lev:G5
1,029733	1,121512	1,215364	1,058862	1,557067	1,368874	1,416910	1,478388	1,810327

Tabelle 68: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1999, geteilt nach Gruppen

5.1.3.2. Ergebnisse für die Jahre 1997 und 1998

Ungeteilt

$$(35) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Koeffizienten				
Regressor	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,055842	0,054364	1,027	0,3150
riskfree	-0,001916	0,006076	-0,315	0,7550
growth	0,007756	0,006710	1,156	0,2590
payout	-0,014140	0,009669	-1,461	0,1570
lev	0,017544	0,011196	1,567	0,1300
log(size)	0,000148	0,002779	0,053	0,9580

Tabelle 69: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt

Es wurden 30 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,2751. Keine der Variablen hat das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,040426	1,171651	1,177974	1,051815	1,021454

Tabelle 70: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IAS98

$$(36) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IAS98}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Koeffizienten				
Regressor	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,020608	0,056973	0,362	0,7210
riskfree	0,002849	0,006585	0,435	0,6680
growth	0,009361	0,006572	1,424	0,1680
payout	-0,011698	0,009481	-1,234	0,2300
lev	0,017298	0,010840	1,596	0,1240
log(size)	0,000686	0,002711	0,253	0,8030
lev:IAS98	0,064201	0,039757	1,615	0,1200

Tabelle 71: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt Dummyvariable IAS98

Es wurden 30 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3489. Nur die Variable riskfree hat das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IAS98 ist demnach nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,017298% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach IAS bilanziert hat. Die freiwillige Anwendung der IAS im Um-

stellungsjahr 1998 führt zu einer weiteren Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,064201% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Es ist keine Reduktion der Eigenkapitalkosten für Unternehmen, die nach IAS bilanzieren, beobachtbar. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IAS98
1,303957	1,199080	1,208470	1,052022	1,037129	1,294430

Tabelle 72: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt Dummyvariable IAS98

Geteilt nach Gruppen

$$(37) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:G2}_{it} + \beta_6 \text{lev:G3}_{it} + \beta_7 \text{lev:G4}_{it} + \beta_8 \text{lev:G5}_{it} + \beta_9 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,057692	0,065343	0,883	0,38800
riskfree	-0,002098	0,006567	-0,324	0,74900
growth	0,007390	0,007254	1,019	0,32000
payout	-0,015595	0,010640	-1,466	0,15800
lev	0,018942	0,012069	1,569	1,32000
log(size)	-0,000018	0,003692	-0,005	0,99600
lev:G2	0,022095	0,040502	0,546	0,59100
lev:G3	-0,026617	0,040294	-0,661	0,51600
lev:G4	0,007147	0,031042	0,230	0,82000
lev:G5	0,021192	0,068106	0,311	0,75900

Tabelle 73: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1998, geteilt nach Gruppen

Es wurden 30 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3182. Die Gruppe lev:G1 fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe 6 wurde in der Regression nicht miterfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so steigen die Eigenkapitalkosten um 0,018942%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe G1 angehört. Die Zugehörigkeit zu G2 lässt die Eigenkapitalkosten um zusätzliche 0,022095% (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:G2) ansteigen, die Zugehörigkeit zu G4 um 0,007147 und jene zu G5 um 0,021192%. Eigenkapitalkostensenkende Effekte sind bei Unternehmen festzustellen, die der Gruppe G3 (-0,026617 %) angehören. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für G3 eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors								
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:G2	lev:G3	lev:G4	lev:G5
1,044216	1,213349	1,263957	1,083071	1,598119	1,420172	1,418993	1,520332	1,898316

Tabelle 74: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1998, geteilt nach Gruppen

5.1.3.3. Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999

Ungeteilt

$$(38) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Koeffizienten				
Regressor	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,112166	0,060760	1,846	0,0773
riskfree	-0,003621	0,006828	-0,530	0,6007
growth	-0,005447	0,009377	-0,581	0,5668
payout	-0,021967	0,009229	-2,380	0,0256
lev	-0,009037	0,035694	-0,253	0,8023
log(size)	-0,001980	0,003400	-0,582	0,5657

Tabelle 75: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt

Es wurden 30 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,2288. Die Variable payout zeigt sich als signifikanter Regressor ($<0,05$). Die Variablen growth und lev haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,133861	1,293122	1,131829	1,155687	1,120935

Tabelle 76: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IAS98

$$(39) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IAS98}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,084816	0,057421	1,477	0,1532	
riskfree	-0,004467	0,006319	-0,707	0,4868	
growth	-0,005301	0,008663	-0,612	0,5466	
payout	-0,019759	0,008582	-2,302	0,0307	*
lev	-0,019963	0,033328	-0,599	0,5550	
log(size)	-0,000322	0,003226	-0,100	0,9213	
lev:IAS98	0,060092	0,026560	2,262	0,0334	*

Tabelle 77: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98

Es wurden 30 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3692. Es gibt zwei signifikante Regressoren ($<0,05$): Die Variable payout und die Variable lev:IAS98. Die Variable growth und log(size) sowie lev haben das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IAS98 ist demnach nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,019963% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach IAS bilanziert hat. Die freiwillige Anwendung der IAS führt zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,060092%. Saldiert mit der Referenzgruppe lev ist folglich keine Reduktion der Eigenkapitalkosten für Unternehmen, die nach IAS bilanzieren, beobachtbar. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IAS98
1,13784	1,293193	1,146656	1,180472	1,181945	1,104835

Tabelle 78: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98

Geteilt nach Gruppen

$$(40) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:G2}_{it} + \beta_6 \text{lev:G3}_{it} + \beta_7 \text{lev:G4}_{it} + \beta_8 \text{lev:G5}_{it} + \beta_9 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	-0,008095	0,057993	-0,140	0,89039	
riskfree	-0,004834	0,005175	-0,934	0,36133	
growth	-0,003640	0,007112	-0,512	0,61438	
payout	-0,022616	0,007247	-3,121	0,00538	**
lev	0,186668	0,052766	3,538	0,00207	**
log(size)	0,004376	0,003348	1,307	0,20607	
lev:G2	-0,133964	0,042792	-3,131	0,00527	**
lev:G3	-0,221824	0,047936	-4,628	0,00016	***
lev:G4	-0,139122	0,036891	-3,771	0,00120	**
lev:G5	-0,145072	0,055508	-2,614	0,01663	*

Tabelle 79: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen

Es wurden 30 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,6367. Die Gruppe lev:G1 fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe 6 wurde in der Regression nicht miterfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Für die Variable lev:G3 zeigt sich eine eindeutige Signifikanz ($<0,001$). Sowohl die Variable payout als auch die Variable lev, die Variable lev:G2 und die Variable lev:G4 stellen sich als deutlich signifikante Regressoren dar ($<0,01$). Die Variable lev:5 ist ein leicht signifikanter Regressor ($<0,05$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so steigen die Eigenkapitalkosten um 0,186668%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe G1 angehört. Die Zugehörigkeit zu G2 lässt die Eigenkapitalkosten wieder um 0,133964% (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:G2) fallen, die Zugehörigkeit zu G3 um 0,221824%, jene zu G4 um 0,139122% und jene zu G5 um 0,145072%. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich nur für G3 eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors								
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:G2	lev:G3	lev:G4	lev:G5
1,152183	1,136112	1,234595	4,467858	1,92316	3,459643	4,090183	4,019144	2,906387

Tabelle 80: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen

5.1.4. Ergebnisse der multivariaten Analyse zur freiwilligen Anwendung der IAS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 1998 – 2000

5.1.4.1. Ergebnisse für die Jahre 1998 bis 2000

Ungeteilt

$$(41) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,042973	0,249521	0,172	0,8645
riskfree	0,003591	0,023439	0,153	0,8794
growth	0,020146	0,007889	2,554	0,0166
payout	0,010805	0,050548	0,214	0,8323
lev	0,073559	0,082952	0,887	0,3830
log(size)	-0,001333	0,017227	-0,077	0,9389

Tabelle 81: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 2000, ungeteilt

Es wurden 33 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3226. Die Variable growth zeigt sich als signifikanter Regressor. Die Variablen riskfree, payout und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,163273	1,410935	1,277366	1,226543	1,177096

Tabelle 82: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 2000, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IAS99

$$(42) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IAS99}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,057245	0,258759	0,226	0,8227
riskfree	-0,008410	0,029461	-0,285	0,7776
growth	0,020402	0,007976	2,558	0,0167 *
payout	0,019790	0,052714	0,375	0,7104
lev	0,072158	0,083806	0,861	0,3971
log(size)	0,006266	0,017633	0,036	0,9719
lev:IAS99	0,060117	0,087845	0,684	0,4998

Tabelle 83: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99

Es wurden 33 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3346. Die Variable growth zeigt sich als signifikanter Regressor. Die Variable payout hat das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IAS99 ist demnach nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einem Anstieg der Eigenkapitalkosten um 0,072158% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach IAS bilanziert hat. Die freiwillige Anwendung der IAS führt zu einer weiteren Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,060117%. Es ist folglich keine Reduktion der Eigenkapitalkosten für Unternehmen, die nach IAS bilanzieren, beobachtbar. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IAS99
1,8011587	1,414041	1,361854	1,2247276	1,208974	1,597836

Tabelle 84: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99

Geteilt nach Gruppen

$$(43) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:G2}_{it} + \beta_6 \text{lev:G4}_{it} + \beta_7 \text{lev:G5}_{it} + \beta_8 \text{lev:G6}_{it} + \beta_9 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,129221	0,286772	0,451	0,6565
riskfree	0,004272	0,024919	0,171	0,8654
growth	0,017444	0,008516	2,048	0,0521
payout	0,015137	0,059816	0,253	0,8025
lev	0,174335	0,169848	1,026	0,3154
log(size)	-0,007497	0,018911	-0,396	0,6954
lev:G2	-0,170138	0,128144	-1,328	0,1973
lev:G4	-0,112659	0,353305	-0,319	0,7527
lev:G5	-0,077675	0,126537	-0,614	0,5453
lev:G6	-0,144737	0,140609	-1,029	0,3140

Tabelle 85: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 2000, geteilt nach Gruppen

Es wurden 33 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3848. Die Gruppe 1 fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe 3 wurde in der Regression nicht mit-erfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Variable growth zeigt sich als leicht signifikanter Regressor. Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so steigen die Eigenkapitalkosten um 0,174335%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe G1 angehört. Die Zugehörigkeit zu G2 lässt die Eigenkapitalkosten wieder um 0,170138% (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:G2) fallen, die Zugehörigkeit zu G4 um 0,112659%, jene zu G5 um 0,077675% und jene zu G6 um 0,144737%. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich somit für keine der Gruppen eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors								
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:G2	lev:G4	lev:G5	lev:G6
1,233335	1,542165	1,677824	4,823363	1,330473	2,424833	1,676363	3,938319	3,820218

Tabelle 86: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 2000, geteilt nach Gruppen

5.1.4.2. Ergebnisse für die Jahre 1998 und 1999

Ungeteilt

$$(44) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,087068	0,411115	0,212	0,8349
riskfree	-0,008798	0,033578	-0,026	0,9794
growth	0,021986	0,010547	2,085	0,0535
payout	0,013923	0,073727	0,189	0,8526
lev	0,002321	0,134284	0,017	0,9864
log(size)	-0,001429	0,030077	-0,048	0,9627

Tabelle 87: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 1999, ungeteilt

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3230. Die Variable growth zeigt sich als leicht signifikanter Regressor. Die Variablen payout und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,300058	1,622472	1,723857	1,397718	1,549451

Tabelle 88: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 1999, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IAS99

$$(45) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IAS99}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,083201	0,423337	0,197	0,8468
riskfree	-0,012263	0,049670	-0,247	0,8083
growth	0,021682	0,010897	1,990	0,0652
payout	0,026137	0,084994	0,308	0,7627
lev	0,015027	0,143840	0,104	0,9182
log(size)	0,001206	0,032041	0,038	0,9705
lev:IAS99	0,057176	0,179175	0,319	0,7540

Tabelle 89: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS99

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3276. Die Variable growth zeigt sich als leicht signifikanter Regressor. Nur die Variable payout hat das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IAS99 ist demnach nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,015027% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach

IAS bilanziert hat. Die freiwillige Anwendung der IAS im Umstellungsjahr 1999 führt zu einer weiteren Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,057176% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Es ist keine Reduktion der Eigenkapitalkosten für Unternehmen, die nach IAS bilanzieren, beobachtbar. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IAS99
2,68494	1,63491	2,1624	1,513708	1,659651	2,100964

Tabelle 90: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS99

Geteilt nach Gruppen

$$(46) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:G2}_{it} + \beta_6 \text{lev:G4}_{it} + \beta_7 \text{lev:G5}_{it} + \beta_8 \text{lev:G6}_{it} + \beta_9 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,248642	0,527639	0,471	0,6460
riskfree	0,007989	0,038542	0,207	0,8390
growth	0,020729	0,012081	1,716	0,1120
payout	-0,021387	0,093792	-0,228	0,8230
lev	-0,002258	0,278902	-0,008	0,9940
log(size)	-0,012482	0,036617	-0,341	0,7390
lev:G2	-0,176314	0,199945	-0,882	0,395
lev:G4	0,048557	0,526530	0,092	0,9280
lev:G5	-0,011282	0,194957	-0,058	0,9550
lev:G6	-0,040651	0,217107	-0,187	0,8550

Tabelle 91: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3988. Die Gruppe 1 fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe 3 wurde in der Regression nicht mit-erfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so sinken die Eigenkapitalkosten um 0,002258%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe G1 angehört. Die Zugehörigkeit zu G2 lässt die Eigenkapitalkosten um zusätzliche 0,176314% (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:G2) fallen, die Zugehörigkeit zu G5 um 0,011282 und jene zu G6 um 0,040651%. Die Zugehörigkeit zu G4 bedeutet eine Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,048557%. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für G2, G5 und G6 eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Für G4

lässt sich dies nicht beobachten. Der VIF liegt für die Variable lev:G2 leicht über dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors								
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:G2	lev:G4	lev:G5	lev:G6
1,446724	1,798037	2,356393	5,092663	1,939738	2,481178	1,724288	3,332048	4,009962

Tabelle 92: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen

5.1.4.3. Ergebnisse für die Jahre 1999 und 2000

Ungeteilt

$$(47) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	5,144745	13,585441	0,379	0,7099
riskfree	-1,032591	2,755161	-0,375	0,7127
growth	0,018689	0,014678	1,273	0,2211
payout	-0,022001	0,030432	-0,723	0,4801
lev	0,107803	0,049794	2,165	0,0458
log(size)	0,000129	0,010266	0,013	0,9901

Tabelle 93: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1999 – 2000, ungeteilt

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4495. Die Variable lev zeigt sich als signifikanter Regressor. Keine Variable hat das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,466177	1,407055	1,297274	1,227233	1,078839

Tabelle 94: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1999 – 2000, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IAS99

$$(48) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IAS99}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	2,597652	14,008898	0,185	0,8554
riskfree	-0,522840	2,839390	-0,184	0,8564
growth	0,022204	0,015346	1,447	0,1685
payout	-0,016028	0,031448	-0,510	0,6177
lev	0,105207	0,050285	2,092	0,0538
log(size)	0,001338	0,010443	0,128	0,8998
lev:IAS99	0,042201	0,048876	0,863	0,4015

Tabelle 95: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1999 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4755. Die Variable lev zeigt sich als leicht signifikanter Regressor. Keine Variable hat das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IAS99 ist demnach nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,105207% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach IAS bilanziert hat. Die freiwillige Anwendung der IAS führt zu einer weiteren Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,042201% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Es ist keine Reduktion der Eigenkapitalkosten für Unternehmen, die nach IAS bilanzieren, beobachtbar. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IAS99
1,532427	1,513557	1,363252	1,231635	1,098576	1,193356

Tabelle 96: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1999 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99

Geteilt nach Gruppen

$$(49) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:G2}_{it} + \beta_6 \text{lev:G4}_{it} + \beta_7 \text{lev:G5}_{it} + \beta_8 \text{lev:G6}_{it} + \beta_9 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	6,431941	11,646737	0,552	0,59090	
riskfree	-1,289606	2,362333	-0,546	0,59510	
growth	0,035314	0,017031	2,074	0,06030	.
payout	0,047101	0,037303	1,263	0,23070	
lev	0,239316	0,088808	2,695	0,01950	*
log(size)	-0,003020	0,009121	-0,331	0,74620	
lev:G2	-0,128879	0,068097	-1,893	0,08280	.
lev:G4	-0,760355	0,336256	-2,261	0,04310	*
lev:G5	-0,136791	0,066271	-2,064	0,06120	.
lev:G6	-0,189534	0,072912	-2,600	0,02320	*

Tabelle 97: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1999 – 2000, geteilt nach Gruppen

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,7085. Die Gruppe 1 fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe 3 wurde in der Regression nicht mit-erfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Drei Regressoren sind signifikant: Die Variable lev, die Variable lev:G4 und die Variable lev:G6 sind signifikant ($<0,05$) und die Variablen growth und lev:G5 leicht signifikant ($<0,1$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so steigen die Eigenkapitalkosten um 0,239316%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe G1 angehört. Die Zugehörigkeit zu G2 lässt die Eigenkapitalkosten um 0,128879% (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:G2) fallen, die Zugehörigkeit zu G4 um 0,760355%, jene zu G5 um 0,136792% sowie jene zu G6 um 0,189534%. Sal- diert mit der Referenzgruppe ergibt sich für nur für G4 eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Für die anderen Gruppen lässt sich dies nicht beobachten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors								
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:G2	lev:G4	lev:G5	lev:G6
1,526594	2,682763	2,760505	5,528751	1,206208	2,499157	3,836842	4,895878	3,677505

Tabelle 98: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1999 – 2000, geteilt nach Gruppen

5.1.5. Zwischenfazit

In diesem Abschnitt werden die Untersuchungsergebnisse für die freiwillige Anwendung der IAS in Deutschland und in Österreich zusammengefasst und die zugehörigen operationalen Hypothesen überprüft. Darauf basierend werden die Forschungshypothesen falsifiziert.

5.1.5.1. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1999 bzw. 1998 und 2000

Die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse zeigen, dass in Deutschland vom Jahr 1997 auf das Jahr 1999 der Mittelwert der Eigenkapitalkosten für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, leicht fiel. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit aller Unternehmen des DAX für diese Jahre gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der einzelnen Gruppen sieht man, dass jene Unternehmen, die im Jahr 1998 auf IAS wechselten, einen Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten zu verzeichnen haben, während für jene Unternehmen, die weiterhin nach dem HGB bilanzierten, eine leichte Senkung der Eigenkapitalkosten festzustellen ist. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die freiwillige Anwendung der IAS für DAX30-Unternehmen vom Jahr 1997 auf das Jahr 1999 nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten geführt hat. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse verstärkt diesen Eindruck. Es stellt sich heraus, dass die freiwillige Anwendung der IAS, mithilfe der Dummyvariablen als Einflussfaktor isoliert betrachtet, sogar zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. Analysiert man die Ergebnisse der einzelnen Gruppen, kann man lediglich bei Unternehmen, die im Jahr 1999 von HGB auf US-GAAP wechselten, eine leichte Reduktion der Eigenkapitalkosten sehen.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 1997 und 1999 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H1a_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H1a_1$ verworfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse für Österreich vom Jahr 1998 auf das Jahr 2000, sieht man für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, eine deutliche Erhöhung der Eigenkapitalkosten. Damit ist grundsätzlich keine Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant,

wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann. Bei den Gruppen ist zu erkennen, dass nur für Unternehmen, die sowohl 1998 als auch 2000 nach dem HGB bilanzierten, ein Sinken der Eigenkapitalkosten feststellbar ist. Die Aussagekraft dieses Ergebnisses ist allerdings gering, weil es nur ein einziges Unternehmen in dieser Gruppe gibt. Bei allen anderen Gruppen zeigt sich eine Erhöhung der Eigenkapitalkosten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die freiwillige Anwendung der IAS für ATX20 Unternehmen vom Jahr 1998 auf das Jahr 2000 nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse bestätigt dies. Es zeigt sich, dass die freiwillige Anwendung der IAS, mithilfe der Dummyvariable als Einflussfaktor isoliert betrachtet, sogar zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. Keine der Gruppen weist in der Einzelbetrachtung eine Reduktion der Eigenkapitalkosten aus.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Österreich für die Jahre 1998 und 2000 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H1b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H1b_1$ verworfen.

5.1.5.2. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1997 und 1998 bzw. 1998 und 1999

Die univariate Regressionsanalyse der Stichprobe für Deutschland für die Jahre 1997 und 1998 zeigt, dass der Mittelwert der Eigenkapitalkosten für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, minimal fiel. Eine Reduktion der Eigenkapitalkosten ist messbar. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit aller Unternehmen des DAX für diese Jahre gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der einzelnen Gruppen sieht man, dass jene Unternehmen, die im Jahr 1998 auf IAS wechselten, einen deutlichen Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten zu verzeichnen haben, während für jene Unternehmen, die weiterhin nach dem HGB bilanzierten, der Anstieg weniger deutlich ausfiel. Zu einem deutlichen Sinken des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten kommt es bei den Unternehmen, die bereits vor 1997 zusätzlich einen Konzernabschluss nach den IAS aufstellten und 1998 weiterhin nach den IAS bilanzierten. Eine Mittelwertsenkung trifft auch auf Unternehmen zu, die 1997 zusätzlich einen Konzernabschluss nach den US-GAAP aufstellten und 1998 weiterhin nach den US-GAAP bilanzierten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die freiwillige Anwendung der IAS nur für jene DAX30-Unternehmen zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte, die schon vor 1998 ihren Konzernabschluss zusätzlich nach den IAS aufgestellt hatten. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse bestätigt dies. Es stellt sich heraus, dass die freiwillige Anwen-

dung der IAS, mithilfe der Dummyvariablen als Einflussfaktor isoliert betrachtet, sogar zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. Analysiert man die Ergebnisse der einzelnen Gruppen, kann man lediglich bei Unternehmen, die bereits vor dem Jahr 1998 Erfahrung mit der Aufstellung eines Konzernabschlusses nach den IAS hatten, eine Reduktion der Eigenkapitalkosten sehen. Die Nullhypothese kann daher nicht verworfen werden.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 1997 und 1998 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H2a_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H2a_1$ verworfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse für Österreich vom Jahr 1998 auf das Jahr 1999, sieht man für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, eine deutliche Erhöhung der Eigenkapitalkosten. Damit ist grundsätzlich keine Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann. Bei den Gruppen ist zu erkennen, dass für Unternehmen, die sowohl 1998 als auch 1999 nach HGB bilanzierten, ein deutliches Sinken der Eigenkapitalkosten feststellbar ist. Die Aussagekraft dieses Ergebnisses ist allerdings gering, da es nur ein einziges Unternehmen in dieser Gruppe gibt. Bei allen anderen Gruppen zeigt sich eine Erhöhung der Eigenkapitalkosten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die freiwillige Anwendung der IAS für ATX20 Unternehmen vom Jahr 1998 auf das Jahr 1999 nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigt allerdings ein anderes Bild. Es zeigt sich, dass die freiwillige Anwendung der IAS, mithilfe der Dummyvariable als Einflussfaktor isoliert betrachtet, für jene Unternehmen, die 1999 von HGB auf IAS wechselten zu einer leichten Reduktion der Eigenkapitalkosten geführt hat. Bei den Unternehmen, die bereits 1998 zusätzlich einen Konzernabschluss nach IAS aufgestellt hatten, fiel diese Reduktion sogar deutlich aus. Dies bedeutet, dass die freiwillige Anwendung der IAS im Beobachtungszeitraum 1998 und 1999 zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Zu beachten ist, dass der Effekt der Reduktion von anderen Faktoren, die die Eigenkapitalkosten beeinflussen, mehr als kompensiert wurde, womit der Anstieg des Mittelwerts in der univariaten Analyse erklärt ist.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Österreich für die Jahre 1998 und 1999 sind konsistent mit der operationalen Alternativhypothese $H2b_1$. Die operationale Nullhypothese $H2b_0$ wird daher zugunsten der operationalen Alternativhypothese $H2b_1$ verworfen.

5.1.5.3. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 1998 und 1999 bzw. 1999 und 2000

Die univariate Regressionsanalyse der Stichprobe für Deutschland für die Jahre 1998 und 1999 zeigt, dass der Mittelwert der Eigenkapitalkosten für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, fiel. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten feststellbar. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit aller Unternehmen des DAX für diese Jahre gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der einzelnen Gruppen sieht man, dass jene Unternehmen, die im Jahr 1998 auf IAS wechselten und auch 1999 nach den IAS bilanzierten, einen gleich hohen Mittelwert der Eigenkapitalkosten aufweisen, während für jene Unternehmen, die weiterhin nach dem HGB bilanzierten, ein Sinken des Mittelwerts feststellbar ist. Zu einem deutlichen Sinken des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten kommt es bei Unternehmen, die im Jahr 1999 auf US-GAAP wechselten und vorher nach dem HGB bilanziert hatten. Die Aussagekraft dieses Ergebnisses ist allerdings gering, da es nur ein einziges Unternehmen in dieser Gruppe gibt. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die freiwillige Anwendung der IAS für DAX30-Unternehmen nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigen, dass die freiwillige Anwendung der IAS, mithilfe der Dummyvariable als Einflussfaktor isoliert betrachtet, zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. Analysiert man die Ergebnisse der einzelnen Gruppen, so bestätigt sich das Ergebnis der univariaten Analyse, wonach Unternehmen, die 1999 auf US-GAAP wechselten, eine Reduktion der Eigenkapitalkosten verzeichneten. Obwohl es sich dabei nur um ein Unternehmen handelt, zeigen die Tests eine eindeutige Signifikanz.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 1998 und 1999 sind konsistent mit der operationalen Nullhypothese $H3a_0$, daher wird die alternative operationale Alternativhypothese $H3a_1$ verworfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse für Österreich vom Jahr 1999 auf das Jahr 2000, ist für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, eine Erhöhung der Eigenkapitalkosten zu sehen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann. Bei den Gruppen ist zu erkennen, dass für Unternehmen, die sowohl 1999 als auch 2000 nach dem HGB bilanzierten, ein Anstieg der Eigenkapitalkosten feststellbar ist. Die Aussagekraft dieses Ergebnisses ist allerdings gering, da es nur ein einziges Unternehmen in dieser Gruppe gibt. Auch bei allen anderen Gruppen zeigt sich eine Erhöhung

oder ein Gleichbleiben der Eigenkapitalkosten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die freiwillige Anwendung der IAS für ATX20-Unternehmen vom Jahr 1999 auf das Jahr 2000 nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse bestätigt dies. Es zeigt sich, dass die freiwillige Anwendung der IAS, mithilfe der Dummyvariablen als Einflussfaktor isoliert betrachtet, nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Betrachtung der einzelnen Gruppen ergibt, dass dies auch für Unternehmen zutrifft, die sowohl 1999 als auch 2000 US-GAAP anwendeten.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Österreich für die Jahre 1999 und 2000 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H3b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H3b_1$ verworfen.

5.1.5.4. Prüfung der verbundenen operationalen Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume

Bezug nehmend auf die Ergebnisse der Hypothesenprüfung für die operationalen Hypothesen für die freiwillige Anwendung der IAS in Deutschland und Österreich können nun die verbundenen operationalen Hypothesen falsifiziert werden:

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 1997 und 1999 und für Österreich für die Jahre 1998 und 2000 sind konsistent mit der verbundenen operationalen Hypothese $H4a_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H4a_1$ verworfen.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 1997 und 1998 und für Österreich für die Jahre 1998 und 1999 sind konsistent mit der verbundenen operationalen Hypothese $H4b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H4b_1$ verworfen.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 1998 und 1999 und für Österreich für die Jahre 1999 und 2000 sind konsistent mit der verbundenen operationalen Hypothese $H4c_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H4c_1$ verworfen.

5.1.5.5. Prüfung der Forschungshypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland und Österreich

Alle operationalen Alternativhypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland in den einzelnen Beobachtungszeiträumen mussten aufgrund der Ergebnisse der empirischen Untersuchung verworfen werden. Eine Reduktion der Eigenkapitalkosten war nicht feststellbar. Folglich kann auch die alternative Forschungshypothese zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland falsifiziert werden.

Die Ergebnisse der Prüfung der operationalen Hypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS in Deutschland sind konsistent mit der Forschungsnullhypothese HF_{a_0} . Daher wird die alternative Forschungshypothese HF_{a_1} verworfen.

In Österreich wurden mit Ausnahme der H_{2b_1} alle operationalen Alternativhypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS in den einzelnen Beobachtungszeiträumen verworfen. Für die Jahre 1998 und 1999 konnte eine Reduktion der Eigenkapitalkosten, geteilt nach Gruppen, festgestellt werden. Dennoch kann die Forschungsnullhypothese HF_{b_0} nicht verworfen werden, weil diese in den beiden anderen relevanten Zeiträumen nicht zutrifft und selbst für die Jahre 1998 und 1999 die Effekte so gering sind, dass sie durch andere Phänomene, welche die Eigenkapitalkosten beeinflussen, wieder ausgeglichen werden.

Die Ergebnisse der Prüfung der operationalen Hypothesen zur freiwilligen Anwendung der IAS in Österreich sind konsistent mit der Forschungsnullhypothese HF_{b_0} . Daher wird die alternative Forschungshypothese HF_{b_1} verworfen.

5.2. Ergebnisse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS

5.2.1. Ergebnisse der univariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006

Die folgenden Parallelkoordinatendiagramme stellen den Verlauf der Eigenkapitalkosten der in den einzelnen untersuchten Gruppen vertretenen Unternehmen für die Jahre 2004, 2005 und 2006 grafisch dar. Für die Gruppe J kann kein Parallelkoordinatendiagramm erstellt werden, weil sie leer ist. In den nachfolgenden Abschnitten werden die Ergebnisse der univariaten Analyse dargestellt.

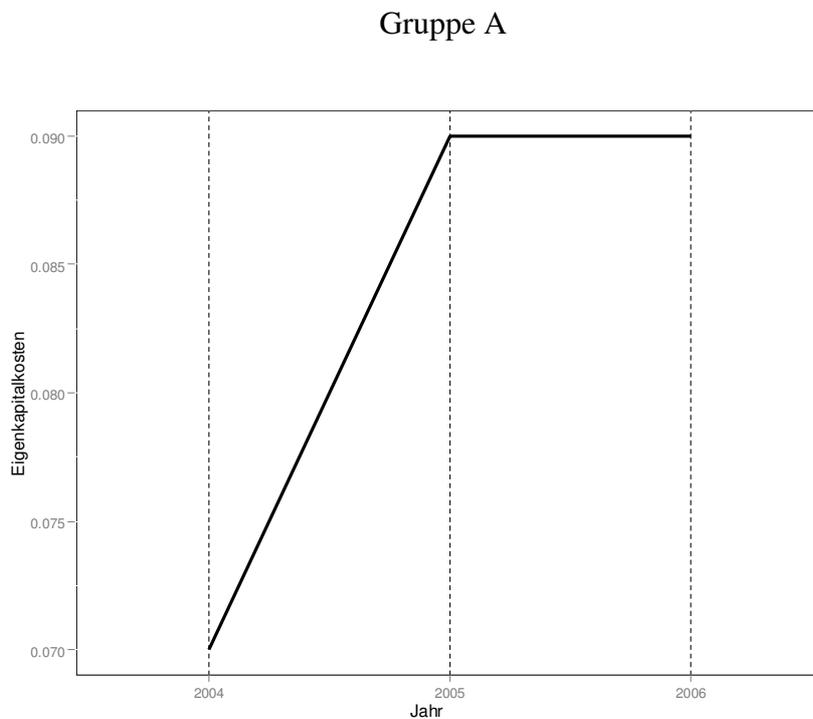


Abbildung 49: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe A

Gruppe D

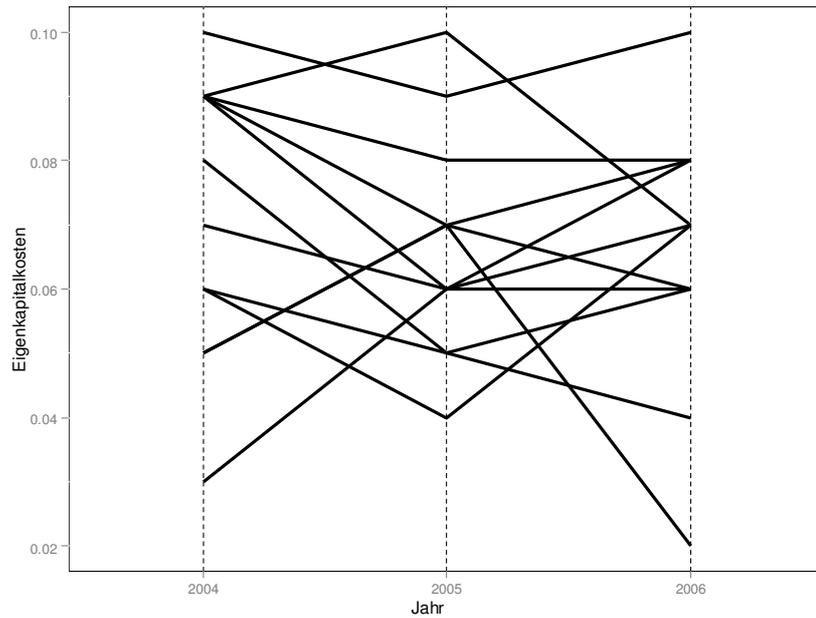


Abbildung 50: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe D²⁸⁸

Gruppe G

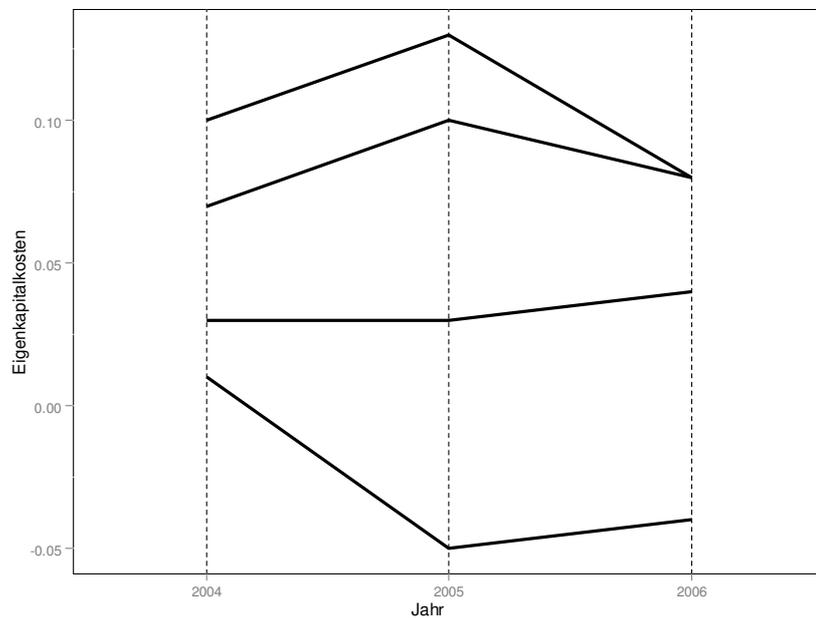


Abbildung 51: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe G

²⁸⁸ In diesem Parallelkoordinatendiagramm haben die Unternehmen Linde und Volkswagen für die Jahre 2004 und 2005 die selben Koordinaten. Daher sind von 2004 zu 2005 nur 11 Linien erkennbar, während von 2005 zu 2006 12 Linien zu sehen sind.

Gruppe H

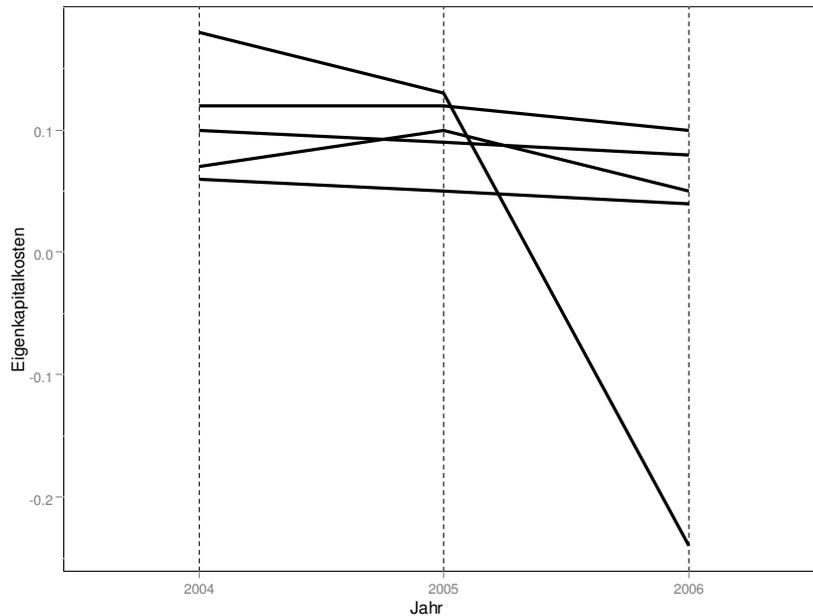


Abbildung 52: Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe H

5.2.1.1. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2006

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 2004 und das Jahr 2006 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Das Ergebnis der Analyse stellt sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	22	0,01000	0,06000	0,07000	0,07591	0,09000	0,18000	0,03528
2006	22	-0,24000	0,04250	0,07000	0,04864	0,08000	0,10000	0,07133

Tabelle 99: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Der Median ist gleich. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,3654$; $p=0,5488$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,6075$; $p=0,1154$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=293,5$; $p=0,2280$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

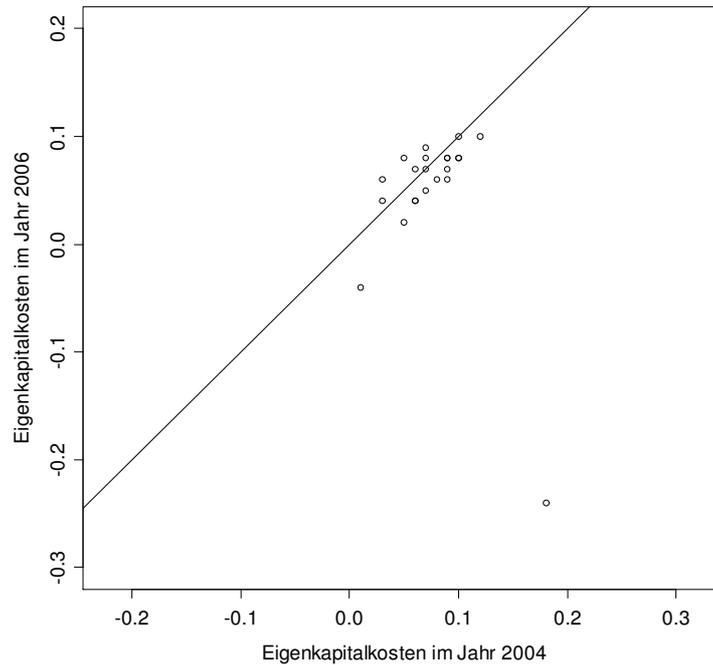


Abbildung 53: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart²⁸⁹

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 2004 und 2006 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	22	0,01000	0,06000	0,07000	0,07591	0,09000	0,18000	0,03528
2006	22	-0,24000	0,04250	0,07000	0,04864	0,08000	0,10000	0,07133

Tabelle 100: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006 , gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Der Median ist ident. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,3654$; $p=0,5488$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht

²⁸⁹ Auf dem Plot sind nur 19 Punkte zu sehen. Das liegt daran, dass die Eigenkapitalkosten der Unternehmen Continental und E.ON, Lufthansa und RWE sowie Fresenius und Siemens jeweils die gleichen Koordinaten haben.

signifikant ($t=1,4208$; $p=0,1701$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=160$; $p=0,04148$).

Gruppe A

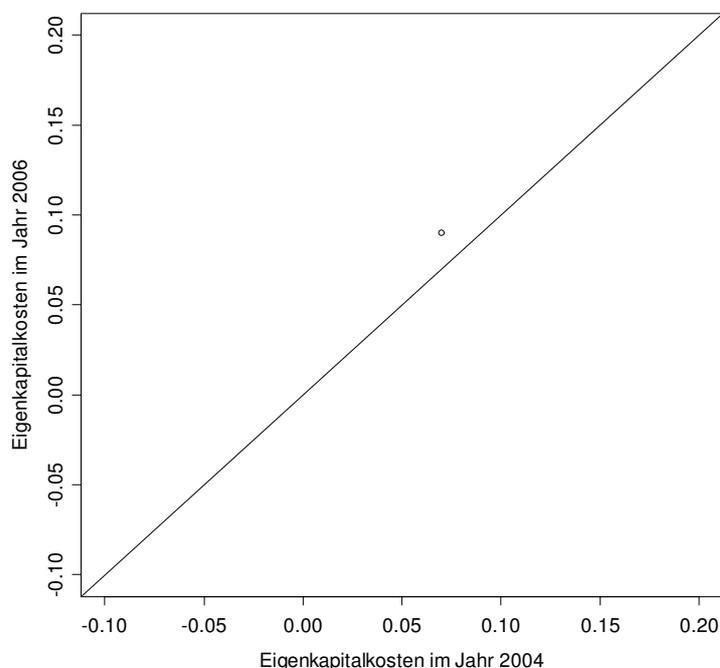


Abbildung 54: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe A

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach dem HGB und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss im Jahr 2005 auch nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	1	0,07000	0,07000	0,07000	0,07000	0,07000	0,07000	NA
2006	1	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	NA

Tabelle 101: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe A

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (BASF). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe D

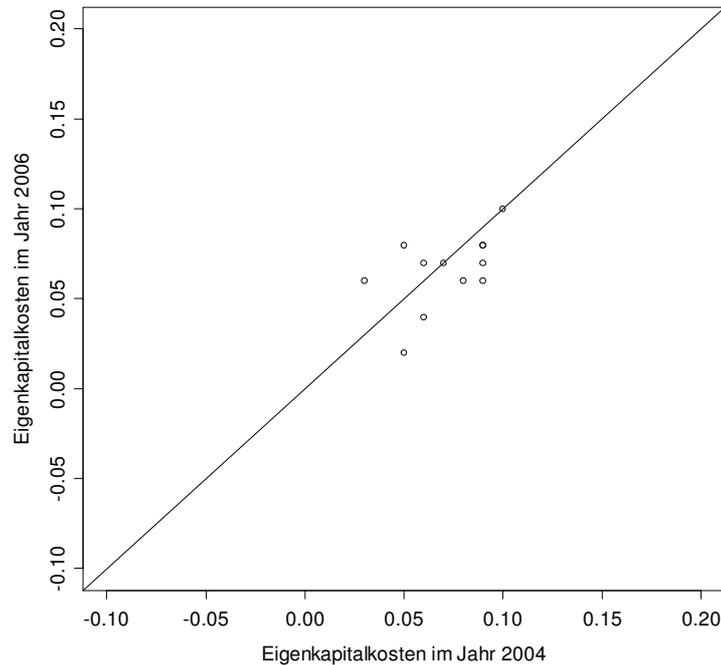


Abbildung 55: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe D²⁹⁰

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Dies ist mit 12 Unternehmen das größte Sample für diese Jahre. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	12	0,03000	0,05750	0,07500	0,07167	0,09000	0,10000	0,02167
2006	12	0,02000	0,06000	0,07000	0,06583	0,08000	0,10000	0,02065

Tabelle 102: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe D

Unter Berücksichtigung von beinahe gleicher Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich ebenso ein Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,6098$; $p=0,4432$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,9785$; $p=0,3489$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=36$; $p=0,4133$).

²⁹⁰ Auf dem Plot sind nur 11 Punkte zu sehen. Das liegt daran, dass die Eigenkapitalkosten der Unternehmen Lufthansa und RWE die gleichen Koordinaten haben.

Gruppe G

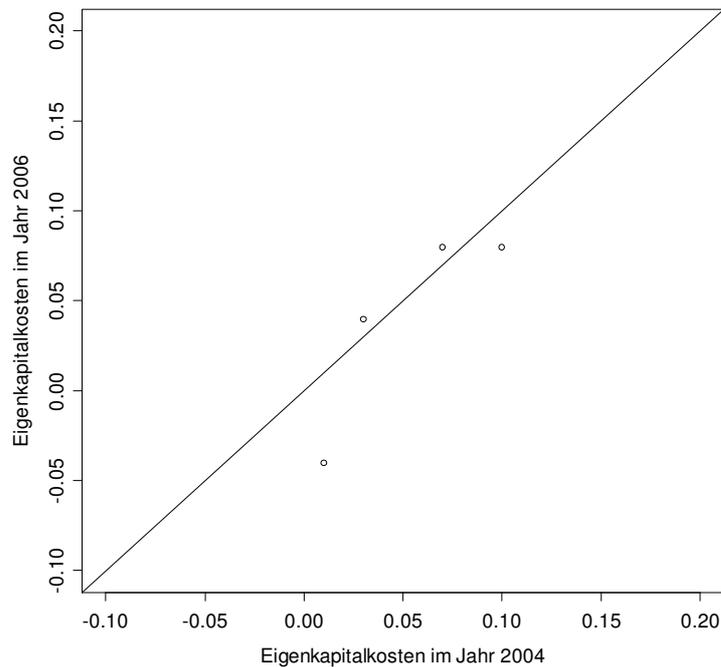


Abbildung 56: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe G

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2006 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss im Jahr 2005 auch nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	4	0,01000	0,02500	0,05000	0,05250	0,07750	0,10000	0,04031
2006	4	-0,04000	0,02000	0,06000	0,04000	0,08000	0,08000	0,05657

Tabelle 103: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006 , Gruppe G

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich ein Anstieg. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,1233$; $p=0,7275$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,8704$; $p=0,4481$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=7$; $p=0,625$).

Gruppe H

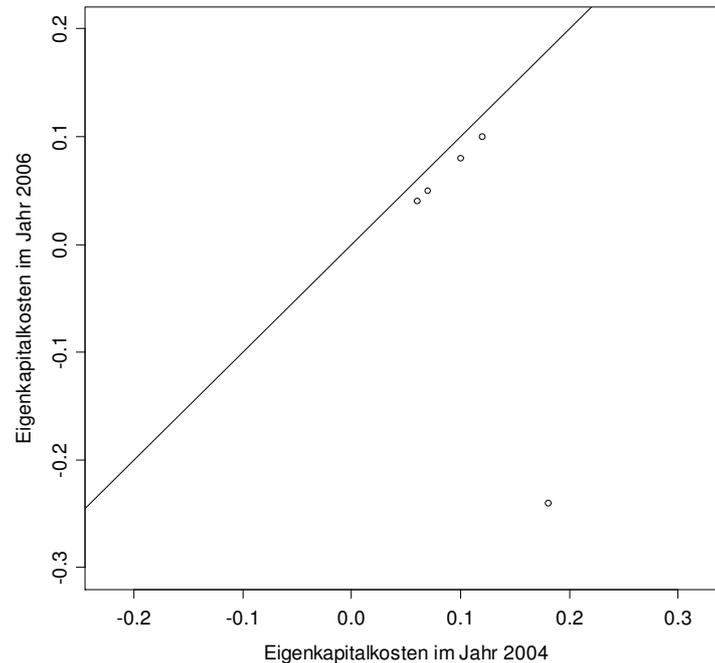


Abbildung 57: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006 , Gruppe H

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	5	0,06000	0,07000	0,10000	0,10600	0,08000	0,18000	0,04775
2006	5	-0,24000	0,04000	0,05000	0,00600	0,00000	0,10000	0,13957

Tabelle 104: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe H

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein sehr deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Das starke Fallen des Mittelwerts ist auch durch einen Ausreißer im Sample (TUI) verursacht. Ohne Berücksichtigung des Ausreißers liegt dennoch ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten vor. Im Median zeigt sich ebenso ein deutliches Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,5668$; $p=0,4731$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,25$; $p=0,2794$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=15$; $p=0,05791$).

Gruppe J

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach dem IFRS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2006	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 105: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe J

5.2.1.2. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 2004 und das Jahr 2005 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Das Ergebnis der Analyse stellt sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	22	0,01000	0,06000	0,07000	0,07591	0,09000	0,18000	0,03528
2005	22	-0,05000	0,05250	0,07000	0,07227	0,09750	0,13000	0,03903

Tabelle 106: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung leicht steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Der Median ist gleich. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,1213$; $p=0,7294$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,3142$; $p=0,7474$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=242$; $p=1$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

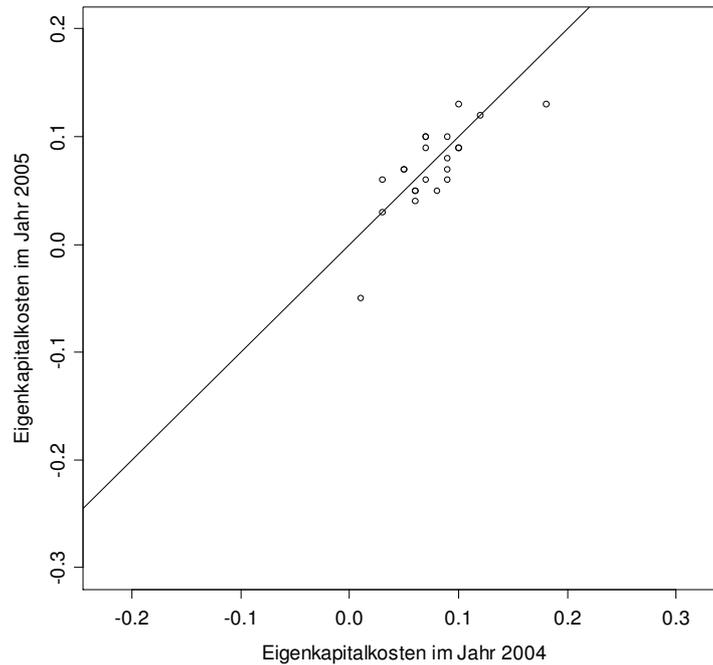


Abbildung 58: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart²⁹¹

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 2004 und 2005 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	22	0,01000	0,06000	0,07000	0,07591	0,09000	0,18000	0,03528
2005	22	-0,05000	0,05250	0,07000	0,07227	0,09750	0,13000	0,03903

Tabelle 107: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Der Median ist ident. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,1213$; $p=0,7294$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht

²⁹¹ Auf dem Plot sind nur 18 Punkte zu sehen. Das liegt daran, dass die Eigenkapitalkosten der Unternehmen BMW und Continental, Daimler und Deutsche Telekom, Fresenius und Siemens sowie Linde und Volkswagen jeweils die gleichen Koordinaten haben.

signifikant ($t=0,6627$; $p=0,5147$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=111$; $p=0,8366$).

Gruppe A

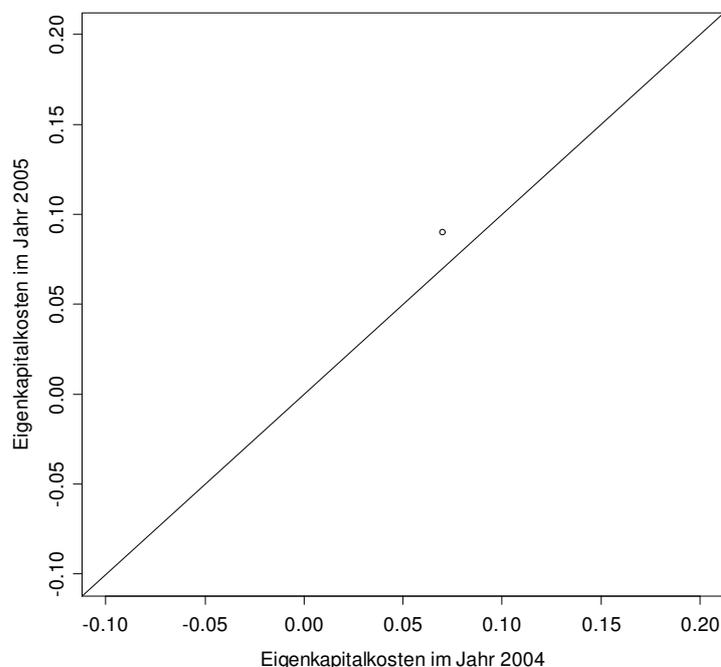


Abbildung 59: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe A

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach dem HGB und im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	1	0,07000	0,07000	0,07000	0,07000	0,07000	0,07000	NA
2005	1	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	NA

Tabelle 108: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe A

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (BASF). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe D

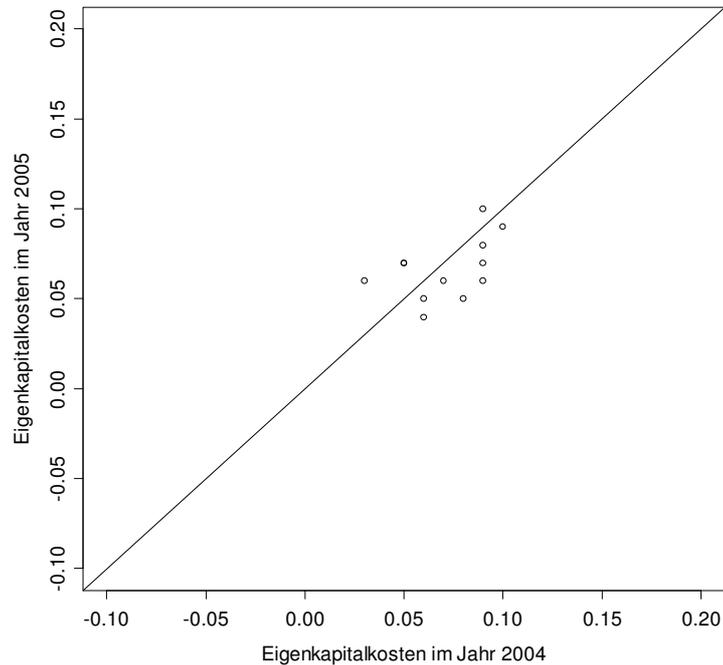


Abbildung 60: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe D²⁹²

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Dies ist mit 12 Unternehmen die größte Stichprobe für diese Jahre. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	12	0,03000	0,05750	0,07500	0,07167	0,09000	0,10000	0,02167
2005	12	0,04000	0,05750	0,06500	0,06667	0,07250	0,07250	0,01723

Tabelle 109: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe D

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Im Median zeigt sich ebenso ein Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=1,3562$; $p=0,2567$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist

²⁹² Auf dem Plot sind nur 11 Punkte zu sehen. Das liegt daran, dass die Eigenkapitalkosten der Unternehmen Linde und Volkswagen die gleichen Koordinaten haben.

nicht signifikant ($t=0,8563$; $p=0,4101$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=46$; $p=0,6087$).

Gruppe G

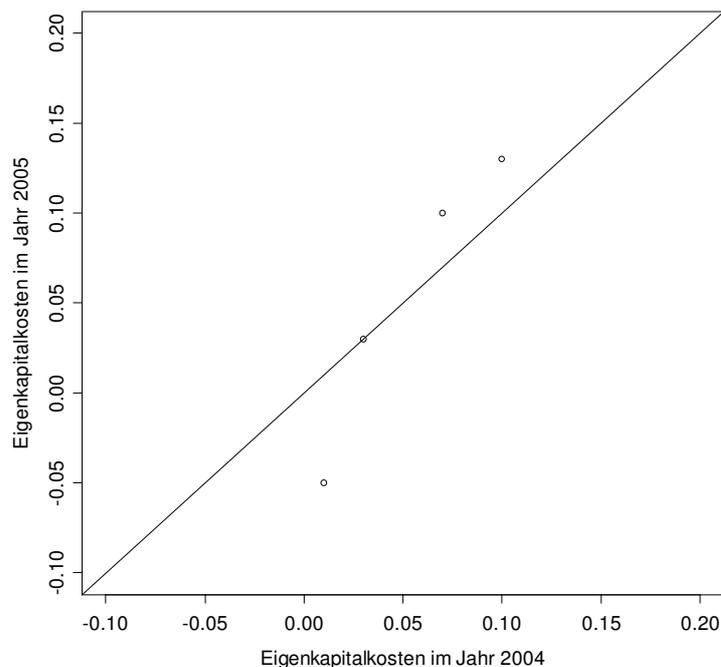


Abbildung 61: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe G

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	4	0,01000	0,02500	0,05000	0,05250	0,07750	0,10000	0,04031
2005	4	-0,05000	0,01000	0,06500	0,05250	0,10750	0,13000	0,08016

Tabelle 110: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe G

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein Gleichbleiben des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 im Vergleich zu 2005 feststellbar. Im Median zeigt sich ein Anstieg. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=2,1818$; $p=0,1901$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleich-

heit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0$; $p=1$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=1$).

Gruppe H

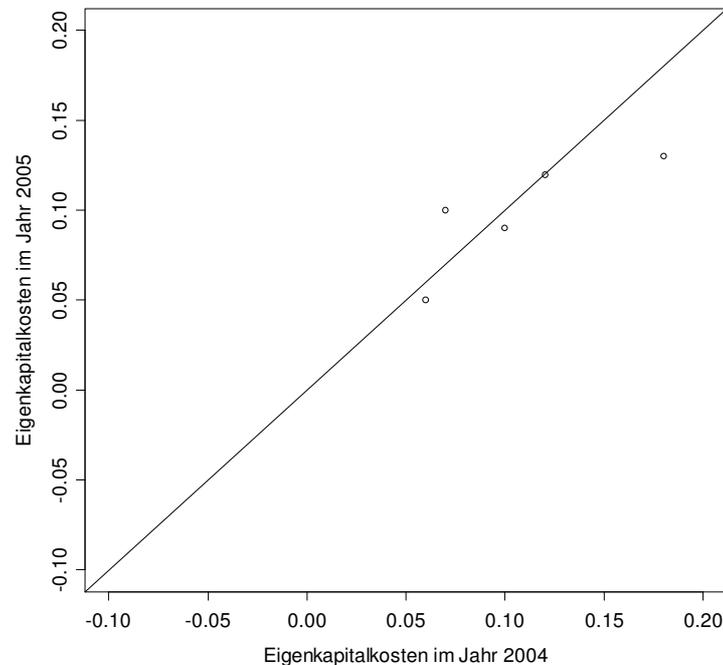


Abbildung 62: Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe H

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach den US-GAAP und im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	5	0,06000	0,07000	0,10000	0,10600	0,12000	0,10000	0,04775
2005	5	0,05000	0,09000	0,10000	0,09800	0,12000	0,01300	0,03114

Tabelle 111: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe H

Unter Berücksichtigung von zurückgehender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Im Median ist der Wert unverändert. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,576$; $p=0,4697$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Er-

gebnis ist nicht signifikant ($t=0,6247$; $p=0,566$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=7$; $p=0,5839$).

Gruppe J

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2005	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 112: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe J

5.2.1.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 2005 und das Jahr 2006 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Das Ergebnis der Analyse stellt sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	22	-0,05000	0,05250	0,07000	0,07227	0,09750	0,13000	0,03903
2006	22	-0,24000	0,04250	0,07000	0,04864	0,08000	0,10000	0,07133

Tabelle 113: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 feststellbar. Der Median ist gleich. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,1756$; $p=0,6773$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,3634$; $p=0,18$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=291,5$; $p=0,2471$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

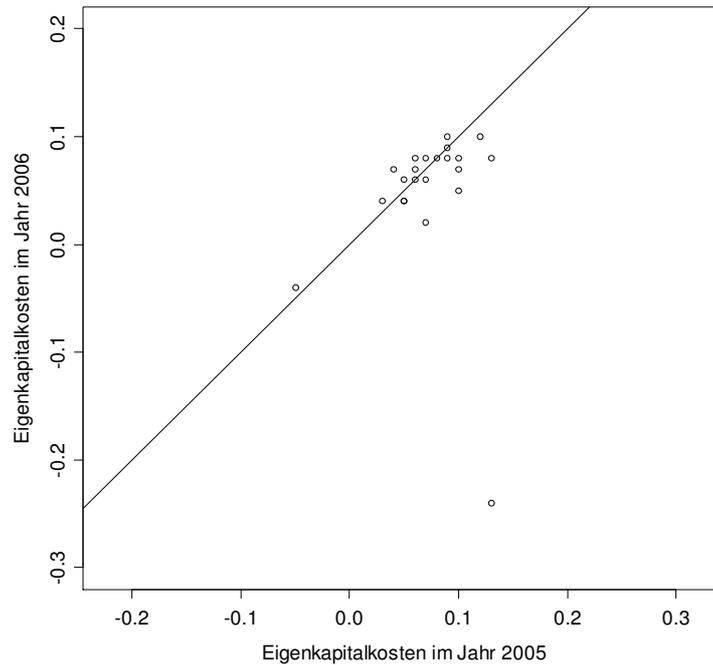


Abbildung 63: Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart²⁹³

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 2005 und 2006 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	22	-0,05000	0,05250	0,07000	0,07227	0,09750	0,13000	0,03903
2006	22	-0,24000	0,04250	0,07000	0,04864	0,08000	0,10000	0,07133

Tabelle 114: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 feststellbar. Der Median ist gleich. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,1756$; $p=0,6773$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht

²⁹³ Auf dem Plot sind nur 21 Punkte zu sehen. Das liegt daran, dass die Eigenkapitalkosten der Unternehmen Fresenius und Siemens die gleichen Koordinaten haben.

signifikant ($t=1,3771$; $p=0,0183$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=129,5$; $p=0,1702$).

Gruppe A

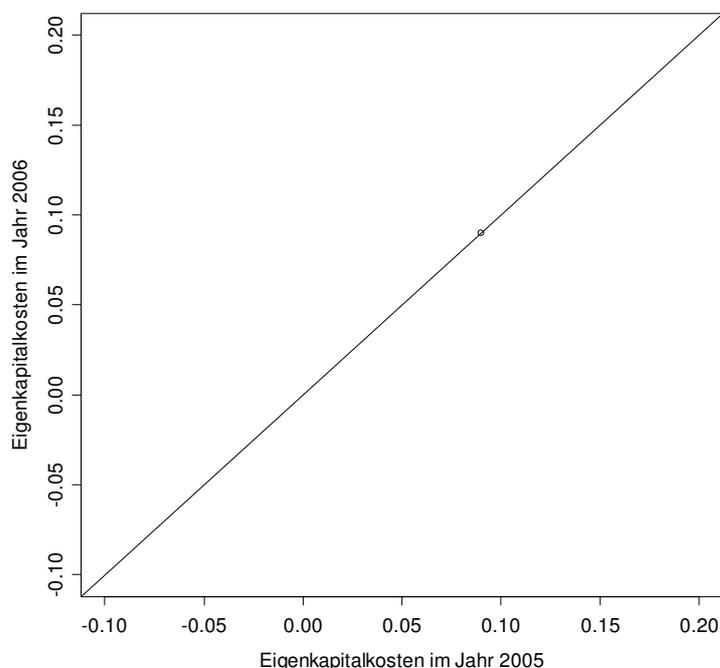


Abbildung 64: Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe A

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach dem HGB und in den Jahren 2005 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	1	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	NA
2006	1	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	0,09000	NA

Tabelle 115: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe A

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (BASF). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

Gruppe D

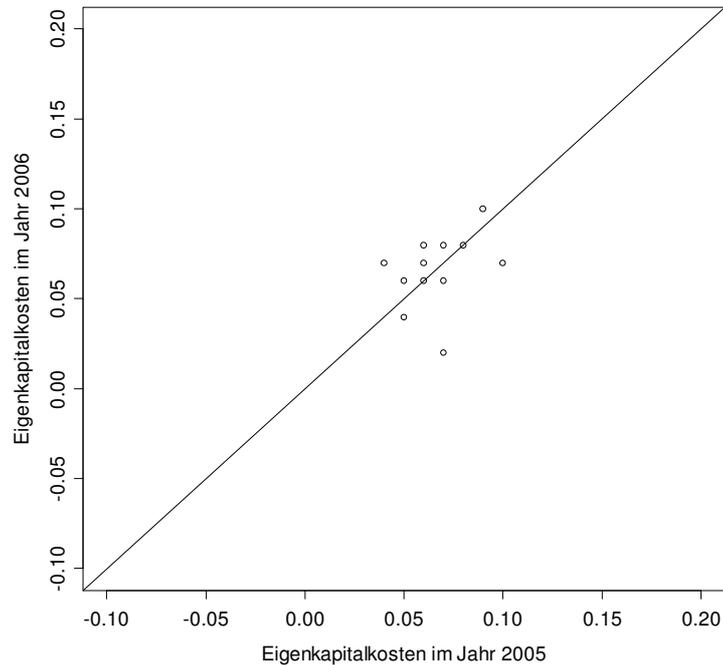


Abbildung 65: Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe D

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004, 2005 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Dies ist mit 12 Unternehmen das größte Sample für diese Jahre. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	12	0,04000	0,05750	0,06500	0,06667	0,07250	0,10000	0,01723
2006	12	0,02000	0,06000	0,07000	0,06583	0,08000	0,10000	0,02065

Tabelle 116: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe D

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein geringfügiges Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich ein Anstieg. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0251$; $p=0,8757$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,1316$; $p=0,8977$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=26$; $p=0,9185$).

Gruppe G

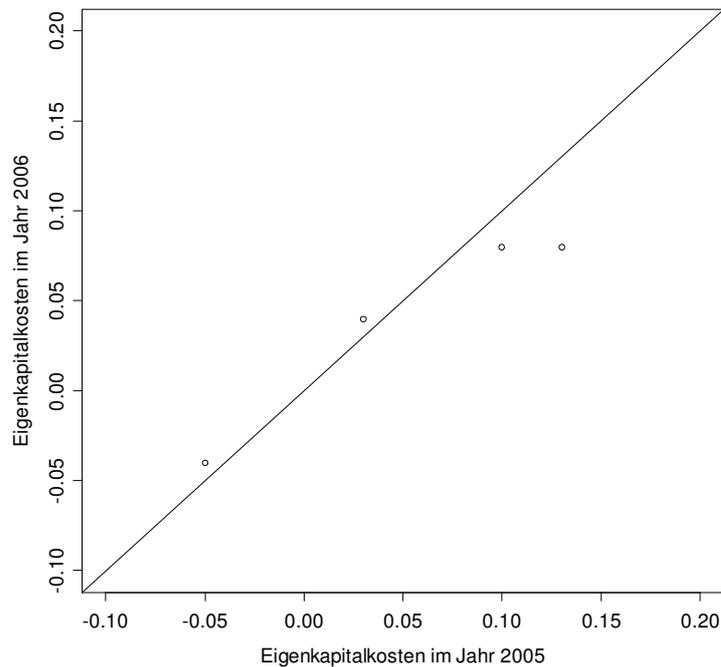


Abbildung 66: Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe G

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004, 2005 und 2006 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	4	-0,05000	0,01000	0,06500	0,05250	0,10750	0,13000	0,08016
2006	4	-0,04000	0,02000	0,06000	0,04000	0,08000	0,08000	0,05657

Tabelle 117: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe G

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten feststellbar. Im Median zeigt sich ebenso ein Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,6694$; $p=0,4445$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,8704$; $p=0,4481$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=7$; $p=5807$).

Gruppe H

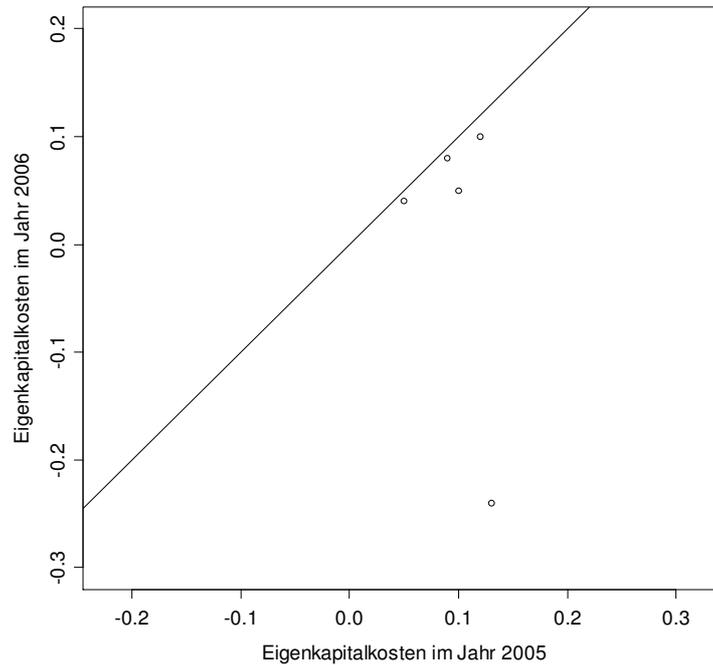


Abbildung 67: Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe H

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach den US-GAAP und in den Jahren 2005 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	5	0,05000	0,09000	0,10000	0,09800	0,12000	0,13000	0,03114
2006	5	-0,24000	0,04000	0,05000	0,00600	0,08000	0,10000	0,13957

Tabelle 118: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe H

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein sehr deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten feststellbar. Das starke Fallen des Mittelwerts ist auch durch einen Ausreißer im Sample (TUI) verursacht. Ohne Berücksichtigung des Ausreißers liegt dennoch ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten vor. Im Median fällt der Wert ebenso. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,9688$; $p=0,3538$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,3164$; $p=0,2584$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=15$; $p=0,0625$).

Gruppe J

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

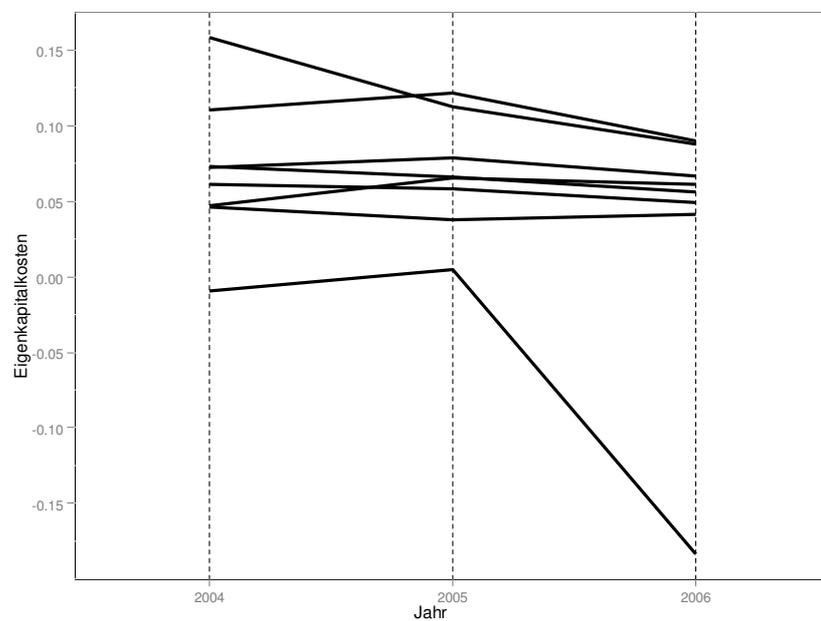
Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2006	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 119: Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe J

5.2.2. Ergebnisse der univariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006

Die folgenden Parallelkoordinatendiagramme stellen den Verlauf der Eigenkapitalkosten der in den einzelnen untersuchten Gruppen vertretenen Unternehmen für die Jahre 2004, 2005 und 2006 grafisch dar. Für die Gruppen A und G können keine Parallelkoordinatendiagramme erstellt werden, weil sie leer sind. In den nachfolgenden Abschnitten werden die Ergebnisse der univariaten Analyse dargestellt.

Gruppe D



Gruppe H

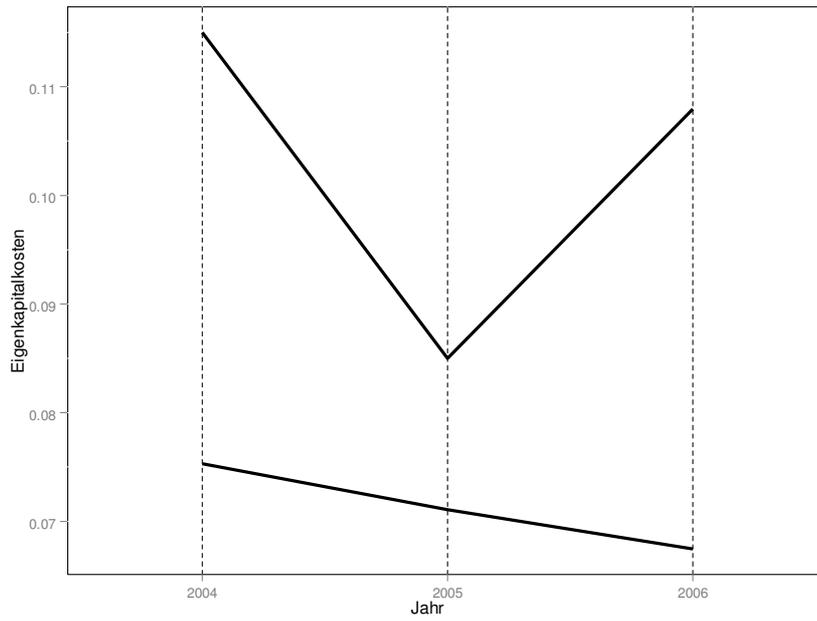


Abbildung 69: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe H

Gruppe J

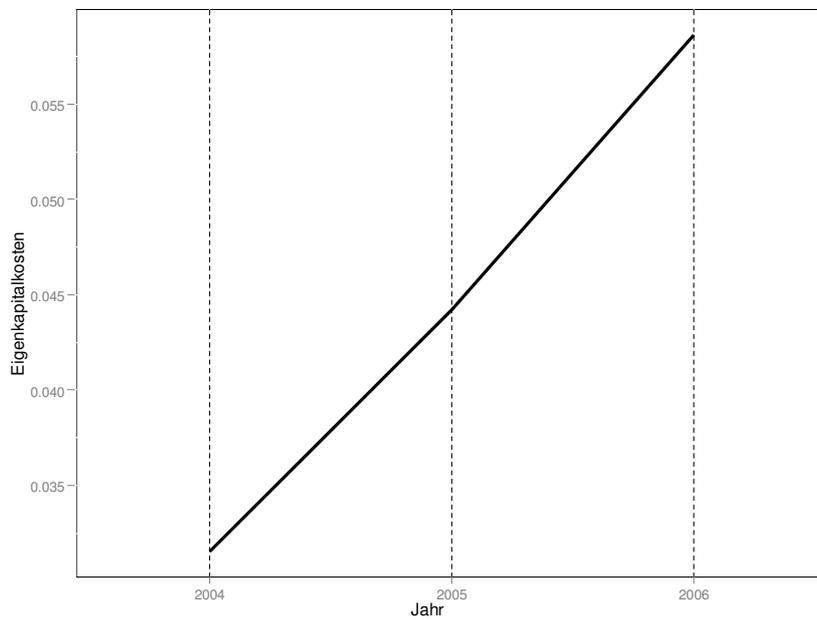


Abbildung 70: Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe J

5.2.2.1. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2006

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle in der Stichprobe befindlichen Unternehmen für das Jahr 2004 und das Jahr 2006 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Das Ergebnis der Analyse stellt sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	11	-0,00956	0,04665	0,07226	0,07107	0,09302	0,15850	0,04531
2006	11	-0,18360	0,05259	0,06142	0,04580	0,07756	0,10790	0,07854

Tabelle 120: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Auch im Median ist ein Fallen zu erkennen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0276$; $p=0,8696$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,9243$; $p=0,3663$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=68$; $p=0,6522$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

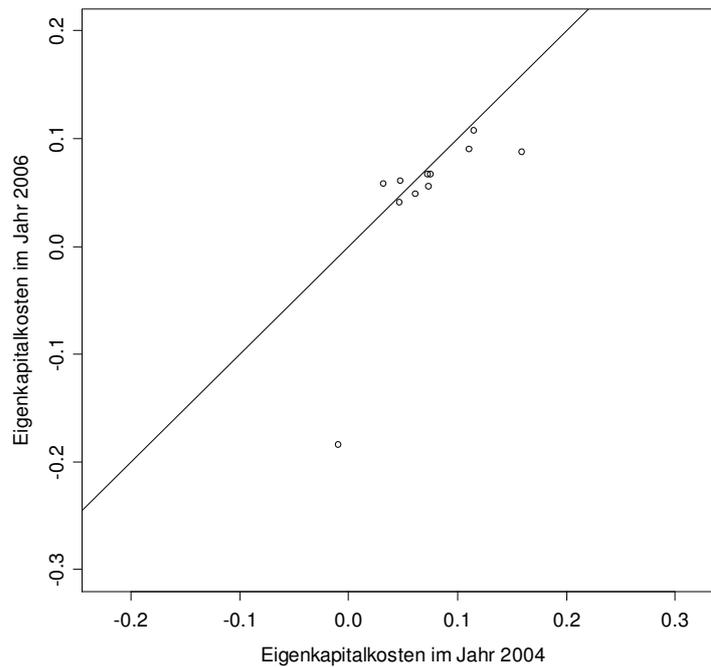


Abbildung 71: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 2004 und 2006 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	11	-0,00956	0,04665	0,07226	0,07107	0,09302	0,15850	0,04531
2006	11	-0,18360	0,05259	0,06142	0,04580	0,07756	0,10790	0,07854

Tabelle 121: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Auch im Median ist ein Fallen zu erkennen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,0276$; $p=0,8696$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,5239$; $p=0,1585$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=51$; $p=0,1230$).

Gruppe A

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach dem HGB und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss im Jahr 2005 auch nach den IFRS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2006	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 122: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe A

Gruppe D

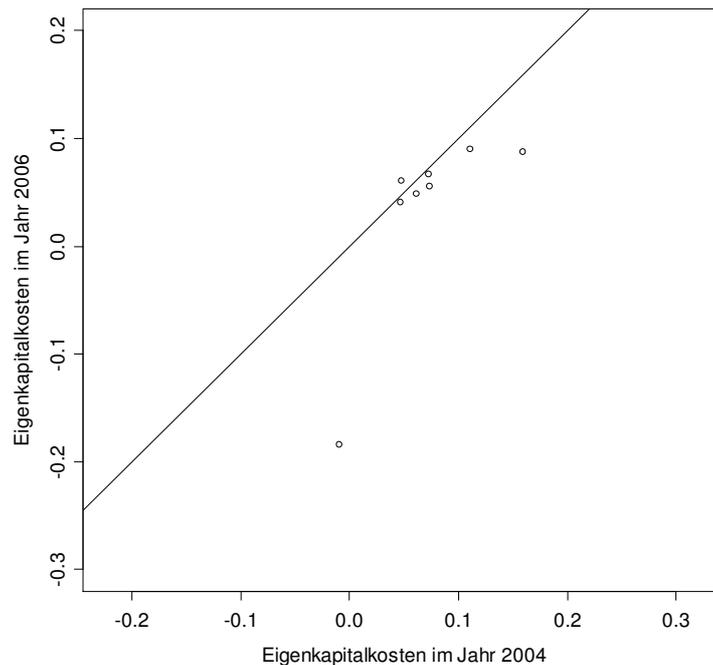


Abbildung 72: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe D

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Dies ist mit acht Unternehmen die größte Stichprobe für diese Jahre. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	8	-0,00956	0,04679	0,06674	0,06999	0,08275	0,15850	0,04929
2006	8	-0,18360	0,04729	0,05871	0,03372	0,07225	0,09040	0,08946

Tabelle 123: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe D

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich ein leichtes Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,087$; $p=0,7724$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,6865$; $p=0,1356$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=32$; $p=0,05469$).

Gruppe G

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2006 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2005 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2006	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 124: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe G

Gruppe H

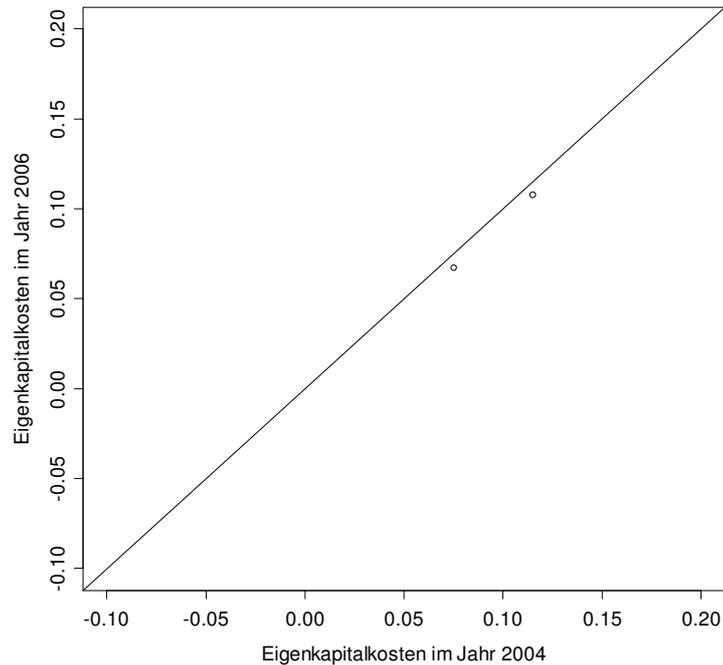


Abbildung 73: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe H

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	2	0,07526	0,08520	0,09514	0,09514	0,10510	0,11500	0,02812
2006	2	0,06746	0,07758	0,08770	0,08770	0,09782	0,10790	0,02861

Tabelle 125: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe H

Die Streuung ist nahezu ident. Es ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich dies ebenso. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=2,5223e+27$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der statistischen H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=21,0694$; $p=0,03019$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=0,5$).

Gruppe J

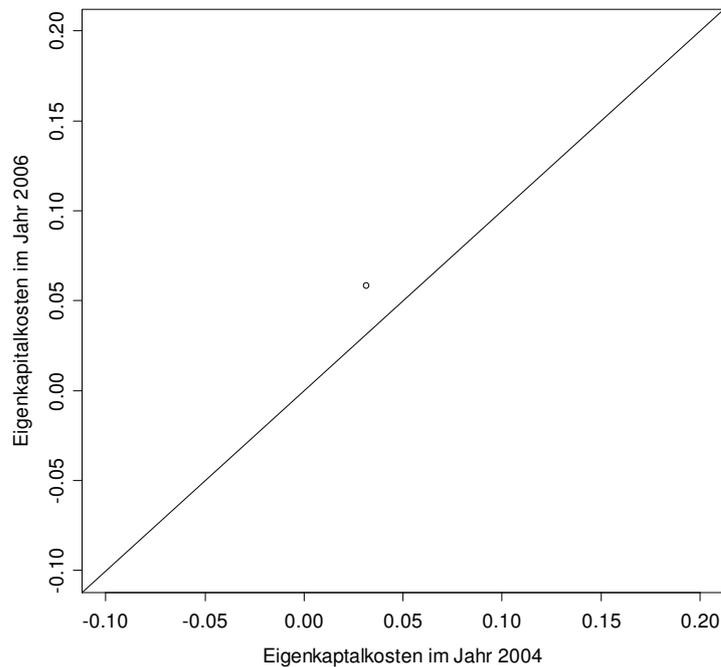


Abbildung 74: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe J

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	1	0,03154	0,03154	0,03154	0,03154	0,03154	0,03154	NA
2006	1	0,05862	0,05862	0,05862	0,05862	0,05862	0,05862	NA

Tabelle 126: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe J

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Telekom). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

5.2.2.2. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 2004 und das Jahr 2005 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Das Ergebnis der Analyse stellt sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	11	-0,00956	0,04665	0,07226	0,07107	0,09302	0,15850	0,04531
2005	11	0,00447	0,05137	0,06592	0,06774	0,08202	0,12180	0,03306

Tabelle 127: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung sinkender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Dies zeigt sich auch im Median. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,6153$; $p=0,442$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,1965$; $p=0,8462$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=62$; $p=0,9487$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

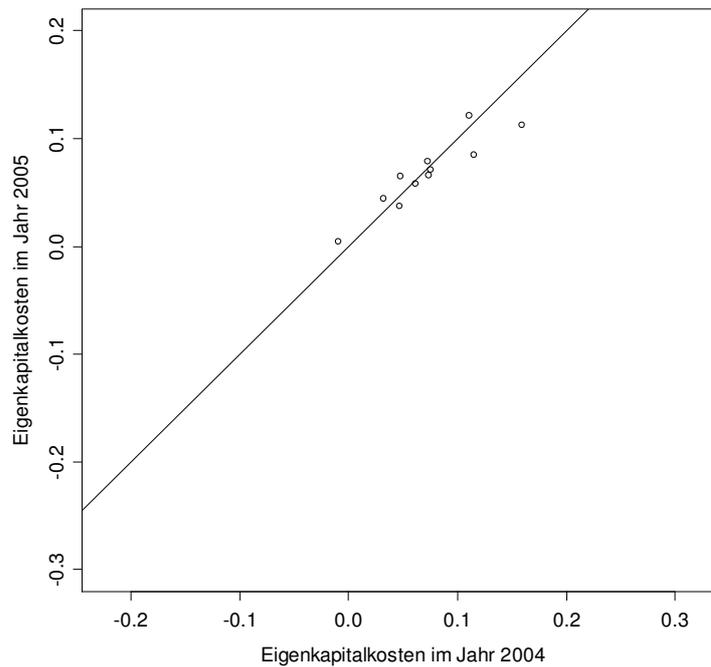


Abbildung 75: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 2004 und 2006 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	11	-0,00956	0,04665	0,07226	0,07107	0,09302	0,15850	0,04531
2005	11	0,00447	0,05137	0,06592	0,06774	0,08202	0,12180	0,03306

Tabelle 128: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Dies zeigt sich auch im Median. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,6153$; $p=0,442$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,5582$; $p=0,589$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=33$; $p=1$).

Gruppe A

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach dem HGB und im Jahr 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2005	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 129: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe A

Gruppe D

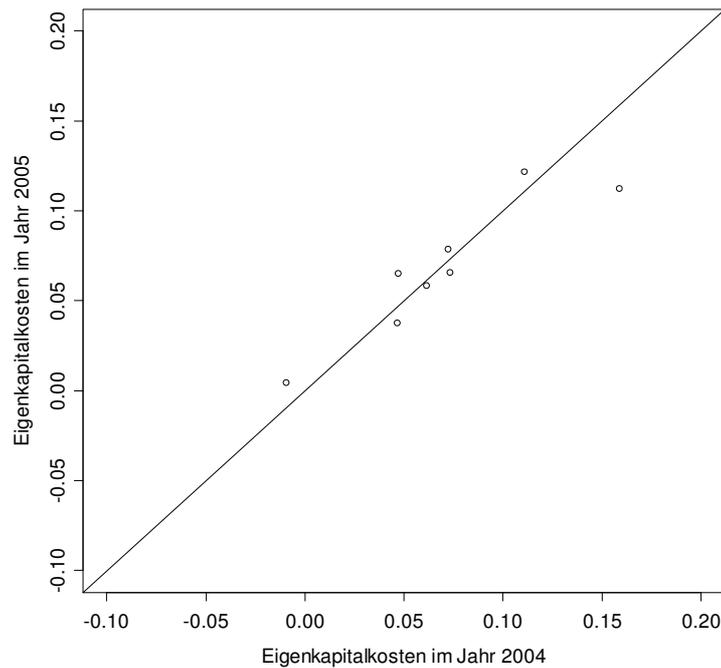


Abbildung 76: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe D

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	8	-0,00956	0,04679	0,06674	0,06999	0,08275	0,15850	0,04929
2005	8	0,00447	0,05327	0,06550	0,06810	0,08739	0,12180	0,03792

Tabelle 130: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe D

Unter Berücksichtigung von sinkender Streuung bleibt der Mittelwert der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 beinahe gleich. Dies zeigt sich auch im Median. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,2238$; $p=0,6435$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,2615$; $p=0,8013$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=16$; $p=0,8438$).

Gruppe G

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss auch im Jahr 2006 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Die Stichprobe ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2005	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 131: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe G

Gruppe H

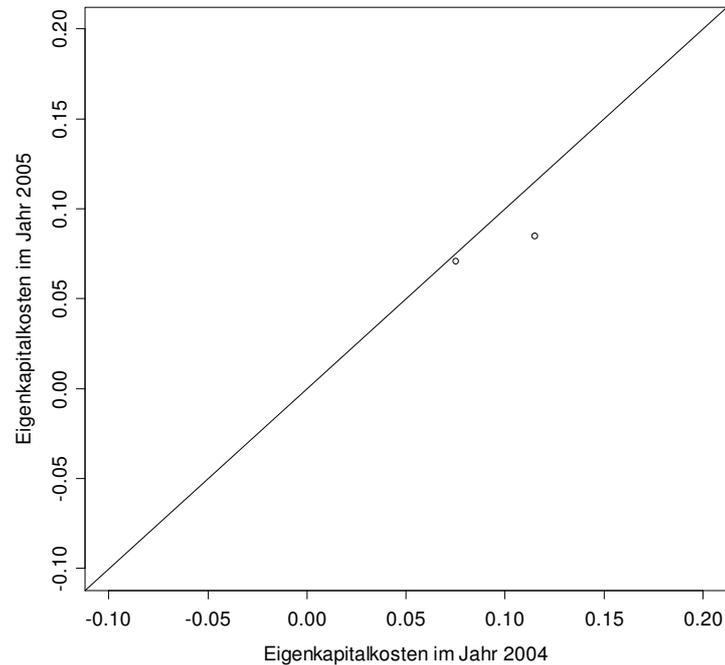


Abbildung 77: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe H

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach US-GAAP und im Jahr 2005 nach IFRS aufgestellt haben. Für diese Unternehmen trifft ebenso zu, dass sie ihren Konzernabschluss im Jahr 2006 auch nach IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	2	0,07526	0,08520	0,09514	0,09514	0,10510	0,11500	0,02812
2005	2	0,07110	0,07459	0,07808	0,07808	0,08156	0,08505	0,00986

Tabelle 132: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe H

Die Streuung fällt stark. Dies ist auf die deutlich unterschiedliche Standardabweichung der beiden im Sample erfassten Unternehmen, Mayr Melnhof und OMV, zurückzuführen. Es ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2004 auf 2005 feststellbar. Im Median zeigt sich dies ebenso. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=1,4930e+32$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der statistischen H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=1,3222$; $p=0,4122$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=3$; $p=0,5$).

Gruppe J

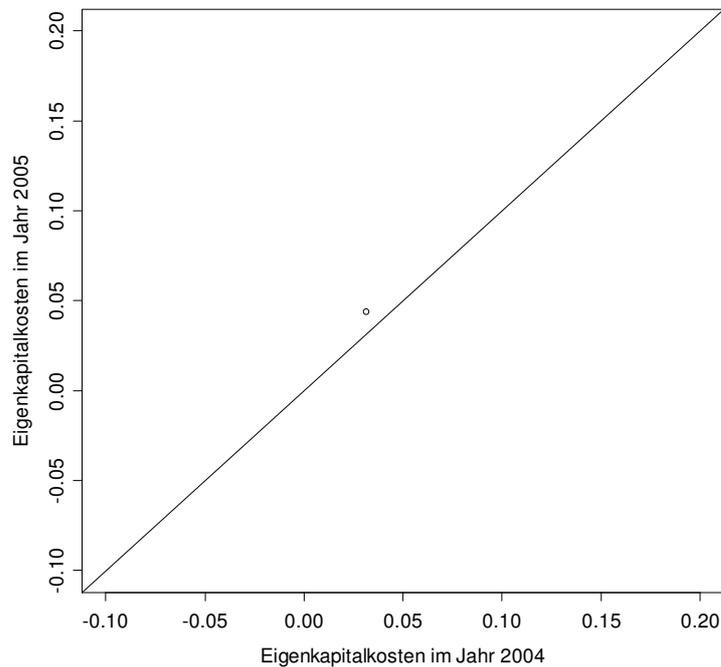


Abbildung 78: Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe J

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2004	1	0,03154	0,03154	0,03154	0,03154	0,03154	0,03154	NA
2005	1	0,04421	0,04421	0,04421	0,04421	0,04421	0,04421	NA

Tabelle 133: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe J

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Telekom). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

5.2.2.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006

Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart

Hier werden alle im Sample befindlichen Unternehmen für das Jahr 2005 und das Jahr 2006 ungruppiert und ungepaart in die univariate Analyse einbezogen. Das Ergebnis der Analyse stellt sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	11	0,00447	0,05137	0,06592	0,06774	0,08202	0,12180	0,03306
2006	11	-0,18360	0,05259	0,06142	0,04580	0,07756	0,10790	0,07854

Tabelle 134: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, ungruppiert und ungepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich ein geringeres Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,3312$; $p=0,5772$). Daraus folgt die Anwendung eines (two sample) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=0,8542$; $p=0,4031$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($W=66$; $p=0,7477$).

Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart

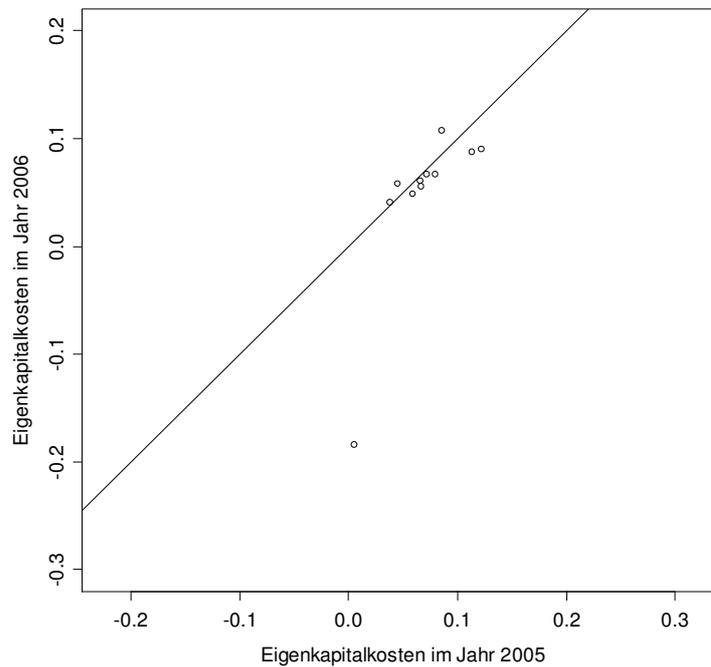


Abbildung 79: Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart

Der Vergleich des Samples „Alle Unternehmen, ungruppiert und ungepaart“ und des Samples „Gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart“ ergibt für die Jahre 2005 und 2006 keinen Unterschied in der Anzahl der einbezogenen Unternehmen und in den anderen Daten. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	11	0,00447	0,05137	0,06592	0,06774	0,08202	0,12180	0,03306
2006	11	-0,18360	0,05259	0,06142	0,04580	0,07756	0,10790	0,07854

Tabelle 135: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, gleiche Unternehmen gepaart

Unter Berücksichtigung steigender Streuung ist ein deutliches Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich ein geringeres Fallen. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,3312$; $p=0,5772$). Daraus folgt die Anwendung eines (gepaarten) t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,2715$; $p=0,2323$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=48$; $p=0,2061$).

Gruppe A

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach HGB und in den Jahren 2005 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Das Sample ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2006	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 136: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe A

Gruppe D

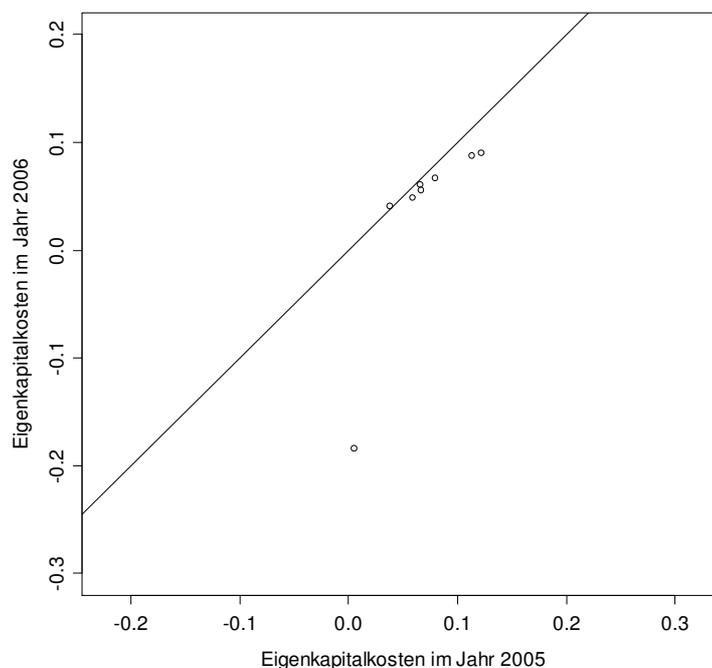


Abbildung 80: Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe D

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004, 2005 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	8	0,00447	0,05327	0,06550	0,06810	0,08739	0,12180	0,03792
2006	8	-0,18360	0,04729	0,05871	0,03372	0,07225	0,09040	0,08946

Tabelle 137: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe D

Unter Berücksichtigung von steigender Streuung fällt der Mittelwert der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 deutlich. Im Median zeigt sich dies etwas geringer. Der Levene-Test ergibt, dass die zugrundeliegende Stichprobe für die statistische Nullhypothese der Gleichheit der Varianzen nicht signifikant ist ($F=0,2906$; $p=0,5983$). Daraus folgt die Anwendung eines t-Tests unter Varianzgleichheit. Das Ergebnis ist nicht signifikant ($t=1,5413$; $p=0,1671$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist ebenso kein signifikantes Ergebnis aus ($V=34$; $p=0,02344$).

Gruppe G

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004, 2005 und 2006 nach den US-GAAP aufgestellt haben. Es gibt für die vorliegende Analyse kein Unternehmen, wo dies zutrifft. Das Sample ist daher „0“:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
2006	0	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA

Tabelle 138: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe G

Gruppe H

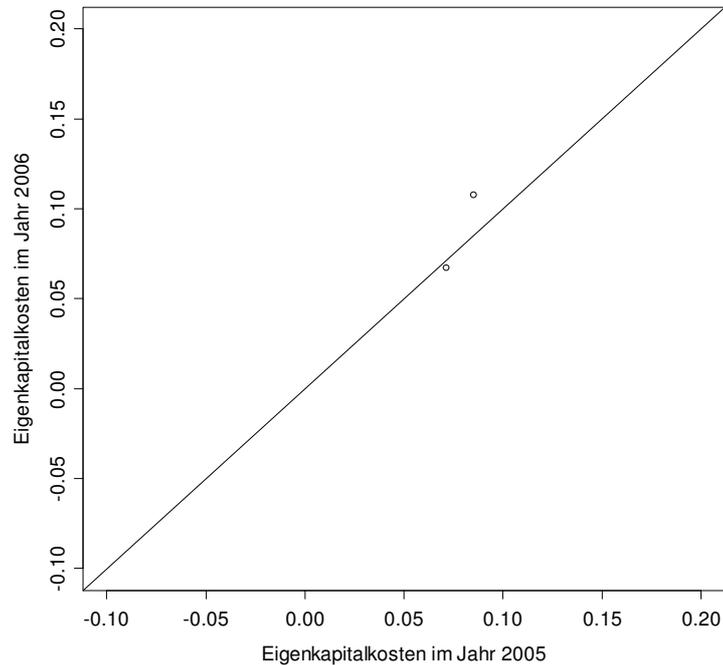


Abbildung 81: Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe H

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss im Jahr 2004 nach den US-GAAP und in den Jahren 2005 und 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	2	0,07110	0,07459	0,07808	0,07808	0,08156	0,08505	0,00986
2006	2	0,06746	0,07758	0,08770	0,08770	0,09782	0,10790	0,02861

Tabelle 139: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe H

Die Streuung steigt stark. Dies ist auf die deutlich unterschiedliche Standardabweichung der beiden im Sample erfassten Unternehmen, Mayr Melnhof und OMV, zurückzuführen. Es ist ein Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten von 2005 auf 2006 feststellbar. Im Median zeigt sich dies ebenso. Die Prüfung der Varianzhomogenität durch den Levene-Test ($F=3,6508e+30$; $p=2,2e-16^{***}$) ergibt einen signifikanten p-Wert ($<0,05$). Dadurch wird die statistische H_0 der Varianzgleichheit zugunsten der H_1 , wonach die Varianzen nicht gleich sind, verworfen. Dies wird im t-Test berücksichtigt, der unter Varianzungleichheit durchgeführt wird ($t=-0,7257$; $p=0,6003$). Der zum Vergleich durchgeführte Wilcoxon-Test weist kein signifikantes Ergebnis aus ($V=1$; $p=1$).

Gruppe J

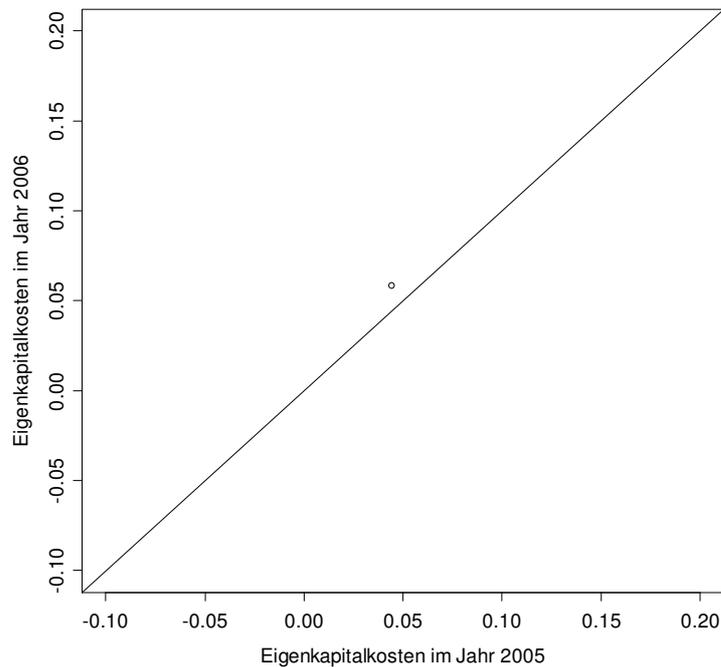


Abbildung 82: Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe J

Hier werden alle Unternehmen einbezogen, die ihren Konzernabschluss in den Jahren 2004 und 2005 nach den US-GAAP und im Jahr 2006 nach den IFRS aufgestellt haben. Die Ergebnisse der Analyse stellen sich wie folgt dar:

Jahr	Anzahl	Minimum	1. Quartil	Median	Mittelwert	3. Quartil	Maximum	Stabw.
2005	1	0,04421	0,04421	0,04421	0,04421	0,04421	0,04421	NA
2006	1	0,05862	0,05862	0,05862	0,05862	0,05862	0,05862	NA

Tabelle 140: Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe J

Es handelt sich hier nur um ein einziges Unternehmen (Telekom). Folglich ist keine Standardabweichung messbar. Für die Durchführung der Tests liegen nicht genügend Beobachtungen vor.

5.2.3. Ergebnisse der multivariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006

5.2.3.1. Ergebnisse für die Jahre 2004 bis 2006

Ungeteilt

$$(50) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,310998	0,1391202	2,235	0,0291	*
riskfree	-0,066436	0,0340962	-1,906	0,0563	.
growth	0,020138	0,0048669	4,138	0,0001	***
payout	0,003387	0,0283883	0,119	0,9054	
lev	-0,046660	0,0444398	-1,050	0,2979	
log(size)	0,000212	0,0040687	0,052	0,9587	

Tabelle 141: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt

Es wurden 66 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3023. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Das intercept ist signifikant ($<0,5$), die Variable riskfree ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Variablen payout und lev haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,007682	1,125574	1,151078	1,142485	1,077857

Tabelle 142: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IFRS05

$$(51) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}:\text{IFRS05}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,315700	0,142000	2,223	0,0301	*
riskfree	-0,066360	0,034370	-1,931	0,0583	.
growth	0,020230	0,004927	4,106	0,0001	***
payout	0,003524	0,028620	0,123	0,9024	
lev	-0,045570	0,045100	-1,010	0,3165	
log(size)	-0,000028	0,004259	-0,007	0,9947	
lev:IFRS05	-0,007594	0,036490	-0,209	0,8354	

Tabelle 143: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt
Dummyvariable IFRS05

Es wurden 66 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3029. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Das intercept ist signifikant ($<0,5$), die Variable riskfree ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Variablen payout, lev und log(size) und die Dummyvariable IFRS05 haben das erwartete Vorzeichen. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,045570% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach den IFRS (also z. B. nach den US-GAAP) bilanziert hat. Die verpflichtende Anwendung der IFRS ab 2005 führt zu einer weiteren Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,007594% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IFRS05
1,007682	1,135318	1,151684	1,15809	1,162633	1,101864

Tabelle 144: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Geteilt nach Gruppen

$$(52) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:A}_{it} + \beta_6 \text{lev:D}_{it+} + \beta_7 \text{lev:G}_{it+} + \beta_8 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,287900	0,152619	1,886	0,0643	.
riskfree	-0,066664	0,034814	-1,915	0,0605	.
growth	0,019070	0,005176	3,684	0,0005	***
payout	0,001806	0,029418	0,061	0,9513	
lev	-0,021888	0,073406	-0,298	0,7667	
log(size)	0,001577	0,005182	0,304	0,7619	
lev:A	0,008164	0,078132	0,104	0,9171	
lev:D	-0,017103	0,049723	-0,344	0,7321	
lev:G	-0,035901	0,060395	-0,594	0,5546	

Tabelle 145: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen

Es wurden 66 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,3102. Die Gruppe H fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe J wurde in der Regression nicht miterfasst, weil sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Gruppe B, die Gruppe C, die Gruppe E, die Gruppe F und die Gruppe I wurden eliminiert, da sie im Beobachtungszeitraum nicht vorkommen können. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Das intercept ist leicht signifikant ($<0,1$), ebenso die Variable riskfree. Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so fallen die Eigenkapitalkosten um 0,021888%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe H angehört. Die Zugehörigkeit zu Gruppe A lässt die Eigenkapitalkosten wieder um 0,008164% ansteigen (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:A). Die Zugehörigkeit zu Gruppe D lässt die Eigenkapitalkosten um 0,017103%, jene zu Gruppe G um 0,035901% fallen. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für alle drei Gruppen eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors							
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:A	lev:D	lev:G
1,009386	1,223141	1,187619	2,995013	1,680815	1,735079	1,571876	3,678096

Tabelle 146: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen

5.2.3.2. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005

Ungeteilt

$$(53) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				p-Wert	
	Estimate	Std. Error	t-Wert			
(intercept)	0,231277	0,167823	1,378	0,1762		
riskfree	-0,006984	0,044856	-0,156	0,8771		
growth	0,013967	0,003514	3,971	0,0003	***	
payout	-0,069433	0,026828	-2,588	0,0136	*	
lev	-0,112708	0,035852	-3,144	0,0032	**	
log(size)	-0,004595	0,003379	-1,360	0,1818		

Tabelle 147: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt

Es wurden 44 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4361. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Die Variable lev ist deutlich signifikant ($<0,01$), die Variable payout ist signifikant ($<0,05$). Die Variablen lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,023929	1,195151	1,296204	1,240344	1,051772

Tabelle 148: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IFRS05

$$(54) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IFRS05}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				p-Wert	
	Estimate	Std. Error	t-Wert			
(intercept)	0,243579	0,285073	0,854	0,3984		
riskfree	-0,010062	0,073083	-0,138	0,8913		
growth	0,014024	0,003771	3,719	0,0007	***	
payout	-0,069418	0,027189	-2,553	0,0149	*	
lev	-0,112372	0,036866	-3,048	0,0042	**	
log(size)	-0,004679	0,003776	-1,245	0,2209		
lev:IFRS05	-0,002555	0,047511	-0,054	0,9574		

Tabelle 149: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Es wurden 44 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4361. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Die Variable lev ist deutlich signifikant ($<0,01$), die Variable payout ist signifikant ($<0,05$). Die Variablen payout, lev und log(size) und die Dummyvariable IFRS05 haben das erwartete Vor-

zeichen. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,112372% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach den IFRS (also z. B. nach den US-GAAP) bilanziert hat. Die verpflichtende Anwendung der IFRS ab 2005 führt im Umstellungsjahr 2005 zu einer weiteren Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,002555% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IFRS05
2,646770	1,339759	1,296351	1,277097	1,266798	2,848247

Tabelle 150: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Geteilt nach Gruppen

$$(55) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:A}_{it} + \beta_6 \text{lev:D}_{it} + \beta_7 \text{lev:G}_{it} + \beta_8 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Koeffizienten					
Regressor	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,189810	0,176811	1,074	0,2904	
riskfree	-0,002910	0,044458	-0,065	0,9482	
growth	0,011357	0,003800	2,988	0,0051	**
payout	-0,067560	0,027118	-2,491	0,0176	*
lev	-0,082194	0,058263	-1,411	0,1672	
log(size)	-0,002754	0,004219	-0,653	0,5182	
lev:A	0,010213	0,059863	0,171	0,8655	
lev:D	-0,062161	0,039745	-1,564	0,1268	
lev:G	-0,052703	0,048693	-1,082	0,2865	

Tabelle 151: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen

Es wurden 44 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4933. Die Gruppe H fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe J wurde in der Regression nicht miterfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Gruppe B, die Gruppe C, die Gruppe E, die Gruppe F und die Gruppe I wurden eliminiert, da sie im Beobachtungszeitraum nicht vorkommen können. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Die Variable payout ist signifikant ($<0,05$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so fallen die Eigenkapitalkosten um 0,082194%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe H angehört. Die Zugehörigkeit zu Gruppe A lässt die Eigenkapitalkosten wieder um 0,010213% ansteigen (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:A). Die Zugehörig-

keit zu Gruppe D lässt die Eigenkapitalkosten um 0,062161%, jene zu Gruppe G um 0,052703% fallen. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für alle drei Gruppen eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors							
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:A	lev:D	lev:G
1,031088	1,432527	1,357583	3,357854	1,681274	1,869683	1,736706	4,171973

Tabelle 152: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen

5.2.3.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006

Ungeteilt

$$(56) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				p-Wert	
	Estimate	Std. Error	t-Wert			
(intercept)	0,216833	0,147886	1,466	0,1508		
riskfree	-0,070003	0,03463	-2,021	0,0503	.	
growth	0,028168	0,006347	4,438	0,0001	***	
payout	0,047612	0,036891	1,291	0,2046		
lev	0,015507	0,054452	0,285	0,7774		
log(size)	0,004431	0,004858	0,931	0,3576		

Tabelle 153: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt

Es wurden 44 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4531. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Die Variable riskfree ist leicht signifikant ($<0,1$). Nur die Variable payout hat das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,011452	1,130365	1,202254	1,150301	1,127243

Tabelle 154: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IFRS05

$$(57) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IFRS05}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,205772	0,158082	1,302	0,2011
riskfree	-0,070004	0,035073	-1,997	0,0532
growth	0,027702	0,006771	4,091	0,0002
payout	0,047614	0,037362	1,274	0,2105
lev	0,013469	0,055929	0,241	0,8110
log(size)	0,004980	0,005434	0,916	0,3654
lev:IFRS05	0,012371	0,056564	0,219	0,8281

Tabelle 155: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Es wurden 44 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4538. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Die Variable riskfree ist leicht signifikant ($<0,1$). Nur die Variable payout hat das erwartete Vorzeichen. Ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit führt zu einem Anstieg der Eigenkapitalkosten um 0,013469%, wenn ein Unternehmen nicht nach den IFRS (also z. B. nach den US-GAAP) bilanziert hat. Die verpflichtende Anwendung der IFRS führt zu einem weiteren Anstieg der Eigenkapitalkosten um 0,012371% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IFRS05
1,011474	1,254363	1,202254	1,183141	1,433823	1,392423

Tabelle 156: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Geteilt nach Gruppen

$$(58) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:A}_{it} + \beta_6 \text{lev:D}_{it} + \beta_7 \text{lev:G}_{it} + \beta_8 \text{lev:J}_{it} + \beta_9 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				p-Wert	
	Estimate	Std. Error	t-Wert			
(intercept)	0,198881	0,170822	1,164	0,2522		
riskfree	-0,070937	0,035874	-1,977	0,0559	.	
growth	0,027792	0,006945	4,002	0,0003	***	
payout	0,048352	0,038862	1,244	0,2117		
lev	0,038303	0,093533	0,410	0,6847		
log(size)	0,005779	0,006449	0,896	0,3763		
lev:A	-0,004630	0,100142	-0,046	0,9634		
lev:D	-0,040163	0,062456	-0,643	0,5244		
lev:G	-0,032221	0,077114	-0,418	0,6787		

Tabelle 157: Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen

Es wurden 44 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,4613. Die Gruppe H fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe J wurde in der Regression nicht miterfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthält. Die Gruppe B, die Gruppe C, die Gruppe E, die Gruppe F und die Gruppe I wurden eliminiert, da sie im Beobachtungszeitraum nicht vorkommen können. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Die Variable riskfree ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so erhöhen sich die Eigenkapitalkosten um 0,038303%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe H angehört. Die Zugehörigkeit zu Gruppe A lässt die Eigenkapitalkosten wieder um 0,004630% fallen (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:A). Die Zugehörigkeit zu Gruppe D lässt die Eigenkapitalkosten um 0,040163%, jene zu Gruppe G um 0,032221% fallen. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich nur für Gruppe D eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors							
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:A	lev:D	lev:G
1,014981	1,265612	1,247596	3,173853	1,93671	1,751668	1,583509	3,91677

Tabelle 158: Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen

5.2.4. Ergebnisse der multivariaten Analyse zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Österreich für den Beobachtungszeitraum 2004 – 2006

5.2.4.1. Ergebnisse für die Jahre 2004 bis 2006

Ungeteilt

$$(59) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Koeffizienten					
Regressor	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,195806	0,109003	1,796	0,0836	.
riskfree	0,002565	0,016889	0,152	0,8804	
growth	0,003851	0,000575	6,702	3,41e-07	***
payout	0,010540	0,036667	0,287	0,7760	
lev	-0,051447	0,048722	-1,056	0,3004	
log(size)	-0,007841	0,006641	-1,181	0,2480	

Tabelle 159: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2006, ungeteilt

Es wurden 33 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,6989. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Das intercept ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Variablen riskfree, lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,148544	1,409816	1,288287	1,225051	1,130703

Tabelle 160: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2006, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IFRS05

$$(60) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}:\text{IFRS05}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,217587	0,116132	1,874	0,0723
riskfree	-0,001652	0,018480	-0,089	0,9294
growth	0,003800	0,000588	6,464	7,52e-07 ***
payout	0,015615	0,038060	0,410	0,6850
lev	-0,060039	0,051345	-1,169	0,2529
log(size)	-0,008548	0,006824	-1,253	0,2215
lev:IFRS05	0,017975	0,029945	0,600	0,5535

Tabelle 161: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Es wurden 33 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,7030. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Das intercept ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Variablen payout, lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IFRS05 ist nicht, wie erwartet, negativ. Das bedeutet, dass ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,060039% führt, wenn ein Unternehmen nicht nach den IFRS (also z. B. nach US-GAAP) bilanziert hat. Die verpflichtende Anwendung der IFRS ab 2005 führt zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,017975% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IFRS05
1,342564	1,440369	1,355141	1,328266	1,16541	1,38054

Tabelle 162: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Geteilt nach Gruppen

$$(61) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:D}_{it} + \beta_6 \text{lev:J}_{it} + \beta_7 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,194402	0,111896	1,737	0,0946
riskfree	-0,000881	0,015445	-0,057	0,9950
growth	0,003630	0,000528	6,875	3,31e-07 ***
payout	0,052440	0,037733	1,382	0,1792
lev	-0,019644	0,046146	-0,426	0,6740
log(size)	-0,007294	0,007003	-1,042	0,3076
lev:D	-0,062330	0,029218	-2,133	0,0429 *
lev:J	-0,150728	0,062875	-2,397	0,02430 *

Tabelle 163: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen

Es wurden 33 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,7710. Die Gruppe H fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe A und die Gruppe G wurden in der Regression nicht miteingefasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthalten. Die Gruppe B, die Gruppe C, die Gruppe E, die Gruppe F und die Gruppe I wurden eliminiert, da sie im Beobachtungszeitraum nicht vorkommen können. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Die Variable lev:J ist signifikant ($<0,05$), ebenso die Variable lev:D. Das intercept ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so fallen die Eigenkapitalkosten um 0,019644%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe H angehört. Die Zugehörigkeit zu Gruppe D lässt die Eigenkapitalkosten um 0,062330% sinken (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:D). Die Zugehörigkeit zu Gruppe J lässt die Eigenkapitalkosten um 0,150728% fallen. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für die Gruppen D und J eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors						
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:D	lev:J
1,169452	1,448908	1,660983	1,337930	1,530684	1,574800	1,721029

Tabelle 164: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen

5.2.4.2. Ergebnisse für die Jahre 2004 und 2005

Ungeteilt

$$(62) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,100026	0,579691	0,173	0,8652	
riskfree	0,091073	0,174590	0,522	0,6091	
growth	0,029781	0,008203	3,630	0,0023	**
payout	-0,405970	0,044725	-0,908	0,3775	
lev	-0,017653	0,054384	-0,325	0,7497	
log(size)	-0,019987	0,007498	-2,666	0,0169	*

Tabelle 165: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2005, ungeteilt

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,5687. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Die Variable

log(size) ist signifikant (<0,05). Die Variablen riskfree, lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,139485	2,189308	1,625500	1,379387	1,279729

Tabelle 166: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2005, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IFRS05

$$(63) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IFRS05}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	-1,297793	1,207657	-1,075	0,2995	
riskfree	0,523155	0,371210	1,409	0,1791	
growth	0,029510	0,008028	3,676	0,0023	**
payout	-0,023787	0,045593	-0,522	0,6095	
lev	-0,043794	0,056816	-0,771	0,4528	
log(size)	-0,018476	0,007425	-2,489	0,0251	*
lev:IFRS05	0,079114	0,060347	1,311	0,2096	

Tabelle 167: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,6130. Die F-Statistik ergibt einen Wert von 3,960. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor (<0,01). Die Variable log(size) ist signifikant (<0,05). Die Variablen lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IFRS05 ist nicht, wie erwartet, negativ. Ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit führt zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,043794%, wenn ein Unternehmen nicht nach den IFRS (also z. B. nach den US-GAAP) bilanziert hat. Die verpflichtende Anwendung der IFRS ab 2005 führt zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,079114% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF für die Variable riskfree liegt leicht über dem kritischen Wert von 5, die VIF für die übrigen Variablen liegen darunter.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IFRS05
5,382575	2,190770	1,765098	1,573138	1,311305	5,714038

Tabelle 168: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Geteilt nach Gruppen

$$(64) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:D}_{it} + \beta_6 \text{lev:J}_{it} + \beta_7 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten				
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert	
(intercept)	0,081820	0,587425	0,139	0,8912	
riskfree	0,072955	0,173788	0,420	0,6810	
growth	0,024494	0,009122	2,685	0,0178	*
payout	0,003957	0,051281	0,077	0,9396	
lev	-0,009592	0,054282	-0,177	0,8623	
log(size)	-0,015352	0,008514	-1,803	0,0929	.
lev:D	-0,026463	0,038184	-0,693	0,4996	
lev:J	-0,125887	0,074440	-1,691	0,1129	

Tabelle 169: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,6420. Die Gruppe H fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe A und die Gruppe G wurden in der Regression nicht miterfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthalten. Die Gruppe B, die Gruppe C, die Gruppe E, die Gruppe F und die Gruppe I wurden eliminiert, da sie im Beobachtungszeitraum nicht vorkommen können. Die Variable growth zeigt sich als signifikanter Regressor ($<0,05$). Die Variable log(size) ist leicht signifikant ($<0,1$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so fallen die Eigenkapitalkosten um 0,009592%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe H angehört. Die Zugehörigkeit zu Gruppe D lässt die Eigenkapitalkosten um 0,026463% sinken (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:D). Die Zugehörigkeit zu Gruppe J lässt die Eigenkapitalkosten um 0,125887% fallen. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für alle drei Gruppen (H, D und J) eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors						
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:D	lev:J
1,190294	2,853865	2,252866	1,448762	1,739724	2,207246	1,794716

Tabelle 170: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen

5.2.4.3. Ergebnisse für die Jahre 2005 und 2006

Ungeteilt

$$(65) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,134913	0,120106	1,123	0,2780
riskfree	0,004545	0,015609	0,291	0,7750
growth	0,003876	0,000526	7,370	1,58e-06
payout	-0,027837	0,039699	-0,701	0,4930
lev	-0,004189	0,056932	-0,074	0,9420
log(size)	-0,004720	0,007398	-0,638	0,5320

Tabelle 171: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2005 – 2006, ungeteilt

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,8323. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Die Variablen riskfree, lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors				
riskfree	growth	payout	lev	log(size)
1,105945	1,599104	1,388531	1,260456	1,069266

Tabelle 172: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2005 – 2006, ungeteilt

Ungeteilt Dummyvariable IFRS05

$$(66) \quad \text{eigK}_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev:IFRS05}_{it} + \beta_5 \text{lev}_{it} + \beta_6 \log(\text{size})_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,124420	0,124385	1,000	0,3330
riskfree	0,001477	0,016947	0,087	0,9320
growth	0,003822	0,000547	6,985	4,39e-06
payout	-0,018396	0,044214	-0,416	0,6830
lev	-0,054274	0,109538	-0,495	0,6270
log(size)	-0,003465	0,007916	-0,438	0,6680
lev:IFRS05	0,049753	0,092160	0,540	0,5970

Tabelle 173: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,8354. Die Variable growth zeigt sich als deutlich signifikanter Regressor ($<0,01$). Die Variablen riskfree, lev und log(size) haben das erwartete Vorzeichen. Die Dummyvariable IFRS05 ist nicht, wie erwartet, negativ. Ein Anstieg der Variablen lev um eine Einheit führt zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten um 0,054274%, wenn ein Unternehmen nicht nach IFRS (also z. B. nach US-GAAP) bilanziert hat. Die verpflichtende Anwendung der IFRS führt zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten um 0,049753% (Differenzialeffekt zur Referenzgruppe). Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors					
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:IFRS05
1,246007	1,654451	1,646071	4,459256	1,17029	4,940515

Tabelle 174: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05

Geteilt nach Gruppen

$$(67) \quad \text{eig}K_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \text{riskfree}_{it} + \beta_2 \text{growth}_{it} + \beta_3 \text{payout}_{it} + \beta_4 \text{lev}_{it} + \beta_5 \text{lev:D}_{it} + \beta_6 \text{lev:J}_{it} + \beta_7 \text{log(size)}_{it} + \varepsilon$$

Regressor	Koeffizienten			
	Estimate	Std. Error	t-Wert	p-Wert
(intercept)	0,161320	0,137619	1,172	0,2610
riskfree	0,002520	0,016215	0,157	0,8770
growth	0,003811	0,000546	6,969	6,56e-06
payout	-0,007138	0,048272	-0,148	0,8850
lev	0,003725	0,058194	0,064	0,9500
log(size)	-0,005780	0,008489	-0,681	0,5070
lev:D	-0,040199	0,034567	-1,150	0,2690
lev:J	-0,066732	0,079222	-0,842	0,4140

Tabelle 175: Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen

Es wurden 22 Beobachtungen durchgeführt. Das multiple R^2 beträgt 0,8488. Die Gruppe H fungiert als Referenzgruppe. Die Gruppe A und die Gruppe G wurden in der Regression nicht miterfasst, da sie im Beobachtungszeitraum keine Unternehmen enthalten. Die Gruppe B, die Gruppe C, die Gruppe E, die Gruppe F und die Gruppe I wurden eliminiert, da sie im Beobachtungszeitraum nicht vorkommen können. Die Variable growth zeigt sich als eindeutig signifikanter Regressor ($<0,001$). Die Gruppeneffekte stellen sich wie folgt dar: Steigt die Variable lev um eine Einheit, so steigen die Eigenkapitalkosten um 0,003725%, wenn ein Unternehmen der Referenzgruppe H angehört. Die Zugehörigkeit zu Gruppe D lässt die Eigenkapitalkosten um 0,040199% sinken (Differenzialeffekt zwischen lev und lev:D). Die Zugehörigkeit zu Gruppe J lässt die Eigenkapitalkosten um 0,066732% fallen. Saldiert mit der Referenzgruppe ergibt sich für die Gruppen D und J eine tatsächliche Reduktion der Eigenkapitalkosten. Der VIF liegt für alle Variablen unter dem kritischen Wert von 5.

Variance Inflation Factors						
riskfree	growth	payout	lev	log(size)	lev:D	lev:J
1,131018	1,669432	1,992703	1,278251	1,36681	1,434855	1,988789

Tabelle 176: Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen

5.2.5. Zwischenfazit

In diesem Abschnitt werden die Untersuchungsergebnisse für die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland und Österreich zusammengefasst und die zugehörigen operationalen Hypothesen überprüft. Darauf basierend werden die Forschungshypothesen falsifiziert.

5.2.5.1. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2004 und 2006

Die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse zeigen, dass in Deutschland vom Jahr 2004 auf das Jahr 2006 der Mittelwert der Eigenkapitalkosten für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, fiel. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit aller Unternehmen des DAX für diese Jahre gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der einzelnen Gruppen sieht man, dass das Unternehmen, das vor 2005 nach dem HGB bilanzierte (i. e. BASF), einen Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten zu verzeichnen hatte, während für jene Unternehmen, die bereits vor 2005 freiwillig IAS anwendeten, eine Reduktion der Mittelwerte feststellbar ist. Dies trifft auch auf Unternehmen zu, die 2004 und auch 2006 US-GAAP anwendeten. Ebenso für Unternehmen, die 2004 nach den US-GAAP bilanzierten und 2006 auf IFRS wechselten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS für DAX30 Unternehmen vom Jahr 2004 auf das Jahr 2006 zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse bestätigt diesen Eindruck. Es stellt sich heraus, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS, mithilfe der Dummyvariable als Einflussfaktor isoliert betrachtet, zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Analysiert man die Ergebnisse der einzelnen Gruppen, kann man dies für alle Gruppen feststellen.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 2004 und 2006 sind konsistent mit der operationalen Alternativhypothese $H5a_1$. Die operationale Nullhypothese $H5a_0$ wird daher zugunsten der operationalen Alternativhypothese $H5a_1$ verworfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse für Österreich vom Jahr 2004 auf das Jahr 2006, sieht man für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, ein Sinken der Mittelwerte der Eigenkapitalkosten. Damit ist grundsätzlich eine

Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann. Bei den Gruppen ist für Unternehmen, die sowohl 2004 als auch 2006 nach IFRS bilanzieren, ein Sinken der Eigenkapitalkosten zu erkennen. Dies trifft auch auf Unternehmen zu, die 2004 US-GAAP anwendeten und 2005 auf IFRS umstiegen. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS für ATX20-Unternehmen vom Jahr 2004 auf das Jahr 2006 zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigt ein differenziertes Bild. Es ergibt sich, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS, mithilfe der Dummyvariablen als Einflussfaktor isoliert betrachtet, zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. Für alle im Einzelnen betrachteten Gruppen sind allerdings Eigenkapitalkostensenkungseffekte feststellbar. In cumulo spricht zwar einiges für die Alternativhypothese, dennoch muss sie verworfen werden.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Österreich für die Jahre 2004 und 2006 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H5b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H5b_1$ verworfen.

5.2.5.2. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2004 und 2005

Die univariate Regressionsanalyse der Stichprobe für Deutschland für die Jahre 2004 und 2005 zeigt, dass der Mittelwert der Eigenkapitalkosten für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, fiel. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten feststellbar. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit aller Unternehmen des DAX für diese Jahre gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der einzelnen Gruppen sieht man, dass jenes Unternehmen, das im Jahr 2005 von HGB auf IFRS wechseln musste (i.e. BASF), einen Anstieg des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten zu verzeichnen hatte. Die Aussagekraft dieses Ergebnisses ist allerdings gering, da diese Gruppe aus nur einem Unternehmen besteht. Bei jenen Unternehmen, die bereits 2004 nach den IFRS bilanzieren, sanken die Mittelwerte der Eigenkapitalkosten. Eine Mittelwertsenkung traf auch auf Unternehmen zu, die 2004 ihren Konzernabschluss nach den US-GAAP aufstellten und 2005 weiterhin nach den US-GAAP bilanzierten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS für jene DAX30-Unternehmen zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte, die schon vor 2005 ihren Konzernabschluss nach IFRS aufgestellt hatten. Bei der Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse stellt sich heraus, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS, mithilfe

der Dummyvariable als Einflussfaktor isoliert betrachtet, zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Analysiert man die Ergebnisse der einzelnen Gruppen, kann man für alle Gruppen Eigenkapitalkostensenkungseffekte erkennen. In cumulo kann die Nullhypothese daher verworfen werden.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 2004 und 2005 sind konsistent mit der operationalen Alternativhypothese $H6a_1$. Die operationale Nullhypothese $H6a_0$ wird daher zugunsten der $H6a_1$ verworfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse für Österreich vom Jahr 2004 auf das Jahr 2005, sieht man für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, ein Fallen der Mittelwerte der Eigenkapitalkosten. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann. Bei den Gruppen ist zu erkennen, dass für Unternehmen, die sowohl 2004 als auch 2005 nach IFRS bilanzierten, die Mittelwerte der Eigenkapitalkosten leicht sanken. Bei Unternehmen, die im Jahr 2005 von US-GAAP auf IFRS wechselten, ist eine Reduktion der Mittelwerte erkennbar. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS für ATX20-Unternehmen vom Jahr 2004 auf das Jahr 2005 zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigt ein unterschiedliches Bild. Es zeigt sich, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS, mithilfe der Dummyvariable als Einflussfaktor isoliert betrachtet, zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. In den einzelnen Gruppen sind hingegen Eigenkapitalkostensenkungen beobachtbar. In cumulo muss die Alternativhypothese verworfen werden.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Österreich für die Jahre 2004 und 2005 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H6b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H6b_1$ verworfen.

5.2.5.3. Prüfung der operationalen Hypothesen für den Beobachtungszeitraum 2005 und 2006

Die univariate Regressionsanalyse der Stichprobe für Deutschland für die Jahre 2005 und 2006 zeigt, dass der Mittelwert der Eigenkapitalkosten für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, fiel. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten feststellbar. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rück-

schluss auf die Grundgesamtheit aller Unternehmen des DAX für diese Jahre gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der einzelnen Gruppen sieht man ein Fallen des Mittelwerts der Eigenkapitalkosten. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS für die DAX30-Unternehmen zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigt allerdings, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS, mithilfe der Dummyvariablen als Einflussfaktor isoliert betrachtet, zu einer Erhöhung der Eigenkapitalkosten führte. Die Alternativhypothese muss daher verworfen werden.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland für die Jahre 2005 und 2006 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H7a_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H7a_1$ verworfen.

Betrachtet man die Ergebnisse der univariaten Regressionsanalyse für Österreich vom Jahr 2005 auf das Jahr 2006, ist für gleiche Unternehmen, ungruppiert und gepaart, ein Fallen der Mittelwerte der Eigenkapitalkosten zu erkennen. Damit ist grundsätzlich eine Reduktion der Eigenkapitalkosten festzustellen. Das Ergebnis ist nicht signifikant, wodurch kein induktiver Rückschluss auf die Grundgesamtheit gezogen werden kann. Bei der Betrachtung der Gruppen ist für Unternehmen, die nach den IFRS bilanzierten, ein Sinken der Mittelwerte der Eigenkapitalkosten feststellbar. Die Ergebnisse der univariaten Analyse deuten darauf hin, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS für ATX20-Unternehmen vom Jahr 2005 auf das Jahr 2006 zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Würdigung der Ergebnisse der multivariaten Analyse bestätigt dies nur zum Teil. Es zeigt sich, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS, mithilfe der Dummyvariablen als Einflussfaktor isoliert betrachtet, nicht für alle Gruppen zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Für Unternehmen, die 2004 nach den US-GAAP bilanzierten und 2005 auf IFRS wechselten (i. e. Mayr Melnhof und OMV), trifft dies nicht zu.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Österreich für die Jahre 2005 und 2006 sind konsistent mit der operationalen Hypothese $H7b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H7b_1$ verworfen.

5.2.5.4. Prüfung der verbundenen operationalen Hypothesen für die drei Beobachtungszeiträume

Bezug nehmend auf die Ergebnisse der Hypothesenprüfung für die operationalen Hypothesen für die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland und Österreich können nun die verbundenen operationalen Hypothesen falsifiziert werden:

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland und für Österreich für die Jahre 2004 und 2006 sind konsistent mit der verbundenen operationalen Hypothese $H8a_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H8a_1$ verworfen.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland und für Österreich für die Jahre 2004 und 2005 sind konsistent mit der verbundenen operationalen Hypothese $H8b_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H8b_1$ verworfen.

Die Ergebnisse der univariaten und der multivariaten Analyse für Deutschland und für Österreich für die Jahre 2005 und 2006 sind konsistent mit der verbundenen operationalen Hypothese $H8c_0$, daher wird die alternative operationale Hypothese $H8c_1$ verworfen.

5.2.5.5. Prüfung der Forschungshypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland und Österreich

Aufgrund der Ergebnisse der empirischen Untersuchung mussten für die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland die Nullhypothesen für die Jahre 2004 – 2006 und 2004 – 2005 verworfen werden. Es war für diese Beobachtungszeiträume eine Reduktion der Eigenkapitalkosten feststellbar. Für den Beobachtungszeitraum 2005 – 2006 trifft dies nicht zu. Daher wird die entsprechende Alternativhypothese verworfen. Die Forschungsnullhypothese zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland kann folglich nicht verworfen werden, da nicht für alle betroffenen Beobachtungszeiträume eine Reduktion der Eigenkapitalkosten feststellbar ist.

Die Ergebnisse der Prüfung der operationalen Hypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Deutschland sind konsistent mit der Forschungsnullhypothese HFc_0 . Daher wird die alternative Forschungshypothese HFc_1 verworfen.

Für Österreich zeigt sich folgendes Bild: Es wurden alle operationalen Alternativhypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in den einzelnen Beobachtungszeiträumen verworfen.

Die Ergebnisse der Prüfung der operationalen Hypothesen zur verpflichtenden Anwendung der IFRS in Österreich sind konsistent mit der Forschungsnullhypothese HFd_0 . Daher wird die alternative Forschungshypothese HFd_1 verworfen.

6. Abschluss

6.1. Beantwortung der Forschungsfragen

Ziel dieser Arbeit war, zu untersuchen, ob die freiwillige Anwendung der IAS und die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten börsennotierter Unternehmen führten. Ausgangspunkt der Untersuchung war die Darstellung des Stands der theoretischen und der empirischen Forschung. Dabei wurden alternative Modelle zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten und die Ergebnisse bisheriger empirischer Studien vorgestellt. Eine dieser Studien, und zwar jene von Palea, diente als Gedankengerüst zur Konzeption der vorliegenden empirischen Untersuchung. Die Identifikation der Forschungslücken führte zur Entwicklung der Forschungsfragen, der Forschungshypothesen und der zugehörigen operationalen Hypothesen, welche jeweils mithilfe einer univariaten und einer multivariaten Regressionsanalyse einer statistischen Überprüfung unterzogen wurden. Eine besondere Herausforderung bestand dabei darin, die Effekte der Anwendung der freiwilligen Anwendung der IAS bzw. der verpflichtenden Anwendung der IFRS von anderen die Eigenkapitalkosten beeinflussenden Effekten zu isolieren. Dies wurde durch die Einführung einer Dummyvariable für IAS bzw. IFRS erreicht. Weiteres wurden Gruppen definiert und Gruppendummies verwendet, um in einem weiteren Schritt herauszufinden, welche konkreten Auswirkungen die Anwendung der IAS bzw. IFRS, des HGB und der US-GAAP und von Wechseln dieser auf andere Rechnungslegungsstandards in den Beobachtungszeiträumen hatte.

Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung führen zu folgender Beantwortung der beiden zentralen Forschungsfragen:

1. Führte die freiwillige Anwendung der IAS für börsennotierte Unternehmen in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten?

Die freiwillige Anwendung der IAS führte in Deutschland in keinem der Beobachtungszeiträume zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten. In Österreich ist im Beobachtungszeitraum 1998 und 1999, geteilt nach Gruppen, eine Reduktion der Eigenkapitalkosten feststellbar, die allerdings durch andere Einflüsseffekte wieder kompensiert wurde. In den anderen Beobachtungszeiträumen ist keine Reduktion der Eigenkapitalkosten erkennbar.

2. Führt die verpflichtende Anwendung der IFRS für börsennotierte Unternehmen in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten?

Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte in Deutschland in den Beobachtungszeiträumen 2004 und 2006 bzw. 2004 und 2005 zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten, nicht aber im Beobachtungszeitraum 2005 und 2006. Dieses Ergebnis ist insofern bemerkenswert, als dies für Österreich in keinem der Beobachtungszeiträume zutrifft. Die verpflichtende Anwendung der IFRS führte für Unternehmen des ATX20 also nicht zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten, während die DAX30-Unternehmen der Stichprobe für die genannten Beobachtungszeiträume eine Eigenkapitalkostensenkung verzeichneten.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass nur die Anwendung der IFRS in den Beobachtungszeiträumen 2004 und 2006 bzw. 2004 und 2005 (i. e. verpflichtende Umstellung), und zwar nur für Unternehmen des DAX30, zu einer Senkung der Eigenkapitalkosten führte.

Die vorliegende Arbeit weist einige Einschränkungen auf. Das gewählte Untersuchungsmodell zur Ermittlung der Eigenkapitalkosten leitet sich aus dem modifizierten Gordon Modell von Palea ab, das bereits in ihrer Untersuchung zum Einsatz gekommen ist. Hier erfolgt eine weitere Modifikation. Es wird bewusst auf die Einbeziehung von Erwartungswerten verzichtet, um den Einfluss von exogenen Schätzfehlern zu vermeiden. Das Untersuchungsmodell eignet sich daher zur ex post-Analyse für den vorliegenden Untersuchungszweck, ist aber für die Prognose zukünftiger Eigenkapitalkosten nicht einsetzbar. Eine weitere Einschränkung der Arbeit liegt in der überwiegend fehlenden statistischen Signifikanz der Ergebnisse für die Grundgesamtheit. Dies ist durch die geringe Anzahl der Unternehmen in den Stichproben verursacht. Die vorliegenden Ergebnisse können daher als im Detail erforschte Evidenz für die untersuchten DAX30- und ATX20-Unternehmen interpretiert werden, es können allerdings keine statistisch signifikanten Rückschlüsse auf die Grundgesamtheit aller DAX- und ATX-Unternehmen gezogen werden. Dennoch geben die Ergebnisse der repräsentativen Stichprobe der DAX30- und ATX20-Unternehmen einige Aufschlüsse darüber, wie sich die freiwillige Anwendung der IAS und die verpflichtende Anwendung der IFRS auch in den Unternehmen der Grundgesamtheit ausgewirkt haben könnte, zumal die diesen Indizes angehörenden Unternehmen über die höchste Marktkapitalisierung verfügen. Bei der Konzeption und Durchführung der empirischen Untersuchung wurde bewusst auf die Bereinigung von statistischen Ausreißern verzichtet, da sie zum Ziel hatte, ein möglichst getreues Abbild der tatsächlich in der Stichprobe vorhandenen Verhältnisse

zu geben. Die für die multivariaten Regressionsanalysen verwendeten Regressoren orientierten sich an jenen, die von Palea angewandt wurden, unterscheiden sich allerdings in einigen Aspekten, wie z. B. der Datenbasis und der Ermittlung der Variablen. Die statistischen Auswertungen bestätigen, dass diese Regressoren wesentliche Einflussfaktoren auf die Eigenkapitalkosten darstellen und ihre Auswahl daher stimmig war. Dennoch ist es möglich, dass wesentliche Einflussfaktoren nicht berücksichtigt wurden und dass die Wahl anderer, geeigneterer Regressoren zu aussagekräftigeren Ergebnissen führen könnte.

6.2. Schlussbemerkungen

Diese Arbeit liefert einen Beitrag zur empirischen Rechnungswesenforschung zu den Auswirkungen der Anwendung international anerkannter Rechnungslegungsstandards auf die Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen in Deutschland und Österreich. Aufgrund der vorliegenden Ergebnisse und ihrer Einschränkungen ergeben sich zahlreiche weitere Forschungsmöglichkeiten. Die empirische Untersuchung könnte auf eine breitere Datenbasis gestellt werden, z. B. unter Einbeziehung der Daten des DAX100 oder anderer größerer Stichproben für Deutschland und Österreich, um signifikantere Ergebnisse zu erhalten. Sie könnte auch für andere Staaten und für einzelne Branchen durchgeführt werden. Zusätzlich könnte die Untersuchung mit unterschiedlichen Modellen zur Ermittlung der Eigenkapitalkosten durchgeführt werden. Das Ergebnis, dass die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland andere Auswirkungen auf die Eigenkapitalkosten hatte als in Österreich, könnte ebenso Grundlage weiterer Forschungsüberlegungen sein, etwa zum Reifegrad der Umsetzung der IFRS in diesen beiden Staaten in den Jahren nach 2006.

Die Beantwortung der Frage, ob die Anwendung von Rechnungslegungsstandards per se und der Wechsel von Rechnungslegungsstandards einen signifikanten Einfluss auf die Eigenkapitalkosten börsennotierter Unternehmen haben, bleibt daher weiterhin ein spannendes Forschungsfeld. Insbesondere hinsichtlich der Konvergenzbemühungen zwischen dem FASB und dem IASB zur Entwicklung eines weltweiten, optimalen Rechnungslegungssystems sind weitere Forschungsergebnisse zu diesem Thema bedeutsam. Diese sind auch für die betroffenen Unternehmen höchst relevant. Da die Einführung von neuen Rechnungslegungsstandards zumeist mit gestiegenen Kosten und umfangreichen Vorarbeiten verbunden ist, stellt sich die Frage, ob die erwarteten ökonomischen Effekte, wie die Reduktion der Eigenkapitalkosten, auch tatsächlich eintreten.

Quellenverzeichnis

1. Bücher

Auer, L. (2005), Ökonometrie, 3. Auflage, Heidelberg.

Bachelier, L. (1900), Théorie de la spéculation, Paris.

Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R. (2008), Multivariate Analysemethoden, 12. Auflage, Heidelberg.

Baetge, J., Kirsch, H. J., Thiele, S. (2005), Bilanzen, 8. Auflage, Düsseldorf.

Ballwieser, W. (1990), Unternehmensbewertung und Komplexitätsreduktion, 3. Auflage, Wiesbaden.

Ballwieser, W. (2006), IFRS-Rechnungslegung - Konzept, Regeln und Wirkungen, 2. Auflage, München.

Bamberg, G., Coenenberg, A. G. (2004), Betriebswirtschaftliche Entscheidungslehre, 12. Auflage, München.

Bawa, S. V., Brown, S. J., Klein, R. W. (1979), Estimation Risk and Optimal Portfolio Choice, Amsterdam.

Bitz, M. (1981), Entscheidungstheorie, München.

Bodie, Z., Kane, A., Marcus, A. (1999), Investments, 4. Auflage, Boston.

Bortz, J. (2005), Statistik, 6. Auflage, Heidelberg.

Bortz, J., Döring, N. (2006), Forschungsmethoden und Evaluation, 4. Auflage, Heidelberg.

Breuer, W. (1998), Finanzierungstheorie. Eine systematische Einführung, Wiesbaden.

- Buckley, A., Ross, S. A., Westerfield, R. W., Jaffe, J. F. (2000), Finanzmanagement europäischer Unternehmen, London.
- Campbell, J. Y., Lo, A. W., MacKinley, A. C. (1997), The Econometrics of Financial Markets, Princeton.
- Chatterjee, S., Price, B. (1977), Regression Analysis by Example, New York.
- Coenenberg, A. G., Haller, A., Schultze, W. (2012), Jahresabschluss und Jahresabschlussanalyse, 22. Auflage, Stuttgart.
- Copeland, T. E., Weston, J. F., Shastri, K. (2008), Finanzierungstheorie und Unternehmenspolitik, Konzepte der kapitalmarktorientierten Unternehmensfinanzierung, 4. Auflage, München.
- Damodaran, A. (2002), Investment Valuation, 2. Auflage, New York.
- Damodaran, A. (2010), The dark side of valuation, 2. Auflage, New York.
- Dinkelbach, W. (1982), Entscheidungsmodelle, Berlin.
- Drukarczyk, J. (1993), Theorie und Politik der Finanzierung, 2. Auflage, München.
- Edwards, E., Bell, P. W. (1961), The Theory and Measurement of Business Income, Berkeley.
- Eisenführ, F., Weber, M. (2003), Rationales Entscheiden, 4. Auflage, Berlin.
- Elton, E. J., Gruber, M. J. (1995), Modern Portfolio Theory and Investment Analysis, 5. Auflage, New York.
- Ewert, R., Wagenhofer, A. (2003), Interne Unternehmensrechnung, 5. Auflage, Berlin.
- Fahrmeir, L., Kneib, T., Lang, S. (2007), Regression: Modelle, Methoden und Anwendungen, Heidelberg.
- Fama, E. F. (1976), Foundations of Finance, New York.

- Franke, G., Hax, H. (2009), Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt, 6. Auflage, Heidelberg.
- Grinblatt, M., Titman, S. (2002), Financial Markets and Corporate Strategy, 2. Auflage, Boston.
- Hadley, G. (1967), Introduction to Probability and Statistical Decision Theory, San Francisco.
- Haller, A. (1997), Wertschöpfungsrechnung – ein Instrument zur Steigerung der Aussagefähigkeit von Unternehmensabschlüssen im internationalen Konzern, Stuttgart.
- Haugen, R. A. (2001), Modern investment theory, 5. Auflage, New Jersey.
- Kruschwitz, L. (2007), Finanzierung und Investition, 5. Auflage, München.
- Laffont, J. J., Martimort, D. (2002), The Theory of the Incentives – The Principal Agent Model, Princeton.
- Laux, H. (2003), Entscheidungstheorie, 5. Auflage, Berlin.
- Leffson, U. (1984), Bilanzanalyse, 3. Auflage, Stuttgart.
- Lergenmüller, N. (2003), Das Gordon-growth-model und das ihm zugrundeliegende Unternehmensbild, Norderstedt.
- Loitlsberger, E. (1996), Grundriß der Betriebswirtschaftslehre, 2. Auflage, Wien.
- Loistl, O. (1990), Computergestütztes Wertpapiermanagement, 3. Auflage, Wien.
- Luce, R. D., Raiffa, H. (1957), Games and Decisions, New York.
- Lüdenbach, N., Hoffmann, W. D. (2004), IAS/IFRS, 2. Auflage, Freiburg.
- Meinhövel, H. (1999), Defizite der Prinzipal-Agent-Theorie, Köln.

- Moxter, A. (1983), Grundsätze ordnungsmäßiger Unternehmensbewertung, 2. Auflage, Wiesbaden.
- Moxter, A. (1984), Bilanzlehre Band I, Einführung in die Bilanztheorie, 3. Auflage, Wiesbaden.
- Ogier, T., Rugman, J., Spicer, L. (2004), The real cost of capital. A business field guide to better financial decisions, 4. Auflage, London.
- Ouafya, S., Tadinac, M. (2009), Liquidität der Kapitalmärkte: Eine Untersuchung mittels Bid-Ask-Spread, Handelsvolumen und Marktkapitalisierung, Hamburg.
- Penman, S. H. (2004), Financial Statement Analysis & Security Valuation, 2. Auflage, Boston.
- Perridon, L., Steiner, M. (2007), Finanzwirtschaft der Unternehmung, 14. Auflage, München.
- Peterson, P. P., Fabozzi, F. J. (1999), Analysis of Financial Statements, 2. Auflage, Pennsylvania.
- Pracht, J. (2000), Strategic Financing of Small- and Medium-Sized Enterprises in the German IT Sector, Aachen.
- Rapp, H. W. (1996), Der Markt für Aktien-Neuemissionen, Preisbildung, Preisentwicklung und Marktverhalten bei eingeschränkter Informationseffizienz, Mannheim.
- Rapoport, A. (1953), Operational Philosophy, New York.
- Rappaport, A. (1999), Shareholder Value, 2. Auflage, Stuttgart.
- Rausch, B. (2008), Unternehmensbewertung mit zukunftsorientierten Eigenkapitalkostensätzen. Möglichkeiten und Grenzen der Schätzung von Eigenkapitalkosten ohne Verwendung historischer Renditen, Wiesbaden.
- Rudolph, B. (1979), Kapitalkosten bei unsicheren Erwartungen, Berlin.
- Schneeweiß, H. (1967), Entscheidungskriterien bei Risiko, Berlin.

- Salinger, E. (1998), Betriebswirtschaftliche Entscheidungstheorie, 3. Auflage, München.
- Sapusek, A. (1998), Informationeffizienz auf Kapitalmärkten, Konzepte und empirische Ergebnisse, Wiesbaden.
- Scheffler, E. (2006), Eigenkapital im Jahres- und Konzernabschluss nach IFRS. Abgrenzung, Konsolidierung, Veränderung, München.
- Schmidt, R. H., Terberger, E. (1997), Grundzüge der Investitions- und Finanzierungstheorie, 4. Auflage, Wiesbaden
- Schmalenbach, E. (1962), Dynamische Bilanz, 13. Auflage, Köln.
- Schneider, D. (1992), Investition, Finanzierung und Besteuerung, 7. Auflage, Wiesbaden.
- Schredelseker, K. (2002), Grundlagen der Finanzwirtschaft. Ein informationsökonomischer Zugang, München.
- Seicht, G. (2002), Buchführung, Jahresabschluß und Steuern, 12. Auflage, Wien.
- Shleifer, A. (2000), Inefficient Markets. An Introduction to Behavioral Finance, Oxford.
- Steiner, M., Bruns, C. (2000), Wertpapiermanagement, 7. Auflage, Stuttgart.
- Steinmann, H., Schreyögg, G. (2000), Management, 5. Auflage, Wiesbaden.
- Süchting, J. (1992), Finanzmanagement – Theorie und Praxis der Unternehmensfinanzierung, 4. Auflage, Wiesbaden.
- Swoboda, P. (1994), Betriebliche Finanzierung, 3. Auflage, Graz.
- Uhlir, H., Steiner, P. (1991), Wertpapieranalyse, 2. Auflage, Heidelberg.
- Wagenhofer, A., Ewert, R. (2007), Externe Unternehmensrechnung, 2. Auflage, Berlin.
- Warfsmann, J. (1993): Das Capital Asset Pricing Model in Deutschland, Wiesbaden.

Williams, J. B. (1938), *The Theory of Investment Value*, Harvard.

Wittmann, W. (1958), *Unternehmung und unvollkommene Information*, Köln.

Wollschläger, D. (2012), *Grundlagen der Datenanalyse mit R*, 2. Auflage, Heidelberg.

2. Dissertationen

Eder, S. (2002), *Business Reporting und Assurance Services. Beitrag zur Shareholder Value-Optimierung*, Diss. St. Gallen.

Gärtner, C. (2007), *Die Liquidität am Deutschen Kapitalmarkt: Erholungsfähigkeit der Dax-30-Titel*, Diss. Erlangen-Nürnberg.

Gierga, R. L. (2008), *Freiwillige Publizität und Eigenkapitalkosten. Die Auswirkungen freiwilliger Unternehmenspublizität auf die Eigenkapitalkosten am Beispiel börsennotierter Unternehmen in Deutschland*, Diss. Marburg.

Haase, E. (2008), *Harmonisierung der Rechnungslegung – eine experimentelle Untersuchung der Auswirkung der IAS-VO auf den Kapitalmarkt in Österreich*, Diss. Graz.

Hachmeister, D. (2000), *Der Discounted Cash Flow als Maß der Unternehmenswertsteigerung*, Diss. München.

Himmelfreundpointner, T. (2001), *Der Kapitalmarkt als autopoietisches System. Warum Finanzwirtschaft Ökonomie sein sollte*, Diss. Innsbruck.

Lindemann, J. (2004), *Rechnungslegung und Kapitalmarkt: Eine theoretische und empirische Analyse*, Diss. Gießen.

Mohanram, P. S. (1998), *How Do Young Firms Communicate with Capital Markets?*, Diss., Cambridge, Massachusetts.

Nölte, U. (2008), *Managementprognosen, Analystenschätzungen und Eigenkapitalkosten*, Diss. Bochum.

- Paterno, M. (2008), Wertsteigerung durch freiwillige Publizität? Eine empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Publizitätsniveau und Eigenkapitalkosten unter Berücksichtigung unterschiedlicher Arten freiwilliger Information, Diss. Linz.
- Prinz, A. (2009), Entscheidungsrelevanz von Rechnungslegungsinformationen – Eine vergleichende theoretische und empirische Analyse nach HGB und IFRS, Diss. Erlangen-Nürnberg.
- Reese, R. (2005), Alternative Modelle zur Schätzung der erwarteten Eigenkapitalkosten – Eine empirische Untersuchung für den deutschen Aktienmarkt, Diss. München.
- Rikanovic, M. (2005), Corporate Disclosure Strategy and the Cost of Capital – An empirical study of large listed German corporations, Diss. St. Gallen.
- Volkman, S. (2005), Darstellung und Anwendung eines Bewertungsmodells im Rahmen des Controllings unter Beachtung der IAS/IFRS, Diss. Berlin.
- Wolf, J. (2002), Eine Intermarket-Analyse der Komponenten der Geld-Brief-Spanne – Am Beispiel des deutschen Kapitalmarktes, Diss. Vallendar.

3. Beiträge in Sammelwerken

- Baetge, J. (1997), Gesellschaftsorientierung als Voraussetzung für Kunden- und Marktorientierung, in Bruhn, M., Steffenhagen, H. (Hrsg.), Marktorientierte Unternehmensführung, Reflexionen – Denkanstöße – Perspektiven, Festschrift für Heribert Meffert zum 60. Geburtstag, S. 103 – 117, Wiesbaden.
- Baetge, J., Niemeyer, K., Kümmel, J. (2005), Darstellung der Discounted-Cashflow-Verfahren (DCF-Verfahren) mit Beispiel, in Peemöller, V., (Hrsg.), Praxishandbuch der Unternehmensbewertung, S. 265 – 362, Berlin.
- Ballwieser, W. (1987), Kapitalmarkt und Informationsversorgung mit Jahresabschlüssen, in: Claussen, C. P., Hübl, L., Schneider, H. P. (Hrsg.), Zweihundert Jahre Geld und Brief, Herausforderungen an die Kapitalmärkte, S. 163 – 178, Frankfurt am Main.

- Ballwieser, W. (1997), Grenzen des Vergleichs von Rechnungslegungssystemen - dargestellt anhand von HGB, US-GAAP und IAS, in: Forster, K. H., Grunewald, B., Lutter, M., Semler, J. (Hrsg.), Aktien- und Bilanzrecht, Festschrift für Bruno Kopf, Düsseldorf, S. 371 – 391.
- Bessler, W., Drobetz, W., Thies, S. (2007), Kapitalkosten, in: Knapps Enzyklopädisches Lexikon des Geld-, Bank- und Börsenwesens, Artikel Nr. 3001, 2007.
- Brunner, A. (1996), Messkonzepte zur Liquidität auf Wertpapiermärkten, in: Beiträge zur Theorie der Finanzmärkte, 13, Institut für Kapitalmarktforschung, Frankfurt am Main.
- Drobetz, W. (2001), Das Dividend Discount Model, in: Gerhig, B., Zimmermann, H. (Hrsg.), Fit for Finance, Zürich, S. 97 – 117.
- Erlei, M. (2003), Experimentelle Ökonomik: Folgen für die Theorie der Investitionen?, in: Held, M., Kubon-Gilke, G., Sturn, R. (Hrsg.), Jahrbuch normative und institutionelle Grundlagen der Ökonomik – Experimente in der Ökonomik – Bd. 2, Marburg, S. 343 – 371.
- Kubin, K. W. (1998), Der Aktionär als Aktienkunde – Anmerkungen zum Shareholder Value, zur Wiedervereinigung der internen und externen Rechnungslegung und zur globalen Verbesserung der Finanzberichterstattung, in: Möller, H.P., Schmidt, F. (Hrsg.), Rechnungswesen als Instrument für Führungsentscheidungen – Festschrift für Prof. Dr. Dr. h. c. Adolf C. Coenenberg, Stuttgart, S. 525 – 558.
- Lakonishok, J. (1993), “Is BETA Dead or Alive?”, in: CAPM Controversy: Policy and Strategy Implications for Investment Management, AIMR, New York.
- Leuz, C. (2002), Informationstheorie, in: Küpper, H. U., Wagenhofer, A. (Hrsg.). Handwörterbuch Unternehmensrechnung und Controlling, Stuttgart, Spalte 723 – 740.
- Maines, L. A. (1995), Judgment and decision-making research in financial accounting: a review and analysis, in: Ashton, R. H., Ashton, A. H. (Hrsg.), Judgment and decision-making research in accounting and auditing, S. 76 – 101.

- Mandl, G., Rabel, K. (2006), Basiszinssatz und Risikozuschlag nach dem neuen Fachgutachten zur Unternehmensbewertung KFS BW1, in: *Wirtschaft und Management – Schriftenreihe zur wirtschaftswissenschaftlichen Forschung und Praxis*, 5, S. 7 – 20.
- Mehra, R., Prescott, E. C. (2003), The Equity Premium in retrospect, in: Constantinides, G. M., Harris, M., Stulz, R. M. (Hrsg.), *Handbook of the Economics of Finance*, Amsterdam, S. 879 – 938.
- Möller, H. P., Hüfner, B. (2002), Zur Bedeutung der Rechnungslegung für den deutschen Aktienmarkt – Begründung, Messprobleme und Erkenntnisse empirischer Forschung, in: Seicht, G. (Hrsg.), *Jahrbuch für Controlling und Rechnungswesen 2002*, Wien, S. 405 – 463.
- Novak, T. (1994), Faktormodelle in der Kapitalmarkttheorie, in: Steiner, M., (Hrsg.), *Finanzierung, Steuern, Wirtschaftsprüfung*, Köln.
- Pellens, B., Tomaszewski, C. (1999), Kapitalmarktreaktionen auf den Rechnungslegungswechsel zu IAS bzw. US-GAAP, in: Gebhart, G., Pellens, B. (Hrsg.), *Rechnungswesen und Kapitalmarkt, ZfbF, Sonderheft 41*, S. 199 – 228.
- Rehkugler, H. (1995), Kurs- und Renditeprognosesysteme, in: Cramer, J., Rudolph, B. (Hrsg.), *Handbuch für Anlageberatung und Vermögensverwaltung, Methoden und Instrumente des Portfoliomanagements*, Frankfurt am Main., S. 384 – 393.

4. Beiträge in Zeitschriften

- Akerlof, G. A. (1970), The market for “lemons”: Quality uncertainty and the market mechanism, *JoE*, 84 (3), S. 488 – 500.
- Amihud, Y., Mendelson, H. (1986), Asset Pricing and the Bid-Ask Spread, *JoFE*, 17 (2), S. 223 – 249.
- Ashbaugh, H., Pincus, M. (2001), Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings, *JAR*, 39 (3), S. 417 – 434.

- Auer, K. V. (1998a), Der Einfluss des Wechsels vom Rechnungslegungsstandard auf die Risikoparameter von schweizerischen Aktien – Eine empirische Untersuchung zum Übergang vom schweizerischen Rechnungslegungsstandard auf IAS und EG-Richtlinien, *ZfbF*, 50. Jg., S. 129 – 155.
- Auer, K. V. (1998b), Lassen sich durch die Rechnungslegungsumstellung auf IAS die Risikoparameter von Aktien verbessern?, *FuPM*, 12 (4), S. 466 – 478.
- Baetge, J., Krause, C. (1994), Die Berücksichtigung des Risikos bei der Unternehmensbewertung, *BFuP*, 46. Jg., S. 433 – 456.
- Bagehot, W. (1971), The only Game in Town, *FAJ*, 27 (2), S. 12 – 22.
- Baiman, S., Verrecchia, R. E. (1996), The Relation among Capital Markets, Financial Disclosure, Production Efficiency, and Insider Trading, *JoAR*, 34 (1), S. 93 – 121.
- Ball, R., Robin, A., Wu, J. S. (2003), Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in four East Asian countries, *JoAE*, 36 (1 – 3), S. 235 – 270.
- Ball, R., Kothari, S. P., Robin. A. (2000), The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings, *JoAE*, 29 (1), S. 1 – 51.
- Ballwieser, W. (1981), Die Wahl des Kalkulationszinsfußes bei der Unternehmensbewertung unter Berücksichtigung von Risiko und Geldentwertung, *BFuP*, 33. Jg., S. 97 – 114.
- Ballwieser, W. (1995), Aktuelle Aspekte der Unternehmensbewertung, *WPg*, 48. Jg., S. 119 – 129.
- Ballwieser, W. (2002), Rechnungslegung im Umbruch. Entwicklungen, Ziele, Missverständnisse, in: *Der Schweizer Treuhänder*, 76. Jg. (4), S. 295 – 304.
- Banken & Partner (2008), Umstellung auf IFRS beeinflusst Investoren nachhaltig, in: *Zeitschrift für Strategie und Management*, www.bankenundpartner.de, Abruf 9.1.2010.

- Barry, C. B. (1974), Portfolio Analysis under Uncertain Means, Variances, and Covariances, *JoF*, 29 (2), S. 515 – 522.
- Barry, C. B. (1978), Effects of Uncertain and Nonstationary Parameters upon Capital Market Equilibrium Conditions, *JoFQA*, 13 (3), S. 419 – 433.
- Barry, C. B., Brown, S. J. (1985), Differential information and the small firm effect, *JoFE*, 13 (2), S. 283 – 294.
- Barry, C. B., Brown, S. J. (1985), Differential information and security market equilibrium, *JoFQA*, 20 (4), S. 407 – 422.
- Barth, M. E., Landsman, W., Lang, M. (2008), International Accounting Standards and Accounting Quality, *JoAR*, 46 (3), S. 467 – 728.
- Bartov, E., Bodnar, G. M. (1996), Alternative Accounting Methods, Information Asymmetry and Liquidity: Theory and Evidence, *AR*, 71 (3), S. 397 – 418.
- Bartov, E., Goldberg, S. R., Kim, M. (2005), Comparative Value Relevance Among German, U.S. and International Accounting Standards: A German Stock Market Perspective, *JoAAF*, 20 (2), S. 95 – 100.
- Beresford, D. R. (1994), A request for more research to support financial accounting standards setting, AAA – accounting, behaviour and organization section, *BRiA*, 6, S. 190 – 203.
- Black, F. (1972), Capital market equilibrium with restricted borrowing, *JoB*, 45 (3), S. 444 – 455.
- Botosan, C. A. (1997), Disclosure level and the cost of equity capital, *AR*, 72 (3), S. 323 – 349.
- Botosan, C. A., Plumlee, M. A. (2002), A re-examination of disclosure level and the expected cost of equity capital, *JoAR*, 40 (1), S. 21 – 40.
- Botosan, C. A., Plumlee, M. A. (2005), Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium, *AR*, 80 (1), S. 285 – 316.

- Bott, C., Schleef, M. (1998), Transparenz von Beteiligungsverhältnissen nach dem Wertpapiergesetz – Nutzen für den Anleger, *ZfBB*, 10. Jg. (5), S. 330 – 334.
- Böcking, H. J. (2002), IAS für Konzern- und Einzelabschluss! – Replik zum Beitrag von Zabel, IAS zwingend für Konzern- und Einzelabschluss?; zugleich Würdigung der Aussagen der Deutschen Bundesbank zur Umsetzung der Mitgliedsstaatenwahlrechte im Rahmen der EU-Verordnung und eine Empfehlung an den Gesetzgeber, *WPg*, 55. Jg., S. 925 – 928.
- Brav, A., Heaton, J. B. (2002), Competing Theories of Financial Anomalies, *RoFS*, 15 (2), S. 574 – 606.
- Breeden, D. T. (1979), An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities, *JoFE*, 7 (3), S. 265 – 296.
- Breker, N., Harrison, D. A., Schmidt, M. (2005), Die Abgrenzung von Eigen- und Fremdkapital, *KoR*, 5. Jg., S. 469 – 479.
- Broser, M., Hoffjan, A., Strauch, J. (2004), Bilanzierung des Eigenkapitals von Kommanditgesellschaften nach IAS 32 (rev. 2003), *KoR*, 5. Jg., S. 452 – 459.
- Brown, S. J. (1979), The Effect of Estimation Risk on Capital Market Equilibrium, *JoFQA*, 14 (2), S. 215 – 220.
- Brüggemann, B., Lühn, M., Siegel, M. (2004), Bilanzierung hybrider Finanzinstrumente nach HGB, IFRS und US-GAAP im Vergleich (Teil 2), *KoR*, 5. Jg., S. 389 – 402.
- Bushee, B., Noe, C. (2000), Disclosure Quality, Institutional Investors, and Stock Return Volatility, *JoAR*, 38, S. 171 – 202.
- Bushee, B., Leuz, C. (2005), Economic consequences of SEC disclosure regulation: Evidence from the OTC bulletin board, *JoAE*, 39 (2), S. 233 – 264.
- Callahan, C. M., Lee, C. M. C., Yohn, T. L. (1997), Accounting Information and Bid-Ask-Spreads, *AR*, 11, S. 50 – 60.

- Callen, J. L., Segall, D. (2005), Empirical tests of the Feltham-Ohlson (1995) Model, *RoAS*, 10 (4), S. 409 – 429.
- Carhart, M. M. (1997), On persistence in mutual fund performance, *JoF*, 52 (1), S. 57 – 82.
- Chen, F., Jorgensen, B. N., Yoo, Y. K. (2004), Implied Cost of Equity Capital in Earnings-based Valuation: International Evidence, *ABR*, 34 (4), S. 323 – 344.
- Choi, F. D. S. (1973), Financial Disclosure in relation to a firm's capital costs, *ABR*, 3 (12), S. 282 – 292.
- Clarkson, P. M., Thompson, R. (1990), Empirical Estimates of Beta when Investors Face Estimation Risk, *JoF*, 45 (2), S. 431 – 453.
- Clarkson, P. M., Guedes, J., Thompson, R. (1996), On the diversification, observability, and measurement of estimation risk, *JoFQA*, 31 (1), S. 69 – 84.
- Claus, J., Thomas, J. (2001), Equity Premia as Low as Three Percent? Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets, *JoF*, 56 (5), S. 1629 – 1665.
- Coenenberg, A. G. Moeller, P. (1979), Entscheidungswirkungen von Jahresabschlussinformationen vor und nach der Aktienrechtsreform von 1965, *BFuP*, 31. Jg., S. 438 – 454.
- Cole, A. H., Frickey, E. (1928), The course of stock prices, 1825-1966, *RoES*, 10 (3), S. 117 – 139.
- Coles, J. (1988), Equilibrium Pricing and Portfolio Composition in the Presence of Uncertain Parameters and Estimation Risk, *JoFE*, 22 (2), S. 279 – 303.
- Coles, J., Loewenstein, U., Suay, J. (1995), On Equilibrium Pricing Under Parameter Uncertainty, *JoFQA*, 30 (3), S. 347 – 374.
- Constantinides, G. (1986), Capital Market Equilibrium with Transaction Costs, *JoPE*, 94 (4), S. 842 – 862.

- Copeland, T. E., Galai, D. (1983), Information Effects on the Bid-Ask Spread, *JoF*, 38 (5), S. 1457 – 1469.
- Crasselt, N., Nölte, U. (2007), Aktienbewertung mit dem Abnormal Earnings Growth Model, *Finanzbetrieb*, 9. Jg., S. 523 – 531.
- Cuijpers, R., Buijink, W. (2005), Voluntary adoption of non-local GAAP in the European Union: A Study of determinants and consequences, *EAR*, 14 (3), S. 487 – 524.
- D'Arcy, A. (2001), Accounting classification and the international harmonisation debate – an empirical investigation, *AOS*, 26 (4 – 5), S. 327 – 349.
- Daske, H. (2005), Internationale Rechnungslegung und Kapitalkosten: Zum Stand der empirischen Rechnungslegungsforschung, *BFuP*, 57. Jg., S. 455 – 473.
- Daske, H., Wiesenbach, K. (2005), Praktische Probleme der zukunftsorientierten Schätzung von Eigenkapitalkosten am deutschen Kapitalmarkt, *Finanzbetrieb*, 7. Jg., S. 407 – 419.
- Daske, H. (2006), Economic benefits of adopting IFRS or US-GAAP – Have the expected cost of equity capital really decreased?, *JoBFA*, 33 (3 – 4), S. 329 – 373.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., Verdi, R. (2008), Mandatory IFRS Reporting Around the World: Early Evidence on the Economic Consequences, *JoAR*, 46 (5), S. 1085 – 1142.
- De Bondt, W. F., Thaler, R. H. (1987), Further Evidence on Investor Overreaction and Stock Market Seasonality, *JoF*, 42 (3), S. 557 – 581.
- Demsetz, H. (1968), The cost of transacting, *JoE*, 82 (1), S. 33 – 53.
- Demski, J. S. (2003), Corporate conflicts of interest, *JoEP*, 17 (2), S. 51 – 72.
- Diamond, D. W., Verrecchia, R. E. (1991), Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital, *JoF*, 46 (4), S. 1325 – 1359.

- Dumontier, P., Raffournier, B. (2002), Accounting and capital markets: A survey of the European evidence, *EAR*, 11 (1), S. 119 – 151.
- Dyckman, T. R. (1964), On the investment decisions, *AR*, 39 (2), S. 285 – 295.
- Easley, D., Kiefer, N. M., O’Hara, M., Paperman, J. B. (1996), Liquidity, Information and Infrequently Trades Stocks, *JoF*, 51 (4), S. 1405 – 1436.
- Easley, D., O’Hara, M. (2004), Information and the Cost of Capital, *JoF*, 59 (4), S. 1553 – 1583.
- Easton, P. D. (2004), PE Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital, *AR*, 79 (1), S. 73 – 95.
- Ernstberger, J., Krotter, S., Stadler, C. (2008), Analysts’ Forecast Accuracy in Germany: The Effect of Different Accounting Principles and Changes of Accounting Principles, *BR*, 1 (1), S. 26 – 53.
- Ernstberger, J., Vogler, O. (2008), Analyzing the German Accounting Triad – ‘Accounting Premium’ for IAS/IFRS and US GAAP vis-à-vis German GAAP?, *IJoA*; 43 (4), S. 339 – 386.
- Ewert, R. (1999), Rechnungslegung, Globalisierung und Kapitalkosten. In: Männel, W., Küpper, H.-U. (Hrsg.) *Integration der Unternehmensrechnung – Harmonisierung, Internationale Rechnungslegung, Shareholder Value, Investitionsrechnung, KRP, Sonderheft 3*, S. 39 – 46.
- Fabozzi, F. J., Gupta, F., Markowitz, H. M. (2002), The Legacy of Modern Portfolio Theory, *JoI*, 11 (3) S. 7 – 23.
- Fama, E. F. (1965a), Random Walks in Stock Market Prices, *FAJ*, 21 (5), S. 55 – 76.
- Fama, E. F. (1965b), The behaviour of stock-market prices, *JoB*, 38 (1), S. 34 – 105.
- Fama, E. F. (1970), Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *JoF*, 25 (2), S. 383 – 417.

- Fama, E. F., French, K. R. (1973), Common risk factors in the returns on stocks and bonds, *JoFE*, 33 (1), S. 3 – 56.
- Fama, E. F. (1980), Agency Problem and the Theory of the Firm, *JoPE*, 88 (2), S. 288 – 307.
- Fama, E. F. (1991), Efficient Capital Markets II, *JoF*, 46 (5), S. 1575 – 1617.
- Fama, E. F., French, K. R. (1997), Industry costs of equity, 43 (2), *JoFE*, S. 153 – 193.
- Fama, E. F., Laffer, A. B. (1991), Information and capital markets, *JoB*, 44 (3), S. 289 – 298.
- Fama, E. F., French, K. R. (1992), The cross section of expected stock returns, *JoF*, 47 (2), S. 427 – 465.
- Fischer, T., Lockert, G., Hahnenstein, L. (1999a), Einführung in die Arbitrage Pricing Theory (I), *WISU*, 28. Jg. (11), S. 1488 – 1494.
- Fischer, T., Lockert, G., Hahnenstein, L. (1999b), Einführung in die Arbitrage Pricing Theory (II), *WISU*, 28. Jg. (12), S. 1631 – 1635.
- Francis, J. R., Khurana, I. K., Pereira, R. (2005), Disclosure Incentives and Effects of Cost of Capital around the World, *AR*, 80 (4), S. 1125 – 1162.
- Garleanu, N., Pedersen, L. (2004), Adverse Selection and the Required Return, *RoFS*, 17 (3), S. 643 – 665.
- Gassen, J., Sellhorn, Th. (2006), Applying IFRS in Germany – Determinants and Consequences, *BFuP*, 58. Jg., S. 365 – 386.
- Gebhart, W., Lee, C., Swaminathan, B. (2001), Towards an Implied Cost of Capital, *JoAR*, 39 (1), S. 135 – 176.
- Glosten, L., Milgrom, P. (1985), Bid, Ask, and Transaction Prices in a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, *JoFE*, 14 (1), S. 71 – 100.

- Gode, D., Mohanram, P. S. (2003), Inferring the cost of capital using the Ohlson-Juettner-Model, *RoAS*, 8 (4), S. 399 – 431.
- Grossmann, S. J., Stiglitz, J. E. (1980), On the impossibility of informationally efficient markets, *AER*, 70 (3), S. 393 – 408.
- Hail, L. (2002), The impact of voluntary corporate disclosure on the ex-ante cost of capital for Swiss firms, *EAR*, 11 (4), S. 741 – 773.
- Handa, P., Linn, S. C. (1993), Arbitrage pricing with estimation risk, *JoFQA*, 28 (1), S. 81 – 100.
- Healy, P., Hutton, A., Palepu, K. (1999), Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure, *CAR*, 16 (3), S. 485 – 520.
- Healy, P., Palepu, K. (2001), Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets: A Review of the Empirical Disclosure Literature, *JoAE*, 31 (1 – 3), S. 405 – 440.
- Herzig, N., Watrin (1995), Obligatorische Rotation des Wirtschaftsprüfers – ein Weg zur Verbesserung der externen Unternehmenskontrolle?, *ZfbF*, 47. Jg., S. 775 – 804.
- Hirshleifer, J. (1973), Where are we in the theory of information?, *AER*, 63 (2), S. 31 – 39.
- Hodgdon, C. D., Tondkar, R. H., Harless, D. W., Adhikari, A. (2008), Compliance with IFRS Disclosure Requirements and Individual Analysts' Forecast Errors, *JoIAAT*, 17 (1), S. 1 – 13.
- Hope, O. (2003), Disclosure Practices, Enforcement of Accounting Standards and Analysts' Forecast Accuracy: An International Study, *JoAR*, 41 (2), S. 235 – 272.
- Hughes, J., Liu, J., Liu, J. (2007), Information, Diversification and Cost of Capital, *AR*, 82 (3), S. 705 – 730.

- Hung, M., Subramanyam, K. R. (2007), Financial Statements effects of adopting International Accounting Standards: the case of Germany, *RoAS*, 12 (4), S. 623 – 671.
- Hurley, W. J., Johnson, L. D. (1994), A Realistic Dividend Valuation Model, *FAJ*, 50 (4), S. 50 – 54.
- Hurley, W. J., Johnson, L. D. (1997), Stochastic Two-Faced Dividend Discount Models, *JoPM*, 23 (4), S. 91 – 92.
- Isert, D., Schaber, M. (2005), Zur Abgrenzung von Eigenkapital und Fremdkapital nach IAS 32 (rev. 2003), *KoR*, 9, S. 299 – 310 und S. 357 – 364.
- Jegadeesh, N., Titman, S. (1993), Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency, *JoF*, 48 (1), S. 65 – 91.
- Jensen, R. (1966), An experimental design for study of effects of accounting variations in decision making, *JoAR*, 4 (2), S. 224 – 238.
- Jensen, M. C. (1978), Some Anomalous Evidence Regarding Market Efficiency, *JoFE*, 6 (2 – 3), S. 95 – 101.
- Jensen, M. C. (1986), Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *AER*, 76 (2), S. 323 – 329.
- Jensen, M. C., Meckling, W. H. (1976), Theory of the Firm: Managerial Behaviour, Agency Costs and Ownership Structure, *JoFE*, 3 (4), S. 305 – 360.
- Jermakowicz, E. K., Prather-Kinsey, J., and Wulf, I. (2007), The Value Relevance of Accounting Income Reported by DAX-30 German Companies. *JoIFMA*, 18 (3), S. 141 – 191.
- Jorgensen, B., Kirschenheiter, M. (2003), Discretionary Risk Disclosures, *AR*, 78 (2), S. 449 – 469.
- Kahle, H. (2002), Bilanzieller Gläubigerschutz und internationale Rechnungslegungsstandards, *ZfB*, 72 (7), S. 695 – 711.

- Kempf, A. (1998), Was messen Liquiditätsmaße?, *Die Betriebswirtschaft*, 58. Jg., S. 299 – 311.
- Khanna, T., Palepu, K., Srinivasan, S. (2004), Disclosure Practices of Foreign Companies Interacting with U.S. Markets, *JoAR*, 42 (2), S. 475 – 508.
- Kim, O., Verrecchia, R. E. (1994), Market Liquidity and Volume around Earnings Announcements, *JoAE*, 17 (1 – 2), S. 41 – 67.
- Klein, R. W., Bawa, V. S. (1975), The effect of estimation risk on optimal portfolio choice under uncertainty, *JoFQA*, 10 (4), S. 559.
- Kothari, S. P. (2001), Capital Markets Research in Accounting, *JoAE*, 31 (1 – 3), S. 105 – 231.
- Kruschwitz, L., Löffler, A. (1997), Ross' APT ist gescheitert. Was nun?, *ZfbF*, 49. Jg., S. 644 – 651.
- Lang, M., Lundholm, R. (1993), Cross-Sectional Determinants of Analyst Ratings of Corporate Disclosures, *JoAR*, 31 (2), S. 246 – 271.
- Lang, M. Lundholm, R. (1996), Corporate Disclosure and Analyst Behaviour, *AR*, 71 (4), S. 467 – 491.
- La Porta, R., Shleifer, A., Vishny, R., Lopez de Silanes, F. (1998), Law and Finance, *JoPE*, 106 (6), S. 1113 – 1155.
- Leland, H. E., Pyle, D. H. (1977), Informational Asymmetries, Financial Structures and Financial Intermediation, *JoF*, 32 (2), S. 371 – 387.
- LeRoy, S. F. (1989), Efficient capital markets and martingales, *JoEL*, 27 (4), S. 1583 – 1621.
- Leuz, C. (2003), IAS versus US-GAAP: Information asymmetry-based evidence from Germany's New Market, *JoAR*, 41 (3), S. 445 – 472.
- Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P. (2003), Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison, *JoFE*, 69 (3), S. 505 – 527.

- Leuz, C., Verrecchia, R. E. (2000), The Economic Consequences of Increased Disclosure, *JAR*, 38, S. 91 – 124.
- Lev, B. (1989), On the Usefulness of Earnings and Earnings Research: Lessons and Directions from two Decades of Empirical Research, *JoAR*, 27, S. 153 – 192.
- Libby, R., Bloomfield, R., Nelson, M. W. (2002), Experimental research in financial accounting, *AOS*, 27, S. 775 – 810.
- Lindemann, J. (2006), Kapitalmarktrelevanz der Rechnungslegung – Konzepte, Methodik und Ergebnisse empirischer Forschung, *ZfB*, 76. Jg., S. 967 – 1003.
- Lintner, J. (1965a), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolio and Capital Budgets, in: *RoES*, 47 (1), S. 13 – 37.
- Lintner, J. (1965b), Security, Prices, Risk, and Maximal Gains from Diversification, in: *JoF*, 20 (4), S. 587 – 615.
- Lo, K., Lys, T. Z. (2000b), The Ohlson model: Contribution to valuation theory, limitations, and empirical applications, *JoAAF*, 15, S. 337 – 367.
- Lücke, W. (1955), Investitionsrechnungen auf der Grundlage von Ausgaben oder Kosten?, in: *ZfhF*, 7. Jg., S. 310 – 324.
- Maines, L. A. (1994), The role of behavioral accounting research in financial accounting standard setting, *BRiA*, 6. Jg. (1), S. 204 – 312.
- Mandelbrot, B. (1966), Forecasts of future prices, unbiased markets, and „martingale“ models, *JoB*, 39 (1), S. 242 – 255.
- Magee, R. P. (2001), Discussion of “Contracting theory and accounting”, *JoAE*, 32 (1 – 3), S. 89 – 96.
- Markowitz, H. M. (1952), Portfolio Selection, *JoF*, 7 (1), S. 77 – 91.
- Markowitz, H. M. (1991), Foundations of portfolio theory, *JoF*, 46 (2), S. 469 – 477.

- Markowitz, H. M. (1999), The early history of portfolio theory: 1600 – 1960, *FAJ*, 55 (4), S. 5 – 14.
- Markowitz, H. M. (2002), Efficient portfolios, sparse matrices, and entities: A retrospective, *OR*, 50 (1), S. 154 – 160.
- Marten, K. U., Schlereth, D., Crampton, A., Köhler, A. K. (2002), Rechnungslegung nach IAS – Nutzeneffekte aus Sicht von Eigenkapitalgebern, *Betriebs-Berater*, 57. Jg., S. 2007 – 2012.
- Mehra, R., Prescott, E. C. (1985), The Equity Premium: A Puzzle, in: *JoME*, 15 (2), S. 145 – 161.
- Merton, R. C. (1987), A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information, *JoF*, 42 (3), S. 483 – 510.
- Merton, R. C. (1973), Theory of rational option pricing, *BJoE*, 4 (1), S. 141 – 183.
- Mitchell, W. C. (1910), The Prices of American Stocks: 1890-1909, *JoPE*, 18 (7), S. 345 – 380.
- Mitchell, W. C. (1916), A critique of index numbers of the price of stocks, *JoPE*, 24 (7), S. 625 – 693.
- Modigliani, F., Miller, M. (1958), The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment, *AER*, 48 (3), S. 261 – 297.
- Mossin, J. (1965), Equilibrium in a Capital Asset Market, *Econometrica*, 34 (4), S. 768 – 783.
- Moxter, A. (1966), Die Grundsätze ordnungsmäßiger Bilanzierung und der Stand der Bilanztheorie, *ZfhF*, 28. Jg., S. 28 – 59.
- Möller, H. P. (1985), Die Informationseffizienz des deutschen Kapitalmarkts, *ZfbF*, 37. Jg., S. 500 – 518.
- Myers, S. C. (1977), Determinants of Corporate Borrowing, *JoFE*, 5 (2), S. 147 – 175.

- Myers, S. C., Majluf, N. S. (1984), Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have, *JoFE*, 13 (2), S. 187 – 221.
- Nagar, V., Nanda, D., Wysocki, P. (2003), Discretionary Disclosure and Stock-Based Incentives, *JoAE*, 34 (1 – 3), S. 283 – 309.
- Nissim, D., Penman, S. H. (2001), Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice, in: *RoAS*, 6 (1), S. 109 – 154.
- Ohlson, J. A. (1995), Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation, in: *CAR*, 11 (2), S. 661 – 687.
- Ohlson, J. A., Juettner-Nauroth, B. (2005), Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value, in: *RoAS*, 10 (2 – 3), S. 349 – 365.
- Persons, W. M. (1916), Construction of a barometer based upon annual data, *AER*, 6 (4), S. 739 – 769.
- Pownall, G., Wasley, C., Waymire, G. (1993), The Stock Price Effects of Alternative Types of Management Earnings Forecasts, *AR*, 68 (4), S. 896 – 912.
- Preinreich, G. A. (1937), Valuation and Amortization, in: *AR*, 12 (3), S. 209 – 226.
- Preinreich, G. A. (1938), Annual Survey of Economic Theory: The Theory of Depreciation, *Econometrica*, 6 (1), S. 219 – 241.
- Preston, L. E., Colligs, N. R. (1966), The analysis of market efficiency, *JOMR*, 3 (2), S. 154 – 162.
- Reinganum, M. R., Smith, J. K. (1983), Investor preference for large firms: New evidence on economics of size, *JoIE*, 32 (3), S. 213 – 227.
- Roll, R., Ross, S. A. (1995), The Arbitrage Pricing Theory Approach to Strategic Portfolio Planning, *FAJ*, 51 (1), S. 122 – 131.
- Ross, S. A. (1976), The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, *JoET*, 13 (3), S. 341 – 360.

- Ross, S. A. (1977), The determination of financial structure: the incentive-signalling approach, *BJoE*, 8 (1), S. 23 – 40.
- Samuelson, P. A. (1965), Proof that properly anticipated prices fluctuate randomly, *IMJ*, 6 (2), S. 41 – 49.
- Schmalenbach, E. (1919), Grundlagen dynamischer Bilanzlehre, in: *ZfhF*, 13. Jg., S. 1 – 50.
- Schmidt, H., Iversen, P. (1991), Geld-Brief-Spannen deutscher Standardwerte in IBIS und MATIS, *ZfBB*, 3, S. 109 – 300.
- Sengupta, P. (1988), Corporate Disclosure Quality and the Cost of Debt, *AR*, 73 (4), S. 459 – 474.
- Shanken, J. (1982), The Arbitrage Pricing Theory: Is it Testable?, *JoF*, 37 (5), S. 1129 – 1140.
- Sharpe, W. F. (1963), A Simplified Model for Portfolio Analysis, in: *Management Science*, 9 (2), S. 277 – 293.
- Sharpe, W. F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Condition of Risk, *JoF*, 19 (3), S. 425 – 442.
- Shiller, R. J. (2006), Tools for financial innovation: Neoclassical versus behavioral finance, *FR*, 41 (1), S. 1 – 8.
- Shleifer, A., Vishny, R. W. (1997a), A survey of corporate governance, *JoF*, 52 (2), S. 737-783.
- Shleifer, A., Vishny, R. W. (1997b), The limits of arbitrage, *JoF*, 52 (1), S. 33 – 55.
- Stiglitz, J. E. (1981), The allocation role of the stock market, *JoF*, 36 (2), S. 245 – 251.
- Tobin, J. (1958), Liquidity preference as behaviour towards risk. *RoES*, 25 (2), S. 65 – 86.

- Tran, D. H. (2011), Corporate Governance und Eigenkapitalkosten – Bestandsaufnahme des Schrifttums unter besonderer Berücksichtigung des Informationsaspektes und Forschungsperspektiven, *ZfB*, 81, S. 551 – 585.
- Usher, A. P. (1916), The influence of speculative marketing upon prices, *AER*, 6 (1), S. 49 – 60.
- Van Tendeloo, B., Vanstraelen, A. (2005), Earnings management under German GAAP versus IFRS, *EAR*, 14 (1), S. 155 – 180.
- Vincent, L. (1999), The information content of funds from operations (FFO) for real estate investment trusts (REITs), *JoAE*, 26 (1), S. 69 – 104.
- Vogler, O. (2009), Das Fama-French-Modell: Eine Alternative zum CAPM – auch in Deutschland, *Finanz Betrieb*, 7, S. 382 – 388.
- Welker, M. (1995), Disclosure Policy, information asymmetry and liquidity in equity markets, *CAR*, 11 (2), S. 801 – 828.
- Zhang, X. F. (2006), Information uncertainty and stock returns, *JoF*, 41 (1), S. 105 – 136.

5. Weitere Quellen

- Armstrong, C. S., Barth, M. E., Jagolinzer, A. D., Riedl, E. J. (2008), Market Reaction to the Adoption of IFRS in Europe. Working Paper, Harvard Business School.
- Ballwieser, W. (2004), Rechnungslegung im Umbruch, *FAZ*, 8.3.2004.
- Bartov, E., Goldberg, S.R., Kim, M. S. (2002), Comparative Value Relevance among German, U.S. and International Accounting Standards: A German Stock Market Perspective, Working paper.
- Botosan, C. A., Frost, C. (1998), Regulation, Disclosure and Market Liquidity, Working paper, Washington University und Dartmouth College.

- Bowley, A. L., Schwartz, G. L., Smith, K. C. (1931), A New Index of Securities, Special Memorandum No. 33, London and Cambridge Economic Service.
- Daske, H., Gebhardt, G., Klein, S. (2005), Estimating the Expected Cost of Equity Capital Using Analysts' Consensus Forecasts, Working Paper, Working Paper Series: Finance & Accounting, Nr. 124, Johann Wolfgang Goethe-Universität Frankfurt.
- Dumontier, P., Maghraoui, R. (2006), Adoption volontaire des IFRS, asymétrie d'information et fourchettes de prix: l'impact du contexte informationnel, Comptabilité, contrôle, Audit, S. 27 – 48.
- Foster, J. M. (2003), The FASB and the Capital Markets, [www.fasb.org/articles & reports/ Foster_FASBReport.pdf](http://www.fasb.org/articles%20&%20reports/Foster_FASBReport.pdf), Stand 19.2.2011.
- Fuller, R. J. (2000), Behavioral Finance and the sources of alpha, Working Paper, RJF Asset Management, San Mateo.
- Gerke, W., Bosch, R. (1999), Die Betreuer am Neuen Markt – eine empirische Analyse, Working Paper, Center for Financial Studies, Frankfurt am Main.
- Goetzmann, W. N., Ibbotson, R. G. (2005), History and the Equity Risk Premium, Working Paper, University of Yale.
- Guay, W., Kothari, S. P., Shu, S. (2005), Properties of implied cost of capital using analysts' forecasts, Working Paper.
- Hautcoeur, P. C., Petit-Konczyk, M. (2005), The development of the Paris Bourse in the interwar period, Working Paper, Universität Paris (Matisse).
- IDW (2005), Entwurf einer Fortsetzung der IDW Stellungnahme zur Rechnungslegung: Einzelfragen zur Bilanzierung von Finanzinstrumenten nach IFRS (IDW ERS HFA 9 n. F.) Abgrenzung von Eigenkapital und Fremdkapital nach IAS 32, FN 2005, S. 359 – 368 (zitiert Fortsetzung IDW ERS HFA 9. n. F.).
- Kim, J. B., Shi, H. (2007), International Financial Reporting Standards, institutional infrastructures and cost of equity capital around the world, Working paper, Concordia University und Hong Kong Polytechnic University.

- Lambert, R. A., Leuz, C., Verrecchia, R.E. (2005), Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital, Working Paper, University of Pennsylvania.
- Lambert, R. A., Leuz, C., Verrecchia, R.E. (2006), Information Asymmetry, Information Precision, and the Cost of Capital, Working Paper, University of Pennsylvania und University of Chicago.
- Leuz, C., Wysocki, P. (2008), Economic consequences of Financial Reporting and Disclosure Regulation: A Review and Suggestions for Future Research, Working Paper, European Corporate Governance Institute und Sloan School of Management, Massachusetts Institute of Technology.
- Li, D. (2006), Distinguishing Rational and Behavioural Models of Momentum, Working Paper, The Wharton School University of Pennsylvania.
- Lin, H., Paananen, M. (2007), The Development of Value Relevance of IAS and IFRS over Time: The Case of Germany, Working paper, University of Herfordshire.
- Lo, K., Lys, T. Z. (2000a), Bridging the gap between value relevance and information content, Working Paper, University of British Columbia and Northwestern University.
- Mitchell, W. C. (1915), The Making and Using of Index Numbers, Bulletin of the US Bureau of Labor Statistics, No. 173.
- Platikanova, P., Nobes. C. (2006), Was the introduction of IFRS in Europe value relevant? Working Paper, ESADE business school.
- Plumlee, M. A., Botosan, C. A. (2007), Are Information Attributes priced?, Working Paper, University of Utah.
- PriceWaterhouseCoopers (2008), IFRS: The European Investors' view, www.pwc.com, Abfrage 9.1.2010.
- Raffournier, B. (2008), The implementation of IFRS in Europe: Some preliminary evidence. Konferenzbeitrag zur Asia-Pacific Conference on International Accounting Issues, Paris.

- Schiebel, A. (2006), Value Relevance of German GAAP and IFRS consolidated financial reporting: An empirical analysis of the Frankfurt Stock Exchange, Presentation at the 29th Annual Congress of the European Accounting Association 2006, Dublin.
- Schindler, J., Schurbohm, A. (2001), Mit IAS das babylonische Sprachengewirr beenden, FAZ, 9.4.2001.
- Shubik, M. (2002), Accounting and Economic Theory, Working paper, Yale School of Management.
- Smith, K. C., Horne, G. F. (1934), An Index Number of Securities, 1867 – 1914, Special Memorandum, No. 37, London and Cambridge Economic Service.
- Theissen, E. (1998), Liquiditätsmessung auf experimentellen Aktienmärkten, in: Working Paper Series: Finance, 14, Frankfurt am Main.

Verdi, R. (2006), Information Environment and the Cost of Equity Capital, Working Paper, MIT Sloan School of Management.

Verrecchia, R. E. (2001), Essays on disclosure, Working Paper.

Welch, I. (2000), Views of Financial Economists on the Equity premium and on Professional Controversies, Working Paper, University of California and Yale University.

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Trendlinie Deutschland 1997 – 2008	110
Abbildung 2:	Trendlinie Österreich 1998 – 2008	111
Abbildung 3:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 1	112
Abbildung 4:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 2	113
Abbildung 5:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 3	113
Abbildung 6:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 4	114
Abbildung 7:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe 5	114
Abbildung 8:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	116
Abbildung 9:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 1 ...	117
Abbildung 10:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 2 ...	118
Abbildung 11:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 3 ...	119
Abbildung 12:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 4 ...	120
Abbildung 13:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 5 ...	121
Abbildung 14:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	123
Abbildung 15:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 1 ...	124
Abbildung 16:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 2 ...	125
Abbildung 17:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 3 ...	126
Abbildung 18:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 4 ...	127
Abbildung 19:	Plot univariate Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 5 ...	128
Abbildung 20:	Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	130
Abbildung 21:	Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 1 ...	131
Abbildung 22:	Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 2 ...	132
Abbildung 23:	Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 3 ...	133
Abbildung 24:	Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 4 ...	134
Abbildung 25:	Plot univariate Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 5 ...	135
Abbildung 26:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 1.....	137
Abbildung 27:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 2.....	138
Abbildung 28:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 4.....	138
Abbildung 29:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 5.....	139

Abbildung 30:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe 6.....	139
Abbildung 31:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	141
Abbildung 32:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 1	142
Abbildung 33:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 2.....	143
Abbildung 34:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 4.....	144
Abbildung 35:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 5.....	145
Abbildung 36:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 6.....	146
Abbildung 37:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	148
Abbildung 38:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 1	149
Abbildung 39:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 2.....	150
Abbildung 40:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 4.....	151
Abbildung 41:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 5.....	152
Abbildung 42:	Plot univariate Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 6.....	153
Abbildung 43:	Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	155
Abbildung 44:	Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 1	156
Abbildung 45:	Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 2.....	157
Abbildung 46:	Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 4.....	158
Abbildung 47:	Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 5.....	159
Abbildung 48:	Plot univariate Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 6.....	160
Abbildung 49:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe A.....	184
Abbildung 50:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe D.....	185
Abbildung 51:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe G.....	185
Abbildung 52:	Parallelkoordinatendiagramm Deutschland, Gruppe H.....	186
Abbildung 53:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart	187
Abbildung 54:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe A...	188
Abbildung 55:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe D...	189
Abbildung 56:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe G...	190
Abbildung 57:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2006 , Gruppe H..	191
Abbildung 58:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart	193

Abbildung 59:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe A ..	194
Abbildung 60:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe D ..	195
Abbildung 61:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe G ..	196
Abbildung 62:	Plot univariate Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe H ..	197
Abbildung 63:	Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	199
Abbildung 64:	Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe A ..	200
Abbildung 65:	Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe D ..	201
Abbildung 66:	Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe G ..	202
Abbildung 67:	Plot univariate Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe H ..	203
Abbildung 68:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe D.....	205
Abbildung 69:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe H.....	206
Abbildung 70:	Parallelkoordinatendiagramm Österreich, Gruppe J.....	206
Abbildung 71:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	208
Abbildung 72:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe D.....	209
Abbildung 73:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe H.....	211
Abbildung 74:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe J.....	212
Abbildung 75:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	214
Abbildung 76:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe D.....	215
Abbildung 77:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe H.....	217
Abbildung 78:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe J.....	218
Abbildung 79:	Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, gleiche Unternehmen ungruppiert und gepaart.....	220
Abbildung 80:	Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe D.....	221
Abbildung 81:	Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe H.....	223
Abbildung 82:	Plot univariate Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe J.....	224

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Überblick Untersuchung von Botosan und Plumlee	67
Tabelle 2:	Überblick Untersuchung von Botosan und Plumlee	68
Tabelle 3:	Überblick Untersuchung von Hail	70
Tabelle 4:	Überblick Untersuchung von Welker.....	71
Tabelle 5:	Überblick Untersuchung von Auer	73
Tabelle 6:	Überblick Untersuchung von Daske	74
Tabelle 7:	Überblick Untersuchung von Palea.....	75
Tabelle 8:	Erwartete Vorzeichen der Regressoren.....	93
Tabelle 9:	Gruppenzuordnungsmatrix IAS	98
Tabelle 10:	Gruppenzuordnungsmatrix IFRS	99
Tabelle 11:	Gruppenzuordnung Deutschland 1997 – 1999.....	100
Tabelle 12:	Gruppenzuordnung Österreich 1997 – 1999	101
Tabelle 13:	Gruppenzuordnung Deutschland 2004 – 2006.....	102
Tabelle 14:	Gruppenzuordnung Österreich 2004 – 2006	103
Tabelle 15:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, ungruppiert und ungepaart	115
Tabelle 16:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, gleiche Unternehmen gepaart.....	116
Tabelle 17:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 1	117
Tabelle 18:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 2.....	118
Tabelle 19:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 3	119
Tabelle 20:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 4.....	120
Tabelle 21:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 5	121
Tabelle 22:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1999, Gruppe 6.....	122
Tabelle 23:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, ungruppiert und ungepaart	122

Tabelle 24:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, gleiche Unternehmen gepaart	123
Tabelle 25:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 1	124
Tabelle 26:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 2	125
Tabelle 27:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 3	126
Tabelle 28:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 4	127
Tabelle 29:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 5	128
Tabelle 30:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1997 und 1998, Gruppe 6	129
Tabelle 31:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, ungruppiert und ungepaart.....	129
Tabelle 32:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, gleiche Unternehmen gepaart	130
Tabelle 33:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 1	131
Tabelle 34:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 2	132
Tabelle 35:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 3	133
Tabelle 36:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 4	134
Tabelle 37:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 5	135
Tabelle 38:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 1998 und 1999, Gruppe 6	136
Tabelle 39:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, ungruppiert und ungepaart.....	140
Tabelle 40:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, gleiche Unternehmen gepaart	141

Tabelle 41:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 1	142
Tabelle 42:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 2	143
Tabelle 43:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 3	144
Tabelle 44:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 4	144
Tabelle 45:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 5	145
Tabelle 46:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 2000, Gruppe 6	146
Tabelle 47:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, ungruppiert und ungepaart	147
Tabelle 48:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 1999, gleiche Unternehmen gepaart	148
Tabelle 49:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 1	149
Tabelle 50:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 2	150
Tabelle 51:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 3	151
Tabelle 52:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 4	152
Tabelle 53:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 5	152
Tabelle 54:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1998 und 1999, Gruppe 6	153
Tabelle 55:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, ungruppiert und ungepaart	154
Tabelle 56:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, gleiche Unternehmen gepaart	155
Tabelle 57:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 1	156

Tabelle 58:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 2	157
Tabelle 59:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 3	158
Tabelle 60:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 4	159
Tabelle 61:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 5	159
Tabelle 62:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 1999 und 2000, Gruppe 6	160
Tabelle 63:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt	162
Tabelle 64:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt	162
Tabelle 65:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98.....	163
Tabelle 66:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98.....	163
Tabelle 67:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1999, geteilt nach Gruppen.....	164
Tabelle 68:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1999, geteilt nach Gruppen	164
Tabelle 69:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt	165
Tabelle 70:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt	165
Tabelle 71:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt Dummyvariable IAS98.....	165
Tabelle 72:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1998, ungeteilt Dummyvariable IAS98.....	166
Tabelle 73:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1997 – 1998, geteilt nach Gruppen.....	166
Tabelle 74:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1997 – 1998, geteilt nach Gruppen	167
Tabelle 75:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt	167

Tabelle 76:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt.....	167
Tabelle 77:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98	168
Tabelle 78:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS98	168
Tabelle 79:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen	169
Tabelle 80:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen.....	169
Tabelle 81:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 2000, ungeteilt.....	170
Tabelle 82:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 2000, ungeteilt.....	170
Tabelle 83:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99	171
Tabelle 84:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99	171
Tabelle 85:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 2000, geteilt nach Gruppen	172
Tabelle 86:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 2000, geteilt nach Gruppen.....	172
Tabelle 87:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 1999, ungeteilt.....	173
Tabelle 88:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 1999, ungeteilt.....	173
Tabelle 89:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS99	173
Tabelle 90:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 1999, ungeteilt Dummyvariable IAS99	174
Tabelle 91:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen	174
Tabelle 92:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1998 – 1999, geteilt nach Gruppen.....	175
Tabelle 93:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1999 – 2000, ungeteilt.....	175
Tabelle 94:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1999 – 2000.....	175

Tabelle 95:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1999 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99.....	176
Tabelle 96:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1999 – 2000, ungeteilt Dummyvariable IAS99.....	176
Tabelle 97:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 1999 – 2000, geteilt nach Gruppen.....	177
Tabelle 98:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 1999 – 2000, geteilt nach Gruppen	177
Tabelle 99:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, ungruppiert und ungepaart.....	186
Tabelle 100:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006 , gleiche Unternehmen gepaart	187
Tabelle 101:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe A	188
Tabelle 102:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe D	189
Tabelle 103:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006 , Gruppe G	190
Tabelle 104:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe H	191
Tabelle 105:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2006, Gruppe J.....	192
Tabelle 106:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, ungruppiert und ungepaart.....	192
Tabelle 107:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, gleiche Unternehmen gepaart	193
Tabelle 108:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe A	194
Tabelle 109:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe D	195
Tabelle 110:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe G	196
Tabelle 111:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe H	197

Tabelle 112:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2004 und 2005, Gruppe J	198
Tabelle 113:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, ungruppiert und ungepaart	198
Tabelle 114:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, gleiche Unternehmen gepaart.....	199
Tabelle 115:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe A.....	200
Tabelle 116:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe D.....	201
Tabelle 117:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe G.....	202
Tabelle 118:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe H.....	203
Tabelle 119:	Ergebnisse der univariaten Analyse Deutschland 2005 und 2006, Gruppe J	204
Tabelle 120:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, ungruppiert und ungepaart	207
Tabelle 121:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, gleiche Unternehmen gepaart.....	208
Tabelle 122:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe A.....	209
Tabelle 123:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe D.....	210
Tabelle 124:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe G.....	210
Tabelle 125:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe H.....	211
Tabelle 126:	Plot univariate Analyse Österreich 2004 und 2006, Gruppe J.....	212
Tabelle 127:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, ungruppiert und ungepaart	213
Tabelle 128:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, gleiche Unternehmen gepaart.....	214

Tabelle 129:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe A	215
Tabelle 130:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe D	216
Tabelle 131:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe G	216
Tabelle 132:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe H	217
Tabelle 133:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2004 und 2005, Gruppe J.....	218
Tabelle 134:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, ungruppiert und ungepaart.....	219
Tabelle 135:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, gleiche Unternehmen gepaart	220
Tabelle 136:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe A	221
Tabelle 137:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe D	221
Tabelle 138:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe G	222
Tabelle 139:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe H	223
Tabelle 140:	Ergebnisse der univariaten Analyse Österreich 2005 und 2006, Gruppe J.....	224
Tabelle 141:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt	225
Tabelle 142:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt	225
Tabelle 143:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt	226
Tabelle 144:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05.....	226
Tabelle 145:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen.....	227

Tabelle 146:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen.....	227
Tabelle 147:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt.....	228
Tabelle 148:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt.....	228
Tabelle 149:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	228
Tabelle 150:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	229
Tabelle 151:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen	229
Tabelle 152:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen.....	230
Tabelle 153:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt.....	230
Tabelle 154:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt.....	230
Tabelle 155:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	231
Tabelle 156:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	231
Tabelle 157:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Deutschland 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen	232
Tabelle 158:	Ergebnisse des VIF-Tests Deutschland 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen.....	232
Tabelle 159:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2006, ungeteilt.....	233
Tabelle 160:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2006, ungeteilt.....	233
Tabelle 161:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	234
Tabelle 162:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	234
Tabelle 163:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen	234

Tabelle 164:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2006, geteilt nach Gruppen	235
Tabelle 165:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2005, ungeteilt	235
Tabelle 166:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2005, ungeteilt	236
Tabelle 167:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	236
Tabelle 168:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2005, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	236
Tabelle 169:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen.....	237
Tabelle 170:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2004 – 2005, geteilt nach Gruppen	237
Tabelle 171:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2005 – 2006, ungeteilt	238
Tabelle 172:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2005 – 2006, ungeteilt	238
Tabelle 173:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	239
Tabelle 174:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2005 – 2006, ungeteilt Dummyvariable IFRS05	239
Tabelle 175:	Ergebnisse der multivariaten Analyse Österreich 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen.....	239
Tabelle 176:	Ergebnisse des VIF-Tests Österreich 2005 – 2006, geteilt nach Gruppen	240
Tabelle 177:	DAX30 1997 – 1999	293
Tabelle 178:	DAX30 2000 – 2002	294
Tabelle 179:	DAX30 2003 – 2005	295
Tabelle 180:	DAX30 2006 – 2008	296
Tabelle 181:	ATX20 1998 – 2000	297
Tabelle 182:	ATX20 2001 – 2003	297
Tabelle 183:	ATX20 2004 – 2006	298
Tabelle 184:	ATX20 2007 – 2008	298

Anhang

1. Unternehmen des DAX30 1997 – 2008

1997	IAS	
	1998	1999
Allianz	Adidas-Salomon	Adidas-Salomon
BASF	Allianz	Allianz
Bay. Motoren Werke	BASF	BASF
Bayer	Bay. Hypo-Vereinsbank	Bay. Hypo-Vereinsbank
Bayrische Hyp.- und Wechselbank	Bay. Motoren Werke	Bay. Motoren Werke
Bayrische Vereinsbank	Bayer	Bayer
Commerzbank	Commerzbank	Commerzbank
Daimler Benz	DaimlerChrysler	DaimlerChrysler
Degussa	Degussa	Degussa-Hüls
Deutsche Bank	Deutsche Bank	Deutsche Bank
Deutsche Telekom	Deutsche Telekom	Deutsche Telekom
Dresdner Bank	Dresdner Bank	Dresdner Bank
Henkel	Henkel	Fresenius Medical Care
Hoechst	Hoechst	Henkel
Karstadt	Karstadt	Karstadt
Linde	Linde	Linde
Lufthansa	Lufthansa	Lufthansa
MAN	MAN	MAN
Mannesmann	Mannesmann	Mannesmann
Metro	Metro	Metro
Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung
Preussag	Preussag	Preussag
RWE	RWE	RWE
SAP	SAP	SAP
Schering	Schering	Schering
Siemens	Siemens	Siemens
Thyssen	Thyssen	Thyssen
Veba	Veba	Veba
VIAG	VIAG	VIAG
Volkswagen	Volkswagen	Volkswagen

Tabelle 177: DAX30 1997 – 1999

2000	2001	2002
Adidas-Salomon	Adidas-Salomon	Adidas-Salomon
Allianz	Allianz	Allianz
BASF	BASF	Altana
Bay. Hypo-Vereinsbank	Bay. Hypo-Vereinsbank	BASF
Bay. Motoren Werke	Bay. Motoren Werke	Bay. Hypo-Vereinsbank
Bayer	Bayer	Bay. Motoren Werke
Commerzbank	Commerzbank	Bayer
DaimlerChrysler	DaimlerChrysler	Commerzbank
Degussa-Hüls	Degussa	DaimlerChrysler
Deutsche Bank	Deutsche Bank	Deutsche Bank
Deutsche Telekom	Deutsche Post	Deutsche Börse
Dresdner Bank	Deutsche Telekom	Deutsche Post
EPCOS	E.ON	Deutsche Telekom
Fresenius Medical Care	EPCOS	E.ON
Henkel	Fresenius Medical Care	Fresenius Medical Care
Infineon	Henkel	Henkel
Karstadt-Quelle	Infineon	Infineon
Linde	Linde	Linde
Lufthansa	Lufthansa	Lufthansa
MAN	MAN	MAN
Metro	Metro	Metro
Münchener Rückversicherung	MLP	MLP
Preussag	Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung
RWE	Preussag	RWE
SAP	RWE	SAP
Schering	SAP	Schering
Siemens	Schering	Siemens
ThyssenKrupp	Siemens	ThyssenKrupp
Veba	ThyssenKrupp	TUI
Volkswagen	Volkswagen	Volkswagen

Tabelle 178: DAX30 2000 – 2002

		IFRS
2003	2004	2005
Adidas-Salomon	Adidas-Salomon	Adidas-Salomon
Allianz	Allianz	Allianz
Altana	Altana	Altana
BASF	BASF	BASF
Bay. Hypo-Vereinsbank	Bay. Hypo-Vereinsbank	Bay. Motoren Werke
Bay. Motoren Werke	Bay. Motoren Werke	Bayer
Bayer	Bayer	Commerzbank
Commerzbank	Commerzbank	Continental
Continental	Continental	DaimlerChrysler
DaimlerChrysler	DaimlerChrysler	Deutsche Bank
Deutsche Bank	Deutsche Bank	Deutsche Börse
Deutsche Börse	Deutsche Börse	Deutsche Post
Deutsche Post	Deutsche Post	Deutsche Telekom
Deutsche Telekom	Deutsche Telekom	E.ON
E.ON	E.ON	Fresenius Medical Care
Fresenius Medical Care	Fresenius Medical Care	Henkel
Henkel	Henkel	Hypo Real Estate
Infineon	Infineon	Infineon
Linde	Linde	Linde
Lufthansa	Lufthansa	Lufthansa
MAN	MAN	MAN
Metro	Metro	Metro
Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung
RWE	RWE	RWE
SAP	SAP	SAP
Schering	Schering	Schering
Siemens	Siemens	Siemens
ThyssenKrupp	ThyssenKrupp	ThyssenKrupp
TUI	TUI	TUI
Volkswagen	Volkswagen	Volkswagen

Tabelle 179: DAX30 2003 – 2005

2006	2007	2008
Adidas-Salomon	Adidas	Adidas
Allianz	Allianz	Allianz
BASF	BASF	BASF
Bay. Motoren Werke	Bay. Motoren Werke	Bay. Motoren Werke
Bayer	Bayer	Bayer
Commerzbank	Beiersdorf	Beiersdorf
Continental	Commerzbank	Commerzbank
Daimler	Daimler	Daimler
Deutsche Bank	Deutsche Bank	Deutsche Bank
Deutsche Börse	Deutsche Börse	Deutsche Börse
Deutsche Post	Deutsche Post	Deutsche Post
Deutsche Postbank	Deutsche Postbank	Deutsche Telekom
Deutsche Telekom	Deutsche Telekom	E.ON
E.ON	E.ON	Fresenius Medical Care
Fresenius Medical Care	Fresenius Medical Care	Fresenius SE
Henkel	Henkel	Henkel
Hypo Real Estate	Infineon	Infineon
Infineon	K+S	K+S
Linde	Linde	Linde
Lufthansa	Lufthansa	Lufthansa
MAN	MAN	MAN
Merck	Merck	Merck
Metro	Metro	Metro
Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung	Münchener Rückversicherung
RWE	RWE	RWE
SAP	Salzgitter	Salzgitter
Siemens	SAP	SAP
ThyssenKrupp	Siemens	Siemens
TUI	ThyssenKrupp	ThyssenKrupp
Volkswagen	Volkswagen	Volkswagen

Tabelle 180: DAX30 2006 – 2008

2. Unternehmen des ATX20 1998 – 2008

IAS		
1998	1999	2000
AMS	AMS	Austria Tabak
Austria Tabak	Austria Tabak	Austrian Airlines
Bank Austria	Bank Austria	Bank Austria
Böhler-Uddeholm	Austrian Airlines	Böhler-Uddeholm
Brau-Union	Böhler-Uddeholm	Brau-Union
BWT	Brau-Union	BWIN
EA-Generali	BWT	BWT
Erste Bank	EA-Generali	Cybertron
EVN	Erste Bank	EA-Generali
Flughafen Wien	EVN	Erste Bank
Lenzing	Flughafen Wien	EVN
Mayr-Melnhof	Libro	Flughafen Wien
OMV	Mayr-Melnhof	Head
Österreichische BBAG	OMV	Libro
Radex Heraklith	RHI	Mayr-Melnhof
Semperit	Semperit	OMV
VA Technologie	VA Technologie	Semperit
Verbund	Verbund	Telekom Austria
Voestalpine	Voestalpine	VA Technologie
Wienerberger	Wienerberger	Verbund
Wolford	Wolford	Voestalpine
		Wienerberger
		Wolford

Tabelle 181: ATX20 1998 – 2000

2001	2002	2003
Austrian Airlines	Andritz	Andritz
Böhler-Uddeholm	Austrian Airlines	Austrian Airlines
BWIN	Böhler-Uddeholm	BA CA
BWT	BWT	Böhler-Uddeholm
Cybertron	EA-Generali	BWT
EA-Generali	Erste Bank	EA-Generali
Erste Bank	EVN	Erste Bank
EVN	Flughafen Wien	EVN
Flughafen Wien	Mayr-Melnhof	Flughafen Wien
Head	OMV	Mayr-Melnhof
Mayr-Melnhof	Österreichische BBAG	OMV
OMV	Palfinger	Palfinger
Palfinger	Semperit	Semperit
Telekom Austria	Telekom Austria	Telekom Austria
VA Technologie	UNIQA	UNIQA
Verbund	VA Technologie	VA Technologie
Voestalpine	Verbund	Verbund
Wienerberger	Voestalpine	Voestalpine
Wolford	Wienerberger	Wienerberger

Tabelle 182: ATX20 2001 – 2003

IFRS

2004	2005	2006
Andritz	Agrana	Andritz
Austrian Airlines	Andritz	BA CA
BA CA	BA CA	Böhler-Uddeholm
Böhler-Uddeholm	Böhler-Uddeholm	BWIN
BWIN	BWIN	Erste Bank
BWT	BWT	EVN
EA-Generali	Erste Bank	Flughafen Wien
Erste Bank	EVN	Mayr-Melnhof
EVN	Flughafen Wien	OMV
Flughafen Wien	Mayr-Melnhof	Österreichische Post
Mayr-Melnhof	OMV	Raiffeisen International
OMV	Raiffeisen International	Schoeller-Bleckmann
Palfinger	Schoeller-Bleckmann	Telekom Austria
Semperit	Semperit	UNIQA
Telekom Austria	Telekom Austria	Verbund
VA Technologie	UNIQA	VIG
Verbund	Verbund	Voestalpine
Voestalpine	VIG	Wienerberger
Wienerberger	Voestalpine	Zumtobel
	Wienerberger	

Tabelle 183: ATX20 2004 – 2006

2007	2008
Andritz	Andritz
A-TEC	Palfinger
Austrian Airlines	Austrian Airlines
Böhler-Uddeholm	BWIN
BWIN	Erste Bank
Erste Bank	Flughafen Wien
Flughafen Wien	Intercell
Intercell	Mayr-Melnhof
Mayr-Melnhof	OMV
OMV	Österreichische Post
Österreichische Post	Raiffeisen International
Raiffeisen International	Schoeller-Bleckmann
Schoeller-Bleckmann	Strabag
Strabag	Telekom Austria
Telekom Austria	Verbund
Verbund	VIG
VIG	Voestalpine
Voestalpine	Wienerberger
Wienerberger	Zumtobel
Zumtobel	

Tabelle 184: ATX20 2007 – 2008

Zusammenfassung

Die Dissertation untersucht, ob die freiwillige Anwendung der IAS und die verpflichtende Anwendung der IFRS in Deutschland und in Österreich zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen führten. Dazu werden der Stand der theoretischen und der empirischen Forschung dargestellt und alternative Modelle zur Ermittlung von Eigenkapitalkosten beschrieben. Basierend auf der Diskussion der Ergebnisse bisheriger empirischer Untersuchungen werden die Forschungslücken identifiziert und die Forschungshypothesen aufgestellt. Für die empirische Untersuchung wird ein Dividendendiskontierungsmodell ausgewählt und adaptiert. Die zu untersuchenden Unternehmen werden aufgrund von Indexzugehörigkeit (DAX30 und ATX20), Branchenzugehörigkeit und Gruppenzugehörigkeit für die jeweiligen Untersuchungszeiträume abgegrenzt. Die Hypothesen werden mithilfe einer univariaten und einer multivariaten Regressionsanalyse einer statistischen Überprüfung unterzogen, wobei die Effekte der freiwilligen Anwendung der IAS bzw. der verpflichtenden Anwendung der IFRS durch Dummyvariablen isoliert werden. Die Arbeit kommt zum Ergebnis, dass nur die verpflichtende Anwendung der IFRS, und zwar nur in Deutschland, zu einer Reduktion der Eigenkapitalkosten führte. Die Dissertation liefert einen Beitrag zur empirischen Rechnungswesenforschung zu den Auswirkungen der Anwendung international anerkannter Rechnungslegungsstandards auf die Eigenkapitalkosten kapitalmarktorientierter Unternehmen.

Abstract

The doctoral dissertation examines whether the voluntary adoption of the IAS and the mandatory adoption of the IFRS led to a reduction of the cost of equity for listed companies in Germany and Austria. It presents the theoretical and empirical research to date and describes alternative models to calculate the cost of equity. Based on the discussion of the results of previous empirical studies, research gaps are identified and research hypotheses established. For the empirical investigation, a dividend discount model is selected and adapted. The enterprises to be examined are specified on the basis of index affiliation (DAX30 and ATX20), branch affiliation and group affiliation for the respective investigation periods. The hypotheses are statistically tested using univariate and a multivariate regression analysis. The effects of the voluntary adoption of the IAS and the mandatory adoption of the IFRS are isolated using dummy variables. The doctoral dissertation concludes that a reduction of the cost of equity can only be observed for the mandatory application of the IFRS in Germany. The doctoral dissertation contributes to the empirical accounting research to the effects of the adoption of internationally accepted accounting standards on the cost of equity of listed companies.

Curriculum Vitae

Persönliche Daten

Name: Michael König
Adresse: Dr. Robert-Davy-Gasse 10, A-2491 Neufeld an der Leitha
E-mail: mdkoenig@hotmail.com
Geburtsdatum: 2. Oktober 1974

Ausbildung

2007 – **Doktoratsstudium Sozial- und Wirtschaftswissenschaften**
Universität Wien, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften

2002 – 2003: **MBA General and Strategic Management**
City University London, Sir John Cass Business School

1993 – 1997: **Mag.(FH) Internationale Wirtschaftsbeziehungen**
Fachhochschul-Studiengänge Burgenland, Eisenstadt

Akademische Positionen

2010 – **Fachbereich Strategie und Controlling**
Fachhochschule Wiener Neustadt
Wissenschaftlicher Mitarbeiter (Vollzeit)

2009 – **Institut für Kommunikation, Marketing & Sales**
FHWien-Studiengänge der WKW
Externer Lektor

2006 – 2009: **Studiengang Internationale Wirtschaftsbeziehungen**
Fachhochschul-Studiengänge Burgenland, Eisenstadt
Externer Lektor

Positionen in der Wirtschaft

- 2006 – 2009: **Julius Meinl am Graben GmbH**
GmbH-Geschäftsführer
- 2004 – 2006: **Louis Vuitton Moët Hennessy (LVMH)**
Finance & Systems Manager, Moët Hennessy Austria GmbH
- 2000 – 2002: **Europapier AG**
Group Controller
- 1997 – 2000: **KPMG Austria Wirtschaftsprüfungs GmbH**
Revisionsassistent

Forschungsinteressen

Internationale Rechnungslegung, Controlling, Neuro-Economics, Strategie