

**Vorstandsvergütung in deutschen Großkonzernen:  
Eine empirische Analyse möglicher Determinanten der Entlohnung und  
Bemessungsgrundlagen kurzfristiger Vergütungsbestandteile**

Von der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der  
Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover  
zur Erlangung des akademischen Grades

Doktor der Wirtschaftswissenschaften  
– Doctor rerum politicarum –

genehmigte Dissertation

von

Diplom-Ökonom Marius Giesecke  
geboren am 11. Oktober 1985 in Oldenburg

2014

Referent: Prof. Dr. Stefan Wielenberg  
Korreferent: Prof. Dr. Jens Robert Schöndube

Tag der Promotion: 16. April 2014

## Vorwort

Viele Hochschulabsolventen stehen nach dem Studium vor der Entscheidung, eine wissenschaftliche Laufbahn an der Universität einzuschlagen oder aber direkt ins Berufsleben zu starten, um die gelernte Theorie mit der Praxis zu konfrontieren. Durch meine externe Promotion war es mir vergönnt, einerseits forschen und mich mit höchst interessanten wissenschaftlichen Fragestellungen auseinandersetzen und andererseits wichtige, spannende und erkenntnisreiche Erfahrungen in der Wirtschaftsprüfung sammeln zu können.

Damit eine Promotion in einer solchen Konstellation aber überhaupt erst ermöglicht wird und vor allem erfolgreich abgeschlossen werden kann, gilt es nicht nur, verschiedene organisatorische Fragestellungen zu klären, sondern es bedarf insbesondere einer Vielzahl von engagierten Menschen, ohne die diese Arbeit niemals entstanden wäre.

Zunächst möchte ich meinem Doktorvater, Herrn Prof. Dr. Stefan Wielenberg, herzlich für die Betreuung danken. Von Anfang an war er auch einer externen Promotion gegenüber offen und hat mich nach meiner Diplomarbeit darin bestärkt, der Universität noch nicht ganz den Rücken zu kehren. Er hat mir stets freie Hand bei meiner Themenwahl gelassen und mich bei meinen Entscheidungen unterstützt.

Außerdem gilt mein Dank der Deloitte & Touche GmbH, die mir durch eine spezifische Vertragsgestaltung die Möglichkeit geboten hat, meiner Dissertation genügend Zeit widmen zu können.

Darüber hinaus möchte ich mich bei Herrn Prof. Dr. Jens Robert Schöndube für die Übernahme des Zweitgutachtens, bei Herrn Prof. Dr. Kay Blaufus für den Vorsitz der Prüfungskommission und bei Herrn Dr. Roland Zieseniß für die beratende Teilnahme an der Disputation bedanken. In diesem Zusammenhang gilt mein Dank außerdem Frau Gehrman-Schröder, die im Dekanat immer ein offenes Ohr für meine zahlreichen Anliegen hatte.

Ein großer Dank gilt meinen Freunden, die nicht nur die häufige Diskussion dissertationsbezogener Themen ertragen haben, sondern auch stets aufmunternde Worte bei Motivationstiefs für mich fanden. Hier gilt mein besonderer Dank meinem besten Freund Dr. Sebastian Hollmann, der mich darüber hinaus nicht nur durch umfangreiche Korrekturen unterstützt hat, sondern vor allem in der Endphase meiner Arbeit seine Telefonleitung rund um die Uhr für mich freihielt.

Vor allem möchte ich meiner Familie danken, deren Unterstützung ganz wesentlich zu dieser Arbeit beigetragen hat. Besonders danken möchte ich meinen Eltern Pia und Gustav Gurkasch, die stets bedingungslos hinter mir gestanden haben. Ein großer Dank gilt außerdem meinen Schwiegereltern Sieglinde und Heinz Lindemann, deren Zuspruch ich mir immer sicher sein konnte.

Mein größter Dank gilt meiner Ehefrau Dr. Anna Lena Giesecke. Sie hat mich stets bei allen Entscheidungen unterstützt, mich motiviert, mir Mut zugesprochen und durch interessante Einblicke in einen gänzlich anderen Fachbereich meinen Horizont erweitert.

Marius Giesecke

## Zusammenfassung

Die Vergütung von Vorständen ist ein Themenbereich, der spätestens seit der weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise seit 2008 nicht mehr nur in der Wissenschaft, sondern auch in der breiten Öffentlichkeit und der Politik teilweise kontrovers diskutiert wird. Vor dem Hintergrund der hohen Aktualität und Relevanz des Themas und der zunehmenden Regulierung der Entlohnungsmechanismen widmet sich die vorliegende Arbeit einer empirischen Analyse der Vorstandsvergütung in deutschen Großkonzernen. Im Fokus steht die Frage, ob die beobachteten Formen der Vergütung auf anreizkompatible Verträge zwischen Vorständen und Aktionären hindeuten oder aber weitgehende Bereicherungsmöglichkeiten der Topmanager auf Kosten der Anteilseigner indizieren.

Schwerpunkt der Arbeit ist eine umfassende statistisch-ökonomische Untersuchung wesentlicher Wirkzusammenhänge in DAX- und MDAX-Unternehmen in den Jahren 2005 bis 2010 zwischen Unternehmensperformance, Indikatoren der Corporate Governance, dem Zufall und der (Über-)Vergütung, die auf Basis verschiedener multipler Regressionsanalysen erfolgt. Die Ergebnisse zeichnen kein eindeutiges Bild hinsichtlich der Anreizkompatibilität und legen ein relativ hohes Maß an Heterogenität zwischen verschiedenen Unternehmen nahe. Während die in allen Jahren festgestellte robuste (gegenüber den meisten früheren deutschen Studien stärkere) Abhängigkeit der Vergütung von jahresabschlussbasiert gemessener Unternehmensperformance gegen vorliegende Managermacht spricht, verdeutlicht die Analyse der Corporate Governance-Variablen, dass tendenziell in einigen Unternehmen durchaus ein zu den Vorständen hin verschobenes Machtverhältnis besteht. So können etwa Vorstände, die mit anderen (M)DAX-Unternehmen vernetzt sind, teilweise ihre Vergütung erhöhen, und große Aktionäre wiederum üben einen durchweg disziplinierenden Einfluss auf die Entlohnung aus. Während hohe Vergütungsniveaus per se kein Indikator von (stärkerer) Managermacht sind, zeigt sich ebenso, dass eine im Industriequerschnitt übermäßig hohe Vergütung bei Fehlen eines einflussreichen Anteilseigners keine Entlohnung unbeobachtbaren Managementtalents darstellt, sondern eine potentielle Bereicherung der Vorstände auf Kosten der Aktionäre indiziert. Dies gilt insbesondere in bestimmten Fällen der Vernetzung von Vorständen. Die Untersuchung hat wesentliche Unterschiede bezüglich der Performance- und Zufallssensitivität der Vergütung in DAX- und MDAX-Unternehmen offenbart, die darauf schließen lassen, dass gerade in DAX-Unternehmen eine stärkere Berücksichtigung von Vergleichsfirmen sowie insgesamt eine stärkere Gewichtung variabler performancebasierter Vergütungsbestandteile erfolgt. Die Befunde zur Zufallssensitivität legen außerdem nahe, dass tendenziell in DAX-Konzernen mehr Managermacht besteht als im MDAX. Kurzfristige Auswirkungen des VorstAG konnten nicht festgestellt werden.

Eine ergänzende empirische Untersuchung umfasst die Detailanalyse der kurzfristigen Vorstandsvergütung in DAX-Unternehmen von 2004 bis 2010. Erstaunlich häufig kann die Verwendung tendenziell fehlanreizinduzierender Bemessungsgrundlagen festgestellt werden. Diese und weitere Beobachtungen wie die (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, ein dem Aufsichtsrat eingeräumtes Ermessen, die Änderung verwendeter Bemessungsgrundlagen und die systematische Filterung von Sondereinflüssen treten teilweise gehäuft zusammen auf und suggerieren, dass die Kurzfristvergütung von DAX-Vorständen keine optimalen Anreize induziert und zumindest tendenziell in einigen Unternehmen ein zu den Vorständen hin verschobenes Machtverhältnis besteht, das es ihnen erlaubt, auf die eigene Vergütung einzuwirken.

Trotz der relativ heterogenen Ergebnisse legt die Untersuchung nahe, dass eine zunehmende Regulierung nicht nur kritisch zu sehen ist, sondern auch potentiell nützlich sein kann, wenn durch bestehende Bereicherungsmöglichkeiten von Vorständen andernfalls implementierte Vergütungsstrukturen gesetzlich nicht mehr zugelassen sind.

**Schlagwörter:** Vorstandsvergütung, Corporate Governance, Unternehmensperformance

## Abstract

The remuneration of top executives is a topic that has not only been controversially discussed among scientists but also gained rising attention in politics and the general public since the global financial and economic crisis in 2008. In light of the high timeliness and relevance of the topic as well as the increasing regulation of remuneration mechanisms, this work is dedicated to an empirical analysis of the Management Board compensation in major German corporations. The focus is on whether observed forms of remuneration indicate incentive compatible contracts between executives and shareholders or if they suggest extensive opportunities of personal enrichment for top managers at the expense of the stockholders.

Main topic of the thesis is a comprehensive statistical-econometric study of relevant effect relationships in DAX and MDAX companies in the years 2005–2010 between corporate performance, indicators of corporate governance, luck and (excess) compensation that is based on various multiple regression analyses. The results do not depict a clear picture in respect of incentive compatibility and indicate a relatively high degree of heterogeneity between different companies. Whereas the robust (compared to most previous German studies stronger) dependence of compensation on accounting performance that was identified for all examined years contradicts the assumption of managerial power, the analysis of corporate governance indicators illustrates that at least in some corporations the power relation is shifted towards the executives by tendency. Thus, CEOs with a network to other (M)DAX companies can be able to increase their compensation in some cases, and large shareholders in turn exert a consistently disciplining effect on executive pay. While high levels of compensation per se are not an indicator of (stronger) managerial power, the study also shows that excessive compensation in the industry cross section is not a reward for unobservable management talent in the absence of an influential shareholder but rather signals a potential enrichment of executives at the expense of stockholders. This is especially true in certain cases of CEO networks to other (M)DAX companies. The analysis has revealed important differences in performance and luck sensitivity of compensation in DAX and MDAX companies which imply that particularly in DAX companies, stronger peer group benchmarking is applied and variable performance-based pay components have a higher weight. The findings in terms of luck sensitivity also indicate more managerial power in DAX than in MDAX enterprises by tendency. Short-term effects of the *VorstAG* could not be identified.

An additional empirical study comprises a detail analysis of the variable short-term compensation of the Management Board in DAX companies from 2004 to 2010. Surprisingly often, the usage of potentially disincentive-inducing bases of assessment could be found. This finding and other observations such as (the possibility of) granting special bonus payments, discretionary power given to the Supervisory Board, the change of applied bases of assessment and the systematic filtering of exceptional factors partly occur in combination more frequently and suggest that variable short-term pay of DAX executives does not induce optimal incentives. These results imply that at least in some companies the power relation is shifted towards the managers by tendency allowing them to influence their own compensation.

Despite the relatively heterogeneous results, the analyses suggest that an increasing regulation must not only be viewed critically, but may be potentially useful if compensation structures that would otherwise be implemented due to existing enrichment opportunities of managers are no longer legally allowed.

**Key words:** CEO compensation, corporate governance, company performance

## Inhaltsverzeichnis

<b>Abbildungsverzeichnis .....</b>	<b>IX</b>
<b>Tabellenverzeichnis .....</b>	<b>XII</b>
<b>Abkürzungsverzeichnis .....</b>	<b>XVII</b>
<b>Symbolverzeichnis .....</b>	<b>XX</b>
<b>Anhangsverzeichnis .....</b>	<b>XXII</b>
<b>1 Einführung.....</b>	<b>1</b>
1.1 Theoretische und praktische Relevanz .....	1
1.2 Zielsetzung und Aufbau der Arbeit .....	4
<b>2 Erklärungsansätze der Vorstandsvergütung.....</b>	<b>7</b>
2.1 Der Optimal Contracting Approach.....	7
2.1.1 Das Prinzipal-Agenten-Modell .....	8
2.1.2 Grenzen des Optimal Contracting Approachs .....	12
2.2 Der Managerial Power Approach .....	12
2.3 Diskussion häufig untersuchter Themenkomplexe.....	14
2.3.1 Die Performanceabhängigkeit der Vergütung .....	15
2.3.2 Die Höhe der Vergütung.....	19
2.3.3 Managertalent und der Arbeitsmarkt für Vorstände .....	21
2.3.4 Indikatoren der Corporate Governance.....	29
2.3.5 Einmalige Zahlungen an Vorstände.....	36
2.3.6 Die Verwendung von Aktienoptionen zur Vergütung .....	39
2.3.7 Perquisites .....	44
2.3.8 Zusammenfassung.....	45
<b>3 Entwicklung empirisch überprüfbarer Hypothesen.....</b>	<b>47</b>
3.1 Die Unternehmensperformance .....	48
3.2 Die Unternehmensgröße .....	50
3.3 Indikatoren der Corporate Governance .....	51
3.3.1 Die Größe des Aufsichtsrats .....	51
3.3.2 Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats .....	53
3.3.3 Eigene/fremde Vorstände im fremden/eigenen Aufsichtsrat.....	55

3.3.4	Eigene/fremde Vorstände im Vergütungsausschuss eines fremden/des eigenen Aufsichtsrats .....	61
3.3.5	Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs .....	63
3.4	Entlohnung für den Zufall .....	65
3.5	Excess Pay .....	67
3.6	Übersicht über die Hypothesen.....	70
<b>4</b>	<b>Datenbeschreibung.....</b>	<b>73</b>
4.1	Festlegung der Untersuchungsstichprobe .....	73
4.2	Beschreibung und deskriptive Statistiken der Daten.....	75
4.2.1	Vergütungsdaten .....	75
4.2.2	Die Unternehmensperformance .....	77
4.2.3	Die Unternehmensgröße .....	81
4.2.4	Indikatoren der Corporate Governance.....	83
4.2.5	Kontrollvariablen .....	87
<b>5</b>	<b>Empirische Überprüfung der Hypothesen.....</b>	<b>91</b>
5.1	Empirische Vorgehensweise.....	91
5.2	Die Unternehmensperformance .....	98
5.2.1	Spezifikation der Regressionsgleichung.....	99
5.2.2	Der Einfluss der Unternehmensperformance auf die Vergütung im Gesamtzeitraum .....	100
5.2.3	Der Einfluss der Unternehmensperformance auf die Vergütung in den einzelnen Untersuchungsjahren .....	123
5.3	Indikatoren der Corporate Governance .....	129
5.3.1	Der Einfluss von Corporate Governance-Indikatoren auf die Höhe der Vorstandsvergütung .....	130
5.3.2	Der Einfluss von Corporate Governance-Indikatoren auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung.....	148
5.3.3	Robustheitstest und Zusammenfassung .....	157
5.4	Der Einfluss des Zufalls auf die Vergütung .....	167
5.5	Excess Pay .....	177
5.6	Übersicht über die Ergebnisse .....	182
<b>6</b>	<b>Detailanalyse der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen .....</b>	<b>189</b>
6.1	Theoretische Grundlagen.....	190

6.2	Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung in DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010 .....	193
6.2.1	Größenabhängige Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen.....	193
6.2.2	Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen.....	200
6.2.3	Änderung von (finanziellen) Bemessungsgrundlagen.....	206
6.2.4	Sondertantiemen und Ermessen des Aufsichtsrats .....	210
6.2.5	Systematische Filterung von Sondereinflüssen .....	219
6.2.6	Zusammenfassung der Ergebnisse.....	238
<b>7</b>	<b>Schlussbetrachtung .....</b>	<b>241</b>
7.1	Diskussion und Würdigung der wesentlichen Befunde.....	241
7.2	Limitationen und Ausblick .....	245
	<b>Anhang.....</b>	<b>247</b>
	<b>Literaturverzeichnis .....</b>	<b>353</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abb. 1:	Entwicklung der durchschnittlichen Vergütung des Vorstandsvorsitzenden der untersuchten Unternehmen von 2005 bis 2010 getrennt nach DAX und MDAX.....	76
Abb. 2:	Entwicklung des arithmetischen Mittels von Eigenkapitalrendite, Aktienrendite und Gesamtkapitalrendite der untersuchten Unternehmen von 2005 bis 2010 .....	79
Abb. 3:	Entwicklung des arithmetischen Mittels von Bilanzsumme und Umsatzerlösen der untersuchten Unternehmen von 2005 bis 2010 .....	81
Abb. 4:	Darstellung des konkaven Zusammenhangs zwischen der Größe des (Vergütungsausschusses des) Aufsichtsrats und dem Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden gemäß Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regression.....	137
Abb. 5:	Darstellung des konvexen Zusammenhangs zwischen der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats und dem Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden gemäß Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regression .....	140
Abb. 6:	Darstellung des konvexen Zusammenhangs zwischen dem Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs und dem Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden gemäß Random Firm Effects- und Industry Fixed Effects-Regression.....	143
Abb. 7:	Anzahl der DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr mit teils/nur größenabhängigen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung .....	196
Abb. 8:	Anteil der DAX-Unternehmen mit größenabhängigen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung an insgesamt berichtenden DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr.....	197
Abb. 9:	Anzahl der häufig verwendeten größenabhängigen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung.....	198

Abb. 10:	Anzahl der DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr, die nur/teils Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten.....	202
Abb. 11:	Anteil der DAX-Unternehmen mit Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung an insgesamt berichtenden DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr.....	203
Abb. 12:	Anzahl der häufig verwendeten Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung .....	204
Abb. 13:	Die Anzahl der Änderung(en) der Bemessungsgrundlagen für die kurzfristige Vorstandsvergütung in DAX-Unternehmen in den Jahren 2004–2009 und 2004–2010.....	209
Abb. 14:	Häufigkeiten des Einräumens von Ermessen, der Möglichkeit zur Vergabe von Sondertantiemen sowie der Bewertung individueller Leistung des Vorstands und des Einbeziehens individueller Ziele bei der Festsetzung der kurzfristigen Vorstandsvergütung in den Jahren 2004 bis 2010.....	212
Abb. 15:	Häufigkeit der Filterung verschiedener Sondereinflüsse im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 getrennt nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen .....	222
Abb. 16:	Häufigkeit der Filterung verschiedener Sondereinflüsse im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 getrennt nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen als Anteil in Prozent an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen .....	223
Abb. 17:	Häufigkeit der Filterung verschiedener Sondereinflüsse im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 als Anteil in Prozent an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen .....	224
Abb. 18:	Anteil der von der jeweiligen Filterung betroffenen DAX-Unternehmen an allen DAX-Unternehmen sowie an den untersuchten Unternehmen insgesamt.....	226
Abb. 19:	Abbildung des prozentualen Anteils der von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen	

	Vorstandsvergütung, die in Unternehmen verwendet wurden, die entweder ausschließlich auf absolute Kennzahlen oder nur auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen.....	229
Abb. 20:	Abbildung des prozentualen Anteils der Unternehmen, die entweder ausschließlich auf absolute Kennzahlen oder nur auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen .....	230

## Tabellenverzeichnis

Tab. 1:	Bedingte Wahrscheinlichkeiten des Outputs bei unterschiedlichen Anstrengungsniveaus .....	10
Tab. 2:	Übersicht über alle aufgestellten Hypothesen.....	72
Tab. 3:	Auflistung der Industrien gemäß DAXsupersector und der Häufigkeit und des prozentualen Anteils in und an der Stichprobe.....	74
Tab. 4:	Deskriptive Statistiken der Gesamtvergütung des Vorstandsvorsitzenden aller Unternehmen der Untersuchungsstichprobe .....	76
Tab. 5:	Deskriptive Statistiken aller untersuchten Performancemaße der Unternehmen der Untersuchungsstichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum.....	80
Tab. 6:	Deskriptive Statistiken aller untersuchten Größenmaße der Unternehmen der Untersuchungsstichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum.....	82
Tab. 7:	Deskriptive Statistiken aller untersuchten Corporate Governance-Variablen der Unternehmen der Untersuchungsstichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum.....	84
Tab. 8:	Deskriptive Statistiken aller untersuchten Kontrollvariablen der Unternehmen der Untersuchungsstichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum.....	88
Tab. 9:	Variablennamen der Unternehmensperformance, der Unternehmensgröße und der Kontroll-variablen .....	100
Tab. 10:	Random Firm Effects- und Fixed Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	103
Tab. 11:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	110
Tab. 12:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performancemaße mit	

	Umsatzerlösen, zeitverzögertem Tobin's Q, weiteren Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten .....	112
Tab. 13:	Random Firm Effects- sowie Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Performancemaße sowie Interaktionsvariablen der Performancemaße mit der Indexzugehörigkeit mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten ...	115
Tab. 14:	Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Performancemaße sowie Interaktionsvariablen der Performancemaße mit dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten .....	118
Tab. 15:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	120
Tab. 16:	Quantilregressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	122
Tab. 17:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2006 bis 2010 mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten .....	125
Tab. 18:	Quantilregressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2006 bis 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	127

Tab. 19:	Darstellung signifikant unterschiedlicher Koeffizienten der Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit den einzelnen Untersuchungsjahren zwischen verschiedenen Quantilen .....	128
Tab. 20:	Variablennamen der Corporate Governance-Indikatoren .....	130
Tab. 21:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten .....	131
Tab. 22:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	136
Tab. 23:	Quantilregressionen der Vergütung auf die unquadrierte und quadrierte Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	147
Tab. 24:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	151
Tab. 25:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses eines anderen (M)DAX-Unternehmens sind, auf die (zeitverzögerte) Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	155
Tab. 26:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf verschiedene Kombinationen von Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	158
Tab. 27:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die aus dem Zufall und Managementtalent resultierende Unternehmensperformance sowie	

	Interaktionsvariablen der Corporate Governance-Indikatoren mit dem Zufall mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	170
Tab. 28:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die aus dem Zufall und Managementtalent resultierende Unternehmensperformance sowie Interaktionsvariablen des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs mit dem Zufall und dem Managementtalent mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten.....	174
Tab. 29:	Industry Fixed Effects-Regressionen der zukünftigen Aktien- und Eigenkapitalrendite auf Excess Pay und Interaktionsterme von Excess Pay mit Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten .....	179
Tab. 30:	Übersicht über die Hypothesen und die empirischen Befunde .....	188
Tab. 31:	Übersicht zur Untersuchung von Korrelationen zwischen dem Wachstum von Unternehmen und der Verwendung rein größenabhängiger Bemessungsgrundlagen im Rahmen der kurzfristigen Vorstandsvergütung .....	199
Tab. 32:	Übersicht zur Untersuchung von Korrelationen zwischen dem Wachstum von Unternehmen und der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) im Rahmen der kurzfristigen Vorstandsvergütung.....	206
Tab. 33:	Korrelationen der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung mit der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen bzw. absoluten größenabhängigen Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der Vergütung .....	210
Tab. 34:	Deskriptive Statistiken des Konzernüberschusses und des EBIT der DAX-Unternehmen in den Jahren 2008 und 2009.....	213
Tab. 35:	Deskriptive Statistiken der kurzfristigen variablen Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen in den Jahren 2008 und 2009.....	214
Tab. 36:	Deskriptive Statistiken des Konzernüberschusses und des EBIT der DAX-Unternehmen in den Jahren 2009 und 2010.....	215

Tab. 37:	Deskriptive Statistiken der kurzfristigen variablen Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen in den Jahren 2009 und 2010.....	215
Tab. 38:	Korrelationen der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, des dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessens sowie der Vereinbarung individueller Ziele mit der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen oder absoluten größenabhängigen Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) sowie der Änderung von Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung .....	218
Tab. 39:	Korrelationen der Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse mit den untersuchten Jahren (2004 bis 2010) .....	227
Tab. 40:	Korrelationen der Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse mit der alleinigen Verwendung von nur Rentabilitätskennzahlen oder nur absoluten Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung.....	231
Tab. 41:	Korrelationen der Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse mit der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessen, individuellen Zielen sowie der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung .....	234

## Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
Abs.	Absatz
Abschr.	Abschreibung(en)
AG	Aktiengesellschaft
AG & Co. KGaA	Kommanditgesellschaft auf Aktien, deren Komplementär eine Aktiengesellschaft ist
Akt.	Aktivitäten
AktG	Aktiengesetz
Art.	Artikel
Aufw.	Aufwendungen
Außerpl.	Außerplanmäßige
bzw.	beziehungsweise
CEO	Chief Executive Officer
DCGK	Deutscher Corporate Governance Kodex
d. h.	das heißt
EBIT	Earnings before Interest and Taxes
EBITDA	Earnings before Interest, Taxes, Depreciation and Amortization
Ertr.	Erträge
et al.	und andere
EUR	Euro
ff.	und die folgenden
fortg.	fortgeführte(n)
HGB	Handelsgesetzbuch
Hrsg.	Herausgeber
http	Hypertext Transfer Protocol
insg.	insgesamt
InstitutsVergV	Verordnung über die aufsichtsrechtlichen Anforderungen an Vergütungssysteme von Instituten
IFRS	International Financial Reporting Standards
Jg.	Jahrgang
KGaA	Kommanditgesellschaft auf Aktien
KonTraG	Gesetz zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich

LEN-Modell	Linear-Exponential-Normal-Modell
lit.	Buchstabe
Mio.	Million(en)
MPA	Managerial Power Approach
NACE	Nomenclature statistique des activités économiques dans la Communauté européenne (= Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft)
No.	Number
Nr.	Nummer
OCA	Optimal Contracting Approach
o. g.	oben genannte(r)(n)
OLS	Ordinary Least Squares
Personalmaßn.	Personalmaßnahmen
R.	Report
Restrukt.	Restrukturierung(en)
S.	Seite
SE	Societas Europaea
SEC	Securities and Exchange Commission
SIC	Standard Industrial Classification
sog.	sogenannte(n)(r)
Tab.	Tabelle
u. a.	und andere
Unterabs.	Unterabsatz
US	United States
USA	United States of America
US-GAAP	United States Generally Accepted Accounting Principles
VergAnfG	Gesetz über die aufsichtsrechtlichen Anforderungen an die Vergütungssysteme von Instituten und Versicherungsunternehmen
vgl.	vergleiche
VIF	Variance Inflation Factor
Vol.	Volume
VorstAG	Gesetz zur Angemessenheit der Vorstandsvergütung
VorstKoG	Gesetz zur Verbesserung der Kontrolle der Vorstandsvergütung und zur Änderung weiterer aktienrechtlicher Vorschriften

VorstOG	Gesetz über die Offenlegung der Vorstandsvergütungen
WpHG	Gesetz über den Wertpapierhandel
www	World Wide Web
z. B.	zum Beispiel
Zshg.	Zusammenhang

## Symbolverzeichnis

$a$	Anstrengungsniveau
$\beta$	Koeffizient
$k$	Anzahl der erklärenden Variablen/Kontrollvariablen
$\gamma_t$	Jahresspezifischer Effekt
$\varepsilon$	Fehlerterm
exp	Exponentialfunktion
ln	Natürlicher Logarithmus
max	Maximierungsproblem
$n$	Anzahl der Beobachtungen
$N$	Anzahl der Unternehmen
$p$	Wahrscheinlichkeit
$R^2$	Bestimmtheitsmaß
$T$	Anzahl der Jahre
$u_i$	Unternehmensspezifischer Effekt
$u_j$	Industriespezifischer Effekt
$U$	Nutzen
$\bar{U}$	Reservationsnutzen
$v$	Disnutzen
$w$	Entlohnung
$x$	Output (Kapitel 2), unabhängige Variable (Kapitel 5)
$\mathbf{x}$	Vektor der unabhängigen Variablen (Kapitel 5)
$y$	Abhängige Variable
$z$	Umweltzustand
Subskript „ $i$ “	Unternehmensindex
Subskript „ $j$ “	Industrieindex
Subskript „ $l$ “	„niedrig“
Subskript „ $h$ “	„hoch“
Subskript „ $t$ “	Zeitindex
$\partial$	Partielle Ableitung
%	Prozent
§	Paragraph

- $\Delta$  Differenz, Änderung
- \* Indikator des Signifikanzniveaus

## Anhangsverzeichnis

Anhang A:	Alphabetische Übersicht aller Unternehmen der Untersuchungsstichprobe der empirischen Untersuchung in Kapitel 5 mit entsprechender Industriezuordnung gemäß DAXsupersector sowie Angabe der DAX-Zugehörigkeit gemäß Vergütungsstudien des Manager Magazins für die einzelnen Untersuchungsjahre .....	247
Anhang B:	Deskriptive Statistiken der Vergütungsdaten getrennt nach DAX und MDAX .....	249
Anhang C:	Vollständige deskriptive Statistiken der Performancemaße .....	250
Anhang D:	Vollständige deskriptive Statistiken der Größenmaße.....	255
Anhang E:	Vollständige deskriptive Statistiken der Corporate Governance-Variablen .....	256
Anhang F:	Vollständige deskriptive Statistiken der Kontrollvariablen.....	260
Anhang G:	Häufigkeitsverteilung der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden.....	262
Anhang H:	Häufigkeitsverteilungen der Performancemaße.....	263
Anhang I:	Häufigkeitsverteilungen der Größenmaße .....	268
Anhang J:	Häufigkeitsverteilungen der Corporate Governance-Variablen .....	269
Anhang K:	Häufigkeitsverteilungen der Kontrollvariablen .....	273
Anhang L:	Liste aller Variablennamen mit Definition, Berechnung und Quelle ...	275
Anhang M:	Korrelationstabelle der Performance-, Größen-, Corporate Governance-, und Kontrollvariablen .....	278
Anhang N:	Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf Performancemaße mit Bilanzsumme, Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	279
Anhang O:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Performancemaße mit Bilanzsumme, Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	280
Anhang P:	Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die industrieadjustierten Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	281

Anhang Q:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Performancemaße mit Bilanzsumme, Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	282
Anhang R:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die industrieadjustierten Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	283
Anhang S:	Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performance mit Vorjahres-Tobin's Q, Kontrollvariablen, Jahreseffekten .....	284
Anhang T:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performance mit Vorjahres-Tobin's Q, Kontrollvariablen, Jahreseffekten .....	285
Anhang U:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performance mit Vorjahres-Tobin's Q, Kontrollvariablen, Jahreseffekten .....	286
Anhang V:	Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Performancemaße sowie Interaktionsvariablen der Performancemaße mit dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses, Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	287
Anhang W:	Quantilregressionen der Vergütung auf die Aktienrendite sowie Interaktionsvariablen der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	288
Anhang X:	Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Aktienrendite sowie Interaktionsvariablen der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2006 bis 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	289
Anhang Y:	Quantilregressionen der Vergütung auf die Aktienrendite sowie Interaktionsvariablen der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2007 bis 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	290

Anhang Z:	Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	291
Anhang AA:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	292
Anhang BB:	Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf jeweils zwei korrespondierende Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme mit dem Jahr 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	293
Anhang CC:	Quantilregressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	294
Anhang DD:	Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	301
Anhang EE:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	302
Anhang FF:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	303
Anhang GG:	Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf jeweils zwei korrespondierende unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme mit dem Jahr 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	304

Anhang HH:	Quantilregressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	305
Anhang II:	Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf Corporate Governance-Variablen und Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	311
Anhang JJ:	Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Corporate Governance-Variablen und Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	312
Anhang KK:	Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Corporate Governance-Variablen und Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	313
Anhang LL:	Quantilregressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	314
Anhang MM:	Firm Fixed Effects-Regression der Eigenkapitalrendite auf die durchschnittliche Eigenkapitalrendite der Industrie als Indikator für den Zufall mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten .....	321
Anhang NN:	Industry Fixed Effects-Regressionen der zukünftigen Eigenkapitalrendite auf Excess Pay und Interaktionsterme von Excess Pay mit Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten.....	322
Anhang OO:	Alphabetische Übersicht aller Unternehmen der Untersuchungsstichprobe der Detailanalyse der kurzfristigen variablen Vergütung in Kapitel 6 .....	323
Anhang PP:	Abbildungen zur absoluten Häufigkeit der Filterung von Sondereinflüssen bei den Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen	

	Vorstandsvergütung für die Jahre 2004 bis 2010 getrennt nach Rentabilitätskennzahlen und absoluten Erfolgskennzahlen.....	324
Anhang QQ:	Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen für die Jahre 2004 bis 2010 getrennt nach Rentabilitätskennzahlen und absoluten Erfolgskennzahlen.....	328
Anhang RR:	Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen für die Jahre 2004 bis 2010.....	332
Anhang SS:	Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Unternehmen an allen DAX-Unternehmen sowie an den insgesamt untersuchten Unternehmen für die Jahre 2004 bis 2010.....	336
Anhang TT:	Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung, die in Unternehmen verwendet wurden, die ausschließlich entweder auf absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen für die Jahre 2004 bis 2010.....	340
Anhang UU:	Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung, die in Unternehmen verwendet wurden, die ausschließlich auf absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen für den gesamten untersuchten Zeitraum sowie einzeln für die Jahre 2004 bis 2010 (getrennt nach absoluten Kennzahlen und Rentabilitätskennzahlen).....	344
Anhang VV:	Abbildungen des prozentualen Anteils der Unternehmen, die entweder ausschließlich auf absolute Kennzahlen oder nur auf	

Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen für die Jahre 2004 bis 2010 .....	349
--	-----

# 1 Einführung

„Maßlosigkeit darf (...) nicht sein.“<sup>1</sup> Spätestens, wenn sich die Bundeskanzlerin im Wahlkampfauftakt mit derlei klaren Worten zu einer Debatte äußert, wird deutlich, dass ein Thema keineswegs mehr nur im Fokus der wissenschaftlichen Analyse steht, sondern längst auch in der breiten Öffentlichkeit mitunter kontrovers diskutiert wird. Gerade in der akademischen Welt sind die Vergütungsmechanismen von Vorständen aber bereits seit über 20 Jahren ein vielfach sowohl empirisch als auch theoretisch untersuchtes Themengebiet. Vor dem Hintergrund der unvermindert hohen Relevanz und Aktualität der Entlohnungsstrukturen von Topmanagern widmet sich diese Arbeit der empirischen Analyse der Vorstandsvergütung in deutschen Großkonzernen.

## 1.1 Theoretische und praktische Relevanz

Im Gegensatz zu vielen anderen in der Wissenschaft zwar relevanten, öffentlich aber kaum wahrgenommenen Themen steht die Vergütung von Vorständen häufig im Fokus der medialen Berichterstattung und ist Ziel gesetzlicher Regulierungen. Während der seit 1985 verpflichtend vorgeschriebene Kollektivausweis sowie die seit 2005 bestehende Vorgabe zum Individualausweis der Vorstandsvergütung<sup>2</sup> überhaupt erst zu einer entsprechenden öffentlichen Verfügbarkeit der Daten geführt haben, steht in den Medien insbesondere die Höhe der Gesamtentlohnung oftmals in der Kritik.<sup>3</sup> Dies ist vor allem dem Umstand geschuldet, dass die durchschnittliche Vorstandsvergütung insbesondere seit Mitte der 1990er Jahre deutlich stärker gestiegen ist als die durchschnittliche Entlohnung der Arbeitnehmer.<sup>4</sup> So betrug das durchschnittliche Vorstandsgehalt in DAX-Unternehmen im Jahr 1987 rund das 14-fache der mittleren Entlohnung der Mitarbeiter; im Jahr 2010 belief es sich bereits auf das 49-fache.<sup>5</sup>

Die weltweite Finanz- und Wirtschaftskrise seit 2008 hat einerseits zu einer weiteren Intensivierung der wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit Vergütungs-

---

<sup>1</sup> So äußerte sich Bundeskanzlerin Dr. Angela Merkel im Interview mit der Freien Presse im März 2013 zur Vergütung deutscher Topmanager (vgl. Lindner/Kleditzsch (2013), S. 5).

<sup>2</sup> In Deutschland ist seit 1985 gemäß § 285 Abs. 9a Handelsgesetzbuch (HGB) ein kollektiver Ausweis der Vorstandsvergütung und seit dem 31. Dezember 2005 mit dem Inkrafttreten des Vorstandsvergütungs-Offenlegungsgesetzes (VorstOG) die individualisierte Veröffentlichung der Vorstandsgehälter börsennotierter Unternehmen vorgeschrieben.

<sup>3</sup> Vgl. z. B. Core/Guay/Larcker (2008), S. 23, die über 11.000 Presseartikel im Zusammenhang mit der Vorstandsvergütung in US-amerikanischen Unternehmen untersuchen.

<sup>4</sup> Vgl. etwa Schmidt/Schwalbach (2007), S. 111.

<sup>5</sup> Vgl. Schwalbach (2011), S. 5.

mechanismen,<sup>6</sup> andererseits aber vor allem auch zu einer über die Ländergrenzen hinweg zu beobachtenden öffentlichen Empörung über Bonuszahlungen von Vorständen in Kreditinstituten geführt, die mithilfe öffentlicher Gelder unterstützt wurden.<sup>7</sup> Unter anderem diese neu entbrannte Diskussion über die Höhe und die Mechanismen der Vergütung von Topmanagern resultierte (weltweit) in zahlreichen neuen gesetzlichen Regulierungen bzw. Regulierungsvorhaben. In Deutschland etwa ist in diesem Zuge im August 2009 das Gesetz zur Angemessenheit der Vorstandsvergütung (VorstAG) in Kraft getreten, in dem unter anderem verschiedene Restriktionen hinsichtlich unterschiedlicher Entlohnungsbestandteile und der Kompetenzen zum Beschluss der Vergütung sowie erweiterte Haftungserfordernisse von Aufsichtsrat und Vorstand festgelegt wurden. Knapp ein Jahr später trat im Juli 2010 das Gesetz über die aufsichtsrechtlichen Anforderungen an die Vergütungssysteme von Instituten und Versicherungsunternehmen (VergAnfG) in Kraft. Auf EU-Ebene wurde darüber hinaus im Februar 2013 die ab 2014 geltende Begrenzung von Bonuszahlungen bei Kreditinstituten beschlossen,<sup>8</sup> und im Juni 2013 hat der Deutsche Bundestag das Gesetz zur Verbesserung der Kontrolle der Vorstandsvergütung und zur Änderung weiterer aktienrechtlicher Vorschriften (VorstKoG; vormals Aktienrechtsnovelle 2012) verabschiedet, das unter anderem ein jährliches Votum der Hauptversammlung zur Vorstandsvergütung verbindlich vorschreibt.<sup>9</sup> Das heterogene Meinungsbild zur Entlohnung von Topmanagern wird durch die Tatsache verdeutlicht, dass genau diese geplante Neuregelung im September 2013 vorerst zur Blockade des Gesetzes durch den Bundesrat geführt hat.<sup>10</sup>

Der zunehmenden Regulierung geht aus wissenschaftlicher Sicht die Frage voraus, ob die beobachteten Formen der Vergütung auf eine funktionierende Interessenharmonisierung zwischen Aktionären und Vorstand hindeuten oder aber die Ausgestaltung der Entlohnungsmechanismen möglicherweise tatsächlich zu Fehlanreizen für Topmanager führt und somit auch zur weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise beigetragen hat.<sup>11</sup> Dabei steht im Fokus der akademischen Betrachtung vielmehr die Struktur als die Höhe der Vergütung. Schon 1990 titelten die renommierten Autoren Jensen und Murphy

---

<sup>6</sup> Vgl. beispielhaft Kandel (2009), S. 405.

<sup>7</sup> Vgl. z. B. Conyon (2011), S. 400.

<sup>8</sup> Vgl. Art. 94 Abs. 1 lit. g) Unterabs. (i) Richtlinie 2013/36/EU.

<sup>9</sup> Vgl. Drucksache des Deutschen Bundestags 17/14214 (2013), S. 3.

<sup>10</sup> Vgl. Drucksache des Bundesrats 637/13 (Beschluss) (2013).

<sup>11</sup> Vgl. z. B. Bebchuk/Fried (2010), S. 99; Vieito/Khan (2012), S. 372. Vgl. zur Diskussion, inwieweit die Bonuszahlungen von Bankmanagern möglicherweise zur Finanzkrise beigetragen haben, auch Conyon et al. (2011), S. 100–106.

(1990a) in einer vielzitierten Studie: „It’s Not How Much You Pay, But How“<sup>12</sup>. In der Tat haben die Ergebnisse zahlreicher empirischer Studien das Zustandekommen anreizkompatibler Vertragsstrukturen zunehmend in Frage gestellt. Neben einer teilweise nur sehr schwach ausgeprägten Performanceabhängigkeit der Vergütung insgesamt<sup>13</sup> wurden unter anderem häufig (teils vertraglich nicht vereinbarte) Sonderzahlungen<sup>14</sup> mit fraglichem Anreizeffekt, die Gewährung nicht-monetärer versteckter Vergütungsbestandteile<sup>15</sup> und der Einfluss verschiedener institutioneller Ausprägungen auf die Entlohnung<sup>16</sup> festgestellt.

Diese mit dem klassischen Verständnis über das Zustandekommen von Verträgen unter der Annahme der Interessenharmonisierung von Managern und Aktionären zunächst kaum oder nicht erklärbaren Beobachtungen haben zur Entwicklung alternativer Erklärungsmodelle zur Vorstandsvergütung geführt. So konkurrieren spätestens seit der Veröffentlichung des Buches „Pay without Performance“ der Autoren Bebchuk und Fried (2004), das eine zusammenfassende Übersicht und Würdigung von Befunden, die gegen das Zustandekommen optimaler Verträge sprechen, darstellt, zwei alternative Erklärungsansätze zur Vorstandsvergütung: Während die Verfechter des klassischen Ansatzes sowohl auf Basis neuer theoretischer als auch empirischer Arbeiten davon ausgehen, dass eine Interessenharmonisierung zwischen Aktionären und Vorständen zustande kommt,<sup>17</sup> die (zusätzliche) gesetzliche Regulierungen obsolet oder gar schädlich erscheinen lässt,<sup>18</sup> gehen die Anhänger des alternativen Erklärungsmodells davon aus, dass die beobachteten Formen der Vergütung aus einem zu den Vorständen hin verschobenen Machtverhältnis resultieren, das es ihnen erlaubt, sich auf Kosten der Aktionäre zu bereichern.<sup>19</sup> In diesem Fall erscheint der gesetzliche Eingriff opportun und nützlich, wenn auf anderem Wege keine Beschränkung einer etwaigen Bereicherungsmöglichkeit von Vorständen herbeigeführt werden kann.

---

<sup>12</sup> Jensen/Murphy (1990a), S. 138.

<sup>13</sup> Vgl. beispielhaft Jensen/Murphy (1990b), S. 262.

<sup>14</sup> Vgl. exemplarisch Blanchard/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1994), S. 358, sowie Grinstein/Hribar (2004), S. 142.

<sup>15</sup> Vgl. etwa Yermack (2006).

<sup>16</sup> Vgl. beispielhaft Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 403.

<sup>17</sup> Vgl. dazu beispielsweise die Literaturstudien von Edmans/Gabaix (2009) und Maug/Albrecht (2011).

<sup>18</sup> Vgl. zu einem empirischen Befund zu negativen Auswirkungen zusätzlicher Regulierungen z. B. Larcker/Ormazabal/Taylor (2011), S. 431.

<sup>19</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2003), S. 72; Bebchuk/Fried (2004), S. 23–36.

## 1.2 Zielsetzung und Aufbau der Arbeit

Eine Vielzahl empirischer Arbeiten stützt sich auf die Untersuchung der Vorstandsvergütung in US-amerikanischen Unternehmen, während für deutsche Firmen deutlich weniger Studien existieren, die darüber hinaus häufig relativ weit zurückliegende Zeiträume erfassen. Gerade aufgrund zahlreicher Unterschiede zwischen den USA und Deutschland sind jedoch die Studienergebnisse US-amerikanischer Unternehmen nicht oder nur eingeschränkt auf deutsche Firmen übertragbar: Während die USA beispielsweise vor allem durch kleine Aktionäre geprägt sind, sind in Deutschland meist große Aktionäre die Regel.<sup>20</sup> Ein weiterer wesentlicher Unterschied betrifft die Organisationsstruktur der Unternehmen: Im Gegensatz zur in Deutschland bestehenden dualistischen Struktur mit einer institutionellen Trennung von Aufsichtsrat und Vorstand<sup>21</sup> sind US-amerikanische Unternehmen monistisch in Form eines „Board of Directors“ organisiert, das die Aufgaben von Aufsichtsrat und Vorstand in sich vereint.<sup>22</sup> Außerdem unterscheiden sich die Vergütung US-amerikanischer und deutscher Vorstände bezüglich ihrer Zusammensetzung wesentlich voneinander.<sup>23</sup>

Unter Berücksichtigung der bisherigen Studienlage, der weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise sowie der zunehmenden Regulierung der Vergütung auch in Deutschland widmet sich diese Arbeit einer umfassenden empirischen Analyse der Vorstandsvergütung in deutschen Großunternehmen, die sich über einen mehrjährigen Zeitraum bis einschließlich 2010 erstreckt, sodass neben der Manifestation der Auswirkungen der Krise auch bereits mögliche kurzfristige Auswirkungen des VorstAG untersucht werden können. Im Fokus steht dabei vor allem, ein Verständnis wesentlicher Wirkmechanismen der Vorstandsvergütung in deutschen Konzernen zu erlangen. Die Analyse dient dabei nicht nur der Aufdeckung möglicher Parallelen oder Unterschiede zu den Ergebnissen gerade früherer US-amerikanischer Studien, sondern auch der Identifikation möglicher Veränderungen im Zeitablauf innerhalb von Deutschland. Darüber hinaus bietet sich auf Basis der empirischen Befunde eine erste Möglichkeit, neben etwaiger

---

<sup>20</sup> Vgl. Franks/Mayer/Wagner (2006), S. 537.

<sup>21</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass auch in Deutschland die Implementierung einer monistischen Organisationsstruktur im Rahmen einer Europäischen Gesellschaft (Societas Europaea (SE)) möglich ist, bis dato aber insbesondere bei Großunternehmen auch im Falle einer Umwandlung der Rechtsform die dualistische Struktur beibehalten wurde.

<sup>22</sup> Vgl. Dittmann/Maug/Schneider (2010), S. 41; Kara (2010), S. 17–18.

<sup>23</sup> Dies betrifft insbesondere die eigenkapitalbasierten Vergütungsbestandteile. Vgl. zu einer diesbezüglichen Analyse europäischer und US-amerikanischer Vorstände z. B. Conyon et al. (2011), S. 111–112.

Auswirkungen auch den potentiellen Nutzen neuer Gesetze und insbesondere des VorstAG für die Aktionäre zu evaluieren. Zum Zwecke einer möglichst vielschichtigen Analyse erfolgt dabei sowohl eine umfassende statistisch-ökonomische Untersuchung der Gesamtvergütung in DAX- und MDAX-Unternehmen von 2005 bis 2010 als auch eine Detailanalyse der kurzfristigen Entlohnungsbestandteile in DAX-Unternehmen von 2004 bis 2010.

Der Aufbau der Arbeit stellt sich im Detail wie folgt dar: In Kapitel 2 erfolgt zunächst eine grundlegende Darstellung der beiden konträren Betrachtungsweisen zum Zustandekommen von Vorstandsverträgen sowie eine umfassende Vorstellung des aktuellen Forschungsstands zu wichtigen Themenkomplexen im Bereich der Vorstandsvergütung unter Würdigung vor dem Hintergrund der beiden Erklärungsansätze. In Kapitel 3 werden empirisch überprüfbare Hypothesen für die statistisch-ökonomische Untersuchung entwickelt. Hier stehen neben der Performanceabhängigkeit der Entlohnung an sich der Einfluss unterschiedlicher Indikatoren der Corporate Governance auf die Höhe und Performancesensitivität der Entlohnung, aber auch auf die Abhängigkeit der Entlohnung von zufälligen Unternehmensentwicklungen sowie auf den Zusammenhang zwischen der Vergütung und zukünftigem Unternehmenserfolg im Fokus der Hypothesenbildung. Eine detaillierte Datenbeschreibung aller verwendeten Variablen wird in Kapitel 4 vorgenommen.

Die empirische Überprüfung der Hypothesen erfolgt in Kapitel 5. Auf Basis multipler Regressionsanalysen, die zum Zwecke einer möglichst vielseitigen Analyse möglicher Zusammenhänge mithilfe verschiedener Schätzer durchgeführt werden, die im Detail in Abschnitt 5.1 erläutert werden, erfolgt analog zur Reihenfolge der gebildeten Hypothesen zunächst die Untersuchung der Performanceabhängigkeit der Entlohnung in Abschnitt 5.2. Anschließend wird analysiert, inwieweit verschiedene Indikatoren der Corporate Governance Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Entlohnung ausüben. Die Zufallssensitivität der Vergütung sowie die Abhängigkeit dieser Sensitivität von der Ausprägung institutioneller Rahmenbedingungen wird in Abschnitt 5.4 untersucht. Im Anschluss erfolgt die Analyse des Zusammenhangs zwischen einem Übervergütungsmaß und der zukünftigen Unternehmensperformance. Auch hier wird untersucht, inwieweit diese Zusammenhänge von verschiedenen Corporate Governance-Variablen beeinflusst werden. Eine zusammenfassende Übersicht auch unter Illustration der verworfenen und nicht abgelehnten Hypothesen wird in Abschnitt 5.6 dargestellt.

In Anknüpfung an die Ergebnisse der statistisch-ökonomischen Untersuchung erfolgt in Kapitel 6 eine Detailanalyse der kurzfristigen Vorstandsvergütung in DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010. Dieses Kapitel dient schwerpunktmäßig der quantitativen Erfassung verschiedener Arten von Bemessungsgrundlagen, Besonderheiten bei der Festsetzung der kurzfristigen Vergütung durch den Aufsichtsrat sowie der systematischen Filterung von Sondereinflüssen bei den der kurzfristigen Entlohnung zugrunde liegenden Erfolgskennzahlen, die tendenziell Hinweise auf eine fehlende Interessenharmonisierung von Vorstand und Aktionären geben können. Darüber hinaus wird etwaig gehäuftes Auftreten mehrerer diesbezüglicher Ausgestaltungen der kurzfristigen Vergütung mithilfe von Korrelationsanalysen untersucht.

Die Arbeit schließt in Kapitel 7 mit einer zusammenfassenden Schlussbetrachtung, im Rahmen derer die zentralen empirischen Befunde sowohl unter Berücksichtigung früherer US-amerikanischer und deutscher Studien als auch unter Würdigung vor dem Hintergrund der zunehmenden Regulierung der Vergütung dargestellt werden. Darüber hinaus werden Limitationen erläutert und es erfolgt ein Ausblick auf mögliche zukünftige Forschungsfelder und -fragen.

## 2 Erklärungsansätze der Vorstandsvergütung

In diesem Kapitel werden die theoretischen Grundlagen der Managervergütung dargestellt.<sup>24</sup> Dabei gibt es zwei konträre Betrachtungsweisen, wie Vorstandsentslohnung in der Realität zustande kommt, die beide im Folgenden erläutert werden sollen. Zunächst wird in Abschnitt 2.1 der klassische Ansatz, der „Optimal Contracting Approach“ (OCA),<sup>25</sup> vorgestellt. Anschließend wird der neuere Ansatz, der Managerial Power Approach (MPA),<sup>26</sup> der aus der Kritik am OCA entstanden ist, grundlegend beschrieben. In Abschnitt 2.3 erfolgt eine umfassende Darstellung und Würdigung vielfach diskutierter empirischer Beobachtungen vor dem Hintergrund der dargestellten Erklärungsansätze.

### 2.1 Der Optimal Contracting Approach

Vor allem durch die zunehmende Verbreitung von Publikumsaktiengesellschaften im Laufe des 20. Jahrhunderts<sup>27</sup> ist ein Problem in den Mittelpunkt des Interesses der wirtschaftswissenschaftlichen Forschung gerückt, das schon von Adam Smith erkannt und thematisiert wurde: Die Trennung von Eigentum und Kontrolle.<sup>28</sup>

Bei modernen Aktiengesellschaften verteilt sich das Eigentum typischerweise auf eine Vielzahl verschiedener Anteilseigner. Aus diesem Grund muss die Führung des Unternehmens an Manager delegiert werden.<sup>29</sup> Dies ist von Vorteil, da Manager (im Gegensatz zu den Aktionären) spezifische Kenntnisse in der Leitung von Unternehmen besitzen.<sup>30</sup> Ein gewichtiger Nachteil besteht aber darin, dass die Präferenzen von Eigentümern und Managern in den meisten Fällen divergieren.<sup>31</sup> Während Aktionäre an der Maximierung des Unternehmenswertes interessiert sind,<sup>32</sup> können Manager ein Interesse haben, sich monetär und nicht-monetär auf Kosten der Eigentümer zu bereichern und somit ihren Nutzen zu maximieren.<sup>33</sup> Die für den Manager optimalen Handlungsalterna-

---

<sup>24</sup> Bei diesem Kapitel handelt es sich um eine aktualisierte und deutlich erweiterte Fassung eines gleichlautenden Kapitels aus der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 3–19). Wesentliche (nahezu) wortgleich übernommene Passagen werden gesondert kenntlich gemacht.

<sup>25</sup> Vgl. Bebchuk/Fried/Walker (2002), S. 761.

<sup>26</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2003), S. 72.

<sup>27</sup> Vgl. bereits Berle/Means (1932), S. 47–53, zur Relevanz von Publikumsaktiengesellschaften.

<sup>28</sup> Vgl. Smith (1776), S. 629–630.

<sup>29</sup> Vgl. Gabor (2006), S. 85.

<sup>30</sup> Vgl. Shleifer/Vishny (1997), S. 740.

<sup>31</sup> Vgl. Jensen/Meckling (1976), S. 308.

<sup>32</sup> Vgl. Schöndube (2008), S. 3.

<sup>33</sup> Vgl. z. B. Jensen/Meckling (1976), S. 312; Shleifer/Vishny (1997), S. 742; Yermack (2006).

tiven führen demnach zu negativen externen Effekten für die Eigentümer.<sup>34</sup> Die Beziehung zwischen Eigentümern und Managern wird allgemein als Agency-Beziehung bezeichnet.<sup>35</sup> Ziel der normativen Agency-Theorie ist es, Verträge zu entwerfen, die zur Interessenharmonisierung von Managern und Anteilseignern führen.<sup>36</sup>

Im Rahmen des OCAs wird davon ausgegangen, dass diese Interessenharmonisierung funktioniert und zwischen Eigentümern und Managern optimale, anreizkompatible Verträge zustande kommen. Diese Verträge lassen sich grundlegend mithilfe des Basismodells der Prinzipal-Agenten-Theorie beschreiben, das im Folgenden dargestellt wird.

### 2.1.1 Das Prinzipal-Agenten-Modell

Wie bereits zuvor erläutert, entsteht durch die Trennung von Eigentum und Kontrolle in (Publikums-)Aktiengesellschaften eine Agency-Beziehung zwischen Aktionären und Managern eines Unternehmens. Dabei engagieren die Anteilseigner (Prinzipal) die Manager (Agent) für die Leitung ihres Unternehmens.<sup>37</sup> Sofern alle Handlungen eines Managers beobachtbar sind, kann die Entlohnung direkt an dessen Arbeitsleistung gekoppelt werden (First-Best-Lösung). Bei Informationsasymmetrien ist dies jedoch nicht möglich.<sup>38</sup> Allgemein können Informationsasymmetrien in Form von „Hidden Information“ und „Hidden Actions“ auftreten. Im Fall von Hidden Information verfügt der Agent über Informationen, die dem Prinzipal nicht zugänglich sind; bei Hidden Actions kann der Agent Handlungen durchführen, die für den Prinzipal nicht beobachtbar sind.<sup>39</sup> Für die hier betrachtete Situation ist maßgeblich der Fall der Hidden Action von Bedeutung.<sup>40</sup>

Es wird unterstellt, dass der Prinzipal risikoneutral ist und den erwarteten Output des Unternehmens zu maximieren versucht.<sup>41</sup> Der Agent hingegen ist risikoavers und bestrebt, seinen Nutzen zu maximieren. Er kann zwischen zwei Anstrengungsniveaus

---

<sup>34</sup> Vgl. Spremann (1987), S. 6.

<sup>35</sup> Vgl. Jensen/Meckling (1976), S. 308.

<sup>36</sup> Vgl. Ferstl (2000), S. 22–23; Meyer (2004), S. 61.

<sup>37</sup> Vgl. Jensen/Meckling (1976), S. 308; Meyer (2004), S. 64–65.

<sup>38</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 368.

<sup>39</sup> Vgl. Petersen (1989), S. 31–32; Spremann (1987), S. 6–7.

<sup>40</sup> Alle folgenden Ausführungen zum formalen, binären Prinzipal-Agenten-Modell beziehen sich auf Meyer (2004), S. 81–92, und Ewert/Wagenhofer (2008), S. 367–372.

<sup>41</sup> Im Allgemeinen wird dies z. B. der Gewinn des Unternehmens sein; andere Größen kommen aber ebenso in Betracht (vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 368).

wählen: hohem Arbeitseinsatz  $a_h$  und geringem Arbeitseinsatz  $a_l$ .<sup>42</sup> Hoher Arbeitseinsatz führt zu höherem Arbeitsleid ( $v$ ) als geringer Arbeitseinsatz; der Manager erfährt somit einen stärkeren Disnutzen, wenn er sich im Interesse der Aktionäre im Unternehmen engagiert:  $v(a_h) > v(a_l)$ .

Da der Arbeitseinsatz nicht beobachtet werden kann (Hidden Action), muss die Entlohnung des Agenten an eine mit dem Arbeitseinsatz korrelierte Größe geknüpft werden; hier kommt beispielsweise der Gewinn des Unternehmens infrage. Dieser ist allerdings nicht nur vom Arbeitseinsatz abhängig (sonst käme es aufgrund der indirekten Beobachtbarkeit der Arbeitsleistung wieder zur First-Best-Lösung, siehe oben), sondern auch von exogenen Umweltzuständen, die durch die diskrete Zufallsvariable  $z$  dargestellt werden. Auch für den Gewinn gibt es nur zwei Ausprägungen: Hohen Gewinn  $x_h$  und niedrigen Gewinn  $x_l$ . Die Entlohnung ( $w$ ) kann dementsprechend auch nur entweder hoch oder niedrig sein und hängt vom beobachteten Gewinn ab:  $w_h > w_l$ . Die Zusammenhänge sind noch einmal in den Gleichungen (1) bis (4) dargestellt:

Produktionsfunktion:

$$(1) \quad x = x(a, z) \quad \text{mit } x(a_h) = x_h > x(a_l) = x_l$$

Entlohnungsfunktion:

$$(2) \quad w = w(x) \quad \text{mit } w(x_h) = w_h > w(x_l) = w_l$$

Arbeitsleidfunktion des Agenten:

$$(3) \quad v = v(a) \quad \text{mit } v(a_h) = v_h > v(a_l) = v_l$$

Nutzenfunktion des Agenten:

$$(4) \quad U(w, a) = \sqrt{w} - v$$

Die Nutzenfunktion ist additiv in der Entlohnung  $w$  und dem Disnutzen der Arbeit  $v$ . Die strenge Konkavität in  $w$  drückt die Risikoscheu des Agenten aus (beispielhaft wurde hier die Wurzelfunktion gewählt). Die Nutzenfunktion ist auch dem Prinzipal bekannt. Da der beobachtbare Gewinn mit dem nicht beobachtbaren Arbeitseinsatz korreliert ist, ergeben sich die bedingten Wahrscheinlichkeiten des Gewinns in Tab. 1.

---

<sup>42</sup> Hoher Arbeitseinsatz bedeutet hier, dass der Manager bzw. Agent nur Handlungen im Sinne der Aktionäre bzw. des Prinzipals durchführt, geringer Arbeitseinsatz, dass er jene Handlungen unterlässt oder andere Aktionen durchführt.

	Hohe Anstrengung $a_h$	Geringe Anstrengung $a_l$	mit
Hoher Output $x_h$	$p(x_h a_h)$	$p(x_h a_l)$	$p(x_h a_h) > p(x_h a_l)$
Niedriger Output $x_l$	$p(x_l a_h)$	$p(x_l a_l)$	$p(x_l a_h) < p(x_l a_l)$

Tab. 1: Bedingte Wahrscheinlichkeiten des Outputs bei unterschiedlichen Anstrengungsniveaus  
(Quelle: Meyer (2004), S. 82).

Somit ist ein hohes Anstrengungsniveau auch mit einer höheren Wahrscheinlichkeit des hohen Outputs verbunden als das niedrige Anstrengungsniveau. Spiegelbildlich ist die Wahrscheinlichkeit eines geringen Outputs bei niedrigem Anstrengungsniveau höher als bei hoher Anstrengung.  $p(x_h|a_h)$  und  $p(x_l|a_h)$  sowie  $p(x_h|a_l)$  und  $p(x_l|a_l)$  addieren sich jeweils zu 1.

Der Prinzipal maximiert nun den Erwartungswert des Outputs bei hohem Anstrengungsniveau abzüglich der Vergütung für den Agenten:

$$(5) \quad \max_{w_h, w_l} p(x_h|a_h) \cdot (x_h - w_h) + p(x_l|a_h) \cdot (x_l - w_l)$$

Dabei muss er zwei Nebenbedingungen berücksichtigen: Die Anreizbedingung, die sicherstellt, dass der Agent bei hohem Arbeitseinsatz einen (infinitesimal) höheren Erwartungsnutzen hat als bei niedrigem Arbeitseinsatz (Gleichung (6))

$$(6) \quad p(x_h|a_h) \cdot U(w_h) + p(x_l|a_h) \cdot U(w_l) - v_h \\ \geq p(x_h|a_l) \cdot U(w_h) + p(x_l|a_l) \cdot U(w_l) - v_l$$

sowie die Teilnahmebedingung, die sicherstellt, dass sein Erwartungsnutzen bei hohem Arbeitseinsatz mindestens dem Nutzenniveau  $\bar{U}$  einer alternativen Beschäftigung (Reservationsnutzen) entspricht:

$$(7) \quad p(x_h|a_h) \cdot U(w_h) + p(x_l|a_h) \cdot U(w_l) - v_h \geq \bar{U}$$

In diesem einfachen Fall mit je zwei Output- und Anstrengungsniveaus müssen nur Gleichung (6) und (7) gleichgesetzt werden, um das Maximierungsproblem des Prinzipals zu lösen. Nach Einsetzen und Umformen ergeben sich dadurch

$$(8) \quad U(w_l) = \bar{U} + v_h - \frac{(v_h - v_l) \cdot p(x_h|a_h)}{p(x_h|a_h) - p(x_h|a_l)}$$

sowie

$$(9) \quad U(w_h) = \bar{U} + v_h + \frac{(v_h - v_l) \cdot p(x_l|a_h)}{p(x_h|a_h) - p(x_h|a_l)}$$

Bei der First-Best-Lösung wird dem Agenten bei allen Outputrealisationen aufgrund der Beobachtbarkeit seiner Handlungen stets soviel gezahlt, dass sein Nutzen aus der Tätigkeit genau dem Nutzen einer alternativen Beschäftigung entspricht:

$$(10) \quad U(w) = \bar{U} + v_h$$

Da die Handlungen im beschriebenen Modell jedoch nicht beobachtbar sind, kommt eine sogenannte Second-Best-Lösung zustande, die durch einen Trade-Off zwischen Risikoverteilung und Anreizen gekennzeichnet ist.<sup>43</sup> Aus den Gleichungen (8) und (9) ist ersichtlich, dass der Agent nicht stets dasselbe Nutzenniveau erreicht, sondern er bei einem niedrigen Output eine geringere Entlohnung erhält als bei hohem Output. Durch die Korrelation seines Arbeitseinsatzes mit der beobachtbaren Performance ergibt sich dadurch der Anreiz, hart zu arbeiten.

Im zeitlichen Ablauf entscheidet zuerst der Prinzipal mithilfe des oben erläuterten Maximierungsproblems über das Vergütungsschema und bietet dieses dem Agenten an. Der Agent entscheidet daraufhin, ob er den Vertrag annimmt, und wählt danach ein Anstrengungsniveau (der Prinzipal weiß allerdings, dass der Agent hart arbeiten wird, wenn er das Vergütungsschema richtig entworfen hat). Erst danach realisiert sich ein bestimmter Umweltzustand und am Ende der Output.<sup>44</sup> Mithilfe des sich aus der Second-Best-Lösung ergebenden Entlohnungsschemas kann ein anreizkompatibler Vertrag implementiert werden, d. h. der Manager hat nun Anreize, seinen Arbeitseinsatz derart zu wählen, dass die Interessen der Aktionäre gewahrt werden.<sup>45, 46</sup>

Dieses Grundmodell der Prinzipal-Agenten-Theorie ist in den letzten Jahrzehnten vielfach modifiziert und erweitert worden. Aktuelle Erweiterungen des klassischen Modells und neuere Ansätze im Rahmen der Prinzipal-Agenten-Theorie sind deutlich besser in der Lage, derzeitige Entwicklungen der Vorstandsvergütung (auch quantitativ) zu erklären. Dennoch beinhaltet bereits das vorgestellte einfache Grundmodell wichtige Faktoren wie den Reservationsnutzen oder die Risikoaversion des Agenten, die vielfach auch in aktuelleren Forschungsansätzen essentielle Grundlagen der Erklärungsmodelle darstellen. Im Rahmen der Diskussion empirischer Befunde zur Vorstandsvergütung in

---

<sup>43</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 369.

<sup>44</sup> Vgl. Spremann (1987), S. 14–15.

<sup>45</sup> Vgl. Graßhoff/Schwalbach (1999), S. 437; Schöndube (2008), S. 3.

<sup>46</sup> Der vorhergehende Text ab Abschnitt 2.1 entstammt nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 3–7).

Abschnitt 2.3 wird detailliert auf die Erklärung beobachteter Vergütungsformen mithilfe des Optimal Contracting Approachs eingegangen.

### 2.1.2 Grenzen des Optimal Contracting Approachs

Zentrale Annahme im Prinzipal-Agenten-Modell ist, dass der Prinzipal unter Berücksichtigung der beschriebenen Faktoren wie Eigenschaften, Präferenzen und alternativen Beschäftigungsmöglichkeiten des Agenten einen Entlohnungsvertrag entwirft, den der Agent annehmen oder ablehnen kann. Im Fall moderner Publikumsaktiengesellschaften gibt es aber nicht *einen* Eigentümer, der als Prinzipal agieren könnte, sondern im Allgemeinen *viele* Aktionäre, was eine direkte Vertragsverhandlung mit dem Vorstand unmöglich macht. Dies erfordert die Delegation der Überwachungskompetenzen an den Aufsichtsrat, der dann wiederum als Prinzipal den Entlohnungsvertrag mit dem Manager als Agenten aushandelt.<sup>47</sup> Genau genommen entstehen im Falle großer Aktiengesellschaften also zwei Prinzipal-Agenten-Beziehungen bei der Vergütungssetzung: Die erste besteht zwischen den Eigentümern eines Unternehmens und dem Aufsichtsrat<sup>48</sup> und die zweite besteht zwischen Aufsichtsrat und Vorstand.

Somit wird beim Optimal Contracting Approach immer implizit unterstellt, dass der Aufsichtsrat sich im Sinne der Aktionäre im Unternehmen engagiert und sich gegenüber dem Vorstand verhält, als sei er selbst Eigentümer des Unternehmens. Dies setzt also auch das Zustandekommen anreizkompatibler Verträge zwischen Anteilseignern und Aufsichtsrat voraus.<sup>49</sup>

## 2.2 Der Managerial Power Approach

Die zentrale Voraussetzung des OCAs, dass sich der Aufsichtsrat verhält, als sei er selbst Eigentümer des Unternehmens, wird im Rahmen des MPAs infrage gestellt. Genau wie zwischen Managern und Aktionären kommt es ebenso zwischen Aufsichtsrat und Aktionären zu Interessenskonflikten, sodass beim Aufsichtsrat von einer Anreizproblematik auszugehen ist, die Manager hinreichend zu überwachen. Darüber hinaus führen die Vertreter des MPAs an, dass durch verschiedene finanzielle und nicht-finanzielle Interessen der Aufsichtsräte nicht nur eine Abweichung von den Interessen

---

<sup>47</sup> Vgl. Hermalin/Weisbach (2003), S. 10.

<sup>48</sup> Vgl. Adams/Hermalin/Weisbach (2010), S. 91–92.

<sup>49</sup> Abschnitt 2.1.2 entstammt bis auf eine geänderte Zitation wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 10–11).

der Aktionäre, sondern auch eine Abhängigkeit vom Vorstand besteht.<sup>50</sup> Aufgrund dieser Abhängigkeit sind die Aufsichtsräte nicht in der Lage, den Vorständen auf Augenhöhe entgegenzutreten und mit Ihnen unabhängig die Vergütung zu verhandeln. Dadurch haben Manager de facto die Möglichkeit, ihre Vergütung selbst zu bestimmen; sie ist somit nicht mehr Lösung, sondern *Teil* des Agency-Problems.<sup>51</sup>

Im Rahmen des MPAs wird davon ausgegangen, dass eine Begrenzung der Vergütung nur durch „Outrage Costs“ stattfindet, also durch öffentliche Empörung und Reaktionen in Politik und Medien.<sup>52</sup> Um derartige Vorkommnisse weitestgehend zu vermeiden, wird „Camouflage“ betrieben: Die Vorstände versuchen, die tatsächliche Höhe ihrer Vergütung mithilfe möglichst undurchsichtiger Entlohnungsformen so zu verschleiern, dass sie als niedriger wahrgenommen wird, als sie in Wirklichkeit ist, und als das Ergebnis einer optimalen, anreizkompatiblen Vertragsgestaltung erscheint.<sup>53</sup>

Der MPA ist dabei direkt aus der Kritik am OCA entstanden. Aufgrund zahlreicher unterschiedlicher empirischer Studien in den letzten gut 20 Jahren, deren Ergebnisse kaum mit dem Zustandekommen optimaler Verträge zwischen Anteilseignern und Managern vereinbar schienen, war der OCA zunehmender Kritik ausgesetzt. Insbesondere ist hier eine umfangreiche Studie der renommierten Autoren Jensen und Murphy aus dem Jahre 1990 zu nennen, in der die Vergütung amerikanischer Vorstandsvorsitzender über einen Zeitraum von 50 Jahren untersucht wurde. Die Ergebnisse waren unerwartet: „The lack of strong pay-for-performance incentives for CEOs indicated by our evidence is puzzling.“<sup>54</sup> Die Resultate dieser und anderer Studien haben viele Forscher dazu motiviert, alternative Begründungsmöglichkeiten für die beobachteten Formen der Vorstandsvergütung zu untersuchen. Eine zusammenfassende Kritik am OCA sowie integrative Charakterisierung des MPAs auf Grundlage empirischer Erkenntnisse wurde von Bebchuk und Fried in ihrem Buch „Pay without Performance“ vorgenommen.<sup>55</sup> In jüngerer Vergangenheit sind darüber hinaus auch analytische Modelle zum MPA entwickelt worden.

---

<sup>50</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 23–36; Grundlage ist hierbei das Verhältnis zwischen dem Board of Directors und dem Chief Executive Officer (CEO) in US-amerikanischen Unternehmen.

<sup>51</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2003), S. 72.

<sup>52</sup> Beispielhaft seien hier die 2009 in Deutschland geführten Debatten um die Vergütungen des damaligen HSH Nordbank-Vorstandsvorsitzenden Dirk Nonnenmacher und des ehemaligen Vorstandsvorsitzenden der Deutschen Post, Klaus Zumwinkel, sowie die 2012 in den Medien diskutierte Vergütung des Vorstandsvorsitzenden des VW-Konzerns, Martin Winterkorn, genannt, die die praktische Relevanz dieser Annahmen veranschaulichen.

<sup>53</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 65–68; Bebchuk/Fried/Walker (2002), S. 786–789.

<sup>54</sup> Jensen/Murphy (1990b), S. 262.

<sup>55</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004).

Aufgrund der Unterschiedlichkeit der einzelnen Ansätze und der maßgeblich empirisch geprägten Forschung zur Bereicherung von Managern wird im Rahmen dieser Arbeit aber nicht detailliert auf analytische Modelle zum MPA eingegangen.<sup>56, 57</sup>

Im Folgenden werden sowohl von Vertretern des OCAs als auch des MPAs häufig untersuchte und diskutierte empirische Erkenntnisse dargestellt und hinsichtlich ihrer Plausibilität unter Annahme beider Erklärungsansätze gewürdigt, um einen möglichst breitgefächerten und differenzierten Einblick in die Funktionsweise der Vorstandsvergütung zu gewährleisten.

### **2.3 Diskussion häufig untersuchter Themenkomplexe**

Wie im vorhergehenden Abschnitt erläutert, ist der MPA auf Basis einer Vielzahl empirischer Beobachtungen entstanden, die sich (scheinbar) nicht mit der Annahme des Zustandekommens anreizkompatibler Vorstandsverträge vereinbaren ließen und für die Vertreter des MPAs klare Hinweise auf ein zugunsten der Manager verschobenes Machtverhältnis darstellen. Insbesondere im Laufe der letzten zehn Jahre sind aber von Anhängern des OCAs zunehmend sowohl theoretische Erklärungsmodelle als auch empirische Untersuchungen vorgestellt worden, die wesentliche Entwicklungen der Vorstandsvergütung auch im Rahmen der Agency-Theorie erklären können oder auf Grundlage des MPAs unterstellte Zusammenhänge infrage stellen.

Im Folgenden werden wesentliche, häufig diskutierte Themenkomplexe im Rahmen der Vorstandsvergütung vor dem Hintergrund beider Erklärungsansätze vorgestellt und gewürdigt. Es muss konstatiert werden, dass ein Großteil der Studien zur Vergütung auf Daten US-amerikanischer Unternehmen basiert. Auch die folgende Darstellung empirischer Beobachtungen stützt sich daher vornehmlich auf Ergebnisse US-amerikanischer Studien.<sup>58</sup> Soweit möglich, wird aber bei Vorliegen entsprechender deutscher Daten schwerpunktmäßig auf diese Studien eingegangen. Aufgrund der unterschiedlichen Forschungsansätze, die in verschiedenen theoretischen und empirischen Arbeiten zur Vorstandsvergütung verfolgt wurden, wird zur besseren Übersichtlichkeit im Folgenden eine Klassifizierung in sieben verschiedene (nicht überschneidungsfreie) Bereiche vorgenommen: Zunächst werden als übergeordnete Themenbereiche die Performanceab-

<sup>56</sup> Vgl. für analytische Modelle zum MPA z. B. Göx (2004) sowie Kuhnen/Zwiebel (2008).

<sup>57</sup> Der vorhergehende Text in Abschnitt 2.2 entstammt nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 11–12).

<sup>58</sup> Im Folgenden wird der Begriff „Aufsichtsrat“ synonym zum „Board of Directors“ verwendet, ebenso wie der Begriff „Vorstand“ für „CEO“.

hängigkeit der Vergütung sowie die Höhe der Vergütung im Allgemeinen diskutiert. Im Anschluss werden Managertalent und alternative Beschäftigungsmöglichkeiten von Vorständen, die Wirkung verschiedener Indikatoren der Corporate Governance auf die Vergütung, die Beobachtung einmaliger Zahlungen an Vorstände, die Verwendung von Aktienoptionen zur Vergütung sowie der Konsum sog. „Perks“<sup>59</sup> vorgestellt. Abschließend erfolgt eine kurze Zusammenfassung. Dieser Abschnitt erhebt dabei keinen Anspruch auf Vollständigkeit; vielmehr sollen die wesentlichen Themenfelder insbesondere unter Berücksichtigung des aktuellen Forschungsstands grundlegend charakterisiert werden.

### 2.3.1 Die Performanceabhängigkeit der Vergütung

Ein wesentlicher Ausgangspunkt der Vertreter des MPAs war die in einigen Studien identifizierte sehr geringe oder nicht vorhandene Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung („Pay without Performance“).<sup>60</sup> Nicht nur für US-amerikanische, sondern auch für deutsche Unternehmen wurden unerwartet schwache oder fehlende Zusammenhänge zwischen dem Unternehmenserfolg und der Vorstandsvergütung festgestellt. So konnten Schwalbach und Graßhoff (1997) bei der Untersuchung deutscher Unternehmen von 1968 bis 1990 keinen Einfluss von Gesamt- oder Eigenkapitalrendite und nur einen sehr geringen Einfluss der Aktienrendite auf die Vergütung identifizieren.<sup>61</sup> Elston und Goldberg (2003) wiederum konnten zumindest in einer Spezifikation bei deutschen Unternehmen im Zeitraum von 1970 bis 1986 einen positiven Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung feststellen.<sup>62</sup> Auch Balsmeier und Peters (2009) stellten für die 100 größten deutschen Unternehmen einen positiven Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung fest, der im hier untersuchten Zeitraum von 2000 bis 2006 bereits ca. vier Mal so stark war wie der von Elston und Goldberg (2003) iden-

---

<sup>59</sup> Perquisites, sog. „Perks“ (vgl. beispielweise Rajan/Wulf (2006), S. 2), stellen eine nicht-monetäre indirekte Form der Entlohnung für Manager dar (vgl. Fama (1980); Jensen/Meckling (1976), S. 313; Kuhnen/Zwiebel (2008), S. 4). Perks umfassen dabei beispielsweise Krankenversicherungen, Mitgliedschaften in exklusiven Clubs und Vereinen (vgl. z. B. Murphy (2013), S. 217) oder die private Nutzung von Firmenjets (vgl. Yermack (2006)).

<sup>60</sup> Vgl. Abschnitt 2.2 zum MPA sowie für weitere zitierte Studien auch Kapitel 5. Wie oben erläutert, dient dieser Abschnitt der grundsätzlichen Diskussion der Performanceabhängigkeit der Vergütung. Spezifische Ausgestaltungen und Wirkmechanismen der Vorstandsvergütung, die unter anderem letztlich zu keiner oder nur einer geringen Performanceabhängigkeit der Vergütung führen können, werden insbesondere in den Abschnitten 2.3.4 ff. erörtert.

<sup>61</sup> Vgl. Schwalbach/Graßhoff (1997), S. 213. Beim Einfluss der Aktienrendite auf die Vergütung wurden je nach Spezifikation Elastizitäten von 0,0058 bis 0,0691 identifiziert.

<sup>62</sup> Vgl. Elston/Goldberg (2003), S. 1403.

tifizierte Einfluss.<sup>63</sup> Bei der Analyse 334 deutscher Prime-Standard-Unternehmen von 2005 bis 2007 konnten Rapp und Wolff (2010) hingegen keinen oder sogar einen negativen Einfluss jahresabschlussbasiert gemessener Performance und einen positiven Einfluss der Aktienrendite auf die durchschnittliche Vorstandsvergütung feststellen.<sup>64</sup>

Die zitierten Studien illustrieren beispielhaft, dass die identifizierten Einflüsse der Unternehmensperformance auf die Vergütung stark variieren. Sowohl der Untersuchungszeitraum und die in die Analyse einbezogenen Unternehmen als auch die verwendeten Untersuchungsmethoden (einschließlich etwaiger Unterschiede der Definitionen verschiedener Kennzahlen) beeinflussen die Ergebnisse signifikant. Auch bei Betrachtung US-amerikanischer Studien herrscht keineswegs Konsens hinsichtlich der Abhängigkeit der Vergütung von der Unternehmensperformance. So kommen Frydman und Saks (2010) auf Basis eines Betrachtungszeitraums von 1936 bis 2005 im Gegensatz zu Jensen und Murphy (1990b)<sup>65</sup>, die ebenfalls einen Zeitraum von über 50 Jahren untersuchten, zu dem Ergebnis, dass in fast allen Perioden eine Performanceabhängigkeit der Vergütung und somit eine korrespondierende Harmonisierung der Interessen von Aktionären und Managern bestanden hat.<sup>66</sup> Studien US-amerikanischer Unternehmen mit jüngeren Untersuchungszeiträumen stellen darüber hinaus fast durchgehend einen positiven Einfluss der Performance auf die Vergütung fest.<sup>67</sup> Faulkender et al. (2010) kommen zu dem Fazit, dass sich die Performanceabhängigkeit der Vorstandsentslohnung in den USA bis 2008 insbesondere aufgrund der zunehmend aktienoptionsbasierten Vergütung kontinuierlich erhöht hat (vgl. zur Diskussion von Aktienoptionen auch Abschnitt 2.3.6).<sup>68</sup>

Die zentrale Frage ist, ob eine geringe Performanceabhängigkeit der Vergütung zwangsläufig gegen das Zustandekommen optimaler Verträge und somit für das Vorliegen von Managermacht spricht oder ob sich auch im Rahmen der Agency-Theorie bei gleichberechtigten Vertragsverhandlungen zwischen Vorstand und Aufsichtsrat Kontrakte mit (fast) fehlender Performanceabhängigkeit ergeben können.

---

<sup>63</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 976.

<sup>64</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1083–1084, 1094–1095.

<sup>65</sup> Vgl. Jensen/Murphy (1990b), S. 262.

<sup>66</sup> Vgl. Frydman/Saks (2010), S. 2099, 2103–2104.

<sup>67</sup> Vgl. beispielsweise Berrone/Gomez-Mejia (2009), S. 115; Graham/Li/Qiu (2012), S. 158.

<sup>68</sup> Vgl. Faulkender et al. (2010), S. 110. Clementi/Cooley (2009), S. 23, hingegen kommen zu dem Schluss, dass die Performanceabhängigkeit der Vergütung von 1992 bis 2006 zwar in Bezug auf die absolute Höhe der Vergütung gestiegen, in Bezug auf die prozentuale Änderung hingegen konstant geblieben ist.

Eine geringe Erfolgsbeteiligung des Managers kann beispielsweise mit der Risikoaversion des Agenten erklärt werden: Durch die Nichtbeobachtbarkeit der Arbeitsleistung des Managers entsteht im Rahmen der Second-Best-Lösung ein Trade-Off zwischen optimaler Risikoverteilung und Anreizen (vgl. Abschnitt 2.1.1). Bei Annahme eines risikoneutralen Aktionärs und eines risikoaversen Vorstands läge bei einer pareto-optimalen Verteilung das Risiko komplett bei den Aktionären, und der Vorstand würde für alle Realisationen des Outputs die gleiche Entlohnung erhalten.<sup>69</sup> Da dann allerdings für den Manager kein Anreiz mehr besteht, hart zu arbeiten, muss er trotzdem einen Teil des Risikos tragen, damit eine Anreizkompatibilität hergestellt wird (vgl. die Gleichungen (8) und (9) in Abschnitt 2.1.1).<sup>70</sup> Um den Agenten zur Annahme des Vertrages zu bewegen, muss das optimale Fixgehalt (bzw. die Mindestzahlung) umso höher sein, je stärker dessen Risikoaversion ist.<sup>71</sup> Auch das Vorhandensein geringer Gewinnbeteiligungen (und somit Performanceabhängigkeit) bei der Entlohnung kann durch eine starke Risikoaversion des Agenten erklärt werden und ist in einem solchen Fall für den Prinzipal optimal.<sup>72</sup> Beide Schlussfolgerungen folgen aus der Tatsache, dass eine stärkere Risikoaversion durch geringeren Nutzen von risikobehafteten Auszahlungen gekennzeichnet ist, weshalb wiederum eine höhere (monetäre) Risikoprämie nötig ist, um dem Agenten das erforderliche Nutzenniveau zu gewährleisten, das ihn zur Annahme des Vertrages und hartem Arbeitseinsatz bewegt.<sup>73</sup> Deshalb kann es für den Prinzipal optimal sein, ein höheres Fixgehalt und eine geringere Gewinnbeteiligung zu zahlen, wenn dadurch sein Erwartungsgewinn (= Erwartungsnutzen) steigt, da die erwartete Entlohnung des Agenten sinkt.<sup>74</sup> So können Hallock, Madalozzo und Reck (2010) für US-amerikanische Unternehmen von 1992 bis 2004 zeigen, dass Vorstände mit höherer Vergütung auch eine stärkere Performanceabhängigkeit der Entlohnung aufweisen als Manager mit geringeren Gehältern.<sup>75</sup> Darüber hinaus belegen Aggarwal und Samwick (1999) modelltheoretisch und empirisch, dass der optimale Grad der Performanceab-

---

<sup>69</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 369.

<sup>70</sup> Auf die dadurch entstehenden Agency-Kosten (Differenz aus Ergebnis des Prinzipals bei First-Best- und bei Second-Best-Lösung) soll hier nicht weiter eingegangen werden. Für weitere potentielle Bestandteile der Agency-Kosten vgl. Jensen/Meckling (1976), S. 308.

<sup>71</sup> Vgl. Lazar (2007), S. 34.  $u_1$  hat genau dann eine stärkere absolute Risikoaversion als  $u_2$ , wenn gilt:  $-\frac{u_1''(x)}{u_1'(x)} \geq -\frac{u_2''(x)}{u_2'(x)}$  (vgl. Arrow (1976), S. 94).

<sup>72</sup> Vgl. Gillenkirch (2000), S. 349; Graßhoff/Schwalbach (1999), S. 447.

<sup>73</sup> Vgl. zur ausführlichen Diskussion der Risikoprämie Pratt (1964), S. 124.

<sup>74</sup> Dieser Absatz entstammt bis zu dieser Stelle mit Ausnahme des ersten Satzes nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 8–9).

<sup>75</sup> Vgl. Hallock/Madalozzo/Reck (2010), S. 13–14.

hängigkeit der Entlohnung mit zunehmendem Risiko eines Unternehmens sinkt.<sup>76</sup> Göx, Budde und Schöndube (2002) zeigen im Rahmen des Agency-Modells, dass der Anteil variabler Vergütungsbestandteile an der Gesamtentlohnung ebenso bei einer dem Prinzipal unbekanntem Risikoneigung des Agenten zurückgeht.<sup>77</sup>

Ferner ist bei der Interpretation identifizierter Performancesensitivitäten auch zu beachten, dass häufig keine oder nur eine geringe Verlustbeteiligung der Vorstände vertraglich vereinbart ist. Gerade in Zeiten wirtschaftlicher Abschwünge und Rezessionen kann dies zur Beobachtung einer fehlenden Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung führen. Dittmann und Yu (2011) zeigen jedoch modelltheoretisch im Rahmen der Agency-Theorie, dass eine begrenzte Verlustbeteiligung von Managern durchaus optimal sein kann.<sup>78</sup>

Nach der weltweiten Finanzkrise in den Jahren 2007 bis 2008 wurde vielfach gerade die Rolle der Banken in diesem Kontext hinterfragt.<sup>79</sup> Minnick, Unal und Yang (2011) konnten noch für den Untersuchungszeitraum von 1991 bis 2005 zumindest für kleine und mittelgroße Banken eine bessere Folgeperformance nach und eine höhere Aktienrendite in Zeiten von Akquisitionen in denjenigen Unternehmen beobachten, deren Vorstände eine höhere Performanceabhängigkeit der Vergütung aufwiesen.<sup>80</sup> Diejenigen Unternehmen jedoch, die durch eine starke Performancesensitivität der Vergütung eine (vermeintlich) bessere Harmonisierung von Aktionärs- und Managerinteressen aufwiesen, haben während der Finanzkrise eine schlechtere Performance gezeigt als andere Firmen.<sup>81</sup> So hat möglicherweise eine besonders starke Performanceabhängigkeit der Vergütung Manager dazu veranlasst, besonders hohe Risiken einzugehen.<sup>82</sup>

Die Diskussion verdeutlicht, dass Vorstandsvergütung offensichtlich nicht über verschiedene Zeiträume und Unternehmen hinweg homogen zu sein scheint, sondern deutliche Unterschiede sowohl im Zeitverlauf als auch zwischen verschiedenen Unternehmen bestehen. Die exemplarisch zitierten Studien weisen außerdem auch auf eine mit-

---

<sup>76</sup> Vgl. Aggarwal/Samwick (1999), S. 65.

<sup>77</sup> Vgl. Göx/Budde/Schöndube (2002), S. 76.

<sup>78</sup> Vgl. Dittmann/Yu (2011), S. 8–9. Vgl. auch Huang (2012), der die Implementierung konvexer Vergütungsverträge unter Annahme verlustaverser Agenten erklärt.

<sup>79</sup> Vgl. z. B. Faulkender et al. (2010), S. 108.

<sup>80</sup> Vgl. Minnick/Unal/Yang (2011), S. 468.

<sup>81</sup> Vgl. Fahlenbrach/Stulz (2011), S. 11.

<sup>82</sup> Vgl. z. B. Bebchuk/Cohen/Spamann (2010), S. 4. Die Autoren untersuchen die Vergütung der Topmanager der Investmentbanken The Bear Stearns Companies, Inc. und Lehman Brothers Inc. im Zeitraum von 2000 bis 2008.

unter starke Heterogenität der Vergütungspraxis verschiedener Länder hin. Gerade die Vorstände US-amerikanischer Unternehmen erhalten dabei deutlich mehr performancebasierte Vergütungsbestandteile als Manager in Europa (und somit in Summe eine höhere Vergütung); allerdings ist diesbezüglich ein Harmonisierungstrend zu beobachten.<sup>83</sup> Darüber hinaus unterstreicht die Betrachtung, dass eine einfache Unterscheidung optimaler Verträge auf der einen und Managermacht auf der anderen Seite auf Basis der alleinigen Analyse der Performanceabhängigkeit der Vergütung nicht möglich ist, da die beobachteten Ausgestaltungen der Verträge zwar Indizien für das Vorliegen des MPAs sein *können*, es aber keineswegs zwangsläufig sein *müssen*. Vielmehr sind die festgestellten Sensitivitäten auch im Zusammenhang mit anderen Eigenschaften der Vergütung zu untersuchen, auf die in den folgenden Abschnitten näher eingegangen wird.

### 2.3.2 Die Höhe der Vergütung

Nicht nur eine mangelnde Performanceabhängigkeit, sondern vor allem auch ein stark angestiegenes Niveau der Vorstandsvergütung wird von Vertretern des MPAs häufig als Indiz für bestehende Managermacht gedeutet.<sup>84</sup> Jensen, Murphy und Wruck (2004) zeigen, dass sich die durchschnittliche Gesamtvergütung der Vorstände in den 500 größten börsennotierten US-amerikanischen Unternehmen inflationsbereinigt von 0,85 Mio. USD im Jahr 1970 auf 9,4 Mio. USD im Jahr 2002 erhöht hat.<sup>85</sup> Im Jahr 2008 lag sie bereits bei 10,5 Mio. USD.<sup>86</sup> In Europa ist das Vergütungsniveau im Durchschnitt deutlich niedriger. So beziffern Prinz und Schwalbach (2011) die durchschnittliche Gesamtvergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen in den Jahren 2005 bis 2009 auf 4,04 Mio. EUR, der MDAX-Unternehmen auf 1,94 Mio. EUR und der EURO STOXX 50-Unternehmen<sup>87</sup> auf 6,29 Mio. EUR.<sup>88</sup>

---

<sup>83</sup> Vgl. beispielsweise Conyon/Core/Guay (2011), S. 433; Fernandes et al. (2013), S. 323.

<sup>84</sup> Vgl. beispielsweise Bebchuk/Fried (2005), S. 8. Wie oben erläutert, dient dieser Abschnitt der grundsätzlichen Diskussion der Höhe der Vergütung. Spezifische Ausgestaltungen und Wirkmechanismen der Vorstandsvergütung, die unter anderem zum Anstieg der Vergütung geführt haben, werden im Detail in den Abschnitten 2.3.4 ff. erörtert.

<sup>85</sup> Vgl. Jensen/Murphy/Wruck (2004), S. 24. Vgl. auch Frydman/Saks (2010), S. 2113, die unter anderem die Medianvergütung von US-Vorständen in unterschiedlichen (Teil-)Zeiträumen von 1936 bis 2005 untersuchen.

<sup>86</sup> Vgl. Faulkender et al. (2010), S. 110.

<sup>87</sup> Der EURO STOXX 50 ist ein Index der Stoxx Ltd. und umfasst 50 große Unternehmen der Eurozone (vgl. Stoxx (2013)).

<sup>88</sup> Vgl. Prinz/Schwalbach (2011), S. 6.

Während weitgehend Konsens besteht, dass ein besonders starker Anstieg der Vergütung (vor allem US-amerikanischer Vorstände) gerade in den 1990er Jahren aus der beginnenden umfänglichen Verwendung von Aktienoptionen zur Entlohnung von Vorständen resultierte,<sup>89</sup> herrscht Uneinigkeit darüber, worauf diese Entwicklung zurückzuführen<sup>90</sup> und wie sie hinsichtlich des Zustandekommens optimaler Verträge zu deuten ist (vgl. zu Aktienoptionen im Detail Abschnitt 2.3.6). Entgegen der Interpretation dieses Vergütungsanstiegs als Zeichen bestehender Managermacht<sup>91</sup> führen beispielsweise Gabaix und Landier (2008) die Versechsfachung der Vorstandsvergütung in den 500 größten US-amerikanischen Unternehmen von 1980 bis 2003 im Rahmen eines Agency-Modells vollständig auf eine korrespondierende Erhöhung der (durchschnittlichen) Unternehmensgröße zurück.<sup>92</sup> Bebchuk und Grinstein (2005) betonen jedoch, dass der starke Anstieg der Vergütung US-amerikanischer Vorstände von 1993 bis 2003 *nicht* auf Basis der Größen- und Performanceentwicklung in diesem Zeitraum erklärt werden kann.<sup>93</sup> Murphy (2013) wendet außerdem ein, dass die Marktkapitalisierung als von Gabaix und Landier (2008) herangezogener Indikator der Firmengröße aufgrund des gleichzeitigen Ausdrucks von Größen-, Performance- und Marktmerkmalen kritisch zu sehen und die Entwicklung der Vorstandsvergütung seit 2002 nicht konsistent mit dem vorgestellten Modell ist.<sup>94</sup> Doch die Ergebnisse von Gayle und Miller (2009), die verschiedene Stichproben über einen Gesamtzeitraum von über 60 Jahren untersuchen, stützen eine Erklärung des Anstiegs des Vergütungsniveaus auf Basis der Zunahme der Unternehmensgröße. Im Rahmen ihres erweiterten Prinzipal-Agenten-Modells und dessen empirischer Überprüfung zeigen die Autoren, dass insbesondere durch die starke Zunahme der Firmengröße die Agency-Kosten zur Harmonisierung von Aktionärs- und Managerinteressen deutlich gestiegen sind. Nach Bereinigung um diese Kosten stellen die Autoren über den untersuchten Zeitraum eine 2,3-fache Erhöhung der Vorstandsvergütung fest, die genau der Erhöhung des durchschnittlichen Bruttonationaleinkommens pro Kopf im selben Zeitraum entspricht.<sup>95</sup>

---

<sup>89</sup> Vgl. beispielweise Faulkender et al. (2010), S. 110; Frydman/Jenter (2010), S. 8; Jensen/Murphy/Wruck (2004), S. 31; Murphy (2013), S. 274–275.

<sup>90</sup> Vgl. z. B. Murphy (2013), S. 337–338.

<sup>91</sup> Vgl. beispielweise Bebchuk/Grinstein (2005), S. 300–302.

<sup>92</sup> Vgl. Gabaix/Landier (2008), S. 49.

<sup>93</sup> Vgl. Bebchuk/Grinstein (2005), S. 283, 300.

<sup>94</sup> Vgl. Murphy (2013), S. 335.

<sup>95</sup> Vgl. Gayle/Miller (2009), S. 1767–1768.

Auch die allgemeine Diskussion der Vergütungshöhe von Vorständen legt nahe, dass allein der Anstieg der durchschnittlichen Vergütung sowohl konsistent mit dem OCA als auch mit dem MPA sein kann. Im Folgenden wird als wesentliches Einflussmerkmal auf die Vorstandsvergütung zunächst der Arbeitsmarkt für Topmanager untersucht.

### 2.3.3 Managertalent und der Arbeitsmarkt für Vorstände

Ein in den letzten Jahren vielfach im Fokus der Forschung stehender und eng mit der starken Zunahme des Niveaus der Vorstandsvergütung in Verbindung stehender Aspekt ist der Arbeitsmarkt für Topmanager und – direkt damit verknüpft – die Relevanz von Managertalent für die Entlohnung. Untersucht werden dabei häufig die Anpassung der Vergütung auf Basis des Vergleichs mit Referenzgruppen,<sup>96</sup> der Einfluss managerspezifischer Eigenschaften und Fähigkeiten auf die Vergütung,<sup>97</sup> allgemeine Veränderungen in der Anforderungsstruktur an Vorstände auf dem Arbeitsmarkt<sup>98</sup> und die Kopplung der Vergütung an industrieweite Trends oder Schocks.<sup>99</sup>

#### *Reservationsnutzen und Peer Groups*

Der Einfluss externer Beschäftigungsmöglichkeiten auf die Vergütung von Managern kommt bereits im einfachen binären Prinzipal-Agenten-Modell im Rahmen des Reservationsnutzens zum Ausdruck. Aus den Gleichungen (8) und (9) in Abschnitt 2.1.1 ist ersichtlich, dass ein steigender Reservationsnutzen zu einer höheren optimalen Vergütung des Agenten führt. Lazar (2007) zeigt analytisch im Rahmen des Linear-Exponential-Normal (LEN)-Modells<sup>100</sup>, dass mit ansteigendem Reservationsnutzen auch das optimale Fixgehalt steigt.<sup>101</sup>

Ein wesentlich zum Anstieg der Vergütungsniveaus beitragender Prozess ist das von den meisten Unternehmen angewandte sogenannte „Peer Group Benchmarking“, das auch im Rahmen des Prinzipal-Agenten-Ansatzes ein Ansteigen der Vergütung über den Reservationsnutzen erklären kann.<sup>102</sup> Dabei orientieren sich Firmen bei der Entlohnung ihrer Vorstände an einer (selbst festgesetzten) Referenzgruppe (beispielsweise

<sup>96</sup> Vgl. z. B. Bizjak/Lemmon/Naveen (2008).

<sup>97</sup> Vgl. etwa Graham/Li/Qiu (2012); Kaplan/Klebanov/Sorensen (2012).

<sup>98</sup> Vgl. beispielsweise Murphy/Zábojník (2004).

<sup>99</sup> Vgl. z. B. Bertrand/Mullainathan (2001).

<sup>100</sup> Vgl. Spremann (1987), S. 17–35.

<sup>101</sup> Vgl. Lazar (2007), S. 34. Schöndube (2008) präsentiert ferner ein analytisches Agency-Modell, das die Höhe der Vergütung – sowohl der fixen als auch der variablen Bezüge – vollständig über alternative Beschäftigungsmöglichkeiten erklärt.

<sup>102</sup> Vgl. Murphy (1999), S. 2537–2538.

Unternehmen derselben Industrie mit ähnlicher Größe) und legen die Vergütung am oder über dem Medianniveau dieser Referenzgruppe fest.<sup>103</sup> Sofern sich dieser Prozess über mehrere Perioden fortsetzt, kommt es zur permanenten Erhöhung der Vergütung.<sup>104</sup> Insbesondere immer strenger werdende Publikationsvorschriften zur Vorstandsvergütung erleichtern dabei den Prozess der Referenzgruppenentlohnung.<sup>105</sup> Göx und Heller (2008) zeigen modelltheoretisch im Rahmen des Agency-Modells, dass die Einführung einer Publikationspflicht zu steigenden Managervergütungen führt; dieser Effekt ist noch stärker im Falle einer Individualoffenlegung der Vergütung.<sup>106</sup> Fabbri und Marin (2012) zeigen für deutsche Unternehmen von 1977 bis 2005, dass die Höhe der Vorstandsvergütung deutlich positiv mit der durchschnittlichen Vorstandsvergütung am Markt assoziiert ist.<sup>107</sup>

Trotz der formalen Vereinbarkeit der Referenzgruppenentlohnung mit dem Agency-Modell gibt vor allem die tatsächliche Ausgestaltung und Durchführung des Prozesses in den Unternehmen Aufschluss darüber, ob es sich dabei tatsächlich um ein effizientes (und notwendiges) Mittel zur Bestimmung des Marktwertes der Vorstände handelt oder das Peer Group Benchmarking eher als Instrument der Bereicherung von Managern auf Kosten der Aktionäre eingesetzt wird und somit als Indiz für Managermacht zu deuten ist. Bizjak, Lemmon und Naveen (2008) finden auf Basis US-amerikanischer Unternehmen von 1992 bis 2005 eher Hinweise für das Vorliegen des OCAs: Die Wahrscheinlichkeit, dass die Entlohnung eines Vorstands, dessen Vergütung unter dem Median seiner Referenzgruppe liegt, erhöht wird und sich nach der Erhöhung über dem Median befindet, steigt mit der Unternehmensperformance und dem Vorliegen von Anzeichen eines besonders kompetitiven Arbeitsmarktes, jedoch nicht mit Indikatoren schlechter Corporate Governance.<sup>108</sup>

Verschiedene Studien, die die Zusammensetzung der jeweiligen verwendeten Peer Groups untersucht haben, weisen allerdings auf eine zumindest nicht durchweg optimale Wahl der entsprechenden Vergleichsunternehmen hin: Zwar zeigt die Analyse US-

---

<sup>103</sup> Vgl. Benz/Stutzer (2003), S. 11.

<sup>104</sup> Vgl. Göx/Heller (2008), S. 101.

<sup>105</sup> Wie in Fußnote 2 erläutert, ist in Deutschland seit 1985 gemäß § 285 Abs. 9a HGB ein kollektiver Ausweis der Vorstandsvergütung und seit dem 31. Dezember 2005 mit dem Inkrafttreten des VorstOG die individualisierte Veröffentlichung der Vorstandsgehälter börsennotierter Unternehmen vorgeschrieben.

<sup>106</sup> Vgl. Göx/Heller (2008), S. 119.

<sup>107</sup> Vgl. Fabbri/Marin (2012), S. 16–19.

<sup>108</sup> Vgl. Bizjak/Lemmon/Naveen (2008), S. 166.

amerikanischer Unternehmen im Jahr 2006, dass weitgehend in Bezug auf Größe, Industrie und andere arbeitsmarktrelevante Faktoren ähnliche Firmen als Referenzgruppe herangezogen werden; wird davon allerdings abgewichen, dann werden eher größere Unternehmen mit einer höheren Vorstandsvergütung als Vergleichsbasis verwendet. Die identifizierten Abweichungen stehen jedoch in keinem systematischen Zusammenhang mit der Corporate Governance der Unternehmen, sondern treten eher bei kleineren, weniger sichtbaren Unternehmen auf. Außerdem wird bei bestehenden Differenzen zur Vergütung in der Vergleichsgruppe keine vollständige Anpassung der Vorstandsvergütung vorgenommen.<sup>109</sup> Ebenfalls mehrdeutige Ergebnisse finden Gong, Li und Shin (2010), die zu dem Schluss kommen, dass erfolgreiche Unternehmen zwar ein effizientes Auswahlverhalten zeigen, das den OCA stützt, Firmen mit schlechter Performance aber gerade andere Unternehmen als Referenzgruppe wählen, die selbst nicht erfolgreich sind.<sup>110</sup> Auch Cadman und Carter (2012) stellen keine vollständig optimal zusammengesetzten Referenzgruppen fest: Während die ausgewählten Vergleichsunternehmen der eigenen Gesellschaft zwar bezüglich wesentlicher ökonomischer Faktoren ähnlicher sind als andere potentielle Vergleichsfirmen, sind die ausgewählten Unternehmen größer und erfolgreicher als das eigene Unternehmen. Da jedoch nur die Größenunterschiede zu einer Erhöhung der Vergütung führen, kommen die Autoren zu dem Fazit, dass die Auswahl der Referenzgruppen im Wesentlichen auf effiziente Auswahlverfahren und kaum auf opportunistisches Verhalten der Vorstände schließen lässt.<sup>111</sup> Zu dem gleichen Ergebnis kommen Albuquerque, De Franco und Verdi (2013), die ebenfalls für US-amerikanische Unternehmen im Jahr 2006 feststellen, dass die Wahl von Vergleichsfirmen mit einer besonders hohen Vorstandsvergütung im Wesentlichen auf (die notwendige Entlohnung von) Managementtalent zurückgeführt werden kann und somit den OCA stützt (vgl. dazu auch die folgende Diskussion von Managereigenschaften und -fähigkeiten).<sup>112</sup>

Eine alternative Begründung für die vorherrschende Vergütungspraxis und häufige Festsetzung der Vorstandsvergütung über dem Median der Vergleichsgruppe stellen Hayes und Schaefer (2009) vor, in deren modelltheoretischer Analyse Unternehmen

---

<sup>109</sup> Vgl. Bizjak/Lemmon/Nguyen (2011), S. 553.

<sup>110</sup> Vgl. Gong/Li/Shin (2010), S. 3, 31.

<sup>111</sup> Vgl. Cadman/Carter (2012), S. 30.

<sup>112</sup> Vgl. Albuquerque/De Franco/Verdi (2013), S. 178–179.

unter bestimmten Voraussetzungen bewusst eine höhere Vorstandsvergütung wählen, um die Marktauffassung bezüglich des Firmenwertes positiv zu beeinflussen.<sup>113</sup>

Auch wenn somit kein vollständig eindeutiges Urteil hinsichtlich der Optimalität der Referenzgruppenentlohnung gefällt werden kann, geben die empirischen Erkenntnisse doch klare Hinweise darauf, dass das Peer Group Benchmarking keinesfalls systematisch zur Bereicherung der Vorstände eingesetzt wird. Dass dieser Prozess möglicherweise gerade aufgrund veränderter Anforderungen auf dem Arbeitsmarkt für Manager zu einem notwendigen Instrument im Rahmen einer effizienten Vergütungsfestsetzung geworden ist, wird im Folgenden diskutiert.

#### *Managereigenschaften und -fähigkeiten*

Direkten Einfluss auf die Bestimmung des Marktwertes und die davon abhängige Vergütung eines Managers haben seine individuellen Eigenschaften und Fähigkeiten. Graham, Li und Qiu (2012) beispielsweise stellen empirisch für US-amerikanische Unternehmen von 1992 bis 2006 fest, dass nichtbeobachtbare Managereigenschaften einen wesentlichen Einfluss auf die Vergütung ausüben.<sup>114</sup> Auch Gabaix und Landier (2008) zeigen in ihrem im vorhergehenden Abschnitt vorgestellten Modell und der empirischen Überprüfung unter der Annahme, dass die talentiertesten Vorstände auch die größten Unternehmen leiten, dass schon kleine Unterschiede in den Fähigkeiten der Vorstände zu großen Vergütungsunterschieden führen können.<sup>115</sup>

Wie zuvor erläutert, hat die Referenzgruppenentlohnung, die eine kontinuierliche Erhöhung der durchschnittlichen Vorstandsgehälter erklären kann, in den letzten Jahrzehnten zunehmend an Bedeutung gewonnen. Eine mögliche mit dem Zustandekommen optimaler Verträge kompatible Begründung für diese immer häufiger angewandte Vergütungspraxis liefern Murphy und Zábojník (2004): Die Autoren unterstellen in ihrem Modell, dass der Arbeitsmarkt für Manager deutlich wichtiger geworden ist, da heutzutage zur Leitung großer Unternehmen insbesondere allgemeine Managementfähigkeiten gegenüber firmenspezifischem Wissen an Bedeutung gewonnen haben,<sup>116</sup> und zeigen empi-

---

<sup>113</sup> Vgl. Hayes/Schaefer (2009), S. 290.

<sup>114</sup> Vgl. Graham/Li/Qiu (2012), S. 159.

<sup>115</sup> Vgl. Gabaix/Landier (2008), S. 49. Dass die Firmengröße empirisch ein relativ guter Indikator für Managementtalent ist, zeigen auch andere Studien, in denen nach Kontrolle des Vorstandstalents kein eindeutiger oder nur noch ein deutlich geringerer Einfluss der Unternehmensgröße auf die Vergütung festgestellt wird (vgl. beispielsweise Brenner/Schwalbach (2003), S. 291; Graham/Li/Qiu (2012), S. 146).

<sup>116</sup> Vgl. Murphy/Zábojník (2004), S. 195.

risch für US-amerikanische Unternehmen von 1970 bis 2000 einen eindeutigen (im Zeitverlauf stärker werdenden) Zusammenhang zwischen dem Anstieg der Vergütungsniveaus und der Zunahme externer Einstellungen sowie eine deutliche Abnahme der durchschnittlichen Amtszeit von Vorständen.<sup>117</sup> Kaplan, Klebanov und Sorensen (2012) zeigen empirisch auf Basis von durch Interviews explizit erfassten Eigenschaften potentieller Vorstandskandidaten, dass wesentliche messbare Unterschiede im allgemeinen Managementtalent bestehen und (zumindest unter bestimmten Spezifikationen) stark mit der zukünftigen Unternehmensperformance verknüpft sind.<sup>118</sup> Dass hohe Vergütungsniveaus kein Ausdruck ungerechtfertigter Bereicherungen auf Kosten der Aktionäre, sondern der notwendigen Entlohnung von Managementtalent sind, legt auch eine Studie zu Vorstandswechseln in den USA von 1992 bis 2002 nahe: So ist die Aktienkursänderung im Zusammenhang mit dem Ausscheiden eines Vorstands negativ mit der vorherigen Unternehmensperformance und Vergütung des Vorstands assoziiert, und der zukünftige Erfolg des ausscheidenden Vorstands auf dem Arbeitsmarkt ist umso höher, je besser die Performance des verlassenen Unternehmens, je negativer die Reaktion auf sein Ausscheiden am Kapitalmarkt und je höher seine vorherige Vergütung waren.<sup>119</sup>

Während die empirischen Ergebnisse von Murphy und Zábajník (2007) den OCA stützen, da unter Annahme von Managermacht gerade die *intern* zum Vorstand beförderten Mitarbeiter mehr Macht hätten und somit eher in Lage wären, ihre Vergütung positiv zu beeinflussen, die Autoren jedoch einen positiven Zusammenhang zwischen Vergütungshöhe und *externen* Einstellungen feststellen, werden auch diese Ergebnisse nicht ausnahmslos im Rahmen anderer Studien bestätigt. Beispielsweise stellen Cremers und Palia (2011) über einen 16-jährigen Untersuchungszeitraum mit über 12.000 Beobachtungen fest, dass intern beförderte Vorstände eine geringere Performanceabhängigkeit der Vergütung aufweisen als extern eingestellte und ihr Vergütungsniveau mit der Amtszeit doppelt so schnell steigt wie das ihrer extern berufenen Kollegen.<sup>120</sup> Darüber hinaus indizieren Parameterschätzungen im Rahmen einer modelltheoretischen Analyse unter Berücksichtigung des Vorstandstalents von Taylor (2013), dass Topmanager Macht über ihre eigene Vergütung besitzen, da sie zwar etwa zur Hälfte am Nutzen po-

---

<sup>117</sup> Vgl. Murphy/Zábajník (2007), S. 25, 27–28.

<sup>118</sup> Vgl. Kaplan/Klebanov/Sorensen (2012), S. 1005–1006.

<sup>119</sup> Vgl. Chang/Dasgupta/Hilary (2010), S. 1633.

<sup>120</sup> Vgl. Cremers/Palia (2011), S. 3, 22.

sitiver Nachrichten über ihr Talent, nicht aber an den Kosten negativer Informationen über ihre Fähigkeiten partizipieren.<sup>121</sup>

### *Entlohnung für den Zufall*

Ein weiteres Thema, das insbesondere im Kontext alternativer Beschäftigungsmöglichkeiten für Vorstände häufig diskutiert wird, ist die Entlohnung für den Zufall, also Entwicklungen der Unternehmensperformance, die nicht durch den Vorstand beeinflusst werden können.

Bertrand und Mullainathan (2001) zeigen anhand von Unternehmen der Ölindustrie, dass die Vergütung des Vorstands signifikant von der Entwicklung der Ölpreise abhängt und durch derart gemessenen Zufall gesteigerter Gewinn eines Unternehmens ungefähr genauso hoch entlohnt wird wie generelle Performance. Unter Annahme optimaler Anreizstrukturen würden aber *beobachtbare* Trends und Entwicklungen, die nicht vom Manager beeinflusst werden können, bei der Performancebeurteilung herausgefiltert werden.<sup>122</sup> In einer weiteren Untersuchung großer US-amerikanischer Unternehmen aller Industrien finden sie heraus, dass dies nicht nur ein Phänomen der Ölindustrie ist, sondern die gleiche Abhängigkeit der Entlohnung von anderen Indikatoren für den Zufall wie den Wechselkursen oder der durchschnittlichen Industrieperformance besteht.<sup>123</sup> Die Autoren zeigen, dass Unternehmen mit besseren Kontrollstrukturen weniger stark für den Zufall (relativ zur Entlohnung für generelle Performance) entlohnen als Unternehmen mit schwächeren Kontrollstrukturen.<sup>124</sup> Diese Tatsache legt nahe, dass Manager in letztgenannten Unternehmen (mehr) Macht ausüben können und ihre Vergütung weniger stark an echte Performance als an industrieweite Trends koppeln.<sup>125</sup>

Andere Autoren argumentieren, dass die Sensitivität der Vorstandsvergütung für (industrieweite) Trends konsistent mit dem Agency-Modell ist, da durch Produktivitäts- oder Nachfrageschocks sowohl der Firmenwert als auch der Grenznutzen der Arbeitsleistung des Vorstands beeinflusst werden und sich somit die externen Beschäftigungsmöglichkeiten für Topmanager verändern.<sup>126</sup> Cremers und Grinstein (2013) zeigen für US-Unternehmen von 1993 bis 2005, dass in Industrien, die durch extern eingestellte

---

<sup>121</sup> Vgl. Taylor (2013), S. 96.

<sup>122</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 904, 910.

<sup>123</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 913–915.

<sup>124</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 929.

<sup>125</sup> Dieser Absatz entstammt nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 18–19).

<sup>126</sup> Vgl. Himmelberg/Hubbard (2000), S. 26–27; Hubbard (2005), S. 719–720.

Vorstände geprägt sind, eine deutlich stärkere Vergütung für den Zufall stattfindet, als in Industrien, in denen aufgrund der hohen Relevanz firmenspezifischen Wissens intern beförderte Vorstände die jeweilige Unternehmensleitung dominieren.<sup>127</sup> So unterstützen diese Ergebnisse die Resultate von Murphy und Zábojník (2007) (siehe oben) und legen nahe, dass die beobachtete deutlich stärkere Anpassung der Vergütung an industrieweite Schocks in durch externe Beschäftigungsmöglichkeiten geprägten Industrien (heutzutage) einen notwendigen Mechanismus im Rahmen einer effizienten Vertragsgestaltung darstellt.

Auch neuere analytische Agency-Modelle bestimmen die Entlohnung für zufällige Entwicklungen als Teil eines optimalen Vergütungskontraktes.<sup>128</sup> Dittmann, Maug und Spalt (2013) zeigen, dass die vollständige Indizierung von Aktienoptionen die Kosten der Vergütung deutlich erhöht und die Anreizkompatibilität der Verträge verschlechtern kann, und kommen somit ebenfalls zu dem Fazit, dass die Entlohnung für den Zufall durchaus das Resultat einer effizienten Vertragsgestaltung sein kann.<sup>129</sup>

Eine weitere empirische Beobachtung betrifft den asymmetrischen Einfluss negativer und positiver Marktentwicklungen auf die Vorstandsvergütung. So wurden Vorstände in US-amerikanischen Unternehmen im Zeitraum von 1992 bis 2001 für positive exogene Faktoren, die den Manager begünstigen, signifikant stärker entlohnt als für negative Marktentwicklungen. Dabei verlieren Vorstände 25–45 % weniger Geld bei negativen Marktentwicklungen, als sie bei positiven gewinnen.<sup>130</sup> Während die Autoren dies als Indiz für die Bereicherung der Vorstände auf Kosten der Aktionäre deuten,<sup>131</sup> interpretieren andere Forscher die asymmetrische Entlohnung für den Zufall durchaus auch als Ausdruck optimaler Verträge. Bizjak, Lemmon und Naveen (2008) beispielsweise stellen bei ihrer Untersuchung zum Peer Group Benchmarking (siehe oben) fest, dass nur in Unternehmen, in denen die Vorstände weniger als im Median der Referenzgruppe verdienen, eine asymmetrische Entlohnung für den Zufall stattfindet, und erachten dieses

---

<sup>127</sup> Vgl. Cremers/Grinstein (2013), S. 26, 38.

<sup>128</sup> Vgl. z. B. Hoffmann/Pfeil (2010), S. 3340. Vgl. auch Noe/Rebello (2011), S. 32, in deren Modell die Stärke der Entlohnung für den Zufall positiv mit der Qualität der rechtlichen Corporate Governance-Regulierung und der Konzentration firmenspezifischer Vermögenswerte verknüpft ist, sowie die Arbeiten von Göx (2004, 2008), der die Entlohnung für den Zufall (nur) dann als optimal identifiziert, wenn bestimmte steuerliche Restriktionen hinsichtlich der Abzugsfähigkeit der Vorstandsgehälter (vgl. Göx (2008), S. 474–475) oder institutionell festgelegte Gehaltsschranken bestehen (vgl. Göx (2004), S. 48–49).

<sup>129</sup> Vgl. Dittmann/Maug/Spalt (2013), S. 39.

<sup>130</sup> Vgl. Garvey/Milbourn (2006), S. 197–198.

<sup>131</sup> Vgl. Garvey/Milbourn (2006), S. 224.

Vorgehen vor dem Hintergrund der Marktalternativen als notwendiges Mittel, um eine Kündigung seitens des Vorstands zu verhindern.<sup>132</sup> Danthine und Donaldson (2010) identifizieren auch modelltheoretisch die asymmetrische Entlohnung für den Zufall als Bestandteil eines optimalen Vergütungsvertrags.<sup>133</sup>

Auch wenn auf Basis der zitierten Arbeiten hinsichtlich der Vergütung für zufällige Umweltentwicklungen somit keineswegs Konsens herrscht, ob beobachtete Entlohnungsmechanismen auf optimale Verträge oder Managermacht schließen lassen, so kommen Maug und Albrecht (2011) im Rahmen einer Literaturlauswertung doch zu dem Fazit, dass eine Indizierung der Vergütung „(...) entweder ineffektiv, unerheblich, oder im Zweifelsfalle sogar schädlich ist (...)“<sup>134</sup>.

### *Zusammenfassung*

Die im Rahmen der diskutierten Aspekte alternativer Beschäftigungsmöglichkeiten für Topmanager zitierten Arbeiten verdeutlichen, dass (unbeobachtete) Managereigenschaften und der Arbeitsmarkt für Vorstände offensichtlich heutzutage eine wichtige Rolle bei der Bestimmung der Vorstandsvergütung spielen und insbesondere in den letzten Jahrzehnten zunehmend an Bedeutung gewonnen haben. Die empirischen Erkenntnisse indizieren, dass Änderungen auf dem Arbeitsmarkt für Topmanager und in der Anforderungsstruktur für Managementtalent im Durchschnitt eine deutlich höhere Relevanz der Bestimmung des Marktwertes für Manager im Rahmen des Peer Group Benchmarkings bedingen und auch zu einer (stärkeren) Kopplung der Vergütung an Industrietrends geführt haben. Somit sind auch die vorgestellten Erklärungsmodelle im Rahmen des OCAs durchaus in der Lage, den Anstieg der Vorstandsvergütung (zumindest zum Teil) zu erklären. Dennoch stützen die empirischen Befunde keineswegs durchweg das Zustandekommen optimaler Verträge. Darüber hinaus schließt die Vereinbarkeit der beobachteten Vergütungsmechanismen mit dem Agency-Modell etwaige Managermacht nicht aus, sondern vereinfacht sogar durch den immer wichtiger werdenden Vergleich mit dem Markt die Bereicherungsmöglichkeiten der Vorstände, wenn in relevanten Vergleichsunternehmen (ebenfalls) Managermacht besteht und die Vergütung aufgrund dessen in diesen Firmen nach oben verzerrt ist.

---

<sup>132</sup> Vgl. Bizjak/Lemmon/Naveen (2008), S. 166.

<sup>133</sup> Vgl. Danthine/Donaldson (2010), S. 39.

<sup>134</sup> Maug/Albrecht (2011), S. 869.

### 2.3.4 Indikatoren der Corporate Governance

Eine Vielzahl von Studien hat gezeigt, dass auch verschiedene Indikatoren der Corporate Governance von Unternehmen Einfluss auf die Vergütung des Vorstands ausüben können. Unter Annahme des OCAs, der per se vom Zustandekommen effizienter Verträge durch Verhandlungen zwischen Aufsichtsrat und Vorstand ausgeht, dürften unterschiedliche Ausgestaltungen der institutionellen Rahmenbedingungen von Unternehmen jedoch keinerlei Einfluss auf die Vorstandsvergütung ausüben. Sofern allerdings derartige Einflüsse festgestellt werden können, spricht dies dafür, dass Manager unter bestimmten Voraussetzungen imstande sind, Macht gegenüber dem Aufsichtsrat auszuüben und ihre Vergütung (mit) zu bestimmen. Im Folgenden werden wichtige Arbeiten zur Verbesserung der Übersichtlichkeit getrennt nach den folgenden drei Bereichen diskutiert: Aufsichtsrat und Vergütungsausschuss, Eigentümerstruktur sowie Compensation Consultants.

#### *Aufsichtsrat und Vergütungsausschuss*

Die Ergebnisse empirischer Studien zum Einfluss der Größe des Aufsichtsrats auf die Vorstandsvergütung sind vielfältig. Beispielsweise zeigt Fahlenbrach (2009), dass die Performanceabhängigkeit der Entlohnung mit zunehmender Größe des Aufsichtsrats sinkt.<sup>135</sup> Core, Holthausen und Larcker (1999) belegen für US-amerikanische Firmen, dass ein größerer Aufsichtsrat eine höhere Vergütung des Vorstands zur Folge hat.<sup>136</sup> Zum gleichen Ergebnis kommen Rapp und Wolff (2010) und Edwards, Eggert und Weichenrieder (2009) für deutsche sowie Ozkan (2011) für britische Unternehmen.<sup>137</sup> Voulgaris, Stathopoulos und Walker (2010) zeigen für britische Firmen darüber hinaus auch einen positiven Einfluss der Größe des Vergütungsausschusses auf die Höhe der Vorstandsentslohnung.<sup>138</sup> Dies ist von besonderer Relevanz, da es empirische Evidenz dafür gibt, dass kleinere Aufsichtsräte mit einem höheren Firmenwert korrelieren.<sup>139</sup> Demnach erscheint plausibel, dass sich Manager bei Vorhandensein eines größeren Aufsichtsrats oder Vergütungsausschusses stärker bereichern können, da die Überwachungseffizienz mit zunehmender Größe abnimmt, und der Firmenwert für die Aktionäre dadurch sinkt. Allerdings zeigen auch hier andere Studien gegenteilige Ergebnisse:

---

<sup>135</sup> Vgl. Fahlenbrach (2009), S. 100.

<sup>136</sup> Vgl. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 403.

<sup>137</sup> Vgl. Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 12; Ozkan (2011), S. 283; Rapp/Wolff (2010), S. 1100.

<sup>138</sup> Vgl. Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522.

<sup>139</sup> Vgl. Yermack (1996), S. 209.

Während Fabbri und Marin (2012) für die 500 größten deutschen Unternehmen von 1977 bis 2009 einen negativen Einfluss der Aufsichtsratsgröße auf die Höhe der Vorstandsvergütung identifizieren,<sup>140</sup> stützen einige empirische Untersuchungen den OCA und stellen keinen (robusten) Einfluss der Größe der Gremien auf die (Gesamt-)Vergütung fest.<sup>141</sup>

Die Struktur von Aufsichtsrat und Vergütungsausschuss scheint ebenfalls Einfluss auf die Entlohnung von Vorständen auszuüben und ist Fokus zahlreicher Studien. Dabei stehen vor allem die (nicht überschneidungsfreien) Aspekte der Vernetzung und Unabhängigkeit<sup>142</sup> der Gremien im Mittelpunkt. Die Ergebnisse sind äußerst heterogen – so identifizieren einige Studien einen senkenden Effekt einer zunehmenden Vernetzung des Aufsichtsrats auf die Vorstandsvergütung, andere Arbeiten stellen positive Assoziationen fest. Gleiches gilt für die Untersuchung der Unabhängigkeit des Aufsichtsrats oder Vergütungsausschusses.

Fahlenbrach, Low und Stulz (2010) zeigen, dass das Vorhandensein eines Vorstandsmitglieds eines anderen Unternehmens im Aufsichtsrat der betrachteten Firma zu einer um 8,2 % höheren Vorstandsvergütung führt als bei Unternehmen derselben Industrie, in deren Aufsichtsrat kein Vorstand eines fremden Unternehmens Mitglied ist.<sup>143</sup> Entorf et al. (2009) wiederum stellen für DAX-Unternehmen einen negativen Einfluss fremder (DAX-)Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vorstandsvergütung im betrachteten Unternehmen fest.<sup>144</sup> Bei Untersuchungen fremder Topmanager im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats US-amerikanischer Unternehmen von 1985 bis 1998 konnte hingegen kein Einfluss auf die Vorstandsvergütung identifiziert werden.<sup>145</sup>

Barnea und Guedj (2009) haben empirische Evidenz für die These gefunden, dass Aufsichtsratsmitglieder, die zu anderen Firmen bisher noch wenige persönliche Verbindungen haben, ihre Reputation aufzubauen versuchen, indem sie den Vorstand besonders gut überwachen. Mit zunehmenden Verbindungen zu anderen Unternehmen lassen diese

---

<sup>140</sup> Vgl. Fabbri/Marin (2012), S. 17.

<sup>141</sup> Vgl. beispielhaft zu einem fehlenden Einfluss der Größe des Vergütungsausschusses Gregory-Smith (2012), S. 524, sowie zur Größe des Aufsichtsrats Barontini/Bozzi (2010), S. 19–20.

<sup>142</sup> Der Großteil der Studien untersucht US-amerikanische Boards of Directors. Dabei wird im Allgemeinen davon ausgegangen, dass sog. „Outside Directors“, die nicht gleichzeitig Mitarbeiter des Unternehmens sind, unabhängiger sind als „Inside Directors“ und somit ihre Überwachungsfunktion besser erfüllen (vgl. z. B. Fama/Jensen (1983), S. 315).

<sup>143</sup> Vgl. Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29.

<sup>144</sup> Vgl. Entorf et al. (2009), S. 1113.

<sup>145</sup> Vgl. Anderson/Bizjak (2003), S. 1336.

Überwachungstätigkeiten nach, wenn die Rolle im Netzwerk der Firmen als relativ gut gesichert erscheint. Je mehr Verbindungen Aufsichtsratsmitglieder eines Unternehmens zu anderen Firmen haben, desto höher ist ceteris paribus die Vergütung des Vorstands.<sup>146, 147</sup> Zu einem ähnlichen Ergebnis kommen auch Larcker et al. (2005), die indirekte Kommunikationskanäle bzw. Verbindungen zwischen Inside und Outside Directors<sup>148</sup> im Aufsichtsrat sowie zwischen Vorstand und den Mitgliedern des Vergütungsausschusses untersuchen und feststellen, dass die Vorstandsvergütung umso höher ist, je kürzer die minimale Distanz zwischen den untersuchten Personen ist.<sup>149</sup> Fich und Shivdasani (2006) identifizieren darüber hinaus einen negativen Zusammenhang zwischen besonders stark vernetzten externen Directors im Aufsichtsrat und der Unternehmensperformance.<sup>150</sup> Dass eine verstärkte Vernetzung jedoch keineswegs negativ für Unternehmen sein muss, zeigen Schonlau und Singh (2009), die für US-amerikanische Unternehmen im Zeitraum von 1992 bis 2005 feststellen, dass stärker vernetzte Unternehmen bessere Akquisitionsentscheidungen treffen.<sup>151</sup> Auch Masulis und Mobbs (2011) zeigen, dass Inside Directors mit Aufsichtsratsposten in anderen Firmen mit einer besseren Performance des betrachteten Unternehmens und einer stärkeren Überwachung des Vorstands assoziiert sind. Die Autoren führen dies auf eine durch eigene Reputationsinteressen begründete höhere Unabhängigkeit der betroffenen Aufsichtsratsmitglieder vom Vorstand zurück.<sup>152</sup> Mayers und Smith (2010) stellen außerdem eine mit der Erhöhung der Unabhängigkeit des Aufsichtsrats einhergehende erhöhte Performanceabhängigkeit der Vergütung fest<sup>153</sup> und Chhaochharia und Grinstein (2009) identifizieren einen Rückgang der Vergütungshöhe bei zunehmender Unabhängigkeit des Gremiums.<sup>154</sup> Andere Untersuchungen kommen jedoch zu gegenteiligen Ergebnissen, die den OCA

---

<sup>146</sup> Vgl. Barnea/Guedj (2009), S. 34–35.

<sup>147</sup> Die vorhergehenden drei Sätze dieses Absatzes entstammen nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 14).

<sup>148</sup> Vgl. zur Definition Fußnote 142.

<sup>149</sup> Vgl. Larcker et al. (2005), S. 27. Die Distanz der indirekten Kommunikationskanäle wird dabei als minimale Anzahl der Aufsichtsräte anderer Unternehmen gemessen, über die die in die Untersuchung einbezogenen Personen unter Ignorierung der Verbindung im betrachteten Unternehmen miteinander in Beziehung stehen (vgl. Larcker et al. (2005), S. 2).

<sup>150</sup> Vgl. Fich/Shivdasani (2006), S. 721.

<sup>151</sup> Vgl. Schonlau/Singh (2009), S. 14, 40.

<sup>152</sup> Vgl. Masulis/Mobbs (2011), S. 865.

<sup>153</sup> Vgl. Mayers/Smith (2010), S. 323.

<sup>154</sup> Vgl. Chhaochharia/Grinstein (2009), S. 259. Die Autoren untersuchen die durch den Sarbanes-Oxley Act (vgl. zum Sarbanes-Oxley Act im Detail beispielsweise Romano (2004)) induzierten Änderungen der Aufsichtsratsstruktur und stellen fest, dass die Vorstandsvergütung in Unternehmen, die in höherem Umfang von den Änderungen betroffen waren, um 17 % stärker zurückging als in Unternehmen, die nur unwesentlich von den Regulierungen betroffen waren.

stützen. So analysieren Guthrie, Sokolowsky und Wan (2012) dieselbe Stichprobe wie Chhaochharia und Grinstein (2009), können aber nach der Bereinigung um zwei Extremwerte keinen Einfluss der Unabhängigkeit des Aufsichtsrats auf die Vergütungshöhe mehr feststellen und identifizieren sogar einen vergütungserhöhenden Effekt der zunehmenden Unabhängigkeit des Vergütungsausschusses,<sup>155</sup> der allerdings in den Untersuchungen anderer Autoren nicht festgestellt wurde.<sup>156</sup> Einen positiven Einfluss der Unabhängigkeit des gesamten Aufsichtsrats wiederum stellen aber Fernandes et al. (2013) in einer aktuellen länderübergreifenden Untersuchung fest.<sup>157</sup>

Dass die zunehmende Unabhängigkeit von Überwachungsorganen zu einer Erhöhung der Vergütung führt, erscheint zunächst kontraintuitiv und stützt zumindest nicht den MPA. Eine mögliche Begründung für dieses Phänomen liefern Ruiz-Verdú und Singh (2011), die modelltheoretisch den Zusammenhang von Reputationsinteressen des Aufsichtsrats mit der Vorstandsvergütung untersuchen. Die Autoren gehen davon aus, dass beispielsweise durch strengere Offenlegungsvorschriften der Druck auf den Aufsichtsrat zunimmt, der dann wiederum zunächst die direkte Vergütung des Vorstands senkt, um als besonders unabhängig wahrgenommen zu werden. Da die Entlohnung der Topmanager dann aber unter ihrem Reservationsnutzen liegt, steigt mit dem Druck auf den Aufsichtsrat auch die Höhe versteckter Vergütungsbestandteile und die Tendenz zu ineffizienten Vergütungsmechanismen, weil der Manager für den Verlust an direkter Vergütung entschädigt werden muss, um mindestens seinen Reservationsnutzen zu erreichen. Die Gesamtvergütung kann dadurch in Summe steigen.<sup>158</sup> Fernandes et al. (2013) hingegen führen die höhere Vergütung bei einem unabhängigeren Aufsichtsrat auf eine Risikoprämie für die Manager zurück, da die Gefahr ihrer Entlassung bei schlechter Performance bei einem unabhängigeren Gremium höher ist.<sup>159</sup>

Insgesamt zeigen auch die Untersuchungen zu Größe und Struktur des Aufsichtsrats und Vergütungsausschusses äußerst heterogene Ergebnisse und erlauben keine eindeutige Schlussfolgerung hinsichtlich des Vorliegens von Managermacht. Murphy (2013) weist darauf hin, dass sich seit Mitte der 1980er Jahre alle Indikatoren der Unabhängigkeit des Aufsichtsrats verbessert haben,<sup>160</sup> obwohl aus Sicht des MPAs neben anderen Einfluss-

---

<sup>155</sup> Vgl. Guthrie/Sokolowsky/Wan (2012), S. 1165–1166.

<sup>156</sup> Vgl. Anderson/Bizjak (2003), S. 1332; Gregory-Smith (2012), S. 528.

<sup>157</sup> Vgl. Fernandes et al. (2013), S. 359.

<sup>158</sup> Vgl. Ruiz-Verdú/Singh (2011), S. 36–37.

<sup>159</sup> Vgl. Fernandes et al. (2013), S. 361.

<sup>160</sup> Vgl. Murphy (2013), S. 331.

faktoren gerade auch eine mangelnde Unabhängigkeit des Gremiums vom Vorstand für den starken Aufwärtstrend der Vorstandsvergütungen in den letzten gut 20 Jahren verantwortlich ist (vgl. Abschnitt 2.2).

### *Eigentümerstruktur*

Eine weitere empirische Beobachtung ist, dass von der Aktionärsstruktur Einfluss auf die Vorstandsvergütung ausgehen kann. So zeigen Core, Holthausen und Larcker (1999) sowie Lambert, Larcker und Weigelt (1993), dass das Vorhandensein eines großen Aktionärs mit mindestens 5 % der Stimmrechte einen signifikant negativen Einfluss auf die Entlohnung des Vorstands hat.<sup>161</sup> Andere Studien konnten generell einen negativen Einfluss des Anteilsbesitzes eines einzelnen Aktionärs auf die Vergütungshöhe des Vorstands feststellen.<sup>162</sup> Auch in verschiedenen Studien deutscher Unternehmen wurde eine negative Wirkung der Eigentümerkonzentration auf die Vorstandsvergütung identifiziert.<sup>163</sup> Weitere Untersuchungen zur Aktionärsstruktur deuten ferner darauf hin, dass die Höhe des Anteilsbesitzes institutioneller Investoren nicht nur einen negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe hat, sondern auch die Performanceabhängigkeit der Entlohnung erhöht.<sup>164</sup> Ozkan (2011) stellt für britische Unternehmen ebenfalls einen positiven Einfluss institutioneller Investoren auf die Performanceabhängigkeit ausgegebener Aktienoptionen fest.<sup>165</sup> Darüber hinaus belegt eine Studie schwedischer Unternehmen von 2000 bis 2005, dass Manager in Firmen mit hoher Eigentümerkonzentration ein deutlich weniger kurzfristig orientiertes (Investitions-)Verhalten zeigen.<sup>166</sup> Außerdem wurde festgestellt, dass der Aktienbesitz des Aufsichtsrats die Höhe der Vorstandsvergütung negativ beeinflussen kann.<sup>167</sup>

Die dargestellten Ergebnisse zur Eigentümerstruktur zeigen, dass durchaus Hinweise dafür bestehen, dass Manager über Macht gegenüber dem Aufsichtsrat verfügen. Die Abnahme der Vergütungshöhe und die Verstärkung der Performanceabhängigkeit der Entlohnung bei zunehmender Eigentümerkonzentration, dem Vorhandensein bestimmter Arten von Aktionären oder steigendem Anteilsbesitz des Aufsichtsrats sprechen da-

---

<sup>161</sup> Vgl. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 404; Lambert/Larcker/Weigelt (1993), S. 457.

<sup>162</sup> Vgl. z. B. Frydman/Saks (2010), S. 2129.

<sup>163</sup> Vgl. Elston/Goldberg (2003), S. 1404; Kaserer/Wagner (2004), S. 12; Rapp/Wolff (2010), S. 1097–1099.

<sup>164</sup> Vgl. Hartzell/Starks (2003), S. 2372.

<sup>165</sup> Vgl. Ozkan (2011), S. 260.

<sup>166</sup> Vgl. Mavruk (2011), S. 8, 19.

<sup>167</sup> Vgl. z. B. Cyert/Kang/Kumar (2002), S. 453.

für, dass das Vorliegen dieser institutionellen Ausprägungen zu einer entsprechenden Disziplinierung der Topmanager und (durch die Einschränkung der Macht über ihre eigene Vergütung) somit zu anreizkompatibleren Verträgen führt.

Allerdings können diese Wirkzusammenhänge nicht in allen Studien identifiziert werden. So stellen etwa Berrone und Gomez-Mejia (2009) für US-amerikanische Unternehmen von 1997 bis 2003 keinen Einfluss des Anteilsbesitzes des Aufsichtsrats auf die Vorstandsvergütung fest.<sup>168</sup> Für deutsche Unternehmen belegen Edwards, Eggert und Weichenrieder (2009) im Gegensatz zu den oben vorgestellten Ergebnissen einen negativen Einfluss der Eigentümerkonzentration auf die Performancesensitivität der Entlohnung: Sie identifizieren eine geringere Performanceabhängigkeit der Vergütung, wenn zwei große Aktionäre am Unternehmen beteiligt sind oder ein einzelner Aktionär eine Finanzinstitution ist. Unter Berücksichtigung ihrer vollständigen Untersuchungsergebnisse kommen sie zu dem Fazit, dass von der Eigentümerstruktur ein nur unwesentlicher Einfluss auf die Performancesensitivität der Vorstandsvergütung ausgeht.<sup>169</sup> Auch Haid und Yurtoglu (2006) bestätigen einen negativen Effekt der Eigentümerkonzentration auf die Performanceabhängigkeit und stellen fest, dass der Einfluss des größten Aktionärs auf die Vergütungshöhe davon abhängt, um was für eine Art von Investor es sich handelt: Während die Vergütung steigt, wenn es sich um ein familiengeführtes Unternehmen handelt, ist der Einfluss des größten Aktionärs auf die Entlohnungshöhe negativ, wenn es sich um andere Arten von Anteilseignern, insbesondere Banken, handelt.<sup>170</sup> Einen positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe stellen auch Barontini und Bozzi (2010) für familiengeführte Unternehmen in Italien fest.<sup>171</sup>

Auch die Studien zur Eigentümerstruktur und -konzentration verdeutlichen, dass sowohl verschiedene Untersuchungszeiträume als auch die Analysemethoden und die für die Stichproben ausgewählten Länder und Unternehmen einen wesentlichen Einfluss auf die Ergebnisse ausüben und daher bis dato keine einheitlichen und allgemeingültigen empirischen Zusammenhänge identifiziert werden konnten, die klar den OCA oder MPA stützen.

---

<sup>168</sup> Vgl. Berrone/Gomez-Mejia (2009), S. 109, 115.

<sup>169</sup> Vgl. Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 17–18, 25.

<sup>170</sup> Vgl. Haid/Yurtoglu (2006), S. 14, 19.

<sup>171</sup> Vgl. Barontini/Bozzi (2010), S. 19–20.

### *Compensation Consultants*

Ein weiterer, in den vergangenen Jahren häufig diskutierter und untersuchter Aspekt der Corporate Governance von Unternehmen ist die Einbeziehung sog. „Compensation Consultants“, also externer Berater, bei der Gestaltung des Vergütungssystems des Vorstands. Die Konsultation externer Gutachter bei der Ausarbeitung der Vergütungsverträge für Vorstände wird von Vertretern des MPAs oftmals kritisch gesehen. Sie argumentieren, dass Vergütungsberater zur Camouflage beitragen können, indem durch ihre vermeintlich unabhängige Mitwirkung an der Vertragsgestaltung (auch bei besonders hohen Vergütungen) nach außen der Eindruck einer anreizkompatiblen Vergütung erweckt wird, obwohl sie aufgrund ihres Interesses an Folgeaufträgen auf die Gunst des Vorstands angewiesen sind und daher positiv auf dessen Vergütung einwirken.<sup>172</sup> Die Studienlage allerdings ist nicht eindeutig. Conyon (2011) kommt im Rahmen einer Literaturanalyse zu dem Fazit, dass auf Basis der bisher durchgeführten empirischen Studien keine klare Aussage möglich ist, ob externe Gutachter im Interesse der Aktionäre handeln oder nicht. So kommt er zwar zu dem Schluss, dass eine positive Korrelation zwischen der Konsultation externer Berater und der Vergütungshöhe des Vorstands zu bestehen scheint; ob dies allerdings auf Interessenskonflikte der Gutachter oder aber beispielsweise auf andere Eigenschaften des Unternehmens oder der Manager, die mit der Konsultation externer Berater korreliert sind, zurückzuführen ist, bleibt offen.<sup>173</sup> Beispielsweise finden Voulgaris, Stathopoulos und Walker (2010) in ihrer Untersuchung britischer Unternehmen im Jahr 2006 kaum Hinweise für das Vorliegen von Managermacht: Zwar identifizieren sie einen positiven Einfluss externer Berater auf die Vergütungshöhe, allerdings führen sie diesen Effekt maßgeblich auf eine stärkere eigenkapitalbasierte Entlohnung bei einem gleichzeitigen Rückgang der Barvergütung zurück. Außerdem kann die Entscheidung zur Konsultation externer Gutachter nicht mit Indikatoren eines mächtigen Vorstands, sondern mit relevanten ökonomischen Determinanten der Unternehmen erklärt werden.<sup>174</sup> Dennoch weisen auch sie vor dem Hintergrund der identifizierten Verschiebung von sehr transparenten hin zu weniger durchsichtigen Vergütungsbestandteilen auf eine mögliche Einflussnahme des Vorstands zur bewussten Verschleierung der tatsächlichen Vergütungshöhe hin, halten dies aber unter

---

<sup>172</sup> Vgl. z. B. Bebchuk/Fried (2003), S. 78–79; Koch/Stadtmann (2010), S. 23.

<sup>173</sup> Vgl. Conyon (2011), S. 426.

<sup>174</sup> Vgl. Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 511, 515.

Berücksichtigung der Gesamtergebnisse für eher unwahrscheinlich.<sup>175</sup> Stärkere Hinweise auf mögliche Managermacht findet Conyon (2011) selbst in seiner Untersuchung britischer Unternehmen im Jahr 2003: So ist die Vorstandsvergütung in Unternehmen, die externe Berater für die Vertragsgestaltung konsultieren, um 26 % höher als in anderen Firmen. Bei der Analyse nur jener Unternehmen, die Compensation Consultants hinzuziehen, konnte darüber hinaus ein weiterer tendenziell positiver Einfluss auf die Vergütung identifiziert werden, wenn die Gutachter noch andere Dienstleistungen für das Unternehmen erbringen.<sup>176</sup> Bei der Analyse US-amerikanischer Unternehmen von 2006 bis 2008 kann der Autor allerdings keine Evidenz dafür finden, dass der Wechsel externer Gutachter positiv mit der Vorstandsvergütung verknüpft ist.<sup>177</sup>

Einen positiven Einfluss auf die Höhe der Entlohnung in Unternehmen, die neben der Vergütungsberatung auch andere Dienstleistungen der konsultierten Gutachter in Anspruch nehmen, identifizieren auch Murphy und Sandino (2010) für US-amerikanische und kanadische Unternehmen. Für letztgenannte Firmen stellen die Autoren außerdem fest, dass die Vergütung umso stärker steigt, je höher die Honorare für sonstige Dienstleistungen im Vergleich zur Vergütungsberatung sind. Während diese Befunde, wie oben dargelegt, Indizien dafür sind, dass die externen Gutachter keine optimalen Verträge implementieren (bzw. vorschlagen), sondern zur Sicherung eines langfristigen und hohen Auftragsvolumens zu Lasten der Aktionäre im Interesse des Vorstands handeln, wird dieser Zusammenhang nicht durch die Beobachtung der Autoren gestützt, dass in den US-amerikanischen Unternehmen die Vorstandsvergütung höher ist, wenn die Compensation Consultants im Auftrag des Aufsichtsrats oder Vergütungsausschusses, nicht aber für das Management arbeiten.<sup>178</sup>

### **2.3.5 Einmalige Zahlungen an Vorstände**

Als starkes Indiz für die Macht von Managern werden von Vertretern des MPAs immer öfter beobachtete einmalige Extrazahlungen an Vorstände angeführt, die vertraglich oft gar nicht vorgesehen sind und vor allem aus diesem Grund unter der Annahme optima-

---

<sup>175</sup> Vgl. Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 523.

<sup>176</sup> Vgl. Conyon (2011), S. 418–419.

<sup>177</sup> Vgl. Conyon (2011), S. 422–423.

<sup>178</sup> Vgl. Murphy/Sandino (2010), S. 260.

ler Verträge und einer Verhandlung von Aufsichtsrat und Vorstand auf Augenhöhe kaum rational erscheinen.<sup>179</sup>

Hierzu zählen z. B. sogenannte „Golden Hellos“; dies sind (vertraglich fixierte) Zahlungen für die Unterzeichnung des Arbeitsvertrages.<sup>180</sup> Die bei Beendigung von Arbeitsverhältnissen gezahlten (ebenfalls vertraglich festgesetzten) Zahlungen werden „Golden Parachutes“ genannt; sie werden bei jedem Kontrollwechsel in der Firma gezahlt, also z. B. bei der Akquisition des betrachteten Unternehmens durch eine andere Firma, oder wenn der Vorstand freiwillig oder unfreiwillig das Unternehmen verlässt.<sup>181</sup> Bebchuk und Fried (2004) weisen darauf hin, dass in vielen Fällen auch Leistungen über den vertraglich bestimmten Umfang hinaus geleistet werden, wenn ein Vorstand das Unternehmen verlässt, beispielsweise in Form erlassener Schulden.<sup>182</sup> Die Kritik an Golden Parachutes ist erstens, dass Manager sich mit ihrer Hilfe „entrenchen“, also ihre Position im Unternehmen dadurch sichern, dass ihre Absetzung besonders hohe Kosten nach sich zieht.<sup>183</sup> Zweitens wird bei beiden oben beschriebenen Zahlungen die geringe Performanceabhängigkeit kritisiert, die nach Meinung einiger Autoren vor allem auch bei schlechter Leistung der Manager eine hohe Vergütung sicherstellen soll und somit keine oder gar eine gegenteilige Anreizwirkung hat.<sup>184, 185</sup> Bebchuk, Cohen und Wang (2012) stellen empirisch fest, dass sich der industrieadjustierte Firmenwert verringert und negative abnormale Aktienrenditen realisiert werden, wenn Unternehmen Golden Parachutes gewähren.<sup>186</sup> Dennoch betonen Vertreter des OCAs, dass Golden Parachutes notwendiger Bestandteil eines effizienten Vergütungsvertrages sind und der Harmonisierung von Aktionärs- und Managerinteressen dienen. So zeigen etwa Fich, Tran und Walkling

---

<sup>179</sup> So wurden etwa in Deutschland im Jahr 2009 die Bonuszahlungen an den ehemaligen Vorstandsvorsitzenden der Deutschen Post AG, Klaus Zumwinkel, sowie an den damaligen Vorstandschef der Arcandor AG (Stand Juli 2013: Arcandor AG in Liquidation), Thomas Middelhoff, kontrovers in den Medien diskutiert. Die hohe Relevanz verdeutlicht die Tatsache, dass Herr Middelhoff im September 2013 gerichtlich zur Rückzahlung eines über 3 Mio. EUR hohen Betrages an den Insolvenzverwalter der Arcandor AG in Liquidation verpflichtet wurde (vgl. exemplarisch *manager magazin online* (2009); *Spiegel Online* (2009a); *Spiegel Online* (2009b); *Spiegel Online* (2013a)).

<sup>180</sup> Vgl. Adams (2004), S. 7; Bebchuk/Fried (2005), S. 17–18.

<sup>181</sup> Vgl. Subramaniam (2001), S. 1.

<sup>182</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 87.

<sup>183</sup> Vgl. Subramaniam (2001), S. 29–30. Vgl. auch Bebchuk/Cohen/Ferrell (2009), die einen Entrenchment Index, der unter anderem die Gewährung von Golden Parachutes erfasst, entwickeln und zeigen, dass die Erhöhung des Entrenchment Index mit einer ökonomisch signifikanten Reduktion des Firmenwerts einhergeht.

<sup>184</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2005), S. 18.

<sup>185</sup> Die vorhergehenden Sätze in Abschnitt 2.3.5 entstammen nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 14–15).

<sup>186</sup> Vgl. Bebchuk/Cohen/Wang (2012), S. 23.

(2012) empirisch anhand von Akquisitionen, dass sich die Aktionäre des akquirierten Unternehmen durch die Gewährung von Golden Parachutes besserstellen.<sup>187</sup> Lambrecht und Myers (2007) zeigen außerdem, dass Golden Parachutes auch außerhalb eines Akquisitionskontexts Topmanager dazu motivieren können, sich stärker im Interesse der Anteilseigner im Unternehmen zu engagieren, indem sie sich früher von ineffizienten Geschäftsbereichen trennen.<sup>188</sup> Auch modelltheoretische Arbeiten kommen zu dem Fazit, dass ein optimaler Vergütungsvertrag mitunter hohe Abfindungszahlungen für Vorstände beinhaltet.<sup>189</sup>

Allerdings bleiben trotzdem einige empirische Beobachtungen schwer mit dem OCA vereinbar und geben somit tendenziell Hinweise auf bestehende Managermacht: Eine geringe Leistungsabhängigkeit wird ebenfalls in Studien zu Bonuszahlungen für getätigte Akquisitionen nachgewiesen; 39 % der Firmen der Untersuchungsstichprobe von Grinstein und Hribar (2004) gewährten ihren Vorständen Zusatzzahlungen für Akquisitionen.<sup>190</sup> Neben der beobachteten geringen Performanceabhängigkeit solcher Zahlungen wird kritisiert, dass für Vorstände aus persönlichen Interessen – wie höherem Prestige und einem größeren Einflussbereich – ohnehin schon der Anreiz besteht, Akquisitionen zu tätigen. Zusätzliche Anreize in Form von Bonuszahlungen können somit zu mehr Akquisitionen führen, als es für die Eigentümer optimal wäre.<sup>191</sup> Darüber hinaus erhöht sich auch hier die Gefahr des „Managerial Entrenchments“, z. B. wenn die Leitung neu erworbener Unternehmen die spezifischen Kenntnisse und Fähigkeiten des aktuellen Vorstands erfordert.<sup>192</sup> Eine weitere empirische Beobachtung ist, dass plötzliche, unerwartete Zahlungen, die ein Unternehmen durch den Gewinn von Rechtsstreitigkeiten erhält („Cash Windfalls“), unter anderem dazu verwendet werden, das Fixgehalt des Vorstands signifikant zu erhöhen.<sup>193</sup> Unter Anreizgesichtspunkten lässt sich diese Beobachtung nur schwerlich erklären: „The results need to be stretched conside-

---

<sup>187</sup> Vgl. Fich/Tran/Walkling (2012), S. 18–19.

<sup>188</sup> Vgl. Lambrecht/Myers (2007), S. 811.

<sup>189</sup> Vgl. Benmelech/Kandel/Veronesi (2010), S. 1813.

<sup>190</sup> Vgl. Grinstein/Hribar (2004), S. 142.

<sup>191</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 128. Billet/Qian (2008), S. 1049, zeigen empirisch, dass nach positiven Erfahrungen mit Akquisitionen die Wahrscheinlichkeit dafür steigt, dass Manager wieder akquirieren – selbst wenn diese Transaktionen den Unternehmenswert senken.

<sup>192</sup> Vgl. Shleifer/Vishny (1989) für den Fall managementspezifischer Investitionen.

<sup>193</sup> Vgl. Blanchard/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1994), S. 358; im Median wurden 16 % der erhaltenen Zahlungen für die zusätzliche Vergütung des Vorstands verwendet.

rably to fit the asymmetric information model in which managers act in the interest of shareholders.<sup>194, 195</sup>

Zusammenfassend muss konstatiert werden, dass zwar durchaus für bestimmte Arten von Einmalzahlungen an Vorstände Erklärungsmodelle im Rahmen des OCAs existieren, allerdings bis dato nicht alle Formen von Einmalzahlungen vollständig mit dem Zustandekommen optimaler Verträge vereinbar erscheinen.

### 2.3.6 Die Verwendung von Aktienoptionen zur Vergütung

Wie bereits im Abschnitt zur Diskussion der Höhe der Vorstandsvergütung erläutert, hat die umfangreiche Verwendung von Aktienoptionen zur Entlohnung seit den 1990er Jahren erheblich zum Anstieg der Vergütungsniveaus von Vorständen beigetragen,<sup>196</sup> wobei allerdings vor allem in den USA auf diese Vergütungsform zurückgegriffen wird.<sup>197</sup> So bestand im Jahr 2000 die Vergütung der Vorstände der 500 größten US-amerikanischen Unternehmen zu mehr als 50 % aus Aktienoptionen.<sup>198</sup> Verschiedene empirische Untersuchungen zeigen, dass der Anteil von Aktienoptionen an der Vergütung von Vorständen in Europa im Vergleich deutlich niedriger ist und ein Großteil der Differenz in den Vergütungsniveaus (vgl. Abschnitt 2.3.2) auf diese Unterschiede in der Vergütungspraxis zurückgeführt werden kann.<sup>199</sup>

Fraglich ist, worin die gerade seit den 1990er Jahren beobachtete umfangreiche Vergabe von Aktienoptionen begründet liegt. Zwar legen frühere analytische Arbeiten die Verwendung von Aktienoptionen für eine anreizkompatible Vergütung nahe,<sup>200</sup> allerdings ist damit die relativ plötzliche breite Verwendung dieser Vergütungsform nicht erklärbar. Während Verfechter des MPAs die Auffassung vertreten, dass die Vergabe von Aktienoptionen eine Reaktion auf die häufig festgestellte mangelnde Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung (vgl. Abschnitt 2.2) war und weitgehend als zusätzlicher Vergütungsbestandteil ohne wesentliche Reduktion der Barvergütung eingeführt

---

<sup>194</sup> Blanchard/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1994), S. 337.

<sup>195</sup> Dieser Absatz entstammt mit Ausnahme des ersten Satzes und einer geänderten Zitation wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 15–16).

<sup>196</sup> Vgl. beispielhaft Frydman/Jenter (2010), S. 8.

<sup>197</sup> Vgl. z. B. Murphy (1999), S. 2493.

<sup>198</sup> Vgl. Murphy (2013), S. 275.

<sup>199</sup> Vgl. z. B. Conyon/Core/Guay (2011), S. 402; Conyon et al. (2011), S. 111. Bei Vergleichen der risikoadjustierten Vergütungen in verschiedenen europäischen Ländern und den USA wird dabei meist kein oder nur ein unwesentlich höheres Vergütungsniveau in den USA identifiziert (vgl. etwa Conyon/Core/Guay (2011), S. 433–434).

<sup>200</sup> Vgl. Haugen/Senbet (1981), S. 629.

wurde,<sup>201</sup> bringen andere Autoren die beobachtete Entwicklung vor allem mit regulatorischen Änderungen in Verbindung. So kommen Conyon et al. (2011) zu dem Schluss, dass sich (unter anderem) der umfangreiche Einsatz von Aktienoptionen zur Vergütung auf verschiedene Gesetze sowie staatliche Regulierungen und Eingriffe wie z. B. Offenlegungsvorschriften oder steuerliche Restriktionen zurückführen lässt.<sup>202</sup> Auch in Deutschland erfolgt die Vergabe von Aktienoptionen durch die diesbezügliche Abschaffung gesetzlicher Hindernisse im Wesentlichen seit Inkrafttreten des Gesetzes zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich (KonTraG) im Jahr 1998, zeigt aber im Vergleich zu anderen langfristigen Vergütungsbestandteilen in DAX- und MDAX-Unternehmen seit 2006 einen rückläufigen Trend.<sup>203</sup>

Dennoch zeigen neuere analytische Ansätze im Rahmen des Prinzipal-Agenten-Modells, dass die Vergütung ohne Aktienoptionen mithilfe eines veränderten Fixgehalts und der Vergabe von Aktien an Vorstände das durchschnittliche Entlohnungsniveau bei gleichbleibender Anreizwirkung für die Manager deutlich senken könnte.<sup>204</sup> Auch empirische Untersuchungen zum Firmenwert kommen zu der Schlussfolgerung, dass Manager mehr Aktien und weniger Aktienoptionen besitzen sollten.<sup>205</sup> Allerdings zeigen Dittmann, Maug und Spalt (2010) modellanalytisch, dass unter Annahme verlustaverser anstelle risikoaverser Manager die Anzahl der Aktienoptionen im Optimum mit dem Grad der Verlustaversion *steigt*, während sie unter Annahme risikoaverser Agenten *sinkt*.<sup>206</sup> Darüber hinaus weisen einige Autoren auf eine weitere mögliche Ursache der Dominanz dieser Vergütungsform hin: Zwar stellen Aktienoptionen ein relativ teures Mittel zur Vergütung von Topmanagern dar,<sup>207</sup> allerdings sind sowohl die von den Entscheidungsträgern wahrgenommenen Kosten als auch der von risikoaversen Managern beigemessene Wert deutlich niedriger als die tatsächlichen Kosten,<sup>208</sup> was einerseits die Bereitschaft zur Gewährung und andererseits die Anzahl der vom Vorstand geforderten Optionen erhöht. Somit kann aus der Verwendung von Aktienoptionen per se nicht abgeleitet werden, ob Managermacht besteht oder aber anreizkompatible Verträge zustande kommen.

---

<sup>201</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2003), S. 76.

<sup>202</sup> Vgl. Conyon et al. (2011), S. 109.

<sup>203</sup> Vgl. Koch/Raible/Stadtmann (2011), S. 14–17.

<sup>204</sup> Vgl. Dittmann/Maug (2007), S. 303, 335.

<sup>205</sup> Vgl. Habib/Ljungqvist (2005), S. 2086.

<sup>206</sup> Vgl. Dittmann/Maug/Spalt (2010), S. 2044.

<sup>207</sup> Vgl. Hall/Murphy (2002), S. 38.

<sup>208</sup> Vgl. Murphy (2002), S. 868.

Unabhängig von der Verwendung von Aktienoptionen an sich erachten die Vertreter des MPAs häufig die Ausgestaltung der Optionen als ineffizient. Die Analyse der gängigen Praxis bei der Vergabe von Aktienoptionen zeigt, dass ein Großteil der Unternehmen Aktienoptionen „am Geld“ vergibt, der Ausübungspreis also mit dem zum jeweiligen Zeitpunkt der Vergabe aktuellen Aktienkurs übereinstimmt.<sup>209</sup> Allein durch Trends am Kapitalmarkt und das generelle langfristige Wachstum auf den Märkten<sup>210</sup> profitieren Manager somit von derart gestalteten Aktienoptionen, ohne eine besondere Leistung erbracht zu haben. Trotz dieser Tatsache wird in den meisten Fällen nicht auf Methoden zurückgegriffen, um allgemeine Markt- oder Industrietrends herauszufiltern. Dafür eignen würde sich beispielsweise die Kopplung des Ausübungspreises an die Aktienkursentwicklung anderer Unternehmen derselben Branche, die als Referenzgruppe dienen.<sup>211, 212</sup>

Andere Autoren wiederum betonen, dass die Anreizwirkung von Aktienoptionen, die zusätzlich zu den bestehenden (unveränderten) Vergütungsbestandteilen vergeben werden, gerade dann am stärksten ist, wenn sie am Geld vergeben werden.<sup>213</sup> Dittmann, Maug und Spalt (2013) stellen außerdem auf Basis einer Untersuchung US-amerikanischer Unternehmen fest, dass die (vollständige) Indizierung des Ausübungspreises von Aktienoptionen anhand der allgemeinen Markt- oder Industrieentwicklung im Durchschnitt die Kosten der Vergütung deutlich erhöht und zu mangelnden Anreizen der Manager führen kann (vgl. auch Abschnitt 2.3.3).<sup>214</sup>

Empirisch wurde auch festgestellt, dass einige Unternehmen die Ausübungspreise für Aktienoptionen im Nachhinein senken, damit die Manager trotz schlechter Entwicklung des Aktienkurses Gewinne aus der Ausübung ihrer Optionen realisieren können. Bei den Unternehmen, die ein solches „Repricing“ in den Jahren 1992 bis 1995 durchführten, wurde der Ausübungspreis um durchschnittlich 40 % gesenkt.<sup>215</sup> Doch auch aus

---

<sup>209</sup> Vgl. Murphy (1999), S. 2508; im Jahr 1992 waren mehr als 95 % der von den 1.000 größten US-Unternehmen ausgegebenen Optionen am Geld.

<sup>210</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 139.

<sup>211</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 140–143.

<sup>212</sup> Dieser Absatz entstammt mit Ausnahme des ersten Satzes nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 16–17).

<sup>213</sup> Vgl. Hall/Murphy (2002), S. 37. Die Autoren kommen allerdings auch zu dem Schluss, dass im Fall der gleichzeitigen Reduktion anderer Vergütungsbestandteile die Vergabe sog. „Restricted Stock Units“, also von an bestimmte Bedingungen geknüpften Aktien, der Vergabe von Aktienoptionen vorzuziehen ist.

<sup>214</sup> Vgl. Dittmann/Maug/Spalt (2013), S. 39.

<sup>215</sup> Vgl. Brenner/Sundaram/Yermack (2000), S. 127.

Sicht optimaler Verträge kann diese Maßnahme sinnvoll sein, wenn das Erreichen des Ausübungspreises aufgrund eines sehr niedrigen Aktienkurses nicht (mehr) möglich erscheint und durch das Repricing überhaupt erst wieder eine Anreizwirkung hergestellt wird.<sup>216</sup> Darüber hinaus betont Murphy (2003) auch in diesem Kontext den Einfluss regulatorischer Rahmenbedingungen und weist darauf hin, dass in den USA nach Änderungen der diesbezüglichen Rechnungslegungsvorschriften im Jahr 1998 so gut wie keine nachträglichen Änderungen des Ausübungspreises von Aktienoptionen mehr beobachtet werden konnten.<sup>217</sup>

Eine weitere Beobachtung bei der Vergabe von Aktienoptionen ist, dass Manager besonders häufig Aktienoptionen erhalten, kurz bevor positive Nachrichten über das Unternehmen und den Geschäftsverlauf öffentlich bekannt gegeben werden. Yermack (1997) stellt in einer Studie US-amerikanischer Unternehmen der Jahre 1992 bis 1994 signifikante Korrelationen zwischen der Vergabe von Aktienoptionen und zeitlich direkt darauf folgenden Aktienkurserhöhungen fest.<sup>218</sup> In einer ähnlichen Studie von Unternehmen der Jahre 1996 bis 2005 haben Bebchuk, Grinstein und Peyer (2010) herausgefunden, dass die Vergabe von Aktienoptionen zu besonders günstigen Konditionen mit schwächeren Kontroll- und Überwachungsstrukturen in den jeweiligen Unternehmen korreliert ist.<sup>219</sup> Zum gleichen Ergebnis kommen Bertrand und Mullainathan (2000) sowie eine Studie von Sautner und Weber (2011), in der ferner festgestellt wurde, dass Firmen, deren Aktienoptionsprogramme den Vorstand besonders begünstigen, weniger erfolgreich in der Folgezeit sind.<sup>220, 221</sup> Lowrie und Murphy (2007) jedoch untersuchen die Vergabe von Aktienoptionen im Zusammenhang mit der öffentlichen Erstemission von Aktien und finden keine Hinweise darauf, dass Manager die Vergabe von Aktienoptionen oder den Emissionspreis zu ihren Gunsten beeinflussen können.<sup>222</sup>

Zusammenfassend zeichnen die dargestellten Ergebnisse theoretischer und empirischer Arbeiten kein einheitliches Bild hinsichtlich der Anreizkompatibilität der Verwendung und der Ausgestaltung von Aktienoptionen. Dennoch legen einige Ergebnisse nahe,

---

<sup>216</sup> Vgl. Acharya/John/Sundaram (2000), S. 94; Bolton/Scheinkmann/Xiong (2006), S. 20; Hall/Murphy (2002), S. 28.

<sup>217</sup> Vgl. Murphy (2003), S. 131.

<sup>218</sup> Vgl. Yermack (1997), S. 449, 474–475.

<sup>219</sup> Vgl. Bebchuk/Grinstein/Peyer (2010), S. 2399.

<sup>220</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2000), S. 38; Sautner/Weber (2011), S. 343.

<sup>221</sup> Die vorhergehenden Sätze dieses Absatzes entstammen mit Ausnahme angepasster Zitationen wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 17).

<sup>222</sup> Vgl. Lowrie/Murphy (2007), S. 39.

dass keineswegs immer optimale Verträge zustande kommen, Manager somit zumindest teilweise in der Lage sind, ihre Vergütung (mit) zu bestimmen und dabei gezielt auf Aktienoptionen zurückgreifen, um die Outrage Costs (vgl. Abschnitt 2.2) gering zu halten.<sup>223</sup> Denn insbesondere bei der breiten Öffentlichkeit kann davon ausgegangen werden, dass die nötige Expertise fehlt, um den Wert von Aktienoptionen mit einer gewissen Genauigkeit bestimmen zu können. Diese Form der Vergütung ist also insbesondere für Außenstehende weit weniger transparent als beispielsweise das Fixgehalt und eignet sich somit zur Verschleierung der tatsächlichen Höhe der Entlohnung. Diese Auffassung deckt sich mit Murphy (2002), der – wie oben erläutert – davon ausgeht, dass selbst der Vergütungsausschuss die tatsächlichen Kosten von Aktienoptionen unterschätzt.<sup>224</sup> Darüber hinaus lässt sich auch durch den großen Anteil der Aktienoptionen an der Gesamtvergütung der Anschein einer besonders anreizkompatiblen Vergütung erwecken: An sich stellt der Aktienkurs ein sehr informatives Signal zur Entwicklung eines Unternehmens dar und kann die Leistung des Vorstands somit theoretisch (nach der Korrektur für allgemeine Trends und Branchenentwicklungen) sehr gut widerspiegeln.<sup>225</sup> Eine stärkere Kopplung der Vergütung an die Aktienkursentwicklung des Unternehmens ist somit legitim und nützlich.<sup>226</sup> Da allerdings häufig eine besonders managerfreundliche Ausgestaltung der Aktienoptionen zu beobachten ist, die kaum sinnvoll erscheint, um die von den Aktionären gewünschten Anreize zu induzieren, *erscheint* die Vergütung nur besonders anreizkompatibel, sofern nicht die genauen Details der Optionen bekannt sind oder herangezogen werden.

Mittlerweile scheint allerdings aus diesen Gründen der Vergabe von Aktienoptionen sowohl von Aktionären als auch von (populärwissenschaftlichen) Medien besonders viel Aufmerksamkeit geschenkt zu werden. So stellen Jones und Wu (2010) fest, dass die Wahrscheinlichkeit von Aktionärsklagen steigt, wenn Aktienoptionen Bestandteil der Vorstandsvergütung sind,<sup>227</sup> und Core, Guay und Larcker (2008) zeigen, dass gerade umfangreiche Aktienoptionsausübungen häufig eine negative Presseberichterstattung

---

<sup>223</sup> Vgl. auch Murphy (2013), S. 338. Der Autor weist trotz seiner gegenüber dem MPA eher kritischen Haltung darauf hin, dass einige Beobachtungen im Rahmen der Verwendung von Aktienoptionen zur Vorstandsvergütung nicht aus Sicht des OCAs erklärt werden können.

<sup>224</sup> Vgl. Murphy (2002), S. 868.

<sup>225</sup> Vgl. Bebchuk/Fried (2004), S. 138–139.

<sup>226</sup> Die vorhergehenden Sätze dieses Absatzes entstammen mit Ausnahme der ersten beiden Sätze nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 17–18).

<sup>227</sup> Vgl. Jones/Wu (2010), S. 19.

nach sich ziehen.<sup>228</sup> Möglicherweise hat diese verstärkte Öffentlichkeitswirkung von Aktienoptionen auch dazu beigetragen, dass Aktienoptionen nicht nur in Deutschland (siehe oben), sondern auch in den USA mittlerweile vermehrt durch andere aktienbasierte Vergütungsformen abgelöst werden.<sup>229</sup>

### 2.3.7 Perquisites

Wie bereits eingangs erläutert, stellen Perquisites, sog. „Perks“<sup>230</sup>, eine nicht-monetäre, indirekte Form der Vorstandsvergütung dar,<sup>231</sup> die beispielsweise die private Nutzung von Firmenjets<sup>232</sup>, bestimmte (Kranken-)Versicherungen oder Mitgliedschaften in verschiedenen exklusiven Clubs und Vereinen<sup>233</sup> umfasst. Da der Konsum dieser versteckten Vergütungsbestandteile meist als nachteilig für die Aktionäre erachtet wird,<sup>234</sup> interpretieren Vertreter des MPAs die häufige Vergabe von Perks und die Korrelation mit verschiedenen institutionellen Ausprägungen als Zeichen von Managermacht.

Während Yermack (2006) explizit die Nutzung von Firmenjets für private Zwecke untersucht und feststellt, dass alle analysierten Unternehmen, die Informationen zur Möglichkeit der Inanspruchnahme dieser Dienstleistung durch den Vorstand offenlegten, eine niedrigere Aktienrendite als im Marktvergleich erzielten,<sup>235</sup> untersuchen Grinstein, Weinbaum und Yehuda (2008) die Folgen der deutlich restriktiveren gesetzlichen Offenlegungspflicht von Perks in den USA seit 2006.<sup>236</sup> Die Identifikation einer deutlichen Zunahme der berichteten Perks nach der Gesetzesänderung spricht dabei für ein hohes Maß an vorheriger Camouflage (vgl. Abschnitt 2.2) durch die großzügige Vergabe versteckter Vergütungsbestandteile, die für externe Aktionäre nicht identifizierbar sind. Dass die Anteilseigner offensichtlich diese Auffassung teilen, dokumentiert eine festgestellte Korrelation der Höhe der erstmals nach der Gesetzesnovelle offengelegten Perks mit abnormalen negativen Aktienrenditen in den Unternehmen, die in Vorjahren über keine derartigen Vergütungsbestandteile berichtet hatten. Die Autoren stellen außerdem fest, dass die Höhe der gewährten Perks positiv mit Indikatoren der Macht des Vor-

<sup>228</sup> Vgl. Core/Guay/Larcker (2008), S. 23.

<sup>229</sup> Vgl. Murphy (2013), S. 338.

<sup>230</sup> Vgl. z. B. Rajan/Wulf (2006), S. 2.

<sup>231</sup> Vgl. Fama (1980); Jensen/Meckling (1976), S. 313; Kuhnen/Zwiebel (2008), S. 4.

<sup>232</sup> Vgl. Yermack (2006)

<sup>233</sup> Vgl. z. B. Murphy (2013), S. 217.

<sup>234</sup> Vgl. etwa Tirole (2001), S. 1.

<sup>235</sup> Vgl. Yermack (2006), S. 241.

<sup>236</sup> Vgl. zur Darstellung der Änderungen der Offenlegungsanforderungen Grinstein/Weinbaum/Yehuda (2008), S. 5.

standsvorsitzenden korreliert.<sup>237</sup> Auch Kuhnen und Zwiebel (2008) betonen in ihrem analytischen Modell zum MPA, welches empirisch weitgehend bestätigt wird, die Wichtigkeit versteckter Entlohnungsbestandteile im vom Manager (weitgehend) selbst bestimmten Vergütungsvertrag.<sup>238</sup>

Jedoch zeigen andere Studien, dass Perks nicht zwangsläufig zum Nachteil der Aktionäre eingesetzt werden müssen, sondern ebenso Bestandteil effizienter Verträge sein können. Rajan und Wulf (2006) beispielsweise können keine durchgehende Assoziation der Höhe der vergebenen Perks mit Indikatoren schwächerer Corporate Governance identifizieren und stellen fest, dass Topmanager gerade dann Perks erhalten, wenn sie besonders produktiv sind.<sup>239</sup> Eine Untersuchung chinesischer Unternehmen deutet ferner darauf hin, dass Perks insbesondere dann ein wichtiger und notwendiger Bestandteil der Vergütung sein können, wenn bestimmte (gesetzliche) Restriktionen hinsichtlich anderer Vergütungsformen bestehen. So betonen Adithipyankul, Alon und Zhang (2011), dass Perks in China der Motivation von Vorständen dienen, und identifizieren empirisch einen positiven Zusammenhang zwischen der Vergabe von Perks und der Unternehmensperformance.<sup>240</sup>

### 2.3.8 Zusammenfassung

Die Diskussion der dargestellten Themen verdeutlicht, dass weder theoretisch noch empirisch eine klare Trennung von anreizkompatiblen auf der einen und von durch Managermacht geprägten Vergütungsverträgen auf der anderen Seite möglich ist. Viele empirische Beobachtungen, die zwar auf Basis klassischer modelltheoretischer Ansätze im Rahmen des OCAs nicht zu erwarten waren und somit vielfach als Indiz für das Vorliegen von Managermacht gedeutet wurden, sind mithilfe neuerer theoretischer Arbeiten auch im Rahmen der Prinzipal-Agenten-Theorie als Resultat optimaler Verträge erklärbar.<sup>241</sup>

Doch trotz der (formalen) Vereinbarkeit bestimmter Ausgestaltungen der Vorstandsvergütung mit dem OCA lässt dies nicht automatisch die Schlussfolgerung zu, dass keine Bereicherung der Manager auf Kosten der Aktionäre stattfindet. Gerade die häufige

---

<sup>237</sup> Vgl. Grinstein/Weinbaum/Yehuda (2008), S. 21–22.

<sup>238</sup> Vgl. Kuhnen/Zwiebel (2008), S. 38.

<sup>239</sup> Vgl. Rajan/Wulf (2006), S. 32.

<sup>240</sup> Vgl. Adithipyankul/Alon/Zhang (2011), S. 420–421.

<sup>241</sup> Vgl. auch beispielsweise Edmans/Gabaix (2009), S. 486.

Identifikation des Einflusses verschiedener Indikatoren der Corporate Governance und insbesondere stärkere Hinweise auf Managermacht in Unternehmen, die eine tendenziell eher schwache Corporate Governance aufweisen, lassen am durchgängigen Zustandekommen optimaler Verträge zweifeln. Vielmehr sprechen die dargestellten Ergebnisse dafür, dass keineswegs ein Gesamturteil über verschiedene Länder, Unternehmen und Zeiträume hinweg möglich ist, sondern bei der Beurteilung der Anreizkompatibilität der Verträge äußerst stark differenziert werden muss. Darüber hinaus legen die Untersuchungen von Conyon et al. (2011) und Murphy (2013) nahe, dass vor allem die jeweiligen regulatorischen Rahmenbedingungen unabhängig von einer etwaigen Einflussnahme der Manager auf ihre Vergütung einen essentiellen Einfluss auf die Vertragsgestaltung von Vorständen ausüben.<sup>242</sup>

Im folgenden Kapitel sollen, aufbauend auf den dargestellten Erkenntnissen zum OCA und MPA, Hypothesen entwickelt werden, welche Faktoren unter Zugrundelegung der beiden Ansätze jeweils signifikant im Zusammenhang mit der Vergütung deutscher Vorstände stehen.

---

<sup>242</sup> Vgl. Conyon et al. (2011), S. 109, 111; Murphy (2013), S. 322.

### 3 Entwicklung empirisch überprüfbarer Hypothesen

Im Folgenden werden für die statistisch-ökonomische Untersuchung in Kapitel 5 elf empirisch überprüfbare Hypothesen entwickelt, für welche Faktoren unter Annahme des Optimal Contracting Approachs und des Managerial Power Approachs jeweils signifikante Zusammenhänge mit der Vergütung deutscher Vorstände zu erwarten sind.<sup>243</sup> Ferner wird die vermutete Richtung der Einflüsse beschrieben. Vor dem Hintergrund der Erläuterungen im vorhergehenden Kapitel ist dabei zu berücksichtigen, dass eine isolierte Einzelbetrachtung der Hypothesen nicht zielführend ist, sondern die Hypothesen in ihrer Gesamtheit hinsichtlich des Zustandekommens optimaler Verträge zu deuten sind (vgl. dazu auch im Detail Abschnitt 3.6). Der Übersichtlichkeit halber erfolgt keine Hypothesenbildung für Kontrollvariablen (vgl. Abschnitt 4.2.5), die nicht primärer Fokus der Analyse im Rahmen dieser Arbeit sind.<sup>244</sup> Im Anschluss an die Darstellung der Hypothesen erfolgt eine tabellarische Übersicht über die vermuteten Wirkungszusammenhänge. Es wird im Folgenden wiederholt auf den OCA und den MPA und die Darstellung in den Abschnitten 2.1 bis 2.3 eingegangen. Dabei wird nicht an jeder Stelle erneut einzeln auf die Abschnitte verwiesen.

Die Hypothesen werden in fünf Kategorien unterteilt:<sup>245</sup> die Unternehmensperformance, die Unternehmensgröße, Indikatoren der Corporate Governance, Vergütung für den Zufall und „Excess Pay“<sup>246</sup>. Zu den Indikatoren der Corporate Governance gehören die Größe des Aufsichtsrats, die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats, die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer DAX- oder MDAX-Unternehmen im Aufsichtsrat, die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens mit mindestens einem Aufsichtsratsmandat in einem anderen (M)DAX-Konzern, die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Auf-

---

<sup>243</sup> Bei diesem Kapitel handelt es sich um eine aktualisierte und deutlich erweiterte Fassung eines gleichlautenden Kapitels aus der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 19–31). Wesentliche (nahezu) wortgleich übernommene Passagen werden gesondert kenntlich gemacht.

<sup>244</sup> Aufgrund ihrer hohen theoretischen und empirischen Relevanz für die Vorstandsvergütung erfolgt einzig für die Unternehmensgröße als Kontrollvariable die Formulierung einer Hypothese (vgl. Abschnitt 3.2).

<sup>245</sup> Die Aufteilung und Zuordnung der Hypothesen zu bestimmten Kategorien dient der Übersichtlichkeit und erfolgt analog zur Systematik der empirischen Überprüfung in Kapitel 5. Dabei können sich einzelne Hypothesen aber durchaus auch (indirekt) auf mehrere der genannten Kategorien beziehen. Eine völlig überschneidungsfreie Abgrenzung ist aufgrund verschiedener Interdependenzen nicht möglich.

<sup>246</sup> Als „Excess Pay“, wörtlich übersetzt also etwa „Übervergütung“, wird im Allgemeinen der Teil der Vorstandsvergütung betrachtet, der nicht mithilfe allgemeiner ökonomischer Determinanten der Vergütung erklärt werden kann (vgl. z. B. Core/Guay/Larcker (2008), S. 2).

sichtsrats, die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die Mitglied des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats in mindestens einem anderen (M)DAX-Konzern sind, und der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs.

### 3.1 Die Unternehmensperformance

Der Einfluss der Unternehmensperformance auf die Vorstandsvergütung ist in zahlreichen Studien empirisch untersucht worden.<sup>247</sup> Im Rahmen der Agency-Theorie wird davon ausgegangen, dass der Erfolg eines Unternehmens mit der Arbeitsleistung des Vorstands korreliert ist und deshalb die Entlohnung des Managers an die beobachtete Performance der Firma gekoppelt sein sollte (vgl. Tab. 1 sowie Gleichung (8) und (9) auf Seite 10). Dennoch ist es sehr schwierig, anhand der beobachteten Performanceabhängigkeit der Vergütung Schlüsse zu ziehen, ob optimale Verträge zwischen Aktionären und Vorstand zustande kommen oder nicht. Der Grund dafür ist, dass eine geringe Performanceabhängigkeit der Entlohnung sowohl für das Fehlen einer ausreichenden Anreizkomponente für die Manager sprechen kann und somit den MPA stützt (vgl. Abschnitt 2.2), sie aber z. B. auch aufgrund einer hohen Risikoaversion des Managers oder eines hohen Unternehmensrisikos das Resultat optimaler Verträge sein kann (vgl. Abschnitt 2.3.1).<sup>248</sup> Doch auch, wenn selbst eine geringe Performancesensitivität der Vergütung das Ergebnis einer anreizkompatiblen Vertragsstruktur sein kann, so ist unter Annahme des OCAs zumindest zu erwarten, dass eine – wenn auch schwache – Performanceabhängigkeit der Vergütung besteht. Selbst bei einer beschränkten (aber nicht fehlenden) Verlustbeteiligung des Managers, die das Ergebnis effizienter Verträge sein kann (vgl. Abschnitt 2.3.1), ist somit bei Vorliegen des OCAs auch bei Untersuchung eines mehrjährigen Zeitraums, der sowohl wirtschaftliche Auf- als auch Abschwünge umfasst, in jedem Jahr eine positive (wenn auch von Periode zu Periode möglicherweise unterschiedlich starke) Performanceabhängigkeit der Vergütung zu erwarten. Liegt allerdings keine oder sogar eine negative Performanceabhängigkeit der Vergütung vor (beispielsweise bei gesteigerten Vergütungsniveaus trotz negativer Unternehmensperformance), so ist dies als Zeichen für Managermacht zu deuten.

Unter Annahme eines risikoaversen Managers erfordert die Implementierung erfolgsabhängiger Vergütungsbestandteile stets die Zahlung einer Risikoprämie, sodass mit zu-

---

<sup>247</sup> Vgl. Abschnitt 2.3 und 4.2.2 sowie Kapitel 5.

<sup>248</sup> Die vorhergehenden Sätze dieses Absatzes entstammen nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 20).

nehmender Performanceabhängigkeit der Entlohnung auch die Vergütungshöhe steigt (vgl. im Detail dazu Abschnitt 2.3.1). So ist im Rahmen des Prinzipal-Agenten-Modells davon auszugehen, dass hohe Vorstandsgehälter tendenziell auch eine stärkere Erfolgsabhängigkeit aufweisen als niedrigere Saläre und das vergleichsweise hohe Vergütungsniveau in diesen Unternehmen aus einer stärkeren Gewichtung variabler Vergütungsbestandteile resultiert. Liegt jedoch Managermacht vor, so ist zu erwarten, dass höhere Vergütungsniveaus nicht mit einer stärkeren, sondern eher mit einer schwächeren Performanceabhängigkeit der Entlohnung einhergehen, wenn Vorstände ihre Vergütung (mit)bestimmen können und beispielsweise durch performanceunabhängige Einmalzahlungen das Niveau ihrer Entlohnung erhöhen. Entsprechend ist bei Gültigkeit des MPAs zu erwarten, dass bei der Analyse eines mehrjährigen Zeitraums bei höheren Vorstandsgehältern tendenziell häufiger eine schwächere Performanceabhängigkeit der Vergütung in den einzelnen untersuchten Jahren besteht als bei niedrigeren Entlohnungsniveaus, während bei Vorliegen des OCAs eher mit einer stärkeren Performance-sensitivität in den einzelnen Jahren zu rechnen ist.

**Hypothese 1a:** *Die beobachtete Unternehmensperformance hat bei der Analyse (OCA) eines Mehrjahreszeitraums sowohl in der Gesamtbetrachtung als auch in jedem einzelnen Jahr einen positiven Einfluss auf die Vorstandsvergütung.*

**Hypothese 1b:** *Die beobachtete Unternehmensperformance hat bei der Analyse (OCA) eines Mehrjahreszeitraums sowohl in der Gesamtbetrachtung als auch in jedem einzelnen Jahr keinen schwächeren positiven Einfluss auf die Vorstandsvergütung bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.*

**Hypothese 1c:** *Die beobachtete Unternehmensperformance hat bei der Analyse (MPA) eines Mehrjahreszeitraums in der Gesamtbetrachtung und in einzelnen Jahren keinen oder einen negativen Einfluss auf die Vorstandsvergütung.*

**Hypothese 1d:** *Die beobachtete Unternehmensperformance hat bei der Analyse eines (MPA) Mehrjahreszeitraums sowohl in der Gesamtbetrachtung als auch in einzelnen Jahren einen schwächeren positiven Einfluss auf die Vorstandsvergütung bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.*

### 3.2 Die Unternehmensgröße

Die Größe von Unternehmen ist ein Faktor bei der Bestimmung von Vorstandsgehältern, über den in der Forschung wenig Unstimmigkeit herrscht.<sup>249</sup> In nahezu allen empirischen Untersuchungen wird ein signifikant positiver Einfluss der Unternehmensgröße auf die Vergütung von Vorständen festgestellt.<sup>250</sup> Auch theoretische Arbeiten legen einen positiven Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Managervergütung nahe (vgl. Abschnitt 2.3.2).

Wenn man davon ausgeht, dass größere Unternehmen komplexere Strukturen aufweisen und somit mehr Expertise erforderlich ist, um sie zu leiten, kommen dafür nur besonders kompetente Manager infrage. Der hohe Marktwert solcher Manager impliziert im Rahmen des Agency-Modells einen höheren Reservationsnutzen und führt somit auch zu einer höheren Vergütung. Dass die Firmengröße empirisch ein relativ guter Indikator für Managementtalent ist, zeigen auch verschiedene Studien, in denen nach Kontrolle des Vorstandstalents kein eindeutiger oder nur noch ein deutlich geringerer Einfluss der Unternehmensgröße auf die Vergütung festgestellt wird.<sup>251</sup> Deshalb ist im Rahmen des Optimal Contracting Approachs von einem positiven Einfluss der Unternehmensgröße auf die Vorstandsvergütung auszugehen.

Auch unter der Annahme, dass der Managerial Power Approach gilt, ist ein positiver Effekt der Unternehmensgröße auf die Vergütung zu erwarten. Denn wenn Firmen um besonders fähige Manager konkurrieren, erscheint es logisch, dass diese bei einer gewissen Verhandlungsmacht gegenüber dem Aufsichtsrat ihre Relevanz für das Unternehmen und ihre speziellen Fähigkeiten als Begründung dafür heranziehen können, besonders hohe Vergütungen zu erhalten.<sup>252</sup> Darüber hinaus gibt es keinen sinnvollen Grund, warum bei fairen, gleichberechtigten Verhandlungen zwischen Aufsichtsrat und Vorstand die Unternehmensgröße bereits einen positiven Effekt auf die Vergütung ausüben sollte, dieser Einfluss aber plötzlich nicht mehr besteht, wenn der Manager Verhandlungsmacht besitzt. Insofern ist es eher plausibel, dass die Unternehmensgröße im Rahmen des MPAs sogar einen stärkeren Effekt auf die Vergütungshöhe hat als beim OCA. Da gemäß beider Ansätze von einem positiven Einfluss auf die Vergütung ausge-

---

<sup>249</sup> Vgl. z. B. Fernandes (2005), S. 7; Rapp/Wolff (2010), S. 1076.

<sup>250</sup> Vgl. beispielsweise Conyon/Murphy (2000), S. 651.

<sup>251</sup> Vgl. beispielsweise Brenner/Schwalbach (2003), S. 291; Graham/Li/Qiu (2012), S. 146 (vgl. auch Abschnitt 2.3.3).

<sup>252</sup> Vgl. ähnlich auch Kandel (2009), S. 411.

gangen wird und eine sinnvolle quantitative Schwelle, ab der der MPA bestätigt werden kann, nicht bekannt ist, bietet die Unternehmensgröße nicht die Möglichkeit, zwischen den beiden Ansätzen zu unterscheiden. Sie wird vielmehr aufgrund der theoretisch und empirisch bestätigten Relevanz als Kontrollvariable in der späteren empirischen Untersuchung verwendet (vgl. Kapitel 5).<sup>253</sup>

**Hypothese 2:** *Die Unternehmensgröße hat einen positiven Einfluss auf die (OCA/MPA) Vergütungshöhe des Vorstands.*

### 3.3 Indikatoren der Corporate Governance

Da empirische Untersuchungen gezeigt haben, dass verschiedene Elemente der Corporate Governance eines Unternehmens Einfluss auf die Vergütung ausüben können (vgl. Abschnitt 2.3.4), soll auch im Rahmen dieser Arbeit der Einfluss unterschiedlicher Indikatoren auf die Vorstandsvergütung untersucht werden. Dies ist von besonderem Interesse, weil noch immer die meisten empirischen Studien auf US-amerikanischen Unternehmen basieren. Gerade aufgrund der Unterschiede zwischen der angelsächsischen monistischen und der deutschen dualistischen Organisationsstruktur der Unternehmen und unterschiedlicher Charakteristika des Kapitalmarktes<sup>254</sup> soll analysiert werden, ob sich signifikante Unterschiede in der Wirkung verschiedener Indikatoren der Corporate Governance auf die Vergütung deutscher Vorstände ergeben.

#### 3.3.1 Die Größe des Aufsichtsrats

Wie in Abschnitt 2.3.4 erläutert wurde, ist in verschiedenen Studien ein positiver Einfluss der Größe des Aufsichtsrats auf die Vergütung des Vorstands festgestellt worden.<sup>255</sup> Da unter Annahme des OCAs davon ausgegangen wird, dass der Aufsichtsrat immer im Sinne der Aktionäre handelt und der Vorstand keine Macht gegenüber dem Aufsichtsrat besitzt, dürfte ein solcher Zusammenhang nicht bestehen. Es müsste bei jeder Aufsichtsratsgröße stets dieselbe Vergütungshöhe beobachtet werden, sofern es zu optimalen Verträgen durch Verhandlungen zwischen Vorstand und Aufsichtsrat auf

<sup>253</sup> Abschnitt 3.2 entstammt nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 21–22).

<sup>254</sup> Vgl. Franks/Mayer/Wagner (2006), S. 537; Goergen/Manjon/Renneboog (2008).

<sup>255</sup> Vgl. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 403; Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 12; Ozkan (2011), S. 283; Rapp/Wolff (2010), S. 1100.

Augenhöhe kommt. Sofern der OCA gilt, ist demnach von keinerlei Einfluss der Aufsichtsratsgröße auf die Vorstandsvergütung auszugehen.

Gilt allerdings der MPA, so ist der Zusammenhang keineswegs derart eindeutig. Es erscheint auch plausibel, dass nicht nur ein besonders großer Aufsichtsrat schwer in der Lage ist, das Management zu überwachen, sondern auch sehr kleine Aufsichtsräte zu einer mangelnden Überwachungstätigkeit und somit höheren Vorstandsgehältern führen.<sup>256</sup> Auch für einen negativen Einfluss der Gremiengröße auf die Vergütungshöhe existiert wiederum empirische Evidenz.<sup>257</sup> Ein Grund dafür könnte beispielsweise im Zeitmangel durch zu hohe Arbeitsbelastung liegen, da nur wenige Personen im Aufsichtsrat zur Verfügung stehen, um alle notwendigen Tätigkeiten durchzuführen. Außerdem könnten gerade bei kleineren Aufsichtsräten engere persönliche Bindungen und Kontakte zum Vorstand bestehen. Insofern scheint sowohl ein positiver oder negativer Einfluss der Aufsichtsratsgröße auf die Höhe der Vorstandsvergütung als auch ein (von einer Größe von 0 Personen ausgehend) mit zunehmender Größe zunächst negativer und dann positiver (konvexer) Einfluss mit einer optimalen Aufsichtsratsgröße, die die Vorstandsvergütung minimiert,<sup>258</sup> möglich, sofern der MPA gilt.

Bei Gültigkeit des MPAs wird basierend auf den empirischen Erkenntnissen von Fahlenbrach (2009) ferner vermutet, dass die Größe des Aufsichtsrats einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung ausübt.<sup>259, 260</sup>

Sind besonders hohe Vergütungsniveaus ein Indikator für (stärkere) Managermacht, so ist darüber hinaus davon auszugehen, dass bei höheren Vergütungsniveaus etwaige Einflüsse der Größe des Aufsichtsrats auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Vergütung stärker sind als bei niedrigeren Entlohnungsniveaus, da bei Gültigkeit des MPAs hohe Vergütungsniveaus aus einer tendenziell stärkeren Verhandlungsmacht des Managers resultieren und eine umfangreichere Bereicherung auf Kosten der Aktionäre indizieren. Eine korrespondierende Hypothese für den OCA kann allerdings nicht aufgestellt werden, da unter Annahme des Zustandekommens optimaler Verträge per se von keinem Einfluss der Gremiengröße auf die Vergütung des Vorstands ausgegangen wird.

---

<sup>256</sup> Vgl. Lazar (2007), S. 154.

<sup>257</sup> Vgl. Fabbri/Marin (2012), S. 17.

<sup>258</sup> Vgl. Lazar (2007), S. 154, 162.

<sup>259</sup> Vgl. Fahlenbrach (2009), S. 100.

<sup>260</sup> Mit Ausnahme teilweise geänderter Zitationen sowie einzelner Änderungen im Text entstammen die ersten drei Absätze von Abschnitt 3.3.1 im Wesentlichen wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 23–24).

So wäre kein stärkerer oder sogar ein schwächerer Einfluss der Größe des Aufsichtsrats auf die Vergütung bei höheren Entlohnungsniveaus als bei niedrigen zwar kein weiteres Indiz für das Vorliegen von Managermacht insbesondere in Unternehmen mit hoher Vorstandsvergütung, bei jedoch trotzdem bestehendem Einfluss sprächen diese Ergebnisse auch nicht für den OCA. So ist beim Zustandekommen optimaler Verträge auch für unterschiedliche Vergütungsniveaus jeweils kein Einfluss der Gremiengröße auf die Höhe oder Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung zu erwarten.

**Hypothese 3a:** *Die Größe des Aufsichtsrats hat unabhängig vom Vergütungsniveau (OCA) keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands.*

**Hypothese 3b:** *Die Größe des Aufsichtsrats hat einen positiven, negativen oder mit zunehmender Größe zunächst negativen und dann positiven (konvexen) Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands.*

**Hypothese 3c:** *Die Größe des Aufsichtsrats hat einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands.*

**Hypothese 3d:** *Die Größe des Aufsichtsrats hat einen stärkeren positiven, negativen oder mit zunehmender Größe zunächst negativen und dann positiven (konvexen) Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.*

**Hypothese 3e:** *Die Größe des Aufsichtsrats hat einen stärkeren negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.*

### 3.3.2 Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats

Beim Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats ist von ähnlichen Überlegungen wie zum Aufsichtsrat auszugehen, da dieses Gremium eine Teilmenge des Aufsichtsrats darstellt. Im Rahmen dieser Arbeit soll die Größe des Vergütungsausschusses aus zwei Gründen näher analysiert werden: Erstens sind die Mitglieder dieses Ausschusses noch unmittelbarer mit der Vergütungssetzung und den Anreizmechanismen für den Vorstand konfrontiert als der Aufsichtsrat selbst.<sup>261</sup> Zweitens ist am 5. August 2009 das VorstAG in Kraft getreten, das unter anderem vorschreibt, dass die Bestimmung und Regelung der

<sup>261</sup> Vgl. z. B. O'Reilly III/Main (2007), S. 2.

Vorstandsvergütung nicht mehr an einen Vergütungsausschuss delegiert werden darf, sondern vom gesamten Aufsichtsrat entschieden werden muss.<sup>262</sup> Dies kommt de facto einer Vergrößerung des Vergütungsausschusses gleich. Eine Untersuchung der Auswirkung der Gremiengröße auf die Vorstandsvergütung lässt somit erste unmittelbare Schlüsse auf die potentiellen Auswirkungen der Gesetzesnovelle zu. Darüber hinaus können mögliche Verschiebungen des Einflusses von Aufsichtsrat und Vergütungsausschuss auf die Vergütung analysiert werden.

Wie beim Aufsichtsrat ist von der Größe des Vergütungsausschusses kein Einfluss auf die Vorstandsvergütung zu erwarten, wenn der OCA gilt. Die Begründung deckt sich mit der Erläuterung zum Aufsichtsrat: Da per se von optimalen Verträgen ausgegangen wird, die *immer* zustande kommen, darf die Größe des Vergütungsausschusses die Vertragsgestaltung mit dem Vorstand nicht beeinflussen.

Unter Annahme des MPAs ist auch beim Vergütungsausschuss unklar, wie genau sich eine Größenänderung auf die Vorstandsvergütung auswirkt. Zwar erscheinen ähnliche Wirkungen wie bei der Größe des Aufsichtsrats plausibel, allerdings sind zur Größe des Vergütungsausschusses deutlich weniger Studien bekannt, die außerdem unterschiedliche Richtungen des Einflusses der Gremiengröße auf die Vergütung identifizieren.<sup>263</sup> Aufgrund dessen wird im Rahmen des MPAs nur angenommen, *dass* die Größe des Vergütungsausschusses einen Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung ausübt; ein (durchgehend) positiver oder negativer Einfluss wird aber nicht unterstellt, da auch ein konkaver oder konvexer Einfluss auf die Vergütungshöhe möglich erscheint. Insofern wird auch für den Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung keine Richtung angenommen.<sup>264</sup>

Analog zu den Ausführungen zur Größe des Aufsichtsrats ist unter Annahme des MPAs zu erwarten, dass der Einfluss der Größe des Vergütungsausschusses auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Vergütung bei hohen Entlohnungsniveaus stärker ist als bei niedrigeren.

---

<sup>262</sup> Vgl. Art. 1 Nr. 4 VorstAG.

<sup>263</sup> Vgl. für die Identifikation eines positiven Einflusses der Größe des Vergütungsausschusses auf die Vorstandsvergütung Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522, sowie für die Beobachtung eines negativen Einflusses der Gremiengröße auf die Höhe der Vorstandsentslohnung Rapp/Wolff (2008), S. 21.

<sup>264</sup> Mit Ausnahme teilweise geänderter Zitationen sowie einzelner Änderungen im Text entstammen die ersten drei Absätze von Abschnitt 3.3.2 im Wesentlichen wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 24–25).

<b>Hypothese 4a:</b> (OCA)	<i>Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat unabhängig vom Vergütungsniveau keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands.</i>
<b>Hypothese 4b:</b> (MPA)	<i>Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands.</i>
<b>Hypothese 4c:</b> (MPA)	<i>Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands.</i>
<b>Hypothese 4d:</b> (MPA)	<i>Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat einen stärkeren Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.</i>
<b>Hypothese 4e:</b> (MPA)	<i>Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat einen stärkeren positiven oder negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.</i>

### 3.3.3 Eigene/fremde Vorstände im fremden/eigenen Aufsichtsrat

Im Rahmen der empirischen Untersuchung soll ferner analysiert werden, ob erstens die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer DAX- oder MDAX-Unternehmen im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens und zweitens die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Konzerns, die wiederum Aufsichtsratsposten in anderen DAX- oder MDAX-Unternehmen wahrnehmen, jeweils einen Einfluss auf die Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens ausübt. Wie bei den anderen Corporate Governance-Variablen auch, darf unter Annahme des OCAs kein Einfluss von der Anzahl der Manager anderer (M)DAX-Unternehmen im Aufsichtsrat auf die Vorstandsvergütung des betrachteten Unternehmens ausgehen, da unabhängig von der Struktur des Aufsichtsrats effiziente Verträge zwischen Aktionären und Vorstand zustande kommen. Der unter Annahme des OCAs zu erwartende Einfluss der Anzahl der Vorstände im betrachteten Unternehmen, die selbst Aufsichtsratsmandate in anderen (M)DAX-Unternehmen wahrnehmen, ist allerdings nicht eindeutig. Die Ableitung der Hypothese kann daher nicht ad hoc erfolgen, sondern schließt an die folgende Argumentation zum Wirkzusammenhang beim MPA an.

Dazu muss an dieser Stelle zunächst zwischen direkter und einer eher indirekten Einflussnahme eines Vorstandsmitglieds auf seine Vergütung unterschieden werden. In den bis dato erläuterten Hypothesen nimmt der Vorstand unter Annahme des MPAs direkt Einfluss auf den Aufsichtsrat des Unternehmens, in dem er selbst als Vorstand tätig ist. Denkbar ist aber auch eine indirekte Einflussnahme auf die eigene Vergütung, indem externe Faktoren beeinflusst werden, die wiederum die Machtposition gegenüber dem (eigenen) Aufsichtsrat beeinflussen. Eine solche indirekte Einflussnahme wird im Rahmen dieser Arbeit ebenfalls als Indikator für das Vorliegen des MPAs gewertet.<sup>265</sup>

Gilt der MPA, so wird von einer indirekten Einflussnahme des Vorstands auf seine eigene Vergütung ausgegangen, indem er einen Aufsichtsratsposten in einem anderen (M)DAX-Unternehmen wahrnimmt.

Die erste Möglichkeit besteht darin, dass der Vorstand als Mitglied des Aufsichtsrats in einem fremden Unternehmen die Vorstandsvergütung in diesem Unternehmen positiv beeinflusst.<sup>266</sup> Dies erscheint aus zwei Gründen sinnvoll: Zunächst kann angenommen werden, dass für ein Vorstandsmitglied eines (M)DAX-Konzerns die anderen Unternehmen dieser Indizes eine potentielle alternative Beschäftigungsmöglichkeit darstellen,<sup>267</sup> insbesondere, da für Vorstände in modernen Unternehmen zunehmend generelle Managementfähigkeiten gegenüber firmenspezifischen Kenntnissen an Relevanz gewinnen. Darüber hinaus wird zur Bestimmung des Marktwertes eines Managers zunehmend auf Peer Group Benchmarking zurückgegriffen, bei dem als Vergleichswert die Vorstandsgehälter einer Referenzgruppe von Unternehmen herangezogen werden (vgl. Abschnitt 2.3.3 zur Bedeutung von Arbeitsmarkt und Managementfähigkeiten). Nimmt nun ein Vorstand einen Aufsichtsratsposten in einem anderen Unternehmen wahr und erhöht als Aufsichtsratsmitglied die Vergütung des Vorstands dieses Unternehmens, so erhöht er gleichzeitig das Markt- bzw. Industrieniveau der durchschnittlichen Vor-

---

<sup>265</sup> Wenn der Vorstand nicht direkt auf den Aufsichtsrat einwirkt, ist dieser Prozess theoretisch auch mit dem Agency-Ansatz vereinbar (vgl. auch Abschnitt 2.3.3). Im Folgenden liegt der Fokus aber vornehmlich auf der Möglichkeit der Einflussnahme des Vorstands auf die eigene Vergütung an sich, die als Bestätigung des MPAs gedeutet wird.

<sup>266</sup> Vgl. Anderson/Bizjak (2003), S. 1335–1336. Vgl. darüber hinaus Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29, die unter bestimmten Bedingungen einen positiven Einfluss eines fremden Vorstands im Aufsichtsrat auf die Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens feststellen.

<sup>267</sup> Beispielsweise wechselte Dr. Karl-Ludwig Kley im Jahr 2006 vom Vorstand der Deutschen Lufthansa AG in den Vorstand der Merck KGaA; Dr. Eckhard Cordes war bis 2005 Vorstandsmitglied der Daimler AG und wurde 2007 Vorstandsvorsitzender der Metro AG.

standsvergütung<sup>268</sup> und damit indirekt seinen eigenen Marktwert.<sup>269</sup> Ein positiver Einfluss auf die Vergütung des fremden Vorstands erscheint also erstens rational, weil dadurch die eigene Vergütung bei einer potentiellen späteren Beschäftigung als Vorstand in diesem Unternehmen positiv beeinflusst wird. Zweitens erhöht der Vorstand den eigenen Reservationsnutzen durch das Anheben des durchschnittlichen Entlohnungsniveaus von Vorständen, was wiederum seine Vergütung als Vorstand positiv beeinflusst.

Eine alternative Möglichkeit ist, dass ein Vorstand als Aufsichtsratsmitglied eines anderen (M)DAX-Konzerns versucht, negativ auf die Vergütung des fremden Vorstands einzuwirken, um seine eigene Entlohnung als Vorstand zu erhöhen.<sup>270</sup> Der Nachteil der Senkung des durchschnittlichen Markt- bzw. Industrieniveaus der Vorstandsvergütung muss in diesem Fall durch die potentiellen Vorteile dieses Vorgehens aufgewogen werden. Hier wird eine positive Wirkung auf die eigene Vergütung als Vorstand vor allem durch Reputationseffekte zu erwarten sein. So steigt der Bekanntheitsgrad mit der Anzahl wahrgenommener Aufsichtsratsposten in anderen Unternehmen, der Erfahrungsschatz erhöht sich und das persönliche Netzwerk wird erweitert.<sup>271</sup> Dies wirkt sich wiederum positiv auf den Marktwert des Managers und den Spielraum bei Gehaltsverhandlungen mit dem Aufsichtsrat im eigenen Unternehmen aus. Diese Vorteile ergeben sich jedoch unabhängig von einer Einflussnahme auf die Vorstandsvergütung im betrachteten Unternehmen. Eine negative Einflussnahme erscheint aus zwei Gründen plausibel: Zunächst ist ein Aufsichtsratsmitglied, das die Reputation hat, den Vorstand besonders gut zu überwachen, auch für andere Unternehmen als Aufsichtsratsmitglied besonders attraktiv.<sup>272</sup> Die Wahrscheinlichkeit, mehrere Aufsichtsratsmandate überhaupt erst wahrnehmen zu können, steigt also bei einer negativen Einflussnahme auf die Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens. Außerdem erscheint es über die Literatur hinausgehend möglich, dass der Vorstand vom eigenen Aufsichtsrat als besonders glaubwürdig und objektiv in Vergütungsfragen wahrgenommen wird, sofern dessen starke Überwachungstätigkeiten im Aufsichtsrat des fremden Unternehmens für den

---

<sup>268</sup> Hier wird unterstellt, dass gerade für DAX- und MDAX-Unternehmen auch vor allem andere Unternehmen dieser Indizes als Vergleichsgruppe herangezogen werden.

<sup>269</sup> Vgl. für eine ähnliche Argumentation Entorf et al. (2009), S. 1116–1117.

<sup>270</sup> Entorf et al. (2009), S. 1132, und Prinz (2006), S. 23, stellen in empirischen Untersuchungen der DAX-Unternehmen einen negativen Einfluss fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vorstandsvergütung des betrachteten Unternehmens fest.

<sup>271</sup> Vgl. Fich/White (2005), S. 183, sowie allgemeiner die in Abschnitt 2.3.4 dargestellten Ergebnisse.

<sup>272</sup> Vgl. Fama/Jensen (1983), S. 315; Fich/White (2005), S. 183. Die empirischen Ergebnisse von Barnea/Guedj (2009), S. 34–35, zum Verhalten noch relativ schlecht vernetzter Aufsichtsratsmitglieder stützen diese Annahme.

eigenen Aufsichtsrat beobachtbar sind. Dies wiederum senkt die Bereitschaft des eigenen Aufsichtsrats zur Konfrontation bei Gehaltsverhandlungen und räumt dem Manager somit (noch) mehr Verhandlungsmacht ein.<sup>273</sup>

Unter Berücksichtigung dieser potentiellen Wirkzusammenhänge ist beim Vorliegen von Managermacht davon auszugehen, dass fremde Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens entweder positiv oder negativ auf die Vergütungshöhe einwirken, um ihre eigene Machtposition als Vorstand zu stärken und ihre Vergütung im eigenen Unternehmen entsprechend positiv zu beeinflussen. Somit ist bei Gültigkeit des MPAs ferner ein positiver Einfluss der Anzahl der Vorstände im betrachteten Unternehmen mit Aufsichtsratsmandaten in anderen (M)DAX-Unternehmen auf die Vergütungshöhe zu erwarten.<sup>274</sup> Allerdings kann dieser Wirkzusammenhang nicht vorbehaltlos als Zeichen von Managermacht gedeutet werden: *Ceteris paribus* erscheint beim Zustandekommen optimaler Verträge zwar zunächst irrelevant, ob der (potentielle) Vorstand ein Aufsichtsratsmandat in einem anderen Unternehmen wahrnimmt oder nicht, und ein positiver Effekt dieses Umstands auf die Vergütung spricht für den MPA. Allerdings resultiert die bessere Vernetzung von Vorständen möglicherweise erst aus besonders hoher Kompetenz und guten Managementfähigkeiten.<sup>275</sup> Ist also die Wahrnehmung externer Aufsichtsratsmandate mit besseren Managementfähigkeiten und somit einem höheren Unternehmenserfolg im eigenen Konzern assoziiert, so ist eine entsprechende positive Wirkung auf die Vergütung kein Hinweis für Managermacht, sondern das Ergebnis einer effizienten Vertragsgestaltung. Unter Annahme dieses Wirkzusammenhangs ist dementsprechend auch ein positiver Einfluss der Anzahl der Vorstände mit externen Aufsichtsratsmandaten auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung zu erwarten.

Bei Vorliegen von Managermacht ist somit davon auszugehen, dass entweder bei einem positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands kein oder ein negativer Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung von der Anzahl der Vorstände mit Aufsichtsratsmandaten in anderen (M)DAX-Konzernen ausgeht und keine oder eine negative Abhängigkeit von der Unternehmensperformance besteht oder aber bei keinem

---

<sup>273</sup> Mit Ausnahme des ersten Absatzes und teilweise geänderter Zitationen entstammt der Text in Abschnitt 3.3.3 bis zu dieser Stelle im Wesentlichen wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 26–28).

<sup>274</sup> Vgl. für entsprechende empirische Befunde beispielsweise Brown et al. (2012), S. 299–300, und Entorf et al. (2009), S. 1132.

<sup>275</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 977; Fich (2005), S. 1944.

Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung ein negativer Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung<sup>276</sup> festgestellt werden kann. Über die Wirkung fremder Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung des betrachteten Unternehmens liegen nach Kenntnis des Autors bis dato jedoch keine Studien vor. Aufgrund dessen wird im Rahmen des MPAs auf Basis der dargestellten möglichen Wirkzusammenhänge nur angenommen, dass ein Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung besteht; eine bestimmte Richtung wird nicht unterstellt.

Analog zu den Ausführungen in den vorherigen Abschnitten ist davon auszugehen, dass unter der Annahme, dass besonders hohe Vergütungsniveaus eine entsprechend stärkere Managermacht und damit einhergehende Bereicherung der Vorstände auf Kosten der Aktionäre indizieren, die vermuteten Einflüsse auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Vergütung im Rahmen des MPAs jeweils stärker sind in Unternehmen mit höheren Vergütungsniveaus als in Firmen mit niedrigeren Salären.

Im Folgenden werden die Ausführungen zu fremden Vorständen im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens in Hypothese 5 und die Erläuterungen zu Aufsichtsratsmandaten der Vorstände des betrachteten Konzerns in Hypothese 6 dargestellt. Es sei darauf hingewiesen, dass in Hypothese 6 der vermutete Wirkzusammenhang bezüglich der Höhe und der Performancesensitivität der Vorstandsvergütung im Rahmen des MPAs in Abweichung zu den vorhergehenden Hypothesen aufgrund der Abhängigkeit von der Unternehmensperformance zusammengefasst dargestellt wird (siehe oben).

**Hypothese 5a:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat unabhängig vom Vergütungsniveau keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.*

**Hypothese 5b:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands des betrachteten Unternehmens.*

<sup>276</sup> Vgl. z. B. Brown et al. (2012), S. 302–305. Die Autoren identifizieren einen negativen Einfluss der Vernetzung des Vorstands auf die Performanceabhängigkeit seiner Vergütung und sehen durch ihre Ergebnisse insgesamt den MPA bestätigt.

**Hypothese 5c:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.*

**Hypothese 5d:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat einen stärkeren positiven oder negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands des betrachteten Unternehmens bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.*

**Hypothese 5e:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat einen stärkeren positiven oder negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.*

**Hypothese 6a:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens mit mindestens einem Aufsichtsratsmandat in einem anderen (M)DAX-Konzern hat unabhängig vom Vergütungsniveau entweder keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens oder einen positiven Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands und wird positiv von der Performance des betrachteten Unternehmens beeinflusst.*

**Hypothese 6b:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens mit mindestens einem Aufsichtsratsmandat in einem anderen (M)DAX-Konzern hat entweder keinen Einfluss auf die Vergütungshöhe und einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens oder einen positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe, keinen oder einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit des Vorstands und wird nicht oder negativ von der Performance des betrachteten Unternehmens beeinflusst.*

**Hypothese 6c:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens (MPA) mit mindestens einem Aufsichtsratsmandat in einem anderen (M)DAX-Konzern hat entweder keinen Einfluss auf die Vergütungshöhe und einen stärkeren negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens oder einen stärkeren positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe, keinen oder einen stärkeren negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit des Vorstands und wird nicht oder stärker negativ von der Performance des betrachteten Unternehmens bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen beeinflusst.*

### **3.3.4 Eigene/fremde Vorstände im Vergütungsausschuss eines fremden/des eigenen Aufsichtsrats**

Für die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer DAX- oder MDAX-Unternehmen im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens und die Anzahl der Vorstandsmitglieder des untersuchten Unternehmens im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns gelten analog die gleichen Überlegungen wie zur Anzahl im Aufsichtsrat an sich. Im Rahmen der empirischen Analyse soll aber zusätzlich die Wirkung fremder Vorstände im eigenen Vergütungsausschuss und eigener Vorstände in fremden Vergütungsausschüssen auf die Vorstandsentslohnung untersucht werden, da der Vergütungsausschuss noch unmittelbarer mit der Vergütungssetzung des Vorstands konfrontiert ist als der Aufsichtsrat (vgl. die Erläuterungen zur Größe des Vergütungsausschusses).

Ferner ist auch hier die Untersuchung besonders interessant vor dem Hintergrund der 2009 in Kraft getretenen Gesetzesnovelle: Durch die de facto eingetretene Vergrößerung bzw. Erweiterung des Vergütungsausschusses auf den gesamten Aufsichtsrat ist vor allem der Vergleich des Einflusses fremder Vorstände im Aufsichtsrat und im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats sowie eigener Vorstände in fremden Aufsichtsräten und in Vergütungsausschüssen fremder Aufsichtsräte aufschlussreich. So ist auf Basis der Untersuchung eine erste Aussage hinsichtlich der potentiellen Auswirkungen dieser durch das VorstAG induzierten institutionellen Änderung möglich.

Im Folgenden werden die vermuteten Zusammenhänge zu fremden Vorständen im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens in Hypothese 7 so-

wie zur Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, in Hypothese 8 dargestellt.

- |                               |   |
|-------------------------------|---|
| <b>Hypothese 7a:</b><br>(OCA) | <i>Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat unabhängig vom Vergütungsniveau keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.</i>                                      |
| <b>Hypothese 7b:</b><br>(MPA) | <i>Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands des betrachteten Unternehmens.</i>  |
| <b>Hypothese 7c:</b><br>(MPA) | <i>Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.</i>   |
| <b>Hypothese 7d:</b><br>(MPA) | <i>Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat einen stärkeren positiven oder negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands des betrachteten Unternehmens bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.</i>                        |
| <b>Hypothese 7e:</b><br>(MPA) | <i>Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat einen stärkeren positiven oder negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.</i> |

**Hypothese 8a:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die jeweils Mitglieder mindestens eines Vergütungsausschusses eines Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, hat unabhängig vom Vergütungsniveau entweder keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens oder einen positiven Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands und wird positiv von der Performance des betrachteten Unternehmens beeinflusst.*

**Hypothese 8b:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die jeweils Mitglieder mindestens eines Vergütungsausschusses eines Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, hat entweder keinen Einfluss auf die Vergütungshöhe und einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens oder einen positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe, keinen oder einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit des Vorstands und wird nicht oder negativ von der Performance des betrachteten Unternehmens beeinflusst.*

**Hypothese 8c:** *Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die jeweils Mitglieder mindestens eines Vergütungsausschusses eines Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, hat entweder keinen Einfluss auf die Vergütungshöhe und einen stärkeren negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens oder einen stärkeren positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe, keinen oder einen stärkeren negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit des Vorstands und wird nicht oder stärker negativ von der Performance des betrachteten Unternehmens bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen beeinflusst.*

### 3.3.5 Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs

Wie in Abschnitt 2.3.4 detailliert erläutert wurde, konnte in verschiedenen Studien vor allem US-amerikanischer, aber auch deutscher Unternehmen häufig ein negativer Ein-

fluss des Anteilsbesitzes eines großen Aktionärs auf die Vorstandsvergütung festgestellt werden,<sup>277</sup> außerdem gibt es Hinweise darauf, dass große (institutionelle) Investoren die Performanceabhängigkeit der Vergütung der Manager erhöhen.<sup>278</sup> Vor dem Hintergrund, dass in den USA kleine Anteilsbesitze die Regel sind,<sup>279</sup> deutsche Unternehmen aber vielfach durch große Aktionäre geprägt sind<sup>280</sup> und ein Großteil der deutschen Studien vergleichsweise weit zurückliegende Untersuchungszeiträume erfasst,<sup>281</sup> erscheint die Analyse des Einflusses großer Aktionäre in Deutschland auf Basis eines aktuellen Datensatzes besonders interessant.

Unter Annahme des OCAs dürfte auch der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs keinerlei Einfluss auf die Vergütung ausüben, da effiziente Verträge zwischen Aufsichtsrat und Vorstand verhandelt werden, unabhängig davon, ob eine gestreute oder konzentrierte Aktionärsstruktur vorliegt. Zwar besteht bei Aktionärsstrukturen mit einer Vielzahl kleiner Eigentümer möglicherweise für keinen der Aktionäre ein Anreiz, die Performance der Manager zu überwachen,<sup>282</sup> doch wird im Rahmen des OCAs davon ausgegangen, dass eben diese Aufgabe vom Aufsichtsrat wahrgenommen wird.

Gilt der MPA, so ist auf Grundlage der Annahmen dieses Ansatzes und der empirischen Erkenntnisse am ehesten davon auszugehen, dass ein höherer Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs einen negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands ausübt,<sup>283</sup> da ein großer Anteilseigner sich dem Vorstand, der Verhandlungsmacht gegenüber dem Aufsichtsrat besitzt, entgegenstellen und dessen Macht und Bereicherung auf Kosten der Eigentümer reduzieren kann. Außerdem ist eine stärkere Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung mit zunehmendem Stimmrechtsanteil eines Aktionärs zu erwarten.<sup>284, 285</sup>

---

<sup>277</sup> Vgl. z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 404; Elston/Goldberg (2003), S. 1404.

<sup>278</sup> Vgl. Hartzell/Starks (2003), S. 2372; Ozkan (2011), S. 260.

<sup>279</sup> Vgl. Shleifer/Vishny (1997), S. 754.

<sup>280</sup> Vgl. Goergen/Manjon/Renneboog (2008), S. 190. Ein möglicher Grund dafür ist ein in den USA stärker ausgeprägter gesetzlicher Aktionärsschutz (vgl. La Porta/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1999), S. 511–512).

<sup>281</sup> Vgl. z. B. Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 10; Elston/Goldberg (2003), S. 1399–1400, die jeweils Zeiträume vor dem Jahr 2000 untersuchen.

<sup>282</sup> Vgl. Shleifer/Vishny (1986), S. 461.

<sup>283</sup> Vgl. z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 404.

<sup>284</sup> Vgl. Hartzell/Starks (2003), S. 2372.

<sup>285</sup> Dieser und der vorhergehende Absatz entstammen nahezu wortgleich der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 30).

Auch hier ist davon auszugehen, dass bei hohen Vergütungsniveaus ein entsprechend stärkerer positiver Einfluss auf die Performanceabhängigkeit und stärkerer negativer Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung vom Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs ausgeht, wenn hohe Entlohnungsniveaus ein Indikator für (stärkere) Managermacht sind.

<b>Hypothese 9a:</b> (OCA)	<i>Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat unabhängig vom Vergütungsniveau keinen Einfluss auf die Höhe und die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands.</i>
<b>Hypothese 9b:</b> (MPA)	<i>Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat einen negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands.</i>
<b>Hypothese 9c:</b> (MPA)	<i>Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat einen positiven Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands.</i>
<b>Hypothese 9d:</b> (MPA)	<i>Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat einen stärkeren negativen Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.</i>
<b>Hypothese 9e:</b> (MPA)	<i>Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat einen stärkeren positiven Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands bei höheren Vergütungsniveaus als bei niedrigen.</i>

### 3.4 Entlohnung für den Zufall

Wie im Rahmen der Würdigung des Arbeitsmarktes für Vorstände in Abschnitt 2.3.3 eingehend illustriert wurde, ist die Entlohnung für zufällige Unternehmensentwicklungen, die nicht auf die Arbeitsleistung der Manager zurückgeführt werden können, ein kontrovers diskutiertes Thema in der Forschung zur Vorstandsentslohnung. Während im Rahmen der klassischen Agency-Theorie exogene beobachtbare Entwicklungen und Trends aufgrund der Nichtbeeinflussbarkeit durch den Vorstand eigentlich keinen Einfluss auf dessen Vergütung ausüben dürften,<sup>286</sup> führen einige Autoren an, dass beispielsweise die Kopplung des Ausübungspreises von Aktienoptionen an einen Industrieindex unverhältnismäßig hohe Kosten für das Unternehmen induzieren kann<sup>287</sup> und eine

<sup>286</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 904.

<sup>287</sup> Vgl. z. B. Dittmann/Maug/Spalt (2013), S. 39.

fehlende Filterung von Industrieschocks für optimale Verträge sprechen kann, wenn sich dadurch die externen Beschäftigungsmöglichkeiten der Vorstände verändern.<sup>288</sup> Auch eine mögliche asymmetrische Entlohnung für positive und negative Marktentwicklungen<sup>289</sup> muss nicht zwangsläufig für das Vorliegen von Managermacht sprechen, sondern kann ebenso das Ergebnis optimaler Verträge sein.<sup>290</sup>

Bertrand und Mullainathan (2001) allerdings stellen bei ihrer Untersuchung der Vergütung für zufällige (Unternehmens-)Entwicklungen einen schwächeren positiven Einfluss des Zufalls auf die Vergütung in Unternehmen mit ausgeprägten Kontrollstrukturen fest und deuten dies als Indikator für Managermacht.<sup>291</sup> So ist, selbst wenn die Vergütung für den Zufall per se keinen stichhaltigen Hinweis darauf gibt, ob effiziente Verträge zustande kommen oder nicht, unter Annahme des OCAs zumindest zu erwarten, dass sich ein etwaiges Optimum der „Zufallssensitivität“ der Entlohnung unabhängig von der Ausprägung verschiedener Indikatoren der Corporate Governance einstellt und diese somit keinen Einfluss auf die Stärke der Zufallssensitivität der Vorstandsvergütung ausüben. Vor dem Hintergrund, dass die Optimalität einer stärkeren oder schwächeren Entlohnung für den Zufall nach wie vor umstritten ist, wird im Rahmen dieser Arbeit bei Gültigkeit des MPAs keine Richtung des Einflusses der institutionellen Ausprägungen unterstellt, sondern lediglich angenommen, dass sie Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung ausüben.

**Hypothese 10a:** *Der Zufall hat keinen oder einen positiven Einfluss auf die Höhe der (OCA) Vorstandsvergütung, und die Ausprägung verschiedener Indikatoren der Corporate Governance hat keinen Einfluss auf die Stärke der Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands.*

**Hypothese 10b:** *Die Größe des Aufsichtsrats hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands.*

**Hypothese 10c:** *Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands.*

<sup>288</sup> Vgl. Himmelberg/Hubbard (2000), S. 26–27; Hubbard (2005), S. 719–720.

<sup>289</sup> Vgl. zu einem entsprechenden empirischen Befund Garvey/Milbourn (2006), S. 197–198.

<sup>290</sup> Vgl. z. B. Bizjak/Lemmon/Naveen (2008), S. 166; Danthine/Donaldson (2010), S. 39.

<sup>291</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 901.

**Hypothese 10d:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im (MPA) Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.

**Hypothese 10e:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens mit mindestens einem Aufsichtsratsmandat in einem anderen (M)DAX-Konzern hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.

**Hypothese 10f:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im (MPA) Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.

**Hypothese 10g:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die jeweils Mitglieder mindestens eines Vergütungsausschusses eines Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens.

**Hypothese 10h:** Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat einen positiven oder negativen Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung des Vorstands.

### 3.5 Excess Pay

Eine im Rahmen der Forschung zur Vergütung von Vorständen des Öfteren untersuchte Größe ist neben der absoluten Höhe der Entlohnung auch das Maß an „Excess Pay“, also dem Teil der Vergütung, um den das tatsächliche Gehalt der Manager ein auf Basis der als allgemein wesentlich erachteten ökonomischen Determinanten der Vergütung bestimmtes Salär übersteigt.<sup>292</sup> Eine vermeintlich zu hohe Vergütung, die auf den ersten Blick auf eine unangemessene Bereicherung der Vorstände und somit Managermacht schließen lässt, kann allerdings durchaus auch die notwendige Entlohnung für Manage-

<sup>292</sup> Vgl. z. B. Core/Guay/Larcker (2008), S. 3. Vgl. beispielhaft zur Untersuchung von Excess Pay auch Barak/Cohen/Lauterbach (2008); Core/Holthausen/Larcker (1999) und Ferri/Maber (2013).

menttalent darstellen (vgl. auch Abschnitt 2.3.3). Denn wenn das identifizierte Maß an Überversgütung einen positiven Einfluss auf die zukünftige Unternehmensperformance ausübt, ist die höhere Vergütung nicht als Indiz für Managermacht, sondern als Entlohnung unbeobachteten Managementtalents und somit als das Ergebnis effizienter Vertragsstrukturen zu deuten.<sup>293</sup> Unter Annahme des OCAs ist somit ein positiver Einfluss von Excess Pay<sup>294</sup> auf die zukünftige Unternehmensperformance zu erwarten, während kein oder ein negativer Einfluss für die Gültigkeit des MPAs sprechen.<sup>295</sup>

Analog zu den Ausführungen in den vorhergehenden Abschnitten ist beim Zustandekommen optimaler Verträge keine Abhängigkeit des Einflusses von Excess Pay auf die zukünftige Unternehmensperformance von unterschiedlichen Ausprägungen der Corporate Governance-Indikatoren zu erwarten.<sup>296</sup> Bei Gültigkeit des MPAs hingegen ist jeweils ein Einfluss in der vermuteten Richtung der Wirkung auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung zu erwarten.<sup>297</sup> Wird beim Vorliegen von Managermacht beispielsweise davon ausgegangen, dass ein großer Aktionär die Einflussnahme des Vorstands reduzieren und eine höhere Performanceabhängigkeit der Vergütung induzieren kann, so ist analog auch ein positiver Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance zu erwarten.

**Hypothese 11a:** *Das Maß an Excess Pay des Vorstands hat einen positiven Einfluss (OCA) auf die zukünftige Unternehmensperformance, und die Ausprägung verschiedener Indikatoren der Corporate Governance hat keinen Einfluss auf diesen Zusammenhang.*

**Hypothese 11b:** *Das Maß an Excess Pay des Vorstands hat keinen oder einen (MPA) negativen Einfluss auf die zukünftige Unternehmensperformance.*

<sup>293</sup> Vgl. Barontini/Bozzi (2010), S. 17–18.

<sup>294</sup> Im Folgenden wird auch dann von „Excess Pay“ oder „Überversgütung“ gesprochen, wenn in Abweichung zur eigentlichen Wortbedeutung keine Bereicherung des Vorstands gemeint ist, sondern die Beschreibung der Differenz aus tatsächlichem und geschätztem Gehalt im Fokus steht.

<sup>295</sup> Vgl. ähnlich Barak/Cohen/Lauterbach (2008), S. 15.

<sup>296</sup> Der Vollständigkeit halber sei darauf hingewiesen, dass dies nicht zwangsläufig auch für die Anzahl der Vorstände, die Mitglieder des (Vergütungsausschusses des) Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, gelten muss. Resultieren diese Mandate aus einer höheren Unternehmensperformance des entsendenden Unternehmens und sind somit mit dem OCA vereinbar, so spricht auch ein positiver Einfluss dieser Variablen auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance für das Zustandekommen optimaler Verträge (vgl. auch die Hypothesen 6a und 8a). Der Übersichtlichkeit halber wird dies aber im Rahmen der im Folgenden formulierten Hypothesen nicht gesondert erfasst.

<sup>297</sup> Vgl. ähnlich auch Barak/Cohen/Lauterbach (2008), S. 11–13, 18, sowie Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 390–392.

- Hypothese 11c:** Die Größe des Aufsichtsrats hat einen negativen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Unternehmensperformance.  
(MPA)
- Hypothese 11d:** Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats hat einen positiven oder negativen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Unternehmensperformance.  
(MPA)
- Hypothese 11e:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Performance des betrachteten Unternehmens.  
(MPA)
- Hypothese 11f:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens mit mindestens einem Aufsichtsratsmandat in einem anderen (M)DAX-Konzern hat einen negativen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Performance des betrachteten Unternehmens.  
(MPA)
- Hypothese 11g:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens hat einen positiven oder negativen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Performance des betrachteten Unternehmens.  
(MPA)
- Hypothese 11h:** Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die jeweils Mitglieder mindestens eines Vergütungsausschusses eines Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, hat einen negativen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Performance des betrachteten Unternehmens.  
(MPA)
- Hypothese 11i:** Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat einen positiven Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay des Vorstands und der zukünftigen Unternehmensperformance.  
(MPA)

### 3.6 Übersicht über die Hypothesen

In Tab. 2 sind alle Hypothesen und die vermuteten Wirkungszusammenhänge noch einmal zusammenfassend dargestellt. Dabei wird nicht erneut auf die Erläuterung in Fußnote 296 eingegangen. Es sei ferner darauf hingewiesen, dass die Hypothesen nicht isoliert, sondern im Zusammenhang zu betrachten sind. Dies gilt in besonderer Weise für die Hypothesen zur Übervergütung des Vorstands, die sich auf potentielle Auswirkungen verschiedener Ausprägungen von Indikatoren der Corporate Governance beziehen. Die Relevanz sei am Beispiel der Größe des Vergütungsausschusses näher erläutert: Für die Größe des Vergütungsausschusses wurde im Rahmen des MPAs keine Richtung des Einflusses auf Höhe und Performancesensitivität der Vorstandsvergütung sowie auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance angenommen, da auf Basis unterschiedlicher theoretischer Begründungen und empirischer Befunde zunächst unklar ist, ob sich ein potentiell kleinerer oder eher ein größerer Vergütungsausschuss als kritisch für die Aktionäre herausstellt. Da die Formulierung der Hypothesen hinsichtlich der Darstellung ihrer aus der Vielschichtigkeit der empirischen Zusammenhänge und Abhängigkeiten resultierenden Interdependenzen mit anderen Hypothesen aus Gründen der Übersichtlichkeit zwangsläufig beschränkt ist, erfolgte die Formulierung der Hypothesen zum Einfluss der Größe des Vergütungsausschusses entsprechend ergebnisoffen hinsichtlich der Richtung des Einflusses.

Es wäre nun durchaus denkbar, dass die Größe des Vergütungsausschusses einen positiven Einfluss auf die Höhe und einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung ausübt, was auf Managermacht hindeutet, sie aber gleichzeitig einen positiven Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance ausübt. Rein formal spräche der letztgenannte empirische Befund auf Basis der Hypothese 11d aufgrund der erläuterten hinsichtlich der Richtung des Einflusses ergebnisoffenen Formulierung der Hypothese zunächst zwar ebenfalls für den MPA. Aufgrund der in diesem hypothetischen Fall de facto identifizierten Gegensätzlichkeit der ersten zwei Resultate und des letzten Ergebnisses wäre Hypothese 11d allerdings nicht als weiteres Indiz für Managermacht zu deuten, da die Befunde verdeutlichen, dass ein größerer Vergütungsausschusses sowohl negative (Höhe und Performanceabhängigkeit der Vergütung) als auch für die Aktionäre potentiell positive Einflüsse (Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance) ausübt. Bei einer isolierten Einzelbetrachtung der Hypothesen werden daher tendenziell Fehlurteile hinsichtlich der Interpretation der empirischen Ergebnisse be-

günstigt. Dies gilt insbesondere für Wirkzusammenhänge, deren Richtung auf Basis unterschiedlicher theoretischer Begründungen sowie empirischer Befunde unklar ist.

Vor dem Hintergrund der weitreichenden Interdependenzen sei darüber hinaus darauf hingewiesen, dass empirisch in Abhängigkeit der Ausprägungen der Variablen und der Identifikation bestimmter Einflüsse aufgrund der Vielzahl der aufgestellten Hypothesen nicht jede Kombination möglicher unterstellter Wirkzusammenhänge zwangsläufig sinnvoll möglich ist. Dies unterstreicht die Relevanz der Würdigung der Hypothesen im Gesamtkontext.

Thema	Nr.	Einfluss auf Vergütungshöhe		Einfluss auf Performanceabhängigkeit		Einfluss stärker bei hohen Vergütungsniveaus		Nr.	Einfluss auf Zufalls-sensitivität		Einfluss auf Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance	
		OCA	MPA	OCA	MPA	OCA	MPA		OCA	MPA	OCA	MPA
Unternehmensperformance	1	+	O/-			Ja/ k. U.	Nein, schwächer					
Unternehmensgröße	2	+	+									
Größe des Aufsichtsrats	3	O	+/-	O	-	Nein	Ja	10	O	+/-	O	-
Größe des Vergütungsausschusses	4	O	+/-	O	+/-	Nein	Ja	10	O	+/-	O	+/-
Anzahl fremder Vorstände im eigenen AR	5	O	+/-	O	+/-	Nein	Ja	10	O	+/-	O	+/-
Anzahl eigener Vorstände in fremdem AR	6											
	Variante 1:	O	O	O	-	Nein	Ja	10	O	+/-	O	-
	Variante 2:*	+	+	+	O/-	Nein	Ja					
Anzahl fremder Vorstände im VA des eigenen ARs	7	O	+/-	O	+/-	Nein	Ja	10	O	+/-	O	+/-
Anzahl eigener Vorstände im VA eines fremden ARs	8											
	Variante 1:	O	O	O	-	Nein	Ja	10	O	+/-	O	-
	Variante 2:*	+	+	+	O/-	Nein	Ja					
Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs	9	O	-	O	+	Nein	Ja	10	O	+/-	O	+
Zufall	10	O/+										
Excess Pay (Nr. 11): OCA: Positiver Einfluss auf zukünftige Unternehmensperformance; MPA: kein/negativer Einfluss auf zukünftige Performance												
*: Zusätzlich gilt: OCA: Positiver Einfluss der Unternehmensperformance auf die Anzahl eigener Vorstände in (VA von) fremdem AR												
MPA: Kein oder negativer Einfluss der Unternehmensperformance auf die Anzahl eigener Vorstände in (VA von) fremdem AR												
Legende: +: positiver Einfluss; -: negativer Einfluss; +/-: Richtung des Einflusses unklar; O: kein Einfluss; AR: Aufsichtsrat; k. U.: kein Unterschied; Nr.: Nummer; VA: Vergütungsausschuss; freigelassene Felder: keine Hypothesen												

Tab. 2: Übersicht über alle aufgestellten Hypothesen

## 4 Datenbeschreibung

### 4.1 Festlegung der Untersuchungsstichprobe

Für die statistisch-ökonomische Analyse der Vergütung deutscher Vorstände sollen die größten börsennotierten deutschen Konzerne untersucht werden.<sup>298</sup> Zum einen kann aufgrund ihrer Größe von einer gewissen gesamtwirtschaftlichen Relevanz ausgegangen werden, die diese Unternehmen in den Mittelpunkt des Interesses der Medien und der Öffentlichkeit rückt.<sup>299</sup> Vor allem der DAX wird regelmäßig als Indikator für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Deutschland verwendet.<sup>300</sup> Außerdem sind aufgrund der Größe der Konzerne und der Börsennotierung detaillierte Unternehmensinformationen öffentlich zugänglich. Zum anderen erscheint es plausibel, dass kleinere Unternehmen sich auch an den Vergütungsmechanismen großer Konzerne orientieren, um ihre eigenen Geschäftsführer oder Vorstände zu entlohnen. Insofern ist die Wahl der größten börsennotierten Gesellschaften auch unter dem Aspekt der Repräsentativität für andere (kleinere) Unternehmen in Deutschland legitim.

Aufgrund der erläuterten Aspekte erstreckt sich die Untersuchungsstichprobe über die im DAX und MDAX gelisteten Unternehmen. Der Untersuchungszeitraum erfasst die Geschäftsjahre 2005 bis 2010. Ein Unternehmen wird dann in die Stichprobe einbezogen, wenn mindestens für die Geschäftsjahre 2005 bis 2008 Daten zur Vorstandsvergütung vorliegen (vgl. Abschnitt 4.2.1). Aufgrund gegensätzlicher wirtschaftlicher Trends in diesem Zeitraum wird somit ein gewisses Maß an Variation der unabhängigen Variablen für die Paneldatenanalyse (vgl. Abschnitt 5.1) sichergestellt. Die somit definierte Schnittmenge besteht aus 65 Unternehmen. Da EADS<sup>301</sup> allerdings als einziges Unter-

---

<sup>298</sup> Bei diesem Kapitel handelt es sich um eine aktualisierte und deutlich erweiterte Fassung eines gleichlautenden Kapitels aus der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 32–44). Der erste und der letzte Absatz in Abschnitt 4.1 wurden sprachlich mit unwesentlichen Änderungen der Diplomarbeit des Autors entnommen, beziehen sich aber auf eine im Rahmen dieser Arbeit abweichende Untersuchungsstichprobe (vgl. Giesecke (2009), S. 32–33). Aus diesem Grund werden etwaige sprachlich gleichlautende Erläuterungen im Verlauf dieses Kapitels nicht gesondert kenntlich gemacht.

<sup>299</sup> Als aktuelle Beispiele seien die Insolvenz der Praktiker AG (vgl. beispielhaft FAZ.NET (2013)) sowie verpasste Renditeziele bei der Siemens AG und die damit verbundene Vorstandsnachfolge (vgl. z. B. Spiegel Online (2013b, 2013c)) genannt, die in den Medien diskutiert werden.

<sup>300</sup> Dies wird insbesondere deutlich bei der Analyse der Geschäftsberichte der untersuchten Unternehmen. Vgl. außerdem Stehle/Huber/Maier (1996), S. 1.

<sup>301</sup> EADS hat Ende Juli 2013 eine geplante Umfirmierung zum 1. Januar 2014 bekanntgegeben (vgl. EADS (2013), S. 2–3). Da diese zum Zeitpunkt der Fertigstellung dieser Arbeit noch nicht in Kraft getreten ist, wird hier auf die planmäßig bis Ende 2013 bestehende Firmierung Bezug genommen.

nehmen der Stichprobe eine monistische Organisationsstruktur besitzt, bei der keine institutionelle Trennung von Aufsichtsrat und Vorstand besteht, wird EADS im Sinne einer bestmöglichen Vergleichbarkeit der Unternehmen hinsichtlich der erläuterten Eigenschaften des Aufsichtsrats nicht in die Analyse mit einbezogen. Somit setzt sich die Stichprobe aus 64 deutschen Konzernen zusammen, und es ergeben sich für den Zeitraum von sechs Jahren insgesamt 375 Beobachtungen, von denen 172 auf den DAX und 203 auf den MDAX entfallen (vgl. Abschnitt 4.2.1). Eine Liste aller Unternehmen ist Anhang A zu entnehmen; dort ist ebenfalls ersichtlich, für welche Konzerne nur für die Geschäftsjahre 2005 bis 2008 oder 2005 bis 2009 Daten zur Verfügung stehen und welche Unternehmen in den einzelnen Untersuchungsjahren jeweils im DAX gelistet waren.

Industrie (DAXsupersector)	Häufigkeit in der Stichprobe	Prozentualer Anteil an der Stichprobe
Basic Materials	8	12,5 %
Consumer Goods	11	17,2 %
Consumer Services	6	9,4 %
Finance, Insurance and Real Estate	11	17,2 %
Industrials	19	29,7 %
Information Technology	1	1,6 %
Pharma & Healthcare	5	7,8 %
Telecommunication	1	1,6 %
Utilities	2	3,1 %

Tab. 3: Auflistung der Industrien gemäß DAXsupersector und der Häufigkeit und des prozentualen Anteils in und an der Stichprobe

Für die Zuordnung der untersuchten Unternehmen zu verschiedenen Industrien wird der DAXsupersector-Index der Deutsche Börse Group herangezogen.<sup>302</sup> Zwar erscheint auch insbesondere eine Kategorisierung gemäß der Wirtschaftszweigzuordnung der Europäischen Union (NACE)<sup>303</sup> sinnvoll, diese ermöglicht es jedoch nicht in allen Fällen, die Unternehmen einer Industrie eindeutig zuzuordnen. Da dies hingegen beim DAXsupersector-Index der Fall ist und eine eindeutige Zuordnung der Unternehmen zu einzelnen Industrien für die spätere statistische Auswertung (vgl. Kapitel 5 sowie zur empirischen Vorgehensweise im Speziellen Abschnitt 5.1) unabdingbar ist, wird auf diesen Index zurückgegriffen.<sup>304</sup> Die Auflistung der Industrien und die Häufigkeit des

<sup>302</sup> Vgl. Deutsche Börse AG (2013), S. 11–12, 51–53.

<sup>303</sup> Vgl. für eine Auflistung der unterschiedlichen Branchen European Commission (2010).

<sup>304</sup> Eine subjektive Zuordnung der Unternehmen zu einer einzelnen Branche auf Basis der NACE-Codes (je nach Tätigkeitsschwerpunkt) wäre zwar auch denkbar, wird aber aus Gründen der objektiven Nachvollziehbarkeit nicht vorgenommen.

Auftretens in der Stichprobe sind Tab. 3 zu entnehmen. Die Zugehörigkeit der einzelnen Unternehmen zu den Industrien ist in Anhang A zu finden.

## 4.2 Beschreibung und deskriptive Statistiken der Daten

Zur Analyse der Einflussfaktoren auf die Vorstandsvergütung werden zahlreiche Daten erhoben. Diese lassen sich in fünf Kategorien einordnen: Daten zur Vergütung der Vorstände, Daten, die die Unternehmensperformance widerspiegeln, Informationen über die Unternehmensgröße, verschiedene Corporate Governance-Variablen der Unternehmen (vgl. Abschnitt 3.3) sowie Kontrollvariablen. Im Folgenden werden die Daten gemäß dieser fünf Kategorien im Detail erläutert, und es werden zusammenfassende deskriptive Statistiken dargestellt.<sup>305</sup> Darüber hinaus werden die Berechnung, die Quellen und die Variablennamen (vgl. Kapitel 5) aller Daten zusammenfassend in Anhang L beschrieben. Eine Korrelationstabelle ist Anhang M zu entnehmen.

### 4.2.1 Vergütungsdaten

Alle Daten zur Vergütung entstammen den Gehaltsstudien über Vorstandsentlohnungen in DAX-, MDAX- und EURO STOXX 50-Unternehmen, die jährlich vom Manager Magazin in Zusammenarbeit mit Prof. Schwalbach (Leiter des Instituts für Management an der Humboldt-Universität Berlin) durchgeführt werden. Aus diesen Studien liegen Daten über die Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der untersuchten Konzerne für die Jahre 2005 bis 2010 vor. Die ermittelten Vergütungen sind in Mio. EUR erfasst und beinhalten sowohl Fixgehalt als auch variable Vergütungsbestandteile inkl. Aktienoptionen, allerdings keine Pensionsansprüche. Eine Aufgliederung in die einzelnen Vergütungsbestandteile ist nicht möglich; es sind nur Daten über die Gesamtvergütung verfügbar. Deskriptive Statistiken sind in Tab. 4 dargestellt; eine getrennte Darstellung nach DAX und MDAX erfolgt in Anhang B.<sup>306</sup>

---

<sup>305</sup> Bei vom Kalenderjahr abweichenden Geschäftsjahren (dies ist bei (zumindest für Teile des untersuchten Zeitraums) neun Unternehmen der Fall) werden alle Daten, sofern möglich, für das jeweilige Geschäftsjahr erhoben. Bei der Entnahme von Daten aus den Geschäftsberichten der Unternehmen wird stets auf die International Financial Reporting Standards (IFRS)- oder – falls nicht vorhanden – auf die United States Generally Accepted Accounting Principles (US-GAAP)-Abschlüsse zurückgegriffen.

<sup>306</sup> Die jährliche Zuordnung zu DAX oder MDAX erfolgt dabei (auch im Folgenden) jeweils analog zur Zuordnung im Rahmen der Gehaltsstudien (vgl. für weitere Details Anhang A).

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Gesamtvergütung des Vorstandsvorsitzenden in Mio. EUR</b>							
Anzahl der Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	2,669	3,148	3,426	2,782	2,790	3,577	3,059
Median	2,381	2,581	2,621	2,340	2,257	3,182	2,571
Standardabweichung	1,893	2,462	2,515	1,909	1,967	2,261	2,196
Niedrigster Wert	0,385	0,425	0,478	0,452	0,500	0,500	0,385
Höchster Wert	11,900	13,060	13,830	9,035	9,398	9,818	13,830

Tab. 4: Deskriptive Statistiken der Gesamtvergütung des Vorstandsvorsitzenden aller Unternehmen der Untersuchungsstichprobe

(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang B.)

Die zeitliche Entwicklung der durchschnittlichen Entlohnung des Vorstandsvorsitzenden von 2005 bis 2010 ist außerdem in Abb. 1 getrennt nach DAX und MDAX dargestellt. Es wird deutlich, dass über den gesamten Zeitraum ein deutlicher Niveauunterschied zwischen DAX und MDAX besteht und die Vergütung im MDAX bis einschließlich 2009 relativ geringen Schwankungen unterlegen hat, während im Jahr 2010 ein hoher Anstieg von Median und arithmetischem Mittel zu verzeichnen ist.

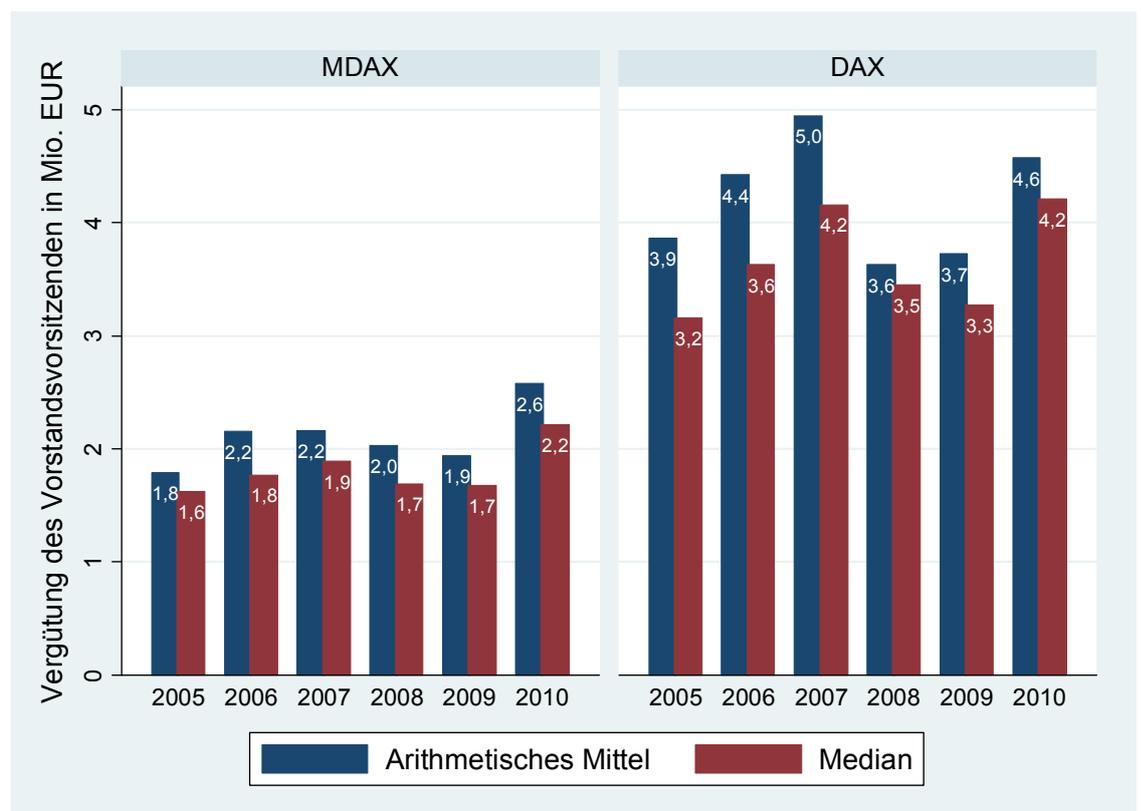


Abb. 1: Entwicklung der durchschnittlichen Vergütung des Vorstandsvorsitzenden der untersuchten Unternehmen von 2005 bis 2010 getrennt nach DAX und MDAX

Die Unternehmen im DAX zeigen bei beiden Mittelwerten stärkere Schwankungen. Der deutliche Rückgang des arithmetischen Mittels von 2007 auf 2008 bei wesentlich geringerer Änderung des Medians lässt darauf schließen, dass gerade hohe Vergütungen, die

im Jahr 2007 gezahlt wurden, im Folgejahr stark zurückgingen und nahezu zu einem Angleich beider Maße im Jahr 2008 geführt haben. Analog zur Entwicklung im MDAX ist 2010 ein wesentlicher Anstieg beider Maße bei der Entlohnung im DAX ersichtlich. In Anhang G ist zusätzlich die Häufigkeitsverteilung der Vergütung dargestellt.

#### 4.2.2 Die Unternehmensperformance

Um eine gute Vergleichbarkeit mit anderen Studien zur Managervergütung gewährleisten und verschiedene Ausprägungen finanzieller Unternehmensperformance abbilden und untersuchen zu können, werden unterschiedliche Erfolgskennzahlen verwendet. Dabei werden sowohl jahresabschlussbasierte Indikatoren als auch eine kapitalmarktba- sierte Variable erhoben. Außerdem werden absolute Maße und Rentabilitätskennzahlen verwendet.<sup>307</sup>

Als jahresabschlussbasierte Performancemaße werden die Gesamtkapitalrendite (ROA), die Eigenkapitalrendite (ROE), der Gewinn pro Aktie in EUR (EPS) sowie der Gewinn vor Zinsen und Steuern in Mio. EUR (EBIT) verwendet. Für beide Rentabilitätskenn- zahlen wird auch jeweils die industrieadjustierte Rendite als Erfolgsindikator herange- zogen (ROA\_indad und ROE\_indad). Diese Performancemaße werden in verschiedenen empirischen Studien häufig als erklärende Variablen für Vorstandsvergütung verwen- det<sup>308</sup> und aus diesem Grund auch hier analysiert. Darüber hinaus erfolgt aufgrund der theoretisch guten Eignung zur Harmonisierung von Aktionärs- und Vorstandsinteressen durch die vollständige Berücksichtigung der Kapitalkosten auch die Analyse des Resi- dualgewinns (Resinc) (vgl. auch Kapitel 6 sowie im Speziellen Abschnitt 6.2.1).

Die Eigenkapitalrendite, der Gewinn pro Aktie und der Gewinn vor Zinsen und Steuern wurden der Datenbank Thomson Worldscope<sup>309</sup> entnommen. Die Gesamtkapitalrendite wird definiert als EBIT dividiert durch den Mittelwert der Bilanzsumme zum Anfang und zum Ende des betrachteten Geschäftsjahres.<sup>310</sup> Die Bilanzsumme entstammt eben- falls Thomson Worldscope. Die industrieadjustierte Gesamt- bzw. Eigenkapitalrendite

<sup>307</sup> Für grundlegende Ausführungen zu Erfolgs- und Rentabilitätskennzahlen vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 524–534.

<sup>308</sup> Vgl. zur Verwendung (einzelner) der dargestellten Performancemaße z. B. Adams/Santos (2006), S. 62; Berrone/Gomez-Mejia (2009), S. 115; Cheng/Indjejikian (2009), S. 119; Combs et al. (2010), S. 1133; Elston/Goldberg (2003), S. 1398; Entorf et al. (2009), S. 1120; Fernandes (2005), S. 14; Karuna (2006), S. 11–12; Zhou (1999), S. 224.

<sup>309</sup> Thomson Worldscope ist eine Datenbank von Thomson Reuters, die detaillierte Informationen über (vor allem) börsennotierte Unternehmen zahlreicher Länder enthält, für weitere Informationen vgl. <http://www.thomsonreuters.com>.

<sup>310</sup> Vgl. z. B. Dittmann/Maug/Schneider (2010), S. 44; Matolcsy/Wright (2011), S. 752.

wird berechnet, indem die durchschnittliche Gesamt- bzw. Eigenkapitalrendite der Unternehmen der Stichprobe in derselben Industrie von der jeweiligen Rendite des betrachteten Unternehmens im jeweiligen Jahr abgezogen wird.<sup>311</sup> Die Industriezuordnung erfolgt dabei gemäß Abschnitt 4.1. Den Ausgangspunkt zur Bestimmung des Residualgewinns bildet der Konzernüberschuss, der Thomson Worldscope entnommen wurde. Basierend auf den Gehaltsstudien des Manager Magazins (vgl. Abschnitt 4.2.1), die neben den Vergütungsdaten auch die um die Eigenkapitalkosten reduzierte Eigenkapitalrendite der Unternehmen ausweisen, wurden die Eigenkapitalkosten durch Abzug dieser Größe von der aus Thomson Worldscope entnommenen Eigenkapitalrendite (siehe oben) berechnet. Nach Multiplikation mit dem bilanziellen Eigenkapital zum Anfang des Geschäftsjahres (Differenz aus Bilanzsumme und Fremdkapital, das ebenfalls der Datenbank Thomson Worldscope entstammt) erfolgte die Subtraktion vom Konzernüberschuss, um den Residualgewinn zu approximieren.

Das arithmetische Mittel der Gesamtkapitalrendite für den gesamten Zeitraum liegt bei 7,1 % über alle Unternehmen (industrieadjustiert: 0,0 %), bei 6,7 % im DAX (industrieadjustiert: -0,9%) und 7,4 % im MDAX (industrieadjustiert: 0,7 %). Das arithmetische Mittel der Eigenkapitalrendite liegt bei 11,3 % (industrieadjustiert: 0,0 %), im DAX bei 13,8 % (industrieadjustiert: 1,8 %) und im MDAX bei 9,1 % (industrieadjustiert: -1,4 %). Der durchschnittliche Gewinn pro Aktie liegt über die gesamte Stichprobe bei 2,78 EUR, im DAX bei 3,50 EUR sowie im MDAX bei 2,17 EUR (jeweils arithmetisches Mittel), und der durchschnittliche Gewinn vor Zinsen und Steuern über alle Unternehmen beträgt 1.895,5 Mio. EUR, während er im DAX erwartungsgemäß mit 3.740,1 Mio. EUR höher und mit 332,6 Mio. EUR im MDAX im arithmetischen Mittel niedriger ausfällt. Das arithmetische Mittel des Residualgewinns beträgt 96,33 Mio. EUR über alle Unternehmen; im DAX liegt er im Durchschnitt bei 269,4 Mio. EUR und im MDAX bei -50,3 Mio. EUR (jeweils arithmetisches Mittel).

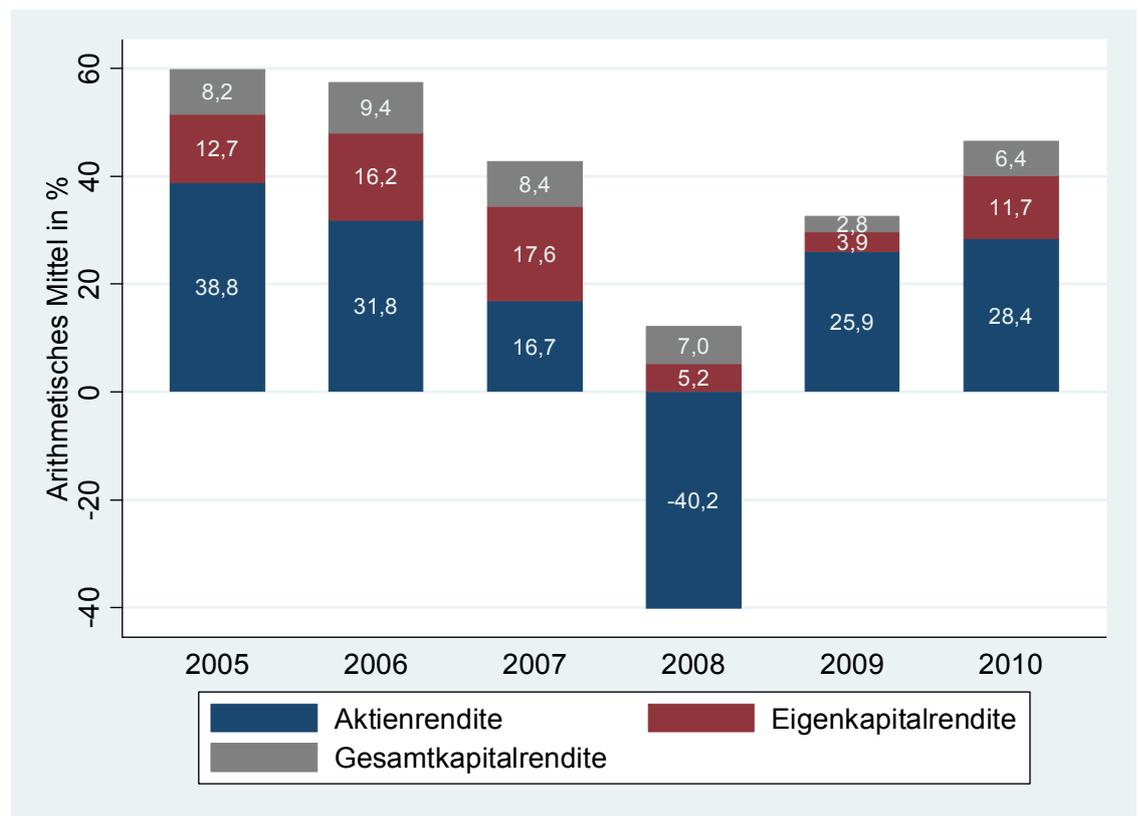
Als kapitalmarktbasierendes Performancemaß wird die Aktienrendite herangezogen. Die Aktienrendite (TSR) wird regelmäßig für die Analyse der Performanceabhängigkeit von Managergehältern verwendet.<sup>312</sup> Mögliche Gründe dafür könnten sein, dass Vorstände einerseits zunehmend mithilfe aktienbasierter Vergütungsbestandteile entlohnt werden (vgl. Abschnitt 2.3.6) und andererseits die Aktienkurse als Ausgleich von Angebot und

---

<sup>311</sup> Vgl. Combs et al. (2010), S. 1133.

<sup>312</sup> Vgl. exemplarisch Bizjak/Lemmon/Nguyen (2011), S. 551; Cheng/Indjejikian (2009), S. 119; Conyon/Schwalbach (2000), S. 516; Hallock (1997), S. 333–334; Rapp/Wolff (2010), S. 1085.

Nachfrage auf den Kapitalmärkten als besonders objektives Performancemaß wahrgenommen werden. Für die vorliegende Arbeit wird die Aktienrendite berechnet, indem die Differenz aus Jahresschlusskurs der Stammaktie im betrachteten Geschäftsjahr und Jahresschlusskurs der Stammaktie im vorherigen Geschäftsjahr zuzüglich der ausgeschütteten Dividende durch den Jahresschlusskurs des Vorjahres dividiert wird. Die dafür notwendigen Daten wurden Thomson Datastream<sup>313</sup> entnommen. Analog zur Eigen- und Gesamtkapitalrendite wird auch die industrieadjustierte Aktienrendite berechnet. Das arithmetische Mittel der Aktienrendite für den Zeitraum von 2005 bis 2010 liegt für die betrachteten Unternehmen insgesamt bei 16,5 % (industrieadjustiert: 0,0 %), für die Unternehmen im DAX beträgt die durchschnittliche Aktienrendite 14,5 % (industrieadjustiert: -0,8 %) und im MDAX liegt sie bei 18,2 % (industrieadjustiert: 0,7 %) (jeweils arithmetisches Mittel).



**Abb. 2:** Entwicklung des arithmetischen Mittels von Eigenkapitalrendite, Aktienrendite und Gesamtkapitalrendite der untersuchten Unternehmen von 2005 bis 2010

Eine Übersicht der arithmetischen Mittel der einzelnen Jahre von Aktienrendite, Eigenkapitalrendite und Gesamtkapitalrendite befindet sich in Abb. 2. Es ist deutlich zu erkennen, dass die Aktienrendite den stärksten Schwankungen im Zeitverlauf unterliegt,

<sup>313</sup> Thomson Datastream ist eine finanzstatistische Datenbank von Thomson Reuters; für weiterführende Informationen vgl. <http://www.thomsonreuters.com>.

während die Gesamtkapitalrendite im Mittel nur sehr geringen Schwankungen ausgesetzt ist; die Schwankung der Eigenkapitalrendite liegt dazwischen. Darüber hinaus wird ersichtlich, dass zwar bei allen drei Maßen ein Rückgang von 2007 auf 2008 zu verzeichnen ist, die Aktienrendite allerdings mit Abstand am stärksten gesunken ist. So wird deutlich, dass sich die weltweite Finanz- und Wirtschaftskrise bereits 2008 (voll)umfänglich am Kapitalmarkt niedergeschlagen hat und die durchschnittliche Aktienrendite 2009 bereits fast wieder auf dem relativ hohen Niveau von 2006 liegt, während die jahresabschlussbasierten Rentabilitätskennzahlen die Auswirkungen der Krise zeitverzögert widerspiegeln und erst 2009 ihren Tiefstand erreichen.

	n	Arithm. Mittel	Median	Standardabweichung	Niedrigster Wert	Höchster Wert
Gesamtkapitalrendite (ROA)	375	0,071	0,067	0,076	-0,534	0,388
Eigenkapitalrendite (ROE)	375	0,113	0,134	0,225	-2,392	0,676
Aktienrendite (TSR)	372	0,165	0,173	0,427	-0,904	2,400
Gesamtkapitalrendite industrieadjustiert (ROA_indad)	363	0,000	-0,004	0,071	-0,587	0,281
Eigenkapitalrendite industrieadjustiert (ROE_indad)	363	0,000	0,007	0,232	-2,381	0,702
Aktienrendite industrieadjustiert (TSR_indad)	360	0,000	-0,054	0,360	-1,041	2,306
Gewinn pro Aktie in EUR (EPS)	374	2,78	2,02	4,37	-25,85	26,50
Gewinn vor Zinsen und Steuern in Mio. EUR (EBIT)	375	1.895,48	586,00	2.980,69	-1.910,00	18.306,00
Residualgewinn in Mio. EUR (Resinc)	375	96,33	57,46	1.190,09	-7.189,23	5.361,93
Legende: n: Anzahl der Beobachtungen; Arithm. Mittel: Arithmetisches Mittel						

**Tab. 5: Deskriptive Statistiken aller untersuchten Performancemaße der Unternehmen der Stichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum**  
(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang C.)

Deskriptive Statistiken aller Performancemaße sind Tab. 5 zu entnehmen. Dabei erfolgt aufgrund der Vielzahl der Maße im Sinne einer besseren Übersichtlichkeit nur die aggregierte Darstellung über alle Unternehmen sowie den gesamten Untersuchungszeitraum. Eine komplette Übersicht mit Statistiken der einzelnen Jahre, auch getrennt nach DAX und MDAX, befindet sich in Anhang C. Aus demselben Grund wird auf eine grafische Darstellung der zeitlichen Entwicklung der arithmetischen Mittel des Gewinns pro Aktie, des Gewinns vor Zinsen und Steuern sowie des Residualgewinns verzichtet (definitionsgemäß beträgt das arithmetische Mittel der industrieadjustierten Renditen über alle Unternehmen in jedem einzelnen Jahr 0,0 %). Aus der deskriptiven Statistik in

Anhang C ergibt sich jedoch, dass die Entwicklung dieser Maße qualitativ maßgeblich der Entwicklung der anderen Performancemaße entspricht, sodass eine zusätzliche Darstellung unnötig erscheint. Häufigkeitsverteilungen aller Performancemaße sind Anhang H zu entnehmen.

### 4.2.3 Die Unternehmensgröße

In empirischen Studien zur Vorstandsvergütung werden als Indikator für die Unternehmensgröße meist die Umsatzerlöse oder die Bilanzsumme verwendet.<sup>314</sup> In selteneren Fällen wird auf die Anzahl der Mitarbeiter<sup>315</sup> oder die Marktkapitalisierung<sup>316</sup> zurückgegriffen. Um eine möglichst gute Vergleichbarkeit zu anderen Studien herstellen zu können, sollen im Rahmen dieser Arbeit vorrangig die Umsatzerlöse, aber auch die Bilanzsumme als Maße für die Unternehmensgröße verwendet werden.

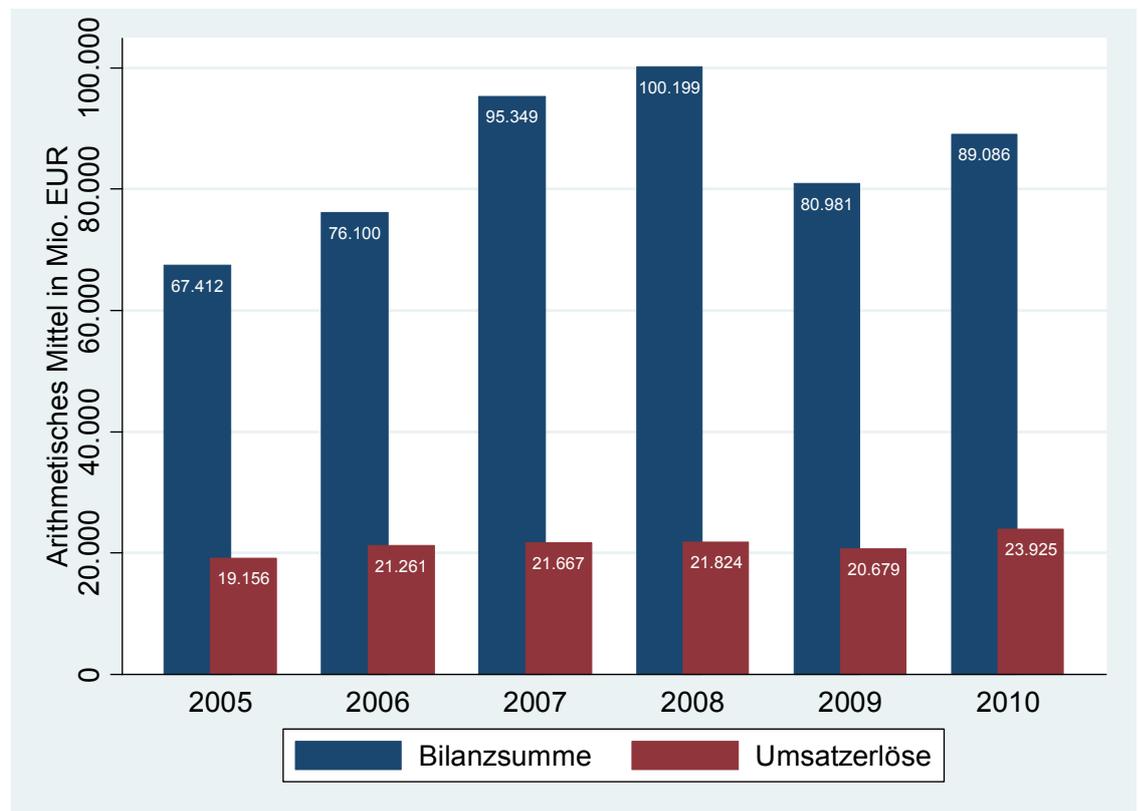


Abb. 3: Entwicklung des arithmetischen Mittels von Bilanzsumme und Umsatzerlösen der untersuchten Unternehmen von 2005 bis 2010

<sup>314</sup> Vgl. für Umsatzerlöse exemplarisch Conyon/Murphy (2000), S. 651; Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 379; Gregory-Smith (2012), S. 518; für die Bilanzsumme z. B. Bebchuk/Cohen (2005), S. 423; Berger/Ofek/Yermack (1997), S. 1416; Vieito/Khan (2012), S. 378; Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 515.

<sup>315</sup> Vgl. z. B. Brenner/Schwalbach (2003), S. 284.

<sup>316</sup> Vgl. etwa Hallock (1997), S. 337; Hartzell/Starks (2003), S. 2357.

Die Daten entstammen Thomson Worldscope. Das arithmetische Mittel der Umsatzerlöse über alle Unternehmen für den gesamten Zeitraum liegt bei 21.384,48 Mio. EUR, das arithmetische Mittel der Bilanzsumme bei 84.817,74 Mio. EUR. Die zeitliche Entwicklung des arithmetischen Mittels beider Größen ist in Abb. 3 dargestellt. Hier wird deutlich, dass die durchschnittlichen Umsatzerlöse vergleichsweise geringen Schwankungen im Zeitverlauf unterlegen haben. Nach einem kontinuierlichen Anstieg um insgesamt 13,9 % von 2005 bis 2008 ist 2009 ein Rückgang um 5,2 % und ein darauffolgender Wiederanstieg um 15,7 % im Jahr 2010 zu verzeichnen. Qualitativ entspricht die Entwicklung somit dem Trend bei den jahresabschlussbasierten Performancemaßen. Die Bilanzsumme hingegen schwankt im Zeitverlauf stärker als die Umsatzerlöse und spiegelt den Einfluss der Finanz- und Wirtschaftskrise somit noch klarer wider. Der Anstieg des arithmetischen Mittels von 2005 auf 2008 beläuft sich auf 48,6 %. Nach einem Rückgang um 19,2 % im Jahr 2009 stieg die durchschnittliche Bilanzsumme im Jahr 2010 wieder um 10 %. Die Entwicklung des Medians beider Größenmaße (hier nicht dargestellt) entspricht qualitativ dem Trend des arithmetischen Mittels, zeigt aber für die Umsatzerlöse von 2005 bis 2008 einen deutlich stärkeren Anstieg (46,8 % gegenüber 13,9 % beim arithmetischen Mittel). Dies lässt darauf schließen, dass vor allem die Umsatzerlöse kleinerer Unternehmen der Stichprobe prozentual in diesem Zeitraum deutlich angestiegen sind.

	n	Arithm. Mittel	Median	Standardabweichung	Niedrigster Wert	Höchster Wert
<b>Umsatzerlöse in Mio. EUR</b>						
Alle Unternehmen	375	21.384	8.447	28.547	80	151.616
DAX	172	40.308	32.652	32.826	1.746	151.616
MDAX	203	5.351	2.724	5.779	80	26.047
<b>Bilanzsumme in Mio. EUR</b>						
Alle Unternehmen	375	84.818	9.127	249.676	823	2.193.953
DAX	172	172.532	50.284	346.917	3.427	2.193.953
MDAX	203	10.498	3.168	37.874	823	414.520
Legende: n: Anzahl der Beobachtungen; Arithm. Mittel: Arithmetisches Mittel						

**Tab. 6: Deskriptive Statistiken aller untersuchten Größenmaße der Unternehmen der Untersuchungsstichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum**  
(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang D.)

Deskriptive Statistiken sind aus Gründen der Übersichtlichkeit aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum sowohl für alle Unternehmen insgesamt als auch getrennt nach DAX und MDAX in Tab. 6 dargestellt. Detailliertere deskriptive Statistiken

einschließlich der Darstellung der Werte in den einzelnen Jahren sind in Anhang D ersichtlich. Häufigkeitsverteilungen beider Maße sind in Anhang I dargestellt.

Aus Tab. 6 wird ersichtlich, dass deutliche Größenunterschiede zwischen den Unternehmen der beiden Indizes bestehen. So ist das arithmetische Mittel der Umsatzerlöse der DAX-Unternehmen rund 7,5-mal so hoch wie der korrespondierende Mittelwert im MDAX. Bei der Bilanzsumme sind die Unterschiede noch eklatanter: Im Durchschnitt ist sie im DAX knapp 16,5-mal so hoch wie im MDAX (arithmetisches Mittel).

#### 4.2.4 Indikatoren der Corporate Governance

Im Rahmen dieser Arbeit soll zusätzlich der Einfluss verschiedener Corporate Governance-Variablen auf die Vergütung von Vorständen untersucht werden (vgl. insbesondere Kapitel 3.3). Im Detail sind dies sieben Faktoren, die analysiert werden: die Größe des Aufsichtsrats, die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats, die Anzahl der Konzernvorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Unternehmen im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens, die Anzahl der Konzernvorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die Mitglied des Aufsichtsrats mindestens eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, die Anzahl der Konzernvorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Unternehmen im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens, die Anzahl der Konzernvorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die Mitglied des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats mindestens eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, sowie der Stimmrechtsanteil des größten Anteilseigners. Deskriptive Statistiken aller im Folgenden detailliert beschriebenen Corporate Governance-Variablen sind Tab. 7 sowie Anhang E zu entnehmen. Die entsprechenden Häufigkeitsverteilungen sind in Anhang J dargestellt.

Angaben zur Größe des Aufsichtsrats wurden den Geschäftsberichten der Unternehmen entnommen.<sup>317</sup> Etwaige Ehrenmitglieder wurden dabei nicht mitgezählt. Die durchschnittliche Anzahl der Mitglieder des Aufsichtsrats beträgt für den gesamten Zeitraum 15,39 (arithmetisches Mittel) und variiert im Zeitverlauf zwischen 15,18 und 15,52, der Median liegt für alle Perioden jeweils bei 16 Aufsichtsratsmitgliedern. Der durch-

---

<sup>317</sup> Im Falle der Merck KGaA, der Henkel AG & Co. KGaA sowie der Fresenius Medical Care AG & Co. KGaA liegt die Kompetenz zur Überwachung der Geschäftstätigkeit nicht allein beim Aufsichtsrat, sondern zusätzlich bei einem zweiten gebildeten Gremium oder einem Gremium der persönlich haftenden Gesellschafterin. Diese Ausschüsse wurden ebenfalls als Teil des Aufsichtsrats gewertet. Die folgenden Ausführungen beziehen sich im Fall dieser drei Unternehmen also immer auf die Mitglieder bzw. die Summe der Mitglieder beider Gremien.

schnittliche Aufsichtsrat hat im arithmetischen Mittel im DAX rund 4,5 Mitglieder mehr als das Gremium im MDAX; im Median beläuft sich die Differenz auf 8 Personen (20 Mitglieder im DAX gegenüber 12 Mitgliedern im MDAX).

	n	Arithm. Mittel	Median	Standard-abw.	Niedrigster Wert	Höchster Wert
<b>Anzahl Mitglieder AR</b>						
Alle Unternehmen	375	15,39	16	4,97	3	25
DAX	172	17,97	20	4,06	6	25
MDAX	203	13,21	12	4,62	3	21
<b>Anzahl Mitglieder VA</b>						
Alle Unternehmen	363	4,30	4	1,48	3	12
DAX	170	4,32	4	0,91	3	6
MDAX	193	4,28	4	1,84	3	12
<b>Anzahl fremder Vorstände im eigenen AR</b>						
Alle Unternehmen	375	1,13	1	1,17	0	6
DAX	172	1,61	2	1,15	0	4
MDAX	203	0,71	0	1,03	0	6
<b>Anzahl eigener Vorstände in fremdem AR</b>						
Alle Unternehmen	375	0,81	0	1,19	0	8
DAX	172	1,49	1	1,40	0	8
MDAX	203	0,23	0	0,48	0	2
<b>Anzahl fremder Vorstände im eigenen VA</b>						
Alle Unternehmen	365	0,27	0	0,47	0	2
DAX	172	0,34	0	0,50	0	2
MDAX	193	0,20	0	0,43	0	2
<b>Anzahl eigener Vorstände in fremdem VA</b>						
Alle Unternehmen	375	0,27	0	0,67	0	4
DAX	172	0,52	0	0,90	0	4
MDAX	203	0,06	0	0,24	0	1
<b>Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs</b>						
Alle Unternehmen	375	0,237	0,150	0,225	0	0,85
DAX	172	0,189	0,100	0,190	0	0,70
MDAX	203	0,278	0,200	0,243	0	0,85

Legende: n: Anzahl der Beobachtungen; Arithm. Mittel: Arithmetisches Mittel; Standardabw.: Standardabweichung; AR: Aufsichtsrat; VA: Vergütungsausschuss

Tab. 7: Deskriptive Statistiken aller untersuchten Corporate Governance-Variablen der Unternehmen der Untersuchungsstichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum (Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang E.)

Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats wurde ebenso den Geschäftsberichten der Unternehmen entnommen. In Einzelfällen wurden die Informationen auch direkt bei den Unternehmen erfragt, sofern in den Geschäftsberichten Angaben dazu fehlten. Bei Hinweisen darauf, dass kein Vergütungsausschuss existiert, wird der ge-

samte Aufsichtsrat als Vergütungsausschuss gezählt. Die durchschnittliche Größe des Vergütungsausschusses beträgt für den gesamten Zeitraum im arithmetischen Mittel ca. 4,3 (für jede Periode und den gesamten Zeitraum), der Median liegt für jedes einzelne Jahr bei jeweils 4 Mitgliedern. Wesentliche Unterschiede zwischen DAX und MDAX bestehen nicht.

Die Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Unternehmen im Aufsichtsrat sowie im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens und die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die Mitglied des (Vergütungsausschusses des) Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, wurden jeweils aus den Geschäftsberichten aller DAX- und MDAX-Unternehmen abgeleitet. Zusätzlich wurden auch hier in Einzelfällen Informationen direkt bei den Unternehmen erfragt.

Jedes Vorstandsmitglied eines anderen (M)DAX-Unternehmens wird gezählt, sofern es zumindest zeitweise während des Geschäftsjahres des betrachteten Unternehmens gleichzeitig Mitglied des Aufsichtsrats (bzw. Mitglied des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats) des betrachteten Unternehmens und Mitglied des Konzernvorstands eines anderen (M)DAX-Konzerns war. Verließ jedoch im Laufe des Geschäftsjahres ein Vorstand den Aufsichtsrat (bzw. den Vergütungsausschuss) und wurde zum selben Zeitpunkt oder später im Verlauf des Geschäftsjahres ein anderes Vorstandsmitglied eines (M)DAX-Konzerns Mitglied des Aufsichtsrats (bzw. des Vergütungsausschusses) des betrachteten Unternehmens, so werden diese zwei Vorstände nur als eine Person gezählt. Die Zählung der Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit einer Mitgliedschaft im Aufsichtsrat oder Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns erfolgt analog.

Für die Anzahl der Vorstände anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat liegt der Median für 2005 bis 2010 jeweils bei einer Person; das arithmetische Mittel liegt pro Periode zwischen 1,03 und 1,30 und über den gesamten Zeitraum bei 1,13 Vorstandsmitgliedern pro Aufsichtsrat. Die Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit Aufsichtsratsmandaten in anderen (M)DAX-Konzernen ist etwas niedriger und liegt pro Jahr im arithmetischen Mittel zwischen 0,73 und 0,89 und über alle Perioden insgesamt bei 0,81 Personen; der Median beträgt jeweils null Personen. Mindestens 50 % der Unternehmen entsandten also in jedem betrachteten Jahr kein Vorstandsmitglied in den Aufsichtsrat eines anderen (M)DAX-Konzerns. Die Anzahl fremder Vorstandsmitglie-

der im Vergütungsausschuss des betrachteten Unternehmens beträgt im Median für 2005 bis 2010 ebenfalls jeweils null Personen. Auch das arithmetische Mittel ist im Zeitablauf fast konstant und schwankt in den Betrachtungsperioden zwischen 0,25 und 0,30 Personen; über alle Jahre insgesamt liegt es bei 0,27 Personen. Die Anzahl der Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens, die Mitglied des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind, variiert im arithmetischen Mittel über die einzelnen Perioden zwischen 0,22 und 0,33 und liegt über den gesamten Zeitraum bei 0,27 Personen. Auch hier liegt der Median für jedes einzelne Jahr bei null Personen. Der Vergleich von DAX und MDAX zeigt, dass im DAX durchschnittlich mehr Vorstände in Aufsichtsräte fremder (M)DAX-Unternehmen entsandt werden (im arithmetischen Mittel 1,49 gegenüber 0,23 Personen; im Median eine gegenüber null Personen) und auch häufiger Vorstände fremder (M)DAX-Konzerne Mitglieder des eigenen Aufsichtsrats sind (im arithmetischen Mittel 1,61 gegenüber 0,71 Personen; im Median zwei gegenüber null Personen). Die Anzahl fremder Vorstände im eigenen Vergütungsausschuss variiert dagegen zwischen DAX und MDAX kaum. Von DAX-Unternehmen werden allerdings häufiger Vorstände in fremde Vergütungsausschüsse entsandt (0,52 gegenüber 0,06 Personen im arithmetischen Mittel; im Median jeweils null Personen).

Angaben zum Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs stammen aus den Geschäftsberichten der jeweiligen Unternehmen. Bei unzureichenden Informationen wurden ferner herangezogen: die Einzelabschlüsse der Mutterunternehmen, die Jährlichen Dokumente und die darin aufgelisteten Mitteilungen gemäß Wertpapierhandelsgesetz (WpHG) auf den Websites der Unternehmen, der elektronische Bundesanzeiger sowie an die United States Securities and Exchange Commission (SEC)<sup>318</sup> übermittelte Dokumente.<sup>319</sup> In Einzelfällen wurden auch hier Informationen direkt bei den Unternehmen erfragt. Es werden, soweit möglich, auch indirekte Beteiligungen erfasst. Die sich aus direkten und indirekten Beteiligungen ergebenden Stimmrechtsanteile werden addiert. Gemeinschaftlich ausgeübte Stimmrechte (z. B. durch Stimmrechtspoolverträge) werden ebenfalls

---

<sup>318</sup> Die SEC dient der Kontrolle des Wertpapierhandels in den Vereinigten Staaten von Amerika (USA); für weitere Informationen vgl. <http://www.sec.gov>.

<sup>319</sup> Diese sind nach kostenloser Anmeldung abrufbar unter <http://secfilings.com/>.

addiert.<sup>320</sup> Erfasst wird der Stimmrechtsanteil ab 5 % in 5 %-Schritten<sup>321</sup> jeweils zum Ende des Geschäftsjahres.

Das arithmetische Mittel des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs liegt für den gesamten Zeitraum bei ca. 23,7 % und schwankt im Zeitverlauf zwischen 22,6 % und 24,6 %; der Median beträgt über alle Perioden insgesamt 15 % und variiert zwischen 10 % und 20 % in den einzelnen Jahren. Darüber hinaus hat der größte Aktionär im Durchschnitt über den gesamten Zeitraum mit 27,8 % im MDAX einen höheren Stimmrechtsanteil als im DAX mit 18,9 % (arithmetisches Mittel).

Aufgrund der erläuterten relativ geringen Schwankungen der Variablen im Zeitverlauf und zur besseren Übersichtlichkeit sind in Tab. 7 jeweils nur die deskriptiven Statistiken für den Gesamtzeitraum dargestellt (für alle Unternehmen sowie getrennt nach DAX und MDAX). Vollständige deskriptive Statistiken der einzelnen Jahre sind in Anhang E aufgelistet.

#### 4.2.5 Kontrollvariablen

Im Rahmen der empirischen Untersuchung der Vorstandsvergütung werden neben den in den vorhergehenden Abschnitten erläuterten potentiellen Einflussfaktoren meist zusätzliche Kontrollvariablen mit in die Analyse einbezogen, die allgemein als (weitere) wichtige Determinanten der Vergütung erachtet werden und bei der Untersuchung der Entlohnung nicht vernachlässigt werden sollten, um einen potentiellen „Omitted variable bias“<sup>322</sup> zu verhindern. Dazu gehören vor allem die Wachstumsmöglichkeiten<sup>323</sup>, das Risiko<sup>324</sup>, die Kapitalstruktur<sup>325</sup> und die Diversifikation<sup>326</sup> von Unternehmen. Aus diesem Grund werden diese Variablen auch im Rahmen der vorliegenden Arbeit mit in die Analyse einbezogen. Deskriptive Statistiken der Variablen für den gesamten Untersuchungszeitraum für alle Unternehmen sowie getrennt nach DAX und MDAX

---

<sup>320</sup> Bei der Merck KGaA wurde der nicht in Aktien eingeteilte Kapitalanteil der persönlich haftenden Gesellschafterin (E. Merck KG) als Stimmrechtsanteil gewertet.

<sup>321</sup> Es besteht eine Mitteilungspflicht bei Über- und Unterschreiten bestimmter Stimmrechtsanteile gegenüber dem Emittenten der Aktie und der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungen nach § 21 Abs. 1 WpHG. Die jeweils mitgeteilten überschrittenen Schwellen (bzw. beim Unterschreiten von Schwellen die nächstgeringeren Schwellenwerte) werden als Werte für den Stimmrechtsanteil verwendet.

<sup>322</sup> Vgl. z. B. Greene (2012), S. 259.

<sup>323</sup> Vgl. beispielhaft zur Einbeziehung Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 516.

<sup>324</sup> Vgl. exemplarisch zur Berücksichtigung Conyon (2011), S. 417.

<sup>325</sup> Vgl. z. B. zur Verwendung Conyon/Core/Guay (2011), S. 411.

<sup>326</sup> Vgl. zur Einbeziehung beispielsweise Rapp/Wolff (2010), S. 1085.

sind in Tab. 8 dargestellt. Eine vollständige Übersicht mit der Entwicklung der Maße in den einzelnen Jahren ist in Anhang F ersichtlich.

	n	Arithm. Mittel	Median	Standardabweichung	Niedrigster Wert	Höchster Wert
<b>Tobin's Q</b>						
Alle Unternehmen	375	1,391	1,231	0,614	0,771	5,652
DAX	172	1,346	1,129	0,658	0,842	5,652
MDAX	203	1,429	1,282	0,573	0,771	3,700
<b>Variationskoeffizient des Aktienkurses</b>						
Alle Unternehmen	371	0,342	0,302	0,193	0,050	1,777
DAX	169	0,332	0,276	0,199	0,092	1,508
MDAX	202	0,350	0,320	0,189	0,050	1,777
<b>Fremdkapitalquote</b>						
Alle Unternehmen	375	0,692	0,686	0,154	0,312	1,004
DAX	172	0,724	0,718	0,167	0,346	0,985
MDAX	203	0,665	0,666	0,137	0,312	1,004
<b>Diversifikationsgrad</b>						
Alle Unternehmen	375	3,66	4	1,59	1	8
DAX	172	3,56	4	1,66	1	6
MDAX	203	3,75	4	1,53	1	8

Legende: n: Anzahl der Beobachtungen; Arithm. Mittel: Arithmetisches Mittel

Tab. 8: Deskriptive Statistiken aller untersuchten Kontrollvariablen der Unternehmen der Stichprobe aggregiert über den gesamten Untersuchungszeitraum (Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang F.)

Die Wachstumsmöglichkeiten eines Unternehmens werden in empirischen Studien häufig mit dem Verhältnis des Buchwerts zum Marktwert der Bilanzsumme approximiert.<sup>327</sup> Alternativ wird auch in zahlreichen Studien der Kehrwert dieser Größe, Tobin's Q<sup>328</sup>, als Indikator der Wachstumsmöglichkeiten herangezogen.<sup>329</sup> Im Rahmen dieser Arbeit wird ebenfalls die letztgenannte Definition verwendet. Als Approximation wird jeweils zum Ende des Geschäftsjahres die Summe aus dem Marktwert des Eigenkapitals und dem Buchwert des Fremdkapitals durch die Bilanzsumme dividiert.<sup>330</sup> Der Buchwert des Fremdkapitals und der Bilanzsumme sowie die Marktkapitalisierung entstammen Thomson Worldscope. Etwaige nicht börsennotierte Stamm- oder Vorzugsaktien werden auf Basis der Angaben in den Geschäftsberichten mit dem Kurs der börsennotierten Aktienart in die Marktkapitalisierung einbezogen. Eigene Aktien sind nicht in der Marktkapitalisierung enthalten. Der durchschnittliche Wert für Tobin's Q (arithme-

<sup>327</sup> Vgl. z. B. Murphy/Sandino (2010), S. 254; Smith/Watts (1992), S. 267.

<sup>328</sup> Genau genommen ist Tobin's Q definiert als das Verhältnis des Marktwerts zum Substanzwert eines Unternehmens (vgl. Yermack (1996), S. 189).

<sup>329</sup> Vgl. exemplarisch Barontini/Bozzi (2010), S. 14; Ozkan (2011), S. 268.

<sup>330</sup> Vgl. z. B. Bates/Becher/Lemmon (2008), S. 664; Dittmann/Maug/Schneider (2010), S. 47.

tisches Mittel) liegt für den gesamten Zeitraum über alle Unternehmen der Stichprobe bei 1,39 und erreicht im Jahr 2008 mit 1,17 den niedrigsten Durchschnittswert im Untersuchungszeitraum. Im DAX liegt das arithmetische Mittel über den Gesamtzeitraum bei 1,35 und im MDAX bei 1,43.

Als Indikator des Unternehmensrisikos werden meist unterschiedliche Maße der Volatilität des Aktienkurses herangezogen.<sup>331</sup> In Anlehnung an die Vorgehensweise von Cremers und Palia (2011) wird im Rahmen dieser Arbeit der Variationskoeffizient des täglichen Aktienschlusskurses über die letzten 60 Monate vor Ende des betrachteten Geschäftsjahres als Indikator des Firmenrisikos herangezogen.<sup>332</sup> Die täglichen Aktienkurse entstammen dem Finanzportal Yahoo! Finance.<sup>333</sup> Dabei werden jeweils die adjustierten Aktienkurse verwendet, um Verzerrungen durch etwaige Sondereffekte wie beispielsweise Aktiensplits zu vermeiden. Der durchschnittliche Variationskoeffizient (arithmetisches Mittel) liegt über den Gesamtzeitraum und alle Unternehmen im arithmetischen Mittel bei 0,342; im DAX beträgt er 0,33 und im MDAX 0,35.

In einem Großteil der Studien wird die Kapitalstruktur der Unternehmen durch die Fremdkapitalquote abgebildet.<sup>334</sup> Dementsprechend wird auch hier die Fremdkapitalquote als Kontrollvariable herangezogen und jeweils zum Ende des Geschäftsjahres als Verhältnis des Buchwerts des Fremdkapitals zum Buchwert der Bilanzsumme berechnet. Die Daten entstammen Thomson Worldscope. Die Fremdkapitalquote liegt im arithmetischen Mittel über alle Jahre und Unternehmen hinweg bei insgesamt 69,2 % und variiert im Zeitverlauf kaum. Auch die Unterschiede zwischen DAX und MDAX sind im arithmetischen Mittel unwesentlich: Im DAX liegt der Durchschnittswert bei 0,72, im MDAX beträgt er 0,67.

In Anlehnung an Rapp und Wolff (2010) wird der Diversifikationsgrad der Unternehmen bestimmt, indem die Anzahl der unterschiedlichen Branchen gemäß dreistelligem

---

<sup>331</sup> Für jeweils unterschiedliche Ansätze zur Abbildung der Volatilität des Aktienkurses vgl. beispielsweise Barontini/Bozzi (2010), S. 15; Conyon (2011), S. 417, und Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 515.

<sup>332</sup> Vgl. Cremers/Palia (2011), S. 10. In Abweichung zum Vorgehen der Autoren wird dabei im Rahmen der vorliegenden Arbeit nicht auf die Standardabweichung, sondern auf den Variationskoeffizienten abgestellt, der die Standardabweichung ins Verhältnis zum arithmetischen Mittel setzt und somit ein maßstabsunabhängiges Streuungsmaß darstellt, das sich gut zum Vergleich unterschiedlicher Streuungen eignet (vgl. Fahrmeir et al. (2007), S. 74).

<sup>333</sup> Yahoo! Finance ist ein frei zugängliches Finanzportal der Yahoo! Inc., das unter anderem umfangreiche historische Aktienkursdaten zur Verfügung stellt. Für nähere Informationen vgl. <http://finance.yahoo.com>.

<sup>334</sup> Vgl. exemplarisch Bebchuk/Cohen/Ferrell (2009), S. 801–802; Fernandes et al. (2013), S. 334, 362.

Standard Industrial Classification (SIC)-Code<sup>335</sup> herangezogen wird, in denen der jeweilige Konzern tätig ist.<sup>336</sup> Die Daten entstammen der Hoppenstedt Firmendatenbank für Hochschulen und sind für alle Unternehmen jeweils für den gesamten Zeitraum konstant.<sup>337</sup> Im arithmetischen Mittel über den Gesamtzeitraum waren die Unternehmen der Stichprobe jeweils in 3,66 Branchen tätig (DAX: 3,56; MDAX: 3,75); der Median liegt sowohl für alle Unternehmen als auch für DAX und MDAX bei je 4 Industriezweigen.

---

<sup>335</sup> Der SIC-Code ist eine US-amerikanische Branchenzuordnung für Unternehmen. Die spezifische Industriezuordnung erfolgt dabei auf Basis einer vierstelligen Ziffernfolge; vgl. <http://siccode.com/en/pages/what-is-a-sic-code>.

<sup>336</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1106. Gleichlautende dreistellige Codes, die sich nur in der vierten Ziffer zur spezifischen Industriezuordnung voneinander unterscheiden, werden dabei jeweils nur als eine Branche gezählt.

<sup>337</sup> Die Hoppenstedt Firmendatenbank für Hochschulen ist eine Datenbank der Bisnode Deutschland GmbH und enthält detaillierte Informationen zu mehr als 300.000 deutschen Unternehmen; für nähere Informationen vgl. <http://www.hoppenstedt-hochschuldatenbank.de>.

## 5 Empirische Überprüfung der Hypothesen

Dieses Kapitel dient der empirischen Überprüfung der in Kapitel 3 aufgestellten Hypothesen.<sup>338</sup> Dazu wird im Folgenden zunächst die empirische Vorgehensweise erläutert. Daran knüpfen in Abschnitt 5.2 und 5.3 die Analyse der Performance- und der Corporate Governance-Variablen an. In Abschnitt 5.4 erfolgt die Untersuchung des Zufalls, und in Abschnitt 5.5 wird der Zusammenhang von Excess Pay und Unternehmensperformance analysiert. Eine zusammenfassende Übersicht der Ergebnisse und abgelehnter sowie nicht verworfener Hypothesen wird in Abschnitt 5.6 dargestellt.

### 5.1 Empirische Vorgehensweise

Die empirische Analyse im Rahmen dieser Arbeit erfolgt mithilfe multipler Regressionsanalysen.<sup>339</sup> Dabei bildet im Allgemeinen die Vergütung des Vorstandsvorsitzenden die abhängige (zu erklärende) Variable.<sup>340</sup> Die Berechnungen werden mit dem statistisch-ökonomischen Datenanalyseprogramm Stata 9.2 durchgeführt.

Bei den vorliegenden Daten handelt es sich um Paneldaten; das heißt, dass für jedes Untersuchungsobjekt (Firma) mehrere Beobachtungen für verschiedene Zeitpunkte vorliegen.<sup>341</sup> Da nicht für jedes Unternehmen gleich viele Beobachtungen vorhanden sind (vgl. Abschnitt 4.1 sowie Anhang A), handelt es sich um ein sog. unbalanciertes Panel.<sup>342</sup> Daraus ergeben sich verschiedene Möglichkeiten der Regressionsanalyse, von denen die am häufigsten im Rahmen der Analyse der Vorstandsvergütung verwendeten Verfahren im Folgenden vorgestellt werden sollen.

Zunächst lassen sich Pooled-Ordinary Least Squares (OLS)-Regressionen (Methode der kleinsten Quadrate)<sup>343</sup> durchführen; dabei bleibt allerdings unbeachtet, dass bestimmte Beobachtungen nicht unabhängig voneinander sind, sondern zum selben Unternehmen

---

<sup>338</sup> Bei diesem Kapitel handelt es sich um eine aktualisierte und deutlich erweiterte Fassung eines gleichlautenden Kapitels aus der unveröffentlichten Diplomarbeit des Autors (vgl. Giesecke (2009), S. 44–78). Da im Rahmen der vorliegenden Arbeit eine andere Untersuchungstichprobe analysiert wird, werden etwaige sprachlich gleichlautende Diskussionen oder Interpretationen der Untersuchungsergebnisse nicht gesondert kenntlich gemacht.

<sup>339</sup> Die Regressionsanalyse dient der Beschreibung und Erklärung von Zusammenhängen und ermöglicht die Quantifizierung des Einflusses unabhängiger Variablen auf die abhängige Variable (vgl. Backhaus et al. (2011), S. 56).

<sup>340</sup> Dies ist insbesondere im Rahmen der Analyse des Zufalls und der Untersuchung von Excess Pay nicht immer der Fall, wird aber jeweils entsprechend erläutert.

<sup>341</sup> Vgl. Baum (2006), S. 219.

<sup>342</sup> Vgl. Greene (2012), S. 388.

<sup>343</sup> Vgl. Backhaus et al. (2011), S. 67.

zu unterschiedlichen Zeitpunkten gehören. Murphy (1985) stellt detailliert dar, dass die Pooled-OLS-Regression von Paneldaten zu stark verzerrten, inkonsistenten Schätzern führen kann und betont daher die Wichtigkeit firmenspezifischer Achsenabschnitte bei der Erklärung von Managergehältern mithilfe der Regressionsanalyse.<sup>344</sup> Im Rahmen einer solchen Modellierung wird angenommen, dass jedes Unternehmen bestimmte unbeobachtbare Charakteristika besitzt, die über die Zeit konstant sind, aber von Unternehmen zu Unternehmen variieren (unbeobachtbare Heterogenität).<sup>345</sup> Der Einfluss der erklärenden Variablen bleibt für alle Firmen gleich.<sup>346</sup> Dies ist zur Veranschaulichung in Gleichung (11) dargestellt.

$$(11) \quad y_{it} = \boldsymbol{\beta}_k \cdot \mathbf{x}_{it} + u_i + \varepsilon_{it}$$

In Gleichung (11) beschreibt  $i = 1, \dots, N$  den Firmenindex,  $t = 1, \dots, T$  den Zeitindex;  $y_{it}$  ist die abhängige (zu erklärende) Variable, der Vektor  $\mathbf{x}_{it}$  stellt alle  $k$  unabhängigen (erklärenden) Variablen dar.  $\boldsymbol{\beta}_k$  ist der Vektor der  $k$  Koeffizienten, die die Stärke und Richtung des Einflusses der jeweiligen unabhängigen Variablen  $x$  auf die abhängige Variable  $y$  beschreiben, und  $\varepsilon_{it}$  ist der Fehlerterm. Es ist ersichtlich, dass der Achsenabschnitt  $u_i$  für jedes Unternehmen unterschiedlich, aber über die Zeit konstant ist und somit die spezifischen, zeitinvarianten Charakteristika (unbeobachtbare Heterogenität) der Firmen erfasst.

Für eine solche Analyse werden regelmäßig sog. „Random Effects-“ und „Fixed Effects-Modelle“ verwendet.<sup>347</sup> Während Random Effects-Regressionen voraussetzen, dass keine Korrelation zwischen den unabhängigen Variablen und dem (zufälligen) unternehmensspezifischen Achsenabschnitt besteht,<sup>348</sup> ist diese Annahme im Rahmen des Fixed Effects-Modells nicht erforderlich, das somit explizit eine Form ökonomischer Endogenität<sup>349</sup> zulässt.<sup>350</sup> Ein wesentlicher Vorteil bei der Verwendung von Random

---

<sup>344</sup> Vgl. Murphy (1985), S. 23.

<sup>345</sup> Vgl. z. B. Rabe-Hesketh/Skrondal (2008), S. 61.

<sup>346</sup> Vgl. Baum (2006), S. 219.

<sup>347</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (2010), S. 237.

<sup>348</sup> Vgl. Baum (2006), S. 227.

<sup>349</sup> Ökonometrische Endogenität liegt vor, wenn eine unabhängige Variable mit dem Fehlerterm korreliert ist (vgl. Woolridge (2010), S. 54).

<sup>350</sup> Vgl. Börsch-Supan/Köke (2002), S. 300–301; Cameron/Trivedi (2010), S. 237. Dies resultiert aus der Tatsache, dass sich der (Gesamt-)Fehlerterm bei Verwendung individuenspezifischer Effekte aus dem Residuum  $\varepsilon_{it}$  und dem zeitinvarianten Achsenabschnitt  $u_i$  des Untersuchungsobjekts (hier: Unternehmen) zusammensetzt, der bei Fixed Effects-Regressionen mit den unabhängigen Variablen korrelieren darf.

Effects ist, dass zeitinvariante Variablen untersucht werden können,<sup>351</sup> nicht nur Aussagen über die Variation *innerhalb* der Untersuchungseinheiten, sondern auch *zwischen* den Unternehmen getroffen werden können<sup>352</sup> und der Schätzer effizienter ist als bei Fixed Effects-Regressionen.<sup>353</sup> Letztere stellen einen reinen „Within“-Schätzer dar und messen ausschließlich die Variation innerhalb der Untersuchungseinheiten.<sup>354</sup> Daher ist keine Untersuchung zeitinvarianter Variablen möglich; der individuen-spezifische Achsenabschnitt erfasst diese Eigenschaften bereits vollständig.<sup>355</sup> Dies hat zur Folge, dass Faktoren, die Vergütungsniveaus zwischen unterschiedlichen Firmen beeinflussen, aber im Zeitverlauf kaum variieren, stark mit den fixen Effekten korreliert sind und deshalb im Rahmen einer Firm Fixed Effects-Regression kein signifikanter Einfluss dieser Variablen festgestellt wird.<sup>356</sup> Aus diesem Grund wird auch häufig anstelle eines firmenindividuellen ein industriespezifischer Achsenabschnitt verwendet (Industry Fixed Effects) und unterstellt, dass die unternehmensspezifischen Charakteristika ausreichend durch die zeitinvarianten Industrieigenschaften abgebildet werden, sodass die Untersuchung zwar innerhalb eines Unternehmens zeitinvariant, aber zwischen den Firmen innerhalb derselben Industrie variierender Variablen möglich wird.<sup>357</sup> Darüber hinaus wird regelmäßig sowohl bei der Verwendung von Random Effects- als auch von Fixed Effects-Regressionen (bezogen auf die Untersuchungsobjekte) zur Abbildung etwaiger Trends im Zeitverlauf auf fixe Zeiteffekte (Year Fixed Effects) zurückgegriffen, die für alle Unternehmen der Stichprobe gleich sind, aber von Periode zu Periode variieren. Daraus folgt das sog. „Two-way-effects model“.<sup>358</sup> Gleichung (12) entspricht somit bis auf die hinzugefügten fixen Zeiteffekte  $\gamma_t$  genau Gleichung (11).

$$(12) \quad y_{it} = \beta_k \cdot x_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Sowohl Random Firm Effects als auch Firm Fixed Effects und Industry Fixed Effects mit fixen Zeiteffekten werden in einer Vielzahl empirischer Studien zur Entlohnung von Topmanagern im Rahmen von Regressionsanalysen verwendet und stellen die Stan-

---

<sup>351</sup> Vgl. Baum (2006), S. 227.

<sup>352</sup> Vgl. Rabe-Hesketh/Skrondal (2008), S. 125.

<sup>353</sup> Vgl. Baum (2006), S. 227.

<sup>354</sup> Vgl. Rabe-Hesketh/Skrondal (2008), S. 111–112.

<sup>355</sup> Vgl. Greene (2012), S. 400.

<sup>356</sup> Vgl. Baum (2006), S. 221; Zhou (2001), S. 560.

<sup>357</sup> Vgl. etwa Fahlenbrach (2009), S. 96–97. Wird im Verlauf dieses Kapitels von individuen-spezifischen Achsenabschnitten gesprochen, so bezieht sich dies je nach Kontext entweder auf einen unternehmens- oder auf einen industriespezifischen Achsenabschnitt, sofern die Beschreibung im Text nicht explizit anderslautend ist.

<sup>358</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (2010), S. 238.

dardverfahren bei der Analyse von Vorstandsgehältern dar.<sup>359</sup> Aus diesem Grund wird auch im Rahmen der vorliegenden Arbeit schwerpunktmäßig auf diese Verfahren zur Analyse der Vorstandsvergütung zurückgegriffen.<sup>360</sup> Für die Industry Fixed Effects-Regressionen werden die neun Branchen gemäß DAXsupersector verwendet (vgl. Abschnitt 4.1 sowie Anhang A).

Um zu überprüfen, ob die Voraussetzungen für die Durchführung von Random Effects-Regressionen erfüllt sind, die aufgrund der höheren Effizienz und der Möglichkeit der Analyse zeitinvarianter Eigenschaften der Untersuchungsobjekte den Fixed Effects-Regressionen vorzuziehen sind,<sup>361</sup> oder der Schätzer aufgrund einer Korrelation des individuenspezifischen Achsenabschnitts mit den unabhängigen Variablen inkonsistent ist und nicht verwendet werden kann, wird regelmäßig auf den Hausman-Spezifikationstest<sup>362</sup> zurückgegriffen. Beim Hausman-Test wird überprüft, ob sich die berechneten Koeffizienten der unabhängigen Variablen signifikant zwischen dem Random Effects- und dem Fixed Effects-Modell unterscheiden, was im Falle der Konsistenz *beider* Schätzer nicht der Fall sein dürfte.<sup>363</sup> Im Rahmen dieser Arbeit wird mithilfe eines robusten Hausman-Tests, der auch bei Verwendung robuster geclusterter Standardfehler<sup>364</sup> verwendet werden kann, überprüft, ob Random Firm Effects-Regressionen durchgeführt werden können oder nicht.<sup>365</sup> Bei etwaiger Inkonsistenz des Schätzers wird entsprechend darauf hingewiesen. Im Rahmen der Durchführung der Random Firm Effects-Regressionen wird der Vollständigkeit halber außerdem mithilfe des von Breusch und Pagan (1980) entwickelten „Lagrange Multiplier Tests“<sup>366</sup> überprüft, ob

---

<sup>359</sup> Vgl. exemplarisch zur Verwendung von Random Firm Effects mit fixen Zeiteffekten Combs et al. (2010), S. 1134, zur Nutzung von Firm Fixed Effects mit fixen Zeiteffekten Berrone/Gomez-Mejia (2009), S. 112, 115, zur Verwendung von Random Firm Effects und Firm Fixed Effects jeweils mit fixen Zeiteffekten Entorf et al. (2009), S. 1125–1126, sowie zur Nutzung von Random Firm Effects, Firm Fixed Effects und Industry Fixed Effects jeweils mit fixen Zeiteffekten Rapp/Wolff (2010), S. 1092.

<sup>360</sup> Ein weiterer „Within“-Schätzer, das „First Differences“-Modell, bei dem die *Veränderung* der Vergütung die abhängige Variable bildet und durch die *Veränderungen* der jeweiligen unabhängigen Variablen erklärt wird, wird im Rahmen dieser Arbeit nicht verwendet, da zeitinvariante Variablen per Definition nicht mehr im Modell enthalten sind (vgl. Greene (2012), S. 395–396) und wie beschrieben der Großteil der relevanten empirischen Studien auf Random Effects- oder Fixed Effects-Regressionen zurückgreift. Vgl. zur Verwendung von First Differences-Regressionen exemplarisch Conyon/Murphy (2000), S. 660; Yermack (1996), S. 205.

<sup>361</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (2010), S. 266.

<sup>362</sup> Vgl. Hausman (1978), S. 1261–1264.

<sup>363</sup> Vgl. Greene (2012), S. 419.

<sup>364</sup> Vgl. zur Relevanz robuster Standardfehler Fußnote 369.

<sup>365</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (2010), S. 267–268; Woolridge (2002), S. 290–291.

<sup>366</sup> Vgl. Breusch/Pagan (1980).

alternativ die Durchführung von Pooled-OLS-Regressionen indiziert ist.<sup>367</sup> Sofern dies der Fall sein sollte und auf die Einbeziehung unternehmensspezifischer Achsenabschnitte aufgrund fehlender Heterogenitäten zwischen den Firmen verzichtet werden kann, werden anstelle von Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen nur Pooled-OLS-Regressionen durchgeführt. Andernfalls erfolgt keine Durchführung von Pooled-OLS-Regressionen. Industry Fixed Effects-Regressionen werden für alle Spezifikationen durchgeführt.<sup>368</sup> Unabhängig von der Behandlung etwaiger individuen-spezifischer Achsenabschnitte werden in allen Regressionen jeweils fixe Zeiteffekte implementiert. Alle Regressionen werden mit auf Firmenebene geclusterten gegenüber Korrelationen innerhalb eines Clusters robusten Standardfehlern berechnet.<sup>369</sup>

Während alle bisher vorgestellten Regressionsverfahren den (bedingten) Erwartungswert der zu erklärenden Variable in Abhängigkeit von den unabhängigen Variablen modellieren,<sup>370</sup> indem die Summe der quadrierten Residuen minimiert wird (Methode der kleinsten Quadrate, siehe oben), kann der bedingte Median einer abhängigen Variable durch die Minimierung der absoluten Residuen geschätzt werden. Der Einfluss von Extremwerten auf die geschätzten Koeffizienten ist bei der Medianregression daher deutlich geringer als bei der Methode der kleinsten Quadrate.<sup>371</sup> Dabei ist die Medianregression ein Spezialfall der Quantilregression,<sup>372</sup> die es durch die unterschiedliche Gewichtung positiver und negativer Residuen (Medianregression: keine bzw. gleiche Gewichtung) ermöglicht, jedes bedingte Quantil der Verteilung der abhängigen Variable zu schätzen.<sup>373</sup> Dies erlaubt eine umfassendere Untersuchung und Charakterisierung der Daten und die Aufdeckung von Heterogenitäten hinsichtlich des Einflusses unabhängiger Variablen auf verschiedene Quantile der Verteilung der zu erklärenden Variable.<sup>374</sup> Zwar werden in empirischen Studien zur Vorstandsvergütung vereinzelt Medianregres-

---

<sup>367</sup> Unterscheidet sich die Varianz der zufälligen individuen-spezifischen Achsenabschnitte nicht signifikant von Null, so ist eine Pooled-OLS-Regression optimal (vgl. Baum (2006), S. 229).

<sup>368</sup> Dies gilt für alle Standardspezifikationen in den Abschnitten 5.2 und 5.3. Einzelne Robustheitstests werden auf Basis der jeweiligen Befunde auch teilweise nur für einzelne Schätzer durchgeführt. Die Analyse im Rahmen von Abschnitt 5.4 und 5.5 erfolgt in Anlehnung an die Literatur jeweils nur mithilfe einzelner Regressionsmethoden. Nähere Details werden im jeweiligen Abschnitt erläutert.

<sup>369</sup> Vgl. Stock/Watson (2012), S. 406; Stock/Watson (2008), S. 164. Mögliche unerwünschte Korrelationen sind Heteroskedastizität, die vorliegt, wenn sich die Varianz des Fehlerterms mit größeren Werten der unabhängigen Variablen erhöht, sowie Autokorrelation, bei der die Fehlerterme im Zeitverlauf korrelieren (vgl. Studenmund (2001), S. 89–90).

<sup>370</sup> Vgl. Fahrmeir/Kneib/Lang (2009), S. 19.

<sup>371</sup> Vgl. Greene (2012), S. 243–244.

<sup>372</sup> Vgl. Woolridge (2010), S. 404.

<sup>373</sup> Vgl. Fahrmeir et al. (2013), S. 601–602; Greene (2012), S. 247; Kohler/Kreuter (2012), S. 312.

<sup>374</sup> Vgl. für eine umfassende und detaillierte Darstellung von Quantilregressionen Koenker (2005).

sionen als Alternative bzw. Robustheitstests in Ergänzung zur Methode der kleinsten Quadrate herangezogen, um den Einfluss von Extremwerten zu verringern,<sup>375</sup> allerdings wird bis dato noch sehr selten auf Quantilregressionen im Allgemeinen zur Untersuchung der Entlohnung von Vorständen zurückgegriffen.<sup>376</sup>

Dies liegt möglicherweise daran, dass im Rahmen von Quantilregressionen die Einbeziehung individuenspezifischer Effekte mathematisch problematisch ist,<sup>377</sup> sodass für die Paneldatenanalyse zahlreiche unterschiedliche Ansätze für Quantilregressionen mit individuenspezifischen Effekten existieren.<sup>378</sup> Da sich bis dato allerdings nach Kenntnis des Autors kein Standardverfahren in diesem Bereich etabliert hat, ist auch eine entsprechende Implementierung in Statistikprogrammen bisher nicht oder nur teilweise erfolgt. Neben technischen Aspekten steht der entsprechenden Anwendung verschiedener Paneldatenschätzer bei Quantilregressionen vermutlich aber vor allem auch die mögliche Interpretation der Ergebnisse entgegen: Während im Rahmen von Quantilregressionen gerade der Vergleich des Einflusses der unabhängigen Variablen auf unterschiedliche Quantile der (bedingten) Verteilung der abhängigen Variable im Vordergrund steht, beispielsweise also mögliche Unterschiede des Einflusses der Unternehmensperformance auf niedrige und auf hohe Vergütungsniveaus, werden allgemeine Niveauunterschiede der Vergütung zwischen verschiedenen Unternehmen bei der Implementierung individuenspezifischer Effekte bereits durch die firmenindividuellen Achsenabschnitte erfasst („Within“-Schätzer; siehe oben). Die Untersuchung verschiedener Quantile der Verteilung der Vergütung ermöglicht dann keine Aussage mehr hinsichtlich des Einflusses der unabhängigen Variablen auf niedrige oder hohe Vergütungsniveaus, sondern vielmehr auf geringe oder starke Vergütungsänderungen, sodass „hohe“ Quantile dann zwar Unternehmen erfassen, die starke Veränderungen der Vergütung aufweisen, möglicherweise aber gemessen am Vergütungsniveau zu einem niedrigen Quantil gehören.<sup>379</sup>

---

<sup>375</sup> Vgl. zur Durchführung von Medianregressionen z. B. Aggarwal/Samwick (1999), S. 78–79; Brown et al. (2012), S. 300; Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 13–14; Haid/Yurtoglu (2006), S. 18.

<sup>376</sup> Vgl. dazu auch Hallock/Madalozzo/Reck (2010), S. 2, die den Einfluss von Unternehmensgröße und -performance auf die Vergütung von Vorständen mithilfe von Quantilregressionen untersuchen und darauf hinweisen, dass sich ein Großteil der empirischen Forschung auf Schätzungen des bedingten Erwartungswerts der Vergütung beschränkt.

<sup>377</sup> Vgl. zur Problematik der Implementierung fixer (Unternehmens-)Effekte bei Quantilregressionen Woolridge (2010), S. 460–462.

<sup>378</sup> Vgl. exemplarisch zu verschiedenen Ansätzen für Fixed Effects-Quantilregressionen Canay (2011); Koenker (2004); Ponomareva (2011); Powell (2012).

<sup>379</sup> Vgl. dazu auch Powell/Wagner (2011), S. 10–11.

Vor dem Hintergrund der vielfältigeren Analysemöglichkeit der Daten sollen dennoch auch im Rahmen dieser Arbeit ergänzend zu den vorgenannten schwerpunktmäßig verwendeten Methoden Quantilregressionen durchgeführt werden. Auf die Einbeziehung zufälliger oder fixer Unternehmens- bzw. Industrieeffekte wird verzichtet; es werden lediglich (fixe) Zeiteffekte implementiert, die aufgrund ihrer Eigenschaft als in die Regressionsgleichung einbezogene Indikatorvariablen für T-1 Jahre mit den geschätzten Quantilen variieren können.<sup>380</sup> Alle Quantilregressionen werden für die jeweilige Spezifikation simultan berechnet, um überprüfen zu können, ob sich die untersuchten Koeffizienten der unabhängigen Variablen zwischen verschiedenen Quantilen der bedingten Verteilung der Vergütung signifikant voneinander unterscheiden.<sup>381</sup> Die Standardfehler werden auf Firmenebene geclustert und mit der „Bootstrapping“-Methode mit 500 Wiederholungen berechnet.<sup>382</sup>

Etwaige Multikollinearität, die zu hohen Standardfehlern und sehr spezifikationssensitiven Koeffizienten für die unabhängigen Variablen führen kann,<sup>383</sup> wird bei allen durchgeführten Regressionen mithilfe des (zentrierten) Variance Inflation Factors (VIF) untersucht und bei Überschreiten des kritischen Grenzwertes von 10 angegeben.<sup>384</sup> Im Rahmen der Random Effects- und Fixed Effects-Regressionen werden jeweils drei verschiedene Größen für das Bestimmtheitsmaß ( $R^2$ )<sup>385</sup> angegeben. Stata gibt jeweils ein  $R^2$  für die Variation *innerhalb* der Untersuchungseinheiten („ $R^2$ -Within“), *zwischen* den Untersuchungseinheiten („ $R^2$ -Between“) und insgesamt („ $R^2$ -Overall“) an. Alle dargestellten Signifikanzniveaus beziehen sich jeweils auf zweiseitige Tests.

In der Literatur werden sowohl zeitverzögerte als auch aktuelle Daten als unabhängige Variablen verwendet. Sofern auf zeitverzögerte Daten zurückgegriffen wird, geschieht

---

<sup>380</sup> Vgl. für ein analoges Vorgehen z. B. Barnes/Hughes (2002), S. 11.

<sup>381</sup> Vgl. Cameron/Trivedi (2010), S. 220–221.

<sup>382</sup> Beim Bootstrapping erfolgt entsprechend der Anzahl der angegebenen Wiederholungen eine Neuberechnung der Koeffizienten der Variablen, wobei jede Wiederholung als neue zufällige Stichprobe einer unbekanntem Grundgesamtheit behandelt wird. Der Bootstrap-Standardfehler wird dann als Standardabweichung der geschätzten Koeffizienten bestimmt (vgl. Cameron/Trivedi (2010), S. 429–430). Dabei sind mehrere hundert Wiederholungen die Norm (vgl. Greene (2012), S. 652).

<sup>383</sup> Vgl. Studenmund (2001), S. 249–251.

<sup>384</sup> Multikollinearität beschreibt eine lineare Abhängigkeit zwischen zwei oder mehr unabhängigen Variablen (vgl. Schneider (2007), S. 183). Als Daumenregel wird für den (zentrierten) VIF im Allgemeinen ein Grenzwert von 10 für einen Koeffizienten angenommen, ab dem starke Multikollinearität vorliegt (vgl. (auch zur Berechnung) Groß (2003), S. 303–304).

<sup>385</sup> Das Bestimmtheitsmaß misst die Güte der Anpassung der Regressionsfunktion an die empirischen Daten und gibt an, wie viel Prozent der Variabilität der abhängigen Variable durch die Regressionsgleichung erklärt werden können (vgl. Backhaus et al. (2011), S. 72; Studenmund (2001), S. 49).

dies meist entweder aufgrund etwaiger Endogenitätsprobleme<sup>386</sup> oder unter dem Hinweis, dass Unternehmen die Entlohnung des Vorstands üblicherweise auf Basis der Vorjahresperformance bestimmen.<sup>387</sup> Da allerdings die Verwendung fixer Firmeneffekte das Problem der Endogenität unabhängiger Variablen (zumindest teilweise) beheben kann (siehe oben) und die Angaben in den Geschäftsberichten der Unternehmen zeigen, dass die Vorstandsvergütung (mittlerweile) größtenteils auf der aktuellen Unternehmensperformance basiert, wird in dieser Arbeit vornehmlich der Einfluss *aktueller* Ausprägungen der unabhängigen Variablen auf die Vergütung untersucht.<sup>388</sup> Nur für die beiden kapitalmarktbasieren Variablen Tobin's Q sowie die Aktienrendite wird zusätzlich die Vorjahresperformance untersucht, da die Aktienkursentwicklung das zukünftige Entwicklungspotenzial eines Unternehmens widerspiegelt und sich somit die Performance des aktuellen Jahres auf Basis jahresabschlussbasierter Informationen oft schon im Vorjahr in den Aktienkursen manifestiert hat.<sup>389</sup>

Im Folgenden wird in Abschnitt 5.2 zunächst der Einfluss der Performancevariablen auf die Vorstandsvergütung analysiert. Darauf folgt in Abschnitt 5.3 die umfassende Untersuchung des Einflusses der Corporate Governance-Variablen auf die Höhe und Performanceabhängigkeit der Entlohnung. Anschließend folgt in Abschnitt 5.4 die Analyse der Abhängigkeit der Vergütung vom Zufall und in Abschnitt 5.5 die Untersuchung von Excess Pay. Abschließend erfolgt in Abschnitt 5.6 eine Zusammenfassung der Ergebnisse und der Überblick über die abgelehnten und nicht verworfenen Hypothesen.

## 5.2 Die Unternehmensperformance

In diesem Abschnitt wird die Performanceabhängigkeit der Vergütung deutscher (M)DAX-Vorstandsvorsitzender untersucht. Dazu wird zunächst die Regressionsgleichung spezifiziert. Danach erfolgt die Analyse des Einflusses unterschiedlicher Performancemaße auf die Vergütung für den Gesamtzeitraum in Abschnitt 5.2.2. Vor dem Hintergrund des durch gegensätzliche wirtschaftliche Entwicklungen geprägten Untersuchungszeitraums von 2005 bis 2010 (vgl. dazu etwa Abb. 2 auf Seite 79) wird darüber

---

<sup>386</sup> Vgl. z. B. Conyon/Schwalbach (2000), S. 521.

<sup>387</sup> Vgl. etwa Ezzamel/Watson (1998), S. 224; Schwalbach/Graßhoff (1997), S. 206.

<sup>388</sup> Vgl. für ein ähnliches Vorgehen Rapp/Wolff (2010), S. 1092.

<sup>389</sup> Vgl. Murphy (1999), S. 2526–2527. Dies ist auch an den deskriptiven Statistiken deutlich erkennbar (vgl. Kapitel 4). Das verwendete Risikomaß ist zwar ebenfalls von der Aktienkursentwicklung abhängig, erfasst aufgrund der im Rahmen dieser Arbeit verwendeten Definition aber bereits einen mehrjährigen Zeitraum vor dem betrachteten Geschäftsjahr. Daher wird bei diesem Maß auf die Untersuchung zeitverzögerter Daten verzichtet.

hinaus die Performanceabhängigkeit in den einzelnen Jahren des Untersuchungszeitraums in Abschnitt 5.2.3 untersucht. Dabei wird jeweils auch überprüft, ob sich der Einfluss der Performance auf die Vergütung zwischen verschiedenen Quantilen der Verteilung der Vergütung unterscheidet.

### 5.2.1 Spezifikation der Regressionsgleichung

Aufgrund der linkssteilen Verteilung der Vergütung (vgl. Anhang G) wird als abhängige Variable der natürliche Logarithmus der Vergütung verwendet. Dieses Vorgehen entspricht dem Standard in der Literatur.<sup>390</sup> In allen Regressionen wird ferner als kontrollierende Variable die Firmengröße verwendet. Dafür wird, anderen empirischen Untersuchungen folgend, der natürliche Logarithmus der Umsatzerlöse oder der Bilanzsumme verwendet.<sup>391</sup> In beiden Fällen liegt auch hier eine linkssteile Verteilung vor (vgl. Anhang I). Außerdem hat das Logarithmieren den Vorteil, dass die Koeffizienten die Schätzwerte der Größenelastizität der Vergütung darstellen.<sup>392</sup> Darüber hinaus werden die in Abschnitt 4.2.5 erläuterten Kontrollvariablen in die Regressionen mit einbezogen, und es wird eine Indikatorvariable für die Zugehörigkeit zum DAX im jeweiligen Geschäftsjahr gemäß Zuordnung im Rahmen der Vergütungsstudien implementiert (vgl. Abschnitt 4.2.1), die bei Zugehörigkeit zum DAX den Wert 1 und andernfalls den Wert 0 annimmt.

Für den Fall der firmenspezifischen Effekte lautet die geschätzte Regressionsgleichung:

$$(13) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot perf_{it} + \beta_2 \cdot \ln(size_{it}) + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Es gilt die gleiche Notation wie bei Gleichung (12).  $\ln(wage_{it})$  ist der natürliche Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden in Unternehmen  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ ,  $perf_{it}$  stellt das jeweilige untersuchte Performancemaß dar (vgl. Abschnitt 4.2.2),  $\ln(size_{it})$  ist der natürliche Logarithmus des verwendeten Maßes der Unternehmensgröße,  $\mathbf{contr}_{it}$  stellt den Vektor der verwendeten Kontrollvariablen gemäß Abschnitt 4.2.5 einschließlich der Indikatorvariable für die Zugehörigkeit zum DAX dar.  $u_i$  ist der firmenspezifische Effekt und  $\gamma_t$  der zeitspezifische fixe Effekt.

---

<sup>390</sup> Vgl. z. B. Kuhnen/Zwiebel (2008), S. 25.

<sup>391</sup> Vgl. z. B. Bebchuk/Cohen/Ferrell (2009), S. 802; Berger/Ofek/Yermack (1997), S. 1417; Conyon/Murphy (2000), S. 651; Elston/Goldberg (2003), S. 1398; Schwalbach (2001), S. 109.

<sup>392</sup> Vgl. Schwalbach/Graßhoff (1997), S. 210.

Die im Folgenden verwendeten Variablennamen für die Maße der Unternehmensperformance und der Unternehmensgröße sind in Tab. 9 dargestellt (für weitere Details und Berechnungen vgl. Anhang L).

Variablenname	Beschreibung
<b>Unternehmensperformance</b>	
ROA	Gesamtkapitalrendite (Dezimal)
ROE	Eigenkapitalrendite (Dezimal)
TSR	Aktienrendite (Dezimal)
ROA_indad	Industrieadjustierte Gesamtkapitalrendite (Dezimal)
ROE_indad	Industrieadjustierte Eigenkapitalrendite (Dezimal)
TSR_indad	Industrieadjustierte Aktienrendite (Dezimal)
EPS	Gewinn pro Aktie (EUR)
EBIT	Gewinn vor Zinsen und Steuern (Mio. EUR)
Resinc	Residualgewinn (Mio. EUR)
<b>Unternehmensgröße</b>	
UM	Umsatzerlöse (Mio. EUR)
BS	Bilanzsumme (Mio. EUR)
<b>Kontrollvariablen</b>	
Tobin's Q	Verhältnis von Marktwert zu Substanzwert
Risk	Variationskoeffizient des Aktienkurses über 60 Monate
Lev	Fremdkapitalquote (Dezimal)
Div	Diversifikationsgrad
DAX	Indikatorvariable zur Zugehörigkeit zum DAX

Tab. 9: Variablennamen der Unternehmensperformance, der Unternehmensgröße und der Kontrollvariablen

(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang L)

## 5.2.2 Der Einfluss der Unternehmensperformance auf die Vergütung im Gesamtzeitraum

Im Folgenden werden zunächst detailliert die Ergebnisse der Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen vorgestellt und diskutiert. Im Anschluss erfolgt die Darstellung der Industry Fixed Effects-Regressionen. Im Sinne eines bestmöglichen Vergleichs sind die Ergebnisse der Regressionen der Performancemaße mit zufälligen (Spalte (1) bis (7)) sowie fixen (Spalte (8) bis (14)) Unternehmens- sowie fixen Zeiteffekten für den Gesamtzeitraum zusammen in Tab. 10 auf Seite 103 dargestellt. Die Angabe der Konstanten erfolgt aufgrund der fehlenden Aussagekraft im Zusammenhang mit individuen-spezifischen Effekten (auch in allen folgenden Tabellen in diesem Kapitel zur Darstellung von Regressionsergebnissen mit firmen- oder industrieindividuellen Achsenabschnitten) nicht. Ebenso erfolgt (auch im Folgenden) keine Darstellung der

fixen Jahreseffekte.<sup>393</sup> Aufgrund der qualitativ und quantitativ nahezu gleichen Ergebnisse wie unter Verwendung der Umsatzerlöse als Größenmaß wird auf die Darstellung der Regressionen mit der Bilanzsumme als Größenindikator an dieser Stelle verzichtet. Sie sind stattdessen getrennt nach Random Firm Effects und Firm Fixed Effects in Anhang N und Anhang O dargestellt. Darüber hinaus werden die Regressionsergebnisse der industrieadjustierten Renditemaße nicht abgebildet, da sich qualitativ nur in einem Fall ein Unterschied zu den unbereinigten Werten ergeben hat, der im Text erläutert wird; die Ergebnisse sind für beide Schätzer in Anhang P dargestellt.

Es ist darauf hinzuweisen, dass die Ergebnisse des robusten Hausman-Tests für die Regressionen mit der Gesamtkapitalrendite (signifikant auf 10 %-Niveau) (Spalte (1)) und dem Ergebnis pro Aktie (signifikant auf 1 %-Niveau) (Spalte (4)) zur Ablehnung der Annahme der Gleichheit der Koeffizienten bei den Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen führen und in diesem Fall die Durchführung von Firm Fixed Effects-Regressionen indizieren, da Hinweise auf Inkonsistenz des Random Effects-Schätzers bestehen. Zur Illustration sind an dieser Stelle die Ergebnisse der Random Firm Effects-Regressionen trotzdem vollständig dargestellt. Im weiteren Verlauf dieses Kapitels wird im Falle einer Signifikanz des robusten Hausman-Tests auf 10 %-Niveau oder kleiner teilweise darauf verzichtet.

Zunächst ist zu erkennen, dass kaum Unterschiede der beiden Schätzer beim  $R^2$ -Within bestehen und somit beide Regressionsarten etwa gleich gut in der Lage sind, die Längsschnittvariation zu erklären. Darüber hinaus fällt auf, dass jeweils ein deutlich höherer Anteil der Querschnittvariation ( $R^2$ -Between) erklärt werden kann, der in den Random Effects-Regressionen durchgängig etwas höher ist.<sup>394</sup>

Es ist zu weiterhin zu erkennen, dass sich die Regressionsergebnisse des Random Effects-Schätzers in Bezug auf die Performancemaße nur hinsichtlich der Eigenkapitalrendite vom Fixed Effects-Schätzer unterscheiden, bei dem ein (schwach) signifikanter positiver Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung festgestellt wird (Spalte (2) und (9)) (der Einfluss der industrieadjustierten Eigenkapitalrendite ist hingegen auch bei

---

<sup>393</sup> Da die Einbeziehung fixer Jahreseffekte als zusätzliche Kontrollvariablen der Sicherstellung korrekter Koeffizienten der untersuchten unabhängigen Variablen dient, erfolgt die Darstellung (und Interpretation) der fixen Jahreseffekte in nahezu keiner empirischen Studie (vgl. beispielhaft Fahlenbrach (2009), S. 103; Gabaix/Landier (2008), S. 66; Minnick/Unal/Yang (2011), S. 455; Ozkan (2011), S. 275).

<sup>394</sup> Dies ist nicht verwunderlich, da der Fixed Effects-Schätzer ein reiner Within-Schätzer ist, während der Random Effects-Schätzer ein gewichtetes Mittel des Between- und des Within-Schätzers darstellt (vgl. Rabe-Hesketh/Skrondal (2008), S. 113).

der Fixed Effects-Regression nicht signifikant (vgl. Anhang P)). Auffällig ist, dass in beiden Modellen weder die aktuelle Aktien- noch die Gesamtkapitalrendite einen signifikanten Einfluss auf die Vergütung des Vorstands ausüben (Spalten (1) und (3) sowie (8) und (10)). Auch von der zeitverzögerten Aktienrendite geht keine Wirkung auf die Entlohnung aus (Spalte (7) und (14)).<sup>395</sup> Die absoluten jahresabschlussbasierten Kennzahlen in den Spalten (4) bis (6) sowie (11) bis (13) weisen jedoch alle einen signifikant positiven Einfluss auf die Vergütung auf. Allerdings scheint die Stärke des Zusammenhangs relativ gering zu sein: Der Koeffizient des Gewinns vor Zinsen und Steuern im Rahmen der Random Effects-Regression in Spalte (5) beispielsweise impliziert *ceteris paribus* bei einer Erhöhung des EBIT um 100 Mio. EUR einen korrespondierenden Vergütungsanstieg um 0,775 %.<sup>396</sup> Basierend auf dem arithmetischen Mittel in der Stichprobe von 1.895,48 Mio. EUR würde eine Verdoppelung des Gewinns vor Zinsen und Steuern nur zu einer Erhöhung der Vergütung um 15,76 % führen. Eine Verdoppelung des durchschnittlichen Gewinns pro Aktie von 2,78 EUR impliziert sogar auf Basis des Koeffizienten der Random Effects-Regression in Spalte (4) lediglich einen Anstieg der Entlohnung um 9,64 %. Selbst der im Rahmen der Fixed Effects-Regression identifizierte signifikante Koeffizient der Eigenkapitalrendite in Spalte (9), der auf den ersten Blick einen stärkeren Zusammenhang zwischen Unternehmensperformance und Vergütung des Vorstands suggeriert, impliziert bei einer Verdoppelung der durchschnittlichen Eigenkapitalrendite der Stichprobe von 11,3 % im arithmetischen Mittel nur eine korrespondierende Erhöhung der Vergütung um 5,05 %.

Die Ergebnisse dieser Arbeit reihen sich in eine Liste relativ heterogener Befunde der letzten gut 20 Jahre zur Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung ein (vgl. auch Abschnitt 2.3.1). Analog zu früheren Untersuchungen deutscher<sup>397</sup> sowie portugiesischer<sup>398</sup> Unternehmen konnte kein signifikanter Einfluss der Gesamtkapitalrendite auf die Entlohnung des Vorstands identifiziert werden.

---

<sup>395</sup> Als Robustheitstest wurde außerdem untersucht, ob von der zeitverzögerten Eigen- oder Gesamtkapitalrendite ein signifikanter Einfluss auf die Vergütung ausgeht. Da dies nicht der Fall ist und sich die Ergebnisse somit nicht vom erläuterten Einfluss der aktuellen Werte unterscheiden, wird auf die Darstellung verzichtet.

<sup>396</sup> Da Semi-Elastizitäten geschätzt werden, berechnet sich die prozentuale Änderung der Vergütung durch  $(\exp(\beta\Delta x) - 1) \cdot 100$  (vgl. Thornton/Innes (1989), S. 444). Daher weicht der Koeffizient von der tatsächlichen prozentualen Änderung ab (dies gilt ebenso für weitere Beschreibungen im Textverlauf).

<sup>397</sup> Vgl. Schwalbach/Graßhoff (1997), S. 213. Hier wurden zeitverzögerte Daten herangezogen.

<sup>398</sup> Vgl. Fernandes (2005), S. 31.

Unabhängige Variablen	Firm Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten (abhängige Variable: $\ln(wage_t)$ )							Firm Fixed Effects						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
ROA <sub>t</sub>	0,393 (0,425)					0,435 (0,480)								
ROE <sub>t</sub>		0,411 (1,516)						0,436* (1,716)						
TSR <sub>t</sub>			0,0405 (0,548)						0,0429 (0,563)					
EPS <sub>t</sub>				0,0331** (2,286)							0,0325** (2,098)			
EBIT <sub>t</sub>					0,0000772*** (2,919)							0,0000881*** (3,004)		
Resinc <sub>t</sub>						0,000128*** (3,553)							0,000131*** (3,616)	
TSR <sub>t-1</sub>							0,149 (1,520)							0,141 (1,436)
$\ln(UM_t)$	0,253*** (7,675)	0,249*** (7,525)	0,257*** (7,410)	0,226*** (6,625)	0,168*** (3,917)	0,248*** (7,746)	0,250*** (7,103)	0,305 (1,664)	0,291* (1,736)	0,319* (1,708)	0,180 (1,249)	0,112 (0,784)	0,182 (1,461)	0,468** (2,283)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,189** (2,169)	0,188** (2,490)	0,198*** (2,658)	0,206*** (3,280)	0,217*** (3,449)	0,223*** (3,608)	0,239*** (2,788)	0,148 (1,379)	0,156 (1,548)	0,147 (1,415)	0,156* (1,746)	0,189** (2,205)	0,195** (2,277)	0,221* (1,906)
Risk <sub>t</sub>	-0,0802 (-0,601)	-0,0961 (-0,678)	-0,0366 (-0,259)	-0,189 (-1,417)	-0,145 (-1,240)	-0,117 (-1,057)	0,0518 (0,239)	-0,0865 (-0,658)	-0,105 (-0,755)	-0,0369 (-0,259)	-0,193 (-1,498)	-0,160 (-1,402)	-0,127 (-1,135)	0,0610 (0,269)
Lev <sub>t</sub>	0,0311 (0,0968)	0,0925 (0,307)	-0,0313 (-0,0809)	0,0335 (0,103)	-0,0724 (-0,209)	0,103 (0,311)	0,144 (0,336)	0,130 (0,356)	0,261 (0,654)	0,0444 (0,0868)	0,104 (0,245)	0,107 (0,253)	0,174 (0,420)	0,420 (0,695)
Div	0,0739* (1,874)	0,0762* (1,957)	0,0752* (1,904)	0,0670** (2,032)	0,0845** (2,210)	0,0688 (1,431)	0,0809* (1,918)	0,0809* (1,431)	0,0809* (1,431)	0,0809* (1,431)	0,0809* (1,431)	0,0809* (1,431)	0,0809* (1,431)	0,0809* (1,431)
DAX <sub>t</sub>	0,160** (2,283)	0,153** (2,325)	0,158** (2,235)	0,169** (2,140)	0,112* (1,681)	0,114* (1,766)	0,174** (2,216)	0,110 (1,495)	0,119* (1,714)	0,104 (1,291)	0,119 (1,451)	0,0997 (1,496)	0,0738 (1,169)	0,137 (1,447)
n	371	371	368	370	371	371	305	371	371	368	370	371	371	305
R <sup>2</sup> -Within	0,134	0,163	0,136	0,195	0,230	0,271	0,167	0,137	0,166	0,139	0,197	0,234	0,273	0,176
R <sup>2</sup> -Between	0,590	0,588	0,598	0,628	0,588	0,592	0,564	0,524	0,521	0,525	0,590	0,501	0,565	0,469
R <sup>2</sup> -Overall	0,487	0,492	0,496	0,531	0,507	0,519	0,481	0,434	0,438	0,437	0,497	0,439	0,491	0,398
Hausman	0,0678*	0,533	0,121	0,0037***	0,457	0,695	0,213	-	-	-	-	-	-	-
L. Multiplier	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	-	-	-	-	-	-	-

Robuste z/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert); Legende: Signifikanzniveau: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Tab. 10: Random Firm Effects- und Fixed Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten**

(Anmerkung: Signifikanz des robusten Hausman-Tests spricht für Inkonsistenz des Random Effects-Schätzers; Signifikanz des Lagrange Multiplier-Tests indiziert unternehmensspezifische Effekte (die gleiche Notation gilt in allen folgenden Tabellen zur Darstellung von Random Effects-Regressionen und wird der Übersicht halber nicht jedes Mal erneut erläutert.))

Für italienische Unternehmen hingegen zeigen Barontini und Bozzi (2010) eine positive Wirkung der aktuellen Gesamtkapitalrendite auf die Vergütung.<sup>399</sup> Conyon et al. (2011) wiederum stellen im Rahmen eines Vergleichs europäischer Unternehmen mit US-amerikanischen Firmen im Zeitraum von 2003 bis 2008 fest, dass die Gesamtkapitalrendite in Belgien, Deutschland, Frankreich, Großbritannien und der Schweiz einen positiven Einfluss auf die Vergütung ausübt, dieser Zusammenhang aber nicht in Irland, Italien und der Schweiz besteht.<sup>400</sup> Für die USA wurden in unterschiedlichen Studien sogar gegensätzliche Einflussrichtungen der Gesamtkapitalrendite identifiziert: Während Chhaochharia und Grinstein (2009) für den Zeitraum von 2000 bis 2002 keinen und für 2003 bis 2005 einen positiven Einfluss der zeitverzögerten Gesamtkapitalrendite auf die Entlohnung des Vorstands feststellen<sup>401</sup> und Fahlenbrach, Low und Stulz (2010) für einen umfangreichen Paneldatensatz mit über 16.000 Beobachtungen einen robusten positiven Einfluss der zeitverzögerten Gesamtkapitalrendite auf die Vorstandsvergütung identifizieren,<sup>402</sup> stellen andere Autoren in bestimmten Spezifikationen einen negativen Einfluss der aktuellen und zeitverzögerten Daten auf die Entlohnung fest.<sup>403</sup>

Abgesehen vom fehlenden Einfluss der Gesamtkapitalrendite sprechen die Ergebnisse der anderen jahresabschlussbasierten Performancemaße aber dennoch durchaus für eine zunehmend performanceorientierte Vergütung in deutschen Unternehmen. Für deutsche Firmen von 1968 bis 1990 konnten Schwalbach und Graßhoff (1997) noch keinen Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vorstandsvergütung feststellen. Auch Elston und Goldberg (2003) identifizieren für Unternehmen im Zeitraum von 1970 bis 1986 (lediglich in einer Spezifikation) einen nur sehr geringen Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung, der sich auf ca. 10 % des hier geschätzten Koeffizienten (Spalte (9)) beläuft.<sup>404</sup> Für den Betrachtungszeitraum von 2000 bis 2006 stellen Balsmeier und Peters (2009) jedoch bereits einen knapp halb so starken Einfluss wie in der vorliegenden Fixed Effects-Regression in Spalte (9) fest.<sup>405</sup> Vor diesem Hintergrund ist entsprechend der zunächst sehr gering wirkende Einfluss der jahresabschlussbasierten Performance-

---

<sup>399</sup> Vgl. Barontini/Bozzi (2010), S. 20.

<sup>400</sup> Vgl. Conyon et al. (2011), S. 49.

<sup>401</sup> Vgl. Chhaochharia/Grinstein (2009), S. 245.

<sup>402</sup> Vgl. Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29.

<sup>403</sup> Vgl. Core/Guay/Larcker (2008), S. 12.

<sup>404</sup> Vgl. Elston/Goldberg (2003), S. 1401–1403.

<sup>405</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 973, 976.

maße auf die Vergütung zu relativieren. Während außerdem ein positiver Einfluss des Gewinns vor Zinsen und Steuern auch von Kaserer und Wagner (2004) festgestellt wurde,<sup>406</sup> können Entorf et al. (2009) für den Zeitraum von 2001 bis 2006 für DAX-Unternehmen den hier geschätzten positiven Einfluss des Ergebnisses pro Aktie auf die Vorstandsentslohnung nicht bestätigen.<sup>407</sup> Unter Berücksichtigung der zitierten deutschen Studien legen die Ergebnisse demnach einen positiven Trend zur zunehmend stärkeren Kopplung der Vorstandsvergütung an (vor allem absolute) jahresabschlussbasierte Performancekennzahlen nahe. Dies deckt sich mit den Ergebnissen von Prinz und Schwalbach (2011), die zeigen, dass im Jahr 2009 die kurzfristige variable Vergütung, die sich nahezu ausnahmslos anhand jahresabschlussbasiert gemessener Performance bemisst (vgl. Kapitel 6), neben dem Fixgehalt der mit Abstand wichtigste Vergütungsbestandteil von Vorständen in DAX- und MDAX-Unternehmen war.<sup>408</sup> Dennoch bleibt anzumerken, dass Rapp und Wolff (2010) für den Zeitraum von 2005 bis 2007 wiederum keinen und sogar teilweise einen negativen Einfluss jahresabschlussbasiert gemessener Performance auf die Vorstandsvergütung feststellen.<sup>409</sup> Dies verdeutlicht, dass neben den analysierten Spezifikationen möglicherweise unterschiedliche Zeiträume per se sowie die in die Untersuchung einbezogenen Unternehmen einen stärkeren Einfluss auf die Ergebnisse ausüben als etwaige Trends im Zeitverlauf.

Auch vor dem Hintergrund einer potentiell höheren Relevanz jahresabschlussbasiert gemessener Performance für verschiedene Vergütungsbestandteile ist der fehlende Einfluss der Aktienrendite auf die Entlohnung dennoch verwunderlich. Nicht nur in Studien britischer<sup>410</sup> und US-amerikanischer<sup>411</sup> Unternehmen wurde meist eine signifikant positive Abhängigkeit der Vorstandsvergütung von der aktuellen und/oder zeitverzögerten Aktienrendite identifiziert, sondern auch für deutsche Unternehmen konnte ein signifi-

---

<sup>406</sup> Vgl. Kaserer/Wagner (2004), S. 19, 21.

<sup>407</sup> Vgl. Entorf et al. (2009), S. 1126.

<sup>408</sup> Vgl. Prinz/Schwalbach (2011), S. 5.

<sup>409</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1094–1100.

<sup>410</sup> Vgl. für einen positiven Einfluss der aktuellen Aktienrendite z. B. Gregory-Smith (2012), S. 521; Ozkan (2011), S. 276, sowie für einen positiven Einfluss der Aktienrendite des Vorjahres beispielhaft Conyon/Schwalbach (2000), S. 516. Vgl. für die Feststellung keines Einflusses der (aktuellen) Aktienrendite auf die Gesamtvergütung hingegen Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522.

<sup>411</sup> Vgl. beispielhaft für einen positiven Einfluss der aktuellen Aktienrendite Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29, der zeitverzögerten und der aktuellen Aktienrendite Core/Guay/Larcker (2008), S. 12; Graham/Li/Qiu (2012), S. 160, sowie für einen positiven Einfluss der zeitverzögerten Aktienrendite Chhaochharia/Grinstein (2009), S. 245. Vgl. wiederum auch hier für einen fehlenden oder nicht durchgängig identifizierten Einfluss aktueller und/oder zeitverzögerter Daten Bizjak/Lemmon/Nguyen (2011), S. 551; Karuna (2006), S. 33.

kant positiver Einfluss der Aktienrendite der Vorperiode<sup>412</sup> oder des betrachteten Geschäftsjahres<sup>413</sup> festgestellt werden. Mögliche Gründe für den fehlenden Einfluss werden im weiteren Verlauf dieses Abschnitts im Rahmen alternativer Spezifikationen untersucht.

Weiterhin ist ersichtlich, dass in allen Spezifikationen der Random Firm Effects-Regressionen ein signifikant positiver Einfluss von der Unternehmensgröße auf die Vergütung ausgeht. Der Koeffizient von rund 0,25 in den meisten Spezifikationen impliziert eine 0,25-prozentige Erhöhung der Vergütung bei einem Anstieg der Umsatzerlöse um ein Prozent. Die festgestellte Elastizität deckt sich mit anderen deutschen und internationalen Studien, bei denen meist ebenfalls eine Größenelastizität von 0,2 bis 0,3 identifiziert wird.<sup>414</sup> Der robuste Einfluss der Umsatzerlöse auf die Vergütung zeigt sich nicht bei den Fixed Effects-Regressionen. Ein (schwach) signifikant positiver Einfluss wird nur zusammen mit der Eigenkapitalrendite (Spalte (9)) sowie der aktuellen und zeitverzögerten Aktienrendite (Spalte (10) und (14)) identifiziert. Da im Rahmen der Firm Fixed Effects-Regressionen nur die Variation innerhalb der Unternehmen untersucht wird, während Random Firm Effects-Regressionen auch Unterschiede zwischen verschiedenen Firmen erfassen (vgl. Abschnitt 5.1), legen diese Ergebnisse nahe, dass die Unternehmensgröße ein charakteristisches Firmenmerkmal ist, das Unternehmen voneinander unterscheidet, sich aber im Zeitverlauf innerhalb eines Unternehmens meist nicht besonders stark ändert (vgl. auch Abb. 3). Daher korrelieren die Umsatzerlöse höchstwahrscheinlich stark mit den fixen Firmeneffekten, da sie nicht in erster Linie die Variation der Vergütung innerhalb von, sondern vor allem *zwischen* Firmen erklären können.<sup>415</sup>

Auf einen ähnlichen Zusammenhang lassen die identifizierten Koeffizienten des aktuellen Tobin's Q schließen. Während in den Random Firm Effects-Regressionen ein durchweg (hoch-)signifikant positiver Einfluss auf die Vergütung festgestellt wird, ist ein derart robuster Einfluss in den Firm Fixed Effects-Regressionen nicht erkennbar. Dies lässt darauf schließen, dass das Wachstumspotenzial von Unternehmen tendenziell stärker im Querschnitt als im Längsschnitt zu unterschiedlichen Vergütungsniveaus

---

<sup>412</sup> Vgl. Conyon/Schwalbach (2000), S. 516; Schwalbach/Graßhoff (1997), S. 213.

<sup>413</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1094–1100.

<sup>414</sup> Vgl. beispielsweise Conyon/Murphy (2000), S. 651; Elston/Goldberg (2003), S. 1403; Fernandes et al. (2013), S. 359; Rapp/Wolff (2010), S. 1094.

<sup>415</sup> Vgl. Baum (2006), S. 221–222, sowie z. B. Zhou (2001), S. 560, der auf dieses Problem und mögliche Fehlinterpretationen hinweist.

führt. Die positive Richtung des Einflusses deckt sich dabei unabhängig von der Verwendung aktueller oder zeitverzögerter Daten mit einem Großteil früherer deutscher<sup>416</sup> und internationaler<sup>417</sup> Studien.

Vom Variationskoeffizienten des Aktienkurses geht in den durchgeführten Regressionen kein Einfluss auf die Vergütung aus. Zwar indizieren die festgestellten Koeffizienten einen tendenziell negativen Einfluss des Unternehmensrisikos, allerdings sind diese Zusammenhänge in keinem der Fälle signifikant. Rapp und Wolff (2010) stellen für deutsche Unternehmen von 2005 bis 2007 in einigen Spezifikationen einen signifikant negativen Einfluss der Volatilität des Aktienkurses auf die Vorstandsvergütung fest.<sup>418</sup> Auch Conyon et al. (2011) identifizieren bei einer Untersuchung von Unternehmen aus neun europäischen Ländern<sup>419</sup> einen signifikant negativen Einfluss für das Jahr 2008.<sup>420</sup> Für britische Unternehmen können Voulgaris, Stathopoulos und Walker (2010) im Querschnitt hingegen zwar einen ebenfalls tendenziell negativen, bezüglich des Einflusses auf die Gesamtvergütung aber nicht signifikanten Einfluss der Volatilität des Aktienkurses feststellen.<sup>421</sup> Im Gegensatz zu den Befunden für europäische Firmen identifizieren Cremers und Palia (2011) für eine große Stichprobe US-amerikanischer Unternehmen von 1992 bis 2007 einen positiven Einfluss der Volatilität des Aktienkurses auf die Vorstandsvergütung.<sup>422</sup> Diesen Wirkzusammenhang stellen zumindest bei Industry Fixed Effects-Regressionen auch Fahlenbrach, Low und Stulz (2010) für US-amerikanische Unternehmen fest.<sup>423</sup> Bei Querschnittsregressionen stellen allerdings Fernandes et al. (2013) auch für US-amerikanische Unternehmen einen negativen Einfluss der Aktienkursvolatilität auf die Vergütung fest.<sup>424</sup> Dennoch lassen die teils gegenteiligen Ergebnisse für europäische und US-amerikanische Unternehmen vermuten, dass möglicherweise Unterschiede in der Vergütungspraxis ursächlich für diese Befunde sind. Der tendenziell negative Einfluss in deutschen (und europäischen) Firmen spricht

---

<sup>416</sup> Vgl. etwa Kaserer/Wagner (2004), S. 19, 21; Schwalbach (2001), S. 109.

<sup>417</sup> Vgl. z. B. Conyon (2011), S. 419; Conyon/Core/Guay (2011), S. 411; Fernandes et al. (2013), S. 333, 359. Die zitierten Studien beinhalten teilweise anstelle des Tobin's Q signifikant negative Koeffizienten für das Verhältnis des Buchwerts zum Marktwert der Bilanzsumme, das inhaltlich einem positiven Einfluss von Tobin's Q gleichzusetzen ist.

<sup>418</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1094–1099.

<sup>419</sup> Die Stichprobe umfasst Unternehmen aus Belgien, Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien, Irland, den Niederlanden, Schweden und der Schweiz (vgl. Conyon et al. (2011), S. 53).

<sup>420</sup> Vgl. Conyon et al. (2011), S. 55.

<sup>421</sup> Vgl. Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522.

<sup>422</sup> Vgl. Cremers/Palia (2011), S. 36

<sup>423</sup> Vgl. Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29.

<sup>424</sup> Vgl. Fernandes et al. (2013), S. 347.

dafür, dass gemäß der Prinzipal-Agenten-Theorie bei höherem Unternehmensrisiko weniger variable Vergütungsbestandteile vereinbart werden, weil die an den Manager zu zahlende Risikoprämie vergleichsweise hoch ist (vgl. auch Abschnitt 2.3.1), während möglicherweise die starke Dominanz aktienbasierter Vergütungsbestandteile insbesondere in Form von Aktienoptionen in den USA (vgl. Abschnitt 2.3.6) bei Untersuchungen von Zeiträumen mit vornehmlich wirtschaftlichen Aufschwüngen zu einer Identifikation eines positiven Zusammenhangs zwischen Vergütungshöhe und Volatilität des Aktienkurses führt. Diese Vermutung deckt sich mit der nahezu durchgängig festgestellten positiven Abhängigkeit der Vergütung von der Aktienrendite in US-amerikanischen Unternehmen (siehe oben). Ob der tendenziell negative Einfluss der Volatilität des Aktienkurses auf das Vergütungsniveau tatsächlich aus einer niedrigeren Performanceabhängigkeit der Vergütung bei höherem Unternehmensrisiko resultiert, wird im weiteren Verlauf dieses Abschnitts untersucht (vgl. Tab. 14 auf Seite 118).

Der durchgängig fehlende signifikante Einfluss der Fremdkapitalquote deckt sich weitgehend mit deutschen<sup>425</sup> und internationalen<sup>426</sup> Studien, die häufig für Paneldaten keine signifikante Wirkung auf die Vergütung feststellen können.

Ein positiver Einfluss auf die Vergütung wiederum geht von der Diversifikation der Unternehmen aus.<sup>427</sup> Dieses Ergebnis legt nahe, dass eine stärkere Diversifikation eine höhere Firmenkomplexität indiziert, die mehr Managementtalent und Leistung des Vorstands erfordert (vgl. dazu auch Abschnitt 2.3.3) und aus diesem Grund auch zu einer höheren Vergütung führt. Da aufgrund der fehlenden Längsschnittvariation des Diversifikationsgrads der Firmen die identifizierten Koeffizienten aus Unterschieden zwischen verschiedenen Unternehmen resultieren, decken sich diese Ergebnisse mit den Befunden von Rose und Shepard (1997), die im Rahmen von Industry Fixed Effects-Regressionen einen positiven Einfluss der Diversifikation auf die Vergütung feststellen,<sup>428</sup> die somit

---

<sup>425</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1094–1100, die zwar je nach Spezifikation teilweise einen negativen Einfluss der Fremdkapitalquote auf die Vergütung feststellen, aber im überwiegenden Anteil der Regressionen keinen signifikanten Zusammenhang identifizieren können.

<sup>426</sup> Vgl. z. B. Cremers/Palia (2011), S. 36; Fernandes et al. (2013), S. 359.

<sup>427</sup> Da die Diversifikation im Rahmen dieser Arbeit ein zeitinvariantes Unternehmensmerkmal ist (vgl. Abschnitt 4.2.5), können im Rahmen der Firm Fixed Effects-Regressionen (Spalte (8) bis (14)) keine Koeffizienten geschätzt werden.

<sup>428</sup> Vgl. Rose/Shepard (1997), S. 497. Auf die Variation der Vergütung innerhalb eines Unternehmens hingegen identifizieren die Autoren einen negativen Einfluss der Diversifikation. Sie kommen somit zu der Schlussfolgerung, dass Manager keine Diversifikation induzieren, um ihre Vergütung zu erhöhen, sondern eine höhere Vergütung bei stärkerer Diversifikation aus Unterschieden im Managementtalent resultiert (vgl. Rose/Shepard (1997), S. 507, 511).

Unterschiede im Vergütungsniveau verschiedener Unternehmen (derselben Industrie) erklären kann.

Besonders interessant ist der starke positive Einfluss der DAX-Zugehörigkeit auf die Vergütung in den Random Effects-Regressionen (Spalte (1) bis (7)). So scheint die Indexzugehörigkeit per se neben unternehmensindividuellen unbeobachtbaren Eigenschaften und anderen ökonomischen Determinanten einen wichtigen Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung zu haben: Die Entlohnung ist ceteris paribus je nach Spezifikation in den Random Effects-Regressionen um 11,85 % bis 19,01 % höher, wenn ein Unternehmen im DAX gelistet ist. Die Deutung dieses Einflusses hinsichtlich des Vorliegens optimaler Verträge ist allerdings schwierig. Während es durchaus plausibel erscheint, dass DAX-Unternehmen beispielsweise eine besonders hohe Komplexität aufweisen,<sup>429</sup> die nicht ausreichend durch individuenspezifische Achsenabschnitte, die Unternehmensgröße und die Diversifikation der Firmen erfasst wird (und möglicherweise nicht zeitinvariant ist), und Unternehmen auch in der Öffentlichkeit in der Konfrontation und Interaktion mit Medien und Politik deutlich stärker im Mittelpunkt stehen, wenn sie im DAX gelistet sind und somit mehr Leistung des Vorstands und höheres Managementtalent erfordern, ist es ebenso möglich, dass Manager in der Lage sind, eben diese Indexzugehörigkeit als zusätzliches Argument bzw. Druckmittel für höhere Vergütungen zu nutzen, wenn sie Macht gegenüber dem Aufsichtsrat besitzen. Eine weitergehende Analyse der Auswirkung der Indexzugehörigkeit auf die Vergütung erfolgt im späteren Verlauf dieses Abschnitts (vgl. auch Tab. 13 auf Seite 115).

Die Ergebnisse der Industry Fixed Effects-Regressionen sind in Tab. 11 dargestellt. Analog zu den Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen wird auf die Darstellung der Ergebnisse mit der Bilanzsumme als Größenindikator verzichtet, da in Bezug auf die meisten untersuchten Variablen weder qualitativ noch quantitativ wesentliche Unterschiede zu den Regressionen mit den Umsatzerlösen bestehen. Sie sind stattdessen in Anhang Q dargestellt. Da allerdings bei den Regressionen mit der Bilanzsumme im Gegensatz zu den in Tab. 11 dargestellten Ergebnissen kein signifikanter Einfluss der Indexzugehörigkeit auf die Vergütung identifiziert wird und die  $R^2$ -Between- sowie  $R^2$ -Overall-Werte niedriger sind als bei den Regressionen mit den Um-

---

<sup>429</sup> Vgl. ähnlich auch Cadman/Klasa/Matsunaga (2010), S. 1511, die feststellen, dass sich Unternehmen, die nicht in der „ExecuComp“-Datenbank von Standard & Poor’s gelistet sind, bezüglich wesentlicher Eigenschaften deutlich von in der Datenbank gelisteten Unternehmen unterscheiden und daher in einer anderen Vertragsumgebung agieren, die zu anderen Vergütungsverträgen führt.

satzerlösen, wird im weiteren Verlauf des Kapitels auf die Verwendung der Bilanzsumme als Größenindikator verzichtet. Darüber hinaus erfolgt auch für die Industry Fixed Effects-Regressionen nur in Anhang R eine Darstellung der industrieadjustierten Renditemaße, da keine qualitativen Unterschiede zu den unbereinigten Kennzahlen bestehen.

Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ROA <sub>t</sub>	-0,0435 (-0,0459)						
ROE <sub>t</sub>		0,300 (0,941)					
TSR <sub>t</sub>			0,0746 (0,832)				
EPS <sub>t</sub>				0,0453*** (2,925)			
EBIT <sub>t</sub>					0,0000773*** (2,794)		
Resinc <sub>t</sub>						0,000110** (2,486)	
TSR <sub>t-1</sub>							0,192 (1,580)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,235*** (4,585)	0,231*** (4,475)	0,241*** (4,649)	0,169*** (3,586)	0,141** (2,628)	0,238*** (4,526)	0,235*** (4,159)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,259* (1,934)	0,221* (1,732)	0,254** (2,066)	0,249** (2,278)	0,249** (2,165)	0,260** (2,116)	0,252* (1,904)
Risk <sub>t</sub>	0,0650 (0,301)	0,0655 (0,297)	0,0945 (0,430)	-0,0498 (-0,229)	0,0156 (0,0767)	0,0640 (0,308)	0,161 (0,530)
Lev <sub>t</sub>	0,0919 (0,186)	0,128 (0,275)	0,102 (0,207)	0,529 (1,441)	0,273 (0,562)	0,196 (0,416)	0,135 (0,242)
Div	0,0763* (1,824)	0,0769* (1,829)	0,0793* (1,888)	0,0586* (1,778)	0,0844** (2,134)	0,0722* (1,680)	0,0901* (1,948)
DAX <sub>t</sub>	0,248* (1,807)	0,245* (1,750)	0,242* (1,767)	0,314** (2,496)	0,231* (1,684)	0,214 (1,508)	0,246* (1,673)
n	371	371	368	370	371	371	305
R <sup>2</sup> -Within	0,446	0,451	0,457	0,509	0,492	0,476	0,447
R <sup>2</sup> -Between	0,875	0,879	0,871	0,812	0,789	0,922	0,844
R <sup>2</sup> -Overall	0,492	0,496	0,501	0,519	0,499	0,522	0,483

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen; unabh.: unabhängige

Tab. 11: Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

Die Ergebnisse decken sich im Wesentlichen mit den Schätzungen der Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen, weisen aber aufgrund der geänderten Spezifikation deutlich höhere R<sup>2</sup>-Within- und R<sup>2</sup>-Between-Werte auf. Dies verdeutlicht, dass die identifizierten Koeffizienten einen größeren Anteil der Variabilität der Vergütungsniveaus innerhalb von und zwischen verschiedenen *Industrien*, als die bei den

Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen identifizierten Koeffizienten innerhalb von und zwischen verschiedenen *Unternehmen* erklären können. Die allerdings auf einem ungefähr gleich hohen Niveau befindlichen  $R^2$ -Overall-Werte zwischen Industry Fixed Effects- und Random Firm Effects-Regressionen unterstreichen, dass dies insbesondere aus der Spezifikation der Untersuchungseinheiten resultiert.

Weitgehend analog zu den vorherigen Schätzungen üben nur die drei untersuchten absoluten jahresabschlussbasierten Performancekennzahlen einen signifikant positiven Einfluss auf die Vergütung aus und sind somit in der Lage, Vergütungsniveaus zwischen verschiedenen Unternehmen derselben Industrie zu erklären. Dies gilt ebenso für die Umsatzerlöse, die zwar innerhalb eines Unternehmens keinen durchgehend robusten Einfluss auf die Vergütung im Zeitverlauf ausüben (Firm Fixed Effects), aber auf Basis der hier dargestellten Ergebnisse eine wesentliche Determinante der Entlohnungsniveaus unterschiedlicher Unternehmen derselben Industrie darstellen. So kann unter Berücksichtigung der Random Firm Effects- und der Industry Fixed Effects-Regressionen *Hypothese 2* nicht verworfen werden.

Neben etwas höheren positiven Koeffizienten des aktuellen Tobin's Q, die indizieren, dass unterschiedliche Wachstumsmöglichkeiten ein wesentliches Differenzierungsmerkmal bei der Vorstandsvergütung verschiedener Unternehmen innerhalb derselben Industrie darstellen, fällt insbesondere der deutlich höhere Koeffizient der DAX-Zugehörigkeit auf, der in sechs der sieben Regressionen signifikant ist. Je nach Spezifikation ist somit die Zugehörigkeit im DAX ceteris paribus mit einer 23,86 % bis 36,89 % höheren Vergütung im Vergleich zu anderen Unternehmen derselben Industrie, die im MDAX gelistet sind, verbunden. Vor diesem Hintergrund erscheint insbesondere die Analyse interessant, ob die Indexzugehörigkeit eine reine Niveauverschiebung der Vergütung induziert oder auch Einfluss auf die Gestaltung der Vergütungsverträge in Bezug auf unterschiedliche Entlohnungsbestandteile ausübt, sodass die Performanceabhängigkeit mit der DAX- oder MDAX-Zugehörigkeit schwankt.<sup>430</sup> Dies wird im weiteren Verlauf dieses Abschnitts untersucht (vgl. Tab. 13 auf Seite 115).

Wie in Abschnitt 5.1 erläutert, soll neben dem aktuellen Tobin's Q auch das Tobin's Q des Vorjahres in den Regressionen verwendet werden, da kapitalmarktbasierende Daten häufig bereits Unternehmensentwicklungen erfassen, die sich erst in Folgeperioden in jahresabschlussbasierten Kennzahlen niederschlagen. Der Übersicht halber sind die

---

<sup>430</sup> Vgl. zu möglichen Unterschieden in der Vertragsstruktur auch Fußnote 429.

vollständigen Regressionsergebnisse in Anhang S (Random Firm Effects), Anhang T (Firm Fixed Effects) und Anhang U (Industry Fixed Effects) dargestellt. Im Folgenden werden in Tab. 12 nur die Ergebnisse dargestellt, bei denen sich bezüglich der untersuchten Performancemaße Änderungen hinsichtlich der Signifikanz der Koeffizienten im Vergleich zur Verwendung des aktuellen Tobin's Q ergeben.

Regressionen mit fixen Jahreseffekten				
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$			
	Random Firm Effects	Firm Fixed Effects		Industry Fixed Effects
$\text{ROE}_t$		0,365 (0,991)		
$\text{TSR}_t$	0,142** (2,033)		0,136* (1,828)	0,172* (1,880)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,265*** (7,448)	0,384* (1,854)	0,470** (2,241)	0,241*** (4,142)
Tobin's $Q_{t-1}$	0,240*** (3,447)	0,133* (1,923)	0,209** (2,401)	0,268* (1,792)
$\text{Risk}_t$	0,0771 (0,343)	0,0976 (0,343)	0,0931 (0,392)	0,184 (0,607)
$\text{Lev}_t$	0,0329 (0,0894)	0,317 (0,778)	0,166 (0,336)	0,115 (0,223)
Div	0,0785* (1,927)			0,0864* (1,947)
$\text{DAX}_t$	0,136* (1,850)	0,0913 (1,270)	0,0862 (1,039)	0,235 (1,595)
n	308	308	308	308
$R^2$ -Within	0,153	0,167	0,160	0,445
$R^2$ -Between	0,571	0,472	0,484	0,871
$R^2$ -Overall	0,482	0,401	0,406	0,485
Hausman	0,776	-	-	-
L. Multiplier	0***	-	-	-

Robuste z/-t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Tab. 12: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performancemaße mit Umsatzerlösen, zeitverzögertem Tobin's Q, weiteren Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten**

(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang S, Anhang T und Anhang U.)

Bei allen Regressionsarten ist unter Verwendung des zeitverzögerten Tobin's Q jeweils seltener ein signifikanter Einfluss der Indexzugehörigkeit auf die Vergütung zu verzeichnen. Da die Indexzugehörigkeit im Zeitverlauf nur relativ geringen Schwankungen unterliegt, resultiert dies möglicherweise vor allem aus dem Verlust einer Betrachtungsperiode bei Verwendung des Tobin's Q des Vorjahres. Wie in Tab. 12 ersichtlich ist, ist bei der Firm Fixed Effects-Regression unter Verwendung des zeitverzögerten Tobin's Q auch der Einfluss der Eigenkapitalrendite nicht mehr signifikant. Allerdings wurde in Abweichung zu den vorherigen Ergebnissen nun jeweils ein signifikant positiver Einfluss der aktuellen Aktienrendite auf die Entlohnung festgestellt, der je nach Regressi-

onsart *ceteris paribus* einen Anstieg der Vergütung um 0,136 % bis 0,172 % bei einer Erhöhung der Aktienrendite um einen Prozentpunkt impliziert. Die Stärke dieses Zusammenhangs deckt sich mit den Befunden von Rapp und Wolff (2010), die je nach Spezifikation für eine Stichprobe von Prime Standard-Unternehmen von 2005 bis 2007 einen Koeffizienten von 0,1 bis 0,2 identifizieren.<sup>431</sup>

Darüber hinaus ist bei den Firm Fixed Effects-Regressionen häufiger ein signifikanter Einfluss des Tobin's Q des Vorjahres als vom aktuellen Tobin's Q auf die Vergütung zu verzeichnen, während bei den Industry Fixed Effects-Regressionen das Gegenteil der Fall ist. Dieses Ergebnis legt nahe, dass im Längsschnitt innerhalb eines Unternehmens das Tobin's Q des Vorjahres die Vergütung positiv beeinflusst, weil entweder aufgrund besonders guter Wachstumschancen Grundgehälter zeitverzögert angehoben werden oder aber die Daten des Vorjahres bereits Unternehmensentwicklungen widerspiegeln, die sich in Folgejahren in jahresabschlussbasiert gemessener Performance manifestieren, die wiederum den wesentlichen Ausgangspunkt der Bemessung der variablen Vorstandsvergütung darstellt (siehe oben; vgl. außerdem Kapitel 6). Unterschiedliche Vorstandsvergütungsniveaus im Querschnitt innerhalb von Industrien können wiederum besser mithilfe aktueller Einschätzungen von Wachstumsmöglichkeiten erklärt werden.

Da das Tobin's Q als Kontrollvariable im Rahmen dieser Arbeit nicht primär im Fokus der Analyse steht, wird unter Berücksichtigung der erläuterten Ergebnisse sowie vor dem Hintergrund einer Reduktion der Beobachtungen bei Verwendung zeitverzögerter Variablen im Folgenden nur für den Fall der Analyse der Aktienrendite auf das Tobin's Q des Vorjahres zurückgegriffen; in allen anderen Fällen wird (auch unter Berücksichtigung der in den anderen Regressionen tendenziell leicht niedrigeren  $R^2$ -Werte bei Verwendung des zeitverzögerten Tobin's Q) das aktuelle Tobin's Q als Kontrollvariable in den Regressionen verwendet.

#### *Der Einfluss von Indexzugehörigkeit und Aktienkursvolatilität auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung*

Wie im Rahmen der Diskussion der Regressionsergebnisse bereits erläutert wurde, erscheint unter Berücksichtigung der identifizierten Einflüsse eine weitergehende Analyse der Performancesensitivität der Vorstandsvergütung hinsichtlich der Abhängigkeit von

---

<sup>431</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1094–1100. Da die Autoren die Aktienrendite in Prozent erfassen, sind die identifizierten Koeffizienten um den Faktor 100 niedriger. Die im Text angegebene Größe ist bereits auf die im Rahmen dieser Arbeit verwendete Größeneinheit umgerechnet.

der Indexzugehörigkeit sowie der Volatilität des Aktienkurses der Unternehmen für ein tiefergehendes Verständnis wesentlicher Wirkzusammenhänge sinnvoll. Um diesen Einfluss zu untersuchen, werden zusätzlich zur Einbeziehung der einzelnen Variablen in die Regressionen Interaktionsterme gebildet, indem das jeweilige untersuchte Performancemaß mit der Volatilität des Aktienkurses bzw. der DAX-Indikatorvariable multipliziert wird. Sofern der Koeffizient dieser Interaktionsvariable signifikant ist, ist die Performanceabhängigkeit der Entlohnung nicht konstant, sondern hängt von der jeweiligen Ausprägung der interagierten Variable ab.<sup>432</sup> Zur Illustration ist in Gleichung (14) beispielhaft eine (verkürzte) Regressionsgleichung dargestellt, in der als unabhängige Variablen ein Performancemaß, eine Kontrollvariable sowie der Interaktionsterm beider Variablen verwendet werden:

$$(14) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot perf_{it} + \beta_2 \cdot (perf_{it} \cdot contr_{it}) + \beta_3 \cdot contr_{it} + u_i \\ + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Die Ableitung von  $\ln(wage_{it})$  nach  $perf_{it}$  ist nun nicht mehr konstant  $\beta_1$ , sondern auch abhängig von der Ausprägung der Kontrollvariable multipliziert mit dem Koeffizienten des Interaktionsterms:

$$(15) \quad \frac{\partial \ln(wage_{it})}{\partial perf_{it}} = \beta_1 + \beta_2 \cdot contr_{it}$$

Auf Basis der bisherigen Ergebnisse werden für eine möglichst vielschichtige Abbildung der Unternehmensperformance für die Indexzugehörigkeit und die Volatilität des Aktienkurses jeweils Interaktionsterme mit der Eigenkapitalrendite, der Aktienrendite sowie dem Gewinn vor Zinsen und Steuern gebildet und in ansonsten unveränderter Spezifikation untersucht.

Zunächst erfolgt die Analyse des Interaktionsterms mit der Indexzugehörigkeit. Im Sinne einer bestmöglichen Vergleichbarkeit der Koeffizienten aus den verschiedenen Regressionen sind in Tab. 13 die unterschiedlichen Schätzer direkt nebeneinander für jeweils dasselbe untersuchte Performancemaß dargestellt. Auf die Darstellung der Regressionsergebnisse mit dem Gewinn vor Zinsen und Steuern wird aufgrund einer sehr starken Multikollinearität dieser Kennzahl und dem gebildeten Interaktionsterm (zentrierter VIF von jeweils über 100) verzichtet. In den Spalten (1) bis (3) sind die Ergeb-

---

<sup>432</sup> Vgl. z. B. Baum (2006), S. 125.

nisse unter Verwendung der Eigenkapitalrendite und in den Spalten (4) bis (6) bei Verwendung der Aktienrendite als Performancemaß dargestellt.<sup>433</sup>

Regressionen mit fixen Jahreseffekten						
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$					
	RFE (1)	FFE (2)	IFE (3)	RFE (4)	FFE (5)	IFE (6)
ROE <sub>t</sub>	0,0799 (0,326)	0,0900 (0,391)	0,0380 (0,125)			
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,757*** (3,637)	1,769*** (3,741)	1,658*** (2,859)			
TSR <sub>t</sub>				0,105 (1,385)	0,104 (1,363)	0,104 (1,082)
TSR <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>				0,147 (1,019)	0,121 (0,838)	0,285* (1,707)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,251*** (7,740)	0,198 (1,336)	0,249*** (4,974)	0,263*** (7,527)	0,457** (2,223)	0,244*** (4,234)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,190*** (2,813)	0,171* (1,882)	0,235* (1,803)			
Tobin's Q <sub>t-1</sub>				0,242*** (3,597)	0,207** (2,473)	0,280* (1,917)
Risk <sub>t</sub>	-0,239* (-1,753)	-0,262* (-1,937)	-0,0306 (-0,134)	0,0937 (0,422)	0,112 (0,475)	0,193 (0,647)
Lev <sub>t</sub>	0,0550 (0,195)	0,195 (0,560)	0,0749 (0,162)	0,0364 (0,100)	0,169 (0,346)	0,123 (0,240)
Div	0,0686* (1,708)		0,0734* (1,706)	0,0782* (1,924)		0,0866* (1,956)
DAX <sub>t</sub>	-0,0815 (-0,933)	-0,103 (-1,314)	-0,00709 (-0,0431)	0,122 (1,605)	0,0753 (0,905)	0,192 (1,287)
n	371	371	371	308	308	308
R <sup>2</sup> -Within	0,259	0,261	0,480	0,159	0,165	0,452
R <sup>2</sup> -Between	0,598	0,558	0,909	0,576	0,487	0,870
R <sup>2</sup> -Overall	0,521	0,486	0,525	0,487	0,410	0,491
Hausman	0,478	-	-	0,603	-	-
L. Multiplier	0***	-	-	0***	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

Tab. 13: Random Firm Effects- sowie Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Performancemaße sowie Interaktionsvariablen der Performancemaße mit der Indexzugehörigkeit mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

Die Analyse der Regressionen mit der Eigenkapitalrendite als Performancemaß zeigt auf, dass offenbar wesentliche Unterschiede in der Vergütungspraxis zwischen DAX- und MDAX-Unternehmen bestehen. Während in den Regressionen ohne Abbildung eines etwaigen Einflusses der Indexzugehörigkeit auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung nur bei der Firm Fixed Effects-Regression ein schwach signifikanter Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung identifiziert wurde (Spalte (9) in Tab.

<sup>433</sup> Wie zuvor erläutert, wird bei der Durchführung von Regressionen mit der Aktienrendite jeweils auf das zeitverzögerte Tobin's Q als Kontrollvariable zurückgegriffen.

10), dafür aber in nahezu allen Regressionen ein positiver Einfluss der DAX-Zugehörigkeit auf das Vergütungsniveau festgestellt werden konnte, verdeutlichen die Befunde in Tab. 13, dass die vorher identifizierten Einflüsse den Wirkzusammenhang nur unvollständig widerspiegeln. So ist nun der positive Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung über alle Schätzer hinweg höchst signifikant, wenn ein Unternehmen im DAX gelistet ist. Dass der Koeffizient der Eigenkapitalrendite selbst hingegen nicht mehr signifikant ist, verdeutlicht, dass in MDAX-Unternehmen keine signifikante Performanceabhängigkeit der Vergütung zu bestehen scheint. Außerdem beläuft sich der festgestellte Koeffizient von rund 1,7 bei DAX-Zugehörigkeit auf ca. 390 % des über alle Unternehmen geschätzten Koeffizienten der Eigenkapitalrendite im Rahmen der Firm Fixed Effects-Schätzung (Spalte (9) in Tab. 10). Der Einfluss der Indexzugehörigkeit auf das Vergütungsniveau selbst ist nun aber in keiner Spezifikation mehr signifikant. Der zuvor festgestellte positive Zusammenhang zwischen Entlohnungsniveau und DAX-Zugehörigkeit ist somit nur ein mittelbarer Zusammenhang, der aus einer deutlich stärkeren Performanceabhängigkeit der Vergütung in DAX-Unternehmen resultiert. Schon eine rein deskriptive Analyse der Vergütungsbestandteile Vorstandsvorsitzender in DAX- und MDAX-Unternehmen im Jahr 2009 unterstützt diesen Befund: So hat das Grundgehalt im MDAX im arithmetischen Mittel einen rund 10 Prozentpunkte höheren Anteil an der Gesamtvergütung; im Median sind es sogar über 13 Prozentpunkte.<sup>434</sup> Die Ergebnisse stellen eine mögliche Erklärung für den zuvor festgestellten scheinbaren Widerspruch zu den Befunden von Rapp und Wolff (2010) dar, die für eine Stichprobe von 334 Prime Standard-Unternehmen von 2005 bis 2007 keinen oder sogar teilweise einen negativen Einfluss jahresabschlussbasiert gemessener Performance auf die Vorstandsvergütung feststellen.<sup>435</sup> So scheinen insbesondere kleine bzw. weniger in der Öffentlichkeit stehende Unternehmen noch immer eine nur unwesentliche oder keine Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung aufzuweisen. Auffällig ist darüber hinaus, dass bei Verwendung zufälliger und fixer Unternehmenseffekte nun auch der Variationskoeffizient der Aktienrendite erstmals einen signifikant negativen Einfluss auf die Vergütung ausübt. Auch die  $R^2$ -Werte sind (teilweise deutlich) höher im Vergleich zu den korrespondierenden Regressionen ohne Interaktionsterm in Tab. 10 (Random Firm Effects und Firm Fixed Effects) und Tab. 11 (Industry Fixed Effects).

---

<sup>434</sup> Vgl. Prinz/Schwalbach (2011), S. 5.

<sup>435</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1084, 1094.

Dass der für die Eigenkapitalrendite relativ eindeutige Befund sich hingegen bei der Analyse der Aktienrendite nur in einer Spezifikation zeigt und hinsichtlich der Signifikanz auch deutlich weniger robust ist, verdeutlicht die bereits zuvor gewonnene Erkenntnis, dass die Vergütung deutscher (DAX-)Vorstände vornehmlich an jahresabschlussbasiert gemessene Performance gekoppelt zu sein scheint. Insgesamt ist vor diesem Hintergrund der hinsichtlich des Vorliegens von Managermacht zuvor nicht eindeutig interpretierbare Einfluss der DAX-Zugehörigkeit auf die Vergütung als weitgehend anreizkompatibel zu deuten, da die höhere Vergütung im DAX (unabhängig von anderen Einflussfaktoren) tendenziell nicht aus einer reinen Niveauverschiebung, sondern aus einer stärkeren Performanceabhängigkeit der Entlohnung im Vergleich zu den Unternehmen im MDAX resultiert.

Analog zur Abbildung der Regressionen mit Interaktionstermen der Performancemaße mit der Indexzugehörigkeit erfolgt die Darstellung der Ergebnisse für die Regressionen mit Interaktionstermen der Performancekennzahlen mit der Aktienkursvolatilität für die unterschiedlichen Schätzer direkt nebeneinander für das jeweils untersuchte Performancemaß, um einen bestmöglichen direkten Vergleich zu ermöglichen. Da in einer der drei Random Firm Effects-Regressionen auf Basis des robusten Hausman-Tests Hinweise auf Inkonsistenz des Schätzers und qualitativ keine wesentlichen Unterschiede zu den anderen Schätzern bestehen, sind die Ergebnisse nur in Anhang V dargestellt; die Ergebnisse der Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen sind in Tab. 14 ersichtlich.<sup>436</sup> Die Ergebnisse bestätigen die zuvor vermuteten Wirkzusammenhänge. In den Industry Fixed Effects-Regressionen ist jeweils ersichtlich, dass alle drei untersuchten Performancemaße nun einen signifikant positiven Einfluss auf die Vergütung ausüben, die Performanceabhängigkeit aber wiederum negativ vom Risiko beeinflusst wird. Dies legt nahe, dass innerhalb von Industrien in Unternehmen mit vergleichsweise hohem Risiko weniger variable Vergütungsbestandteile vereinbart werden, was möglicherweise aus einer sonst zu hohen nötigen Risikoprämie für die Vorstände resultiert (siehe oben; vgl. außerdem Abschnitt 2.3.1). Bei ansonsten nicht signifikantem Einfluss des Risikos auf die Höhe der Vergütung übt die Aktienkursvolatilität in der Spezifikation mit der Eigenkapitalrendite als Performancemaß in Spalte (2) einen nun

---

<sup>436</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass hier keine quantitative Illustration des Interaktionseffektes anhand eines Zahlenbeispiels erfolgt, da die Änderung des dimensionslosen Variationskoeffizienten wenig intuitiv ist und ein Zahlenbeispiel somit zu keinem tiefergehenden Verständnis führt als die qualitative Diskussion des Zusammenhangs. Darüber hinaus sei angemerkt, dass die Aktienrendite in dieser Spezifikation einen zentrierten VIF von 10,08 aufweist.



term der Aktienrendite mit dem Unternehmensrisiko auf. Unter Berücksichtigung der starken Schwankungen der Aktienrendite im Zeitverlauf (vgl. Abb. 2) ist dies wenig überraschend. Die robuste Abhängigkeit der Vergütung von der Unternehmensperformance und der negative Einfluss des Risikos auf die Performancesensitivität decken sich mit den Erwartungen gemäß Prinzipal-Agenten-Theorie und stehen daher im Einklang mit dem Optimal Contracting Approach.<sup>437</sup>

Die dargestellten Regressionsergebnisse mit Interaktionsvariablen der Performancemaße sowohl mit der Indexzugehörigkeit als auch der Aktienkursvolatilität verdeutlichen, dass die Performanceabhängigkeit der Entlohnung von verschiedenen Faktoren beeinflusst wird, deren fehlende Berücksichtigung zu einer verfälschten Darstellung und/oder Interpretation wie beispielsweise der fehlenden Identifikation der Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung führen kann. Daher erscheint auch eine Einbeziehung beider Interaktionsvariablen in die Regressionen sinnvoll. Unter Berücksichtigung der hohen Multikollinearität des Gewinns vor Zinsen und Steuern bei Interaktion mit der Indexzugehörigkeit sowie der nur wenig robusten Ergebnisse der Regressionen mit der Aktienrendite als Performancemaß bei der Untersuchung des Einflusses der Indexzugehörigkeit auf die Performancesensitivität der Vergütung erscheint hier die Eigenkapitalrendite als das am besten geeignete Maß zur Untersuchung dieser Spezifikation. Die Ergebnisse der Random Firm Effects- sowie Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regression sind in Tab. 15 dargestellt.

Die noch einmal gestiegenen  $R^2$ -Werte verdeutlichen, dass die untersuchte Spezifikation mit beiden Interaktionstermen im Vergleich zu den bisherigen Regressionen am besten in der Lage ist, Vorstandsvergütungsniveaus zu erklären. Die signifikant positiven Koeffizienten der Eigenkapitalrendite und des Interaktionsterms mit der DAX-Zugehörigkeit bei allen Schätzern illustrieren, dass zwar eine deutlich stärkere Performanceabhängigkeit der Vergütung in DAX-Unternehmen besteht, die Entlohnung in MDAX-Unternehmen aber ebenfalls an die Unternehmensperformance gekoppelt ist, wenn im Rahmen des Regressionsmodells die Abhängigkeit der Performancesensitivität vom Risiko des Unternehmens zugelassen wird. Während die Erhöhung der Eigenkapitalrendite um einen Prozentpunkt ceteris paribus (bei nicht vorhandener Volatilität des Aktienkurses) je nach Spezifikation in MDAX-Unternehmen zu einer korrespondieren-

---

<sup>437</sup> Vgl. exemplarisch (auch zu gleichlautenden empirischen Befunden) Aggarwal/Samwick (1999), S. 65.

den Erhöhung der Vergütung um 0,82 % bis 1,15 % führt, beläuft sich der Vergütungsanstieg in DAX-Unternehmen auf 2,65 % bis 2,87 %.

Regressionen mit fixen Jahreseffekten			
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$		
	RFE	FFE	IFE
$\text{ROE}_t$	0,871*** (3,386)	0,820*** (3,007)	1,142*** (3,862)
$\text{ROE}_t \cdot \text{DAX}_t$	1,794*** (4,147)	1,797*** (4,192)	1,684*** (3,220)
$\text{ROE}_t \cdot \text{Risk}_t$	-1,666*** (-3,167)	-1,554*** (-2,792)	-2,250*** (-3,607)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,257*** (8,119)	0,271* (1,732)	0,254*** (5,175)
Tobin's $Q_t$	0,164*** (3,206)	0,151** (2,150)	0,202 (1,608)
$\text{Risk}_t$	0,124 (0,669)	0,0787 (0,410)	0,438 (1,642)
$\text{Lev}_t$	-0,0833 (-0,331)	0,0130 (0,0430)	-0,00669 (-0,0149)
Div	0,0682* (1,730)		0,0785* (1,852)
$\text{DAX}_t$	-0,0757 (-0,885)	-0,0942 (-1,200)	-0,0166 (-0,102)
n	371	371	371
$R^2$ -Within	0,292	0,293	0,501
$R^2$ -Between	0,616	0,572	0,919
$R^2$ -Overall	0,541	0,507	0,544
Hausman	0,388	-	-
L. Multiplier	0***	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Tab. 15: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten**

Auch der zuvor identifizierte negative Einfluss der Aktienkursvolatilität auf die Performanceabhängigkeit wird in allen drei Spezifikationen bestätigt. Darüber hinaus ist in der Industry Fixed Effects-Regression ersichtlich, dass sowohl der Koeffizient der Eigenkapitalrendite als auch des Interaktionsterms mit dem Unternehmensrisiko jeweils betragsmäßig höher ist als in den anderen Regressionen. Dies lässt darauf schließen, dass unterschiedliche Renditeniveaus zwischen verschiedenen Firmen innerhalb einer Industrie einen stärkeren Einfluss auf die Vergütung ausüben als im Zeitverlauf innerhalb eines Unternehmens und dieser Zusammenhang deutlich stärker vom Risiko abhängt als im Längsschnitt.

*Der Einfluss der Unternehmensperformance auf verschiedene Quantile der Vergütung*

Im Folgenden soll mithilfe von Quantilregressionen (vgl. Abschnitt 5.1) untersucht werden, ob der Einfluss der Unternehmensperformance auf die Vergütung über die gesamte Verteilung der Vergütung hinweg gleich ist oder möglicherweise in Unternehmen mit höheren Vergütungsniveaus eine schwächere oder stärkere Performanceabhängigkeit der Entlohnung besteht (vgl. Abschnitt 3.1).<sup>438</sup> Dazu wird in Anknüpfung an die bisherigen Erkenntnisse sowohl auf die Eigenkapital- als auch auf die Aktienrendite als Performancemaß zurückgegriffen. Darüber hinaus werden neben den sonstigen Kontrollvariablen auch hier Interaktionsvariablen des jeweiligen Performancemaßes mit dem DAX-Indikator und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses in die Regressionen einbezogen und es werden (fixe) Jahreseffekte implementiert, die von Quantil zu Quantil variieren können. Für eine möglichst umfangreiche Charakterisierung der Verteilung werden die 10 %-, 25 %-, 40 %-, 50 %-, 60 %-, 75 %- und 90 %-Quantile untersucht und es wird überprüft, ob sich die geschätzten Koeffizienten der Unternehmensperformance zwischen verschiedenen Quantilen signifikant voneinander unterscheiden. Dabei erfolgt sowohl die Analyse des Performancemaßes selbst als auch die Untersuchung des Koeffizienten des Interaktionsterms mit der Indexzugehörigkeit, um Aussagen darüber treffen zu können, ob etwaige Unterschiede zwischen DAX- und MDAX-Unternehmen bestehen.

Da die Resultate sich bei Verwendung der Aktienrendite qualitativ hinsichtlich der Tests auf Gleichheit der Koeffizienten über verschiedene Quantile nicht von denen der Eigenkapitalrendite unterscheiden, die Ergebnisse aber weniger robust sind, erfolgt die Darstellung der Ergebnisse mit der Aktienrendite als Performancemaß nur in Anhang W. Die Ergebnisse mit der Eigenkapitalrendite als Performancemaß sind in Tab. 16 dargestellt.<sup>439</sup> Die Regressionen für die unterschiedlichen Quantile sind in den Spalten (1) bis (7) ersichtlich. In Spalte (8) ist für die Eigenkapitalrendite und den Interaktionsterm mit der DAX-Zugehörigkeit das Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten über alle untersuchten Quantile angegeben (die Nullhypothese lautet, dass alle Koeffizienten gleich sind).

---

<sup>438</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass aufgrund dieses Schwerpunktes der Untersuchung (auch in den folgenden Abschnitten) keine weitergehende Analyse der Kontrollvariablen im Rahmen der Quantilregressionen erfolgt.

<sup>439</sup> Da vor dem Hintergrund des Fokusses auf die Performanceabhängigkeit verschiedener Quantile der Vergütung die (von Quantil zu Quantil variierende) Konstante keiner Interpretation unterzogen wird, wird auch hier auf die Darstellung verzichtet.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
$\text{ROE}_t$	0,754 (1,074)	0,816 (1,353)	1,174** (2,374)	0,943** (2,006)	0,973** (2,004)	0,852* (1,669)	1,114* (1,680)	0,962
$\text{ROE}_t \cdot \text{DAX}_t$	1,986** (2,325)	1,536** (2,035)	1,602** (2,374)	1,710*** (2,743)	1,513*** (2,586)	1,316** (2,440)	1,612** (2,095)	0,965
$\text{ROE}_t \cdot \text{Risk}_t$	-1,199 (-0,881)	-1,652 (-1,501)	-2,261** (-2,563)	-2,309*** (-2,824)	-2,223*** (-2,645)	-1,948* (-1,929)	-2,390* (-1,771)	
$\ln(\text{UM}_t)$	0,245*** (4,709)	0,227*** (5,583)	0,214*** (5,148)	0,226*** (4,933)	0,232*** (4,545)	0,247*** (4,100)	0,297*** (3,759)	
Tobin's $Q_t$	0,123 (0,951)	0,184 (1,509)	0,193 (1,459)	0,232* (1,698)	0,218 (1,507)	0,274* (1,820)	0,175 (0,830)	
$\text{Risk}_t$	0,0621 (0,118)	0,396 (1,046)	0,438 (1,410)	0,508* (1,751)	0,500* (1,690)	0,286 (0,843)	0,222 (0,535)	
$\text{Lev}_t$	-0,653 (-1,440)	-0,275 (-0,631)	0,175 (0,463)	0,221 (0,573)	0,194 (0,490)	0,136 (0,311)	-0,510 (-0,862)	
Div	0,0926** (2,149)	0,0675* (1,920)	0,0535 (1,544)	0,0561 (1,408)	0,0490 (1,056)	0,0400 (0,741)	0,0610 (0,906)	
$\text{DAX}_t$	0,114 (0,517)	0,184 (0,962)	0,0922 (0,487)	0,0291 (0,149)	-0,0579 (-0,315)	-0,0202 (-0,111)	-0,139 (-0,552)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,387	0,389	0,379	0,363	0,345	0,323	0,314	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile

Tab. 16: Quantilregressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

Die Ergebnisse verdeutlichen, dass zunächst grundlegend die zuvor identifizierten Wirkzusammenhänge bezüglich der Performanceabhängigkeit der Vergütung bestätigt werden. Weder für die Stärke des Einflusses der Eigenkapitalrendite selbst noch des Interaktionsterms mit der DAX-Zugehörigkeit ist allerdings ein eindeutiger Trend über die verschiedenen Quantile zu erkennen. So scheint mit höheren Quantilen zwar zunächst der Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung bis zum 40 %-Quantil zuzunehmen und danach wieder zu sinken, allerdings ist beim 90 %-Quantil wieder ein stärkerer Einfluss auf die Entlohnung zu verzeichnen. Der Interaktionsterm mit der Indexzugehörigkeit hat den höchsten Koeffizienten wiederum beim 10 %-Quantil, der beim 25 %-Quantil niedriger ist, dann aber wieder bis zum Median steigt und bis zum 75 %-Quantil noch einmal zunächst einen Rückgang und dann eine Zunahme beim 90 %-Quantil zeigt. Insgesamt lässt sich statistisch ein signifikanter Unterschied der Koeffizienten zwischen den untersuchten Quantilen weder für die Eigenkapitalrendite selbst noch für den Interaktionsterm mit der DAX-Zugehörigkeit identifizieren (Spalte

(8)).<sup>440</sup> Die Ergebnisse können somit nicht den MPA stützen, bei dem höhere Vergütungsniveaus tendenziell eher mit niedrigeren Performancesensitivitäten assoziiert wären.

Zusammenfassend lässt sich für die Analyse des Gesamtzeitraums konstatieren, dass eine robuste Abhängigkeit der Vergütung insbesondere von jahresabschlussbasiert gemessener Performance besteht, die in DAX-Unternehmen deutlich stärker ausgeprägt ist als in MDAX-Unternehmen und negativ vom Unternehmensrisiko beeinflusst wird. Unter Missachtung dieser Zusammenhänge kann weniger Variabilität der Vergütung erklärt werden und die identifizierten Einflüsse sind weit weniger robust. Insgesamt ist auch unter Berücksichtigung anderer deutscher Studien somit zwar ein Trend hin zur zunehmenden Kopplung der Vergütung an jahresabschlussbasiert gemessene Performance zu erkennen, der allerdings vor allem in Unternehmen der größten Aktienindizes eingesetzt zu haben scheint. Bei der Analyse des Gesamtzeitraums können darüber hinaus keine signifikanten Unterschiede in der Performanceabhängigkeit zwischen Unternehmen mit hohen und niedrigen Vergütungsniveaus festgestellt werden, sodass die Untersuchung des Gesamtzeitraums keine Hinweise auf Managermacht gibt. Ob jedoch die Analyse einzelner Jahre des Betrachtungszeitraums ein anderes Bild zeichnet, wird im folgenden Abschnitt untersucht.

### **5.2.3 Der Einfluss der Unternehmensperformance auf die Vergütung in den einzelnen Untersuchungsjahren**

Neben der Analyse der Performanceabhängigkeit über den Gesamtzeitraum soll vor dem Hintergrund der äußerst heterogenen Wirtschaftsentwicklung im Untersuchungszeitraum, der sowohl starke wirtschaftliche Ab- als auch Aufschwünge umfasst (vgl. insbesondere Abb. 2 auf Seite 79), untersucht werden, ob die Performanceabhängigkeit der Vergütung über den gesamten Zeitraum konstant war oder aber in einzelnen Jahren möglicherweise stärker, gar nicht vorhanden oder sogar negativ war. Die Basisspezifikation folgt dabei den im vorhergehenden Abschnitt gewonnenen Erkenntnissen, sodass neben dem untersuchten Performancemaß auch Interaktionsvariablen mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie die üblichen Kontrollvariablen, fixen Zeiteffekte und (außer bei den Quantilregressionen) Unternehmens-

---

<sup>440</sup> Die Koeffizienten der Eigenkapitalrendite und des Interaktionsterms der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit wurden auch jeweils paarweise auf Gleichheit getestet. In keinem Fall konnte die Nullhypothese auf Gleichheit bei einem Signifikanzniveau von 10 % oder kleiner abgelehnt werden.

bzw. Industrieeffekte ins Modell mit einbezogen werden.<sup>441</sup> Als Performancemaße werden aufgrund des bisher identifizierten robusten Einflusses in der genannten Spezifikation die Eigenkapitalrendite sowie zur Abbildung kapitalmarktbasierter gemessener Performance die Aktienrendite herangezogen.

Im Folgenden werden zunächst Random Firm Effects- sowie Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen durchgeführt. Im Anschluss daran wird mithilfe von Quantilregressionen untersucht, ob signifikante Unterschiede zwischen dem Einfluss der Unternehmensperformance in den einzelnen Jahren auf niedrige und hohe Vergütungsniveaus bestanden haben. Zur Überprüfung etwaiger Schwankungen der Performanceabhängigkeit im Zeitverlauf werden nun zusätzliche Interaktionsvariablen zwischen den Indikatorvariablen der einzelnen Jahre (fixe Zeiteffekte) und dem untersuchten Performancemaß gebildet und in die Regression einbezogen. Dabei bildet das erste Jahr des Untersuchungszeitraums das Basisjahr, sodass insgesamt T-1 Interaktionsvariablen gebildet werden müssen. Die Interpretation der Koeffizienten unterscheidet sich nicht von den Erläuterungen im vorhergehenden Abschnitt. Wird beispielsweise ein signifikant positiver Koeffizient für das Performancemaß selbst sowie ein ebenfalls signifikant positiver Koeffizient nur für den Interaktionsterm des Performancemaßes mit dem Jahr 2010 festgestellt, so wies die Vergütung über den gesamten Zeitraum eine signifikant positive Performanceabhängigkeit auf, die allerdings im Jahr 2010 signifikant stärker war als im Rest des Untersuchungszeitraums. Die Ergebnisse der Regressionen mit firmen- und industriespezifischen Effekten mit der Eigenkapitalrendite als Performancemaß sind in Tab. 17 dargestellt. Da die Aktienrendite einen hohen zentrierten VIF von über 26 aufweist und der Koeffizient daher bei keiner der Schätzungen signifikant ist, sich die Regressionsergebnisse aber hinsichtlich der Analyse der Performanceabhängigkeit in den einzelnen Jahren qualitativ nicht von den Ergebnissen mit der Eigenkapitalrendite unterscheiden, erfolgt die Darstellung der Regressionsergebnisse mit der Aktienrendite als Performancemaß nur in Anhang X.<sup>442</sup>

---

<sup>441</sup> Aufgrund der Abhängigkeit von der Indexzugehörigkeit und dem Unternehmensrisiko besteht im engeren Sinne ohnehin keine Konstanz der Performancesensitivität der Vergütung. Hier steht allerdings die Analyse im Vordergrund, ob – unabhängig von Risiko und Indexzugehörigkeit – ein signifikanter Einfluss einzelner Perioden auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung bestand.

<sup>442</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Eigenkapitalrendite in der hier verwendeten Spezifikation einen zentrierten VIF von 11,93 aufweist. Die Ergebnisse sind allerdings robust (auch im Vergleich zur Spezifikation in Tab. 15) und Balli/Sørensen (2013), S. 587, betonen, dass Multikollinearität bei Verwendung von Interaktionstermen in Regressionsgleichungen kein wesentliches Problem darstellt.

Regressionen mit fixen Jahreseffekten			
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$		
	RFE	FFE	IFE
$\text{ROE}_t$	1,011*** (3,430)	0,968*** (3,028)	1,358*** (4,189)
$\text{ROE}_t \cdot \text{DAX}_t$	1,805*** (3,814)	1,791*** (3,764)	1,770*** (3,196)
$\text{ROE}_t \cdot \text{Risk}_t$	-1,631*** (-3,621)	-1,499*** (-3,282)	-2,373*** (-3,733)
$\text{ROE}_t \cdot 2006$	-0,196 (-0,490)	-0,174 (-0,435)	-0,367 (-0,826)
$\text{ROE}_t \cdot 2007$	-0,226 (-0,444)	-0,211 (-0,405)	-0,370 (-0,659)
$\text{ROE}_t \cdot 2008$	-0,128 (-0,238)	-0,128 (-0,233)	-0,275 (-0,510)
$\text{ROE}_t \cdot 2009$	-0,135 (-0,415)	-0,183 (-0,517)	-0,0157 (-0,0427)
$\text{ROE}_t \cdot 2010$	-0,305 (-0,678)	-0,354 (-0,722)	-0,179 (-0,367)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,259*** (8,082)	0,300 (1,660)	0,254*** (5,090)
Tobin's $Q_t$	0,162*** (3,262)	0,146** (2,246)	0,202 (1,604)
$\text{Risk}_t$	0,101 (0,552)	0,0449 (0,236)	0,472* (1,715)
$\text{Lev}_t$	-0,0858 (-0,333)	-0,00513 (-0,0165)	-0,00956 (-0,0212)
Div	0,0686* (1,732)		0,0777* (1,803)
$\text{DAX}_t$	-0,0808 (-0,906)	-0,0967 (-1,171)	-0,0260 (-0,158)
n	371	371	371
$R^2$ -Within	0,294	0,295	0,503
$R^2$ -Between	0,616	0,567	0,920
$R^2$ -Overall	0,542	0,502	0,545
Hausman	0,579	-	-
L. Multiplier	0***	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

Tab. 17: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2006 bis 2010 mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

Die Regressionsergebnisse bestätigen die im vorhergehenden Abschnitt identifizierten Zusammenhänge. So wird analog zu den Ergebnissen in Tab. 15 auch unter Einbeziehung der Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit den einzelnen Jahren bei allen drei Schätzern ein signifikant positiver Einfluss der Eigenkapitalrendite auf die Vergütung festgestellt, der für DAX-Unternehmen deutlich höher ist als für MDAX-Konzerne und negativ vom Variationskoeffizienten des Aktienkurses beeinflusst wird. Ein signifikanter Einfluss einzelner Jahre auf die Performanceabhängigkeit wird aber

nicht festgestellt. Zwar sind alle Koeffizienten der Interaktionsvariablen mit den einzelnen Jahren negativ, sodass tendenziell im Vergleich zum Basisjahr 2005 in den Folgejahren eine niedrigere Performanceabhängigkeit der Vergütung bestand, allerdings belegen die durchweg niedrigen z-/t-Statistiken in allen Spezifikationen, dass die Koeffizienten deutlich insignifikant sind und somit im arithmetischen Mittel weder im Längsschnitt noch im (Industrie-)Querschnitt ein Einfluss der einzelnen Perioden auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung bestanden hat.

#### *Der Einfluss der Unternehmensperformance auf verschiedene Quantile der Vergütung*

Ob allerdings möglicherweise besonders hohe oder niedrige Vergütungsniveaus in den einzelnen Untersuchungsjahren eine abweichende Performanceabhängigkeit aufgewiesen haben, soll im Folgenden mithilfe von Quantilregressionen untersucht werden. Analog zur Analyse im vorhergehenden Abschnitt werden dabei sieben verschiedene Quantile der Verteilung der Vergütung von 10 % bis 90 % mit der Eigenkapital- und Aktienrendite als Performancemaß untersucht. Die Ergebnisse mit der Eigenkapitalrendite als Performancemaß sind in Tab. 18 dargestellt. Aufgrund des hohen VIFs (siehe oben) und der Tatsache, dass sich aus der Analyse der Regressionen mit der Aktienrendite keine im Vergleich zur Untersuchung der Eigenkapitalrendite abweichenden Schlussfolgerungen ergeben, sind die Regressionsergebnisse mit der Aktienrendite als Performancemaß nur in Anhang Y dargestellt.

Zunächst ist zu konstatieren, dass sich (zumindest qualitativ) auch hier die zuvor festgestellten Zusammenhänge zwischen Risiko, DAX-Zugehörigkeit, Performanceabhängigkeit und Vergütung über die verschiedenen Quantile bestätigen.<sup>443</sup> So besteht tendenziell eine positive Performanceabhängigkeit, die im DAX stärker ist als im MDAX und mit zunehmendem Risiko abnimmt. Für jeweils alle drei Variablen (Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen mit DAX-Zugehörigkeit und Risiko) sind die Ergebnisse allerdings nur beim 50 %- und beim 60 %-Quantil signifikant. Dennoch verdeutlichen die Ergebnisse der Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller untersuchten Quantile in Spalte (8) sowohl für die Eigenkapitalrendite selbst als auch für den Interaktionsterm mit der Indexzugehörigkeit, dass keine signifikanten Unterschiede zwischen den Quantilen bestehen. Außerdem wurden die Koeffizienten aller Quantile auch jeweils paarweise auf Gleichheit getestet (nicht dargestellt). Auch hier wurden keine signifikanten

---

<sup>443</sup> Der Vollständigkeit halber sei darauf hingewiesen, dass die Eigenkapitalrendite in dieser Spezifikation einen zentrierten VIF von 11,93 aufweist (vgl. Fußnote 442).

Ergebnisse bei der Untersuchung der Koeffizienten der Eigenkapitalrendite sowie des Interaktionsterms mit der Indexzugehörigkeit festgestellt.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
$\text{ROE}_t$	0,294 (0,319)	0,878 (1,298)	1,103 (1,506)	1,256* (1,824)	1,430** (2,073)	1,490* (1,939)	0,364 (0,263)	0,919
$\text{ROE}_t \cdot \text{DAX}_t$	1,264 (1,520)	1,272* (1,872)	1,663** (2,408)	1,748** (2,517)	1,928*** (2,704)	1,498** (2,322)	0,957 (1,083)	0,939
$\text{ROE}_t \cdot \text{Risk}_t$	-1,015 (-0,606)	-1,733 (-1,485)	-2,083* (-1,801)	-1,907* (-1,763)	-1,867* (-1,753)	-1,677 (-1,470)	-1,940 (-1,234)	
$\text{ROE}_t \cdot 2006$	-0,0506 (-0,0702)	-0,467 (-0,769)	-0,430 (-0,612)	-0,903 (-1,255)	-0,733 (-0,983)	-0,726 (-0,801)	1,382 (1,029)	0,543
$\text{ROE}_t \cdot 2007$	0,849 (1,126)	-0,0193 (-0,0255)	-0,343 (-0,381)	-0,919 (-0,982)	-1,190 (-1,203)	-0,876 (-0,818)	1,359 (0,823)	0,416
$\text{ROE}_t \cdot 2008$	0,434 (0,368)	0,314 (0,417)	0,115 (0,143)	-0,732 (-0,910)	-1,023 (-1,215)	-0,955 (-1,140)	0,592 (0,457)	0,44
$\text{ROE}_t \cdot 2009$	1,266 (1,538)	0,909 (1,247)	0,222 (0,266)	-0,473 (-0,604)	-0,424 (-0,539)	-0,788 (-1,008)	0,799 (0,663)	0,355
$\text{ROE}_t \cdot 2010$	0,969 (0,750)	0,910 (0,928)	-0,608 (-0,661)	-0,848 (-0,939)	-0,986 (-1,069)	-1,018 (-0,997)	0,417 (0,282)	0,527
$\ln(\text{UM}_t)$	0,235*** (4,387)	0,232*** (5,268)	0,228*** (5,413)	0,223*** (4,871)	0,221*** (4,478)	0,259*** (4,322)	0,298*** (3,964)	
Tobin's $Q_t$	0,129 (1,036)	0,174 (1,396)	0,226 (1,600)	0,265* (1,862)	0,207 (1,383)	0,253 (1,552)	0,238 (1,083)	
$\text{Risk}_t$	0,287 (0,534)	0,422 (1,151)	0,425 (1,279)	0,441 (1,359)	0,339 (1,025)	0,172 (0,465)	0,189 (0,417)	
$\text{Lev}_t$	-0,536 (-1,111)	-0,273 (-0,628)	0,206 (0,498)	0,366 (0,900)	0,112 (0,266)	0,0517 (0,111)	-0,272 (-0,457)	
Div	0,0853** (2,073)	0,0659* (1,885)	0,0527 (1,488)	0,0477 (1,202)	0,0452 (0,979)	0,0405 (0,740)	0,0597 (0,889)	
$\text{DAX}_t$	0,258 (1,172)	0,212 (1,182)	0,0647 (0,357)	0,0107 (0,0576)	-0,0973 (-0,537)	-0,0809 (-0,461)	0,00812 (0,0349)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,401	0,398	0,384	0,369	0,352	0,329	0,326	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile

**Tab. 18: Quantilregressionen der Vergütung auf die Eigenkapitalrendite sowie Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2006 bis 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten**

Die weniger robusten Ergebnisse im Vergleich zur Analyse des Gesamtzeitraums in Tab. 16 resultieren offensichtlich aus der Einbeziehung der Interaktionsvariablen der Eigenkapitalrendite mit den Untersuchungsjahren. Die diesbezüglich festgestellten Koeffizienten wiederum bestätigen den im Rahmen der Regressionen mit individuen-spezifischen Effekten in Tab. 17 festgestellten fehlenden Einfluss der Untersuchungsjahre auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung und sind für keines der Jahre in einem der untersuchten Quantile signifikant, sodass für keines der Quantile eine

signifikant schwächere oder stärkere Performanceabhängigkeit in einem bestimmten Jahr festgestellt werden kann. Doch trotz der fehlenden Signifikanz scheinen dennoch teilweise Unterschiede zwischen den Koeffizienten einzelner Quantile zu bestehen. Wie in Spalte (8) ersichtlich ist, kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten aller untersuchten Quantile für keinen der Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit den Untersuchungsjahren abgelehnt werden. Beim Vergleich einzelner Koeffizienten jedoch können teilweise signifikante Unterschiede zwischen verschiedenen Quantilen festgestellt werden. Bei genauerer Betrachtung fällt auf, dass gerade insbesondere beim 10 %-, 25 %- sowie 90 %-Quantil häufiger positive Koeffizienten der Interaktionsterme der einzelnen Jahre mit der Eigenkapitalrendite identifiziert wurden, während die korrespondierenden Koeffizienten bei den Quantilen von 40 % bis 75 % tendenziell eher negativ sind. Alle signifikanten Abweichungen, die bei einer paarweisen Analyse festgestellt wurden, sind in Tab. 19 abgebildet. Dabei sind jeweils die Jahre angegeben, für deren Interaktionsterm mit der Eigenkapitalrendite signifikante Unterschiede zwischen einzelnen Quantilen bestehen. Die Ergebnisse bestätigen die Beobachtung.

Auf 10 %-Niveau oder kleiner signifikant unterschiedliche Koeffizienten der Interaktionsterme der einzelnen Jahre zwischen verschiedenen Quantilen								
Quantil		Quantil						
		10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
10 %	(1)							
25 %	(2)	-						
40 %	(3)	-	2010					
50 %	(4)	2007, 2009	2009, 2010	2008				
60 %	(5)	2007, 2009	2010	2008	-			
75 %	(6)	2009	2009	-	-	-		
90 %	(7)	-	-	-	2006	2006, 2007	2006	

Tab. 19: Darstellung signifikant unterschiedlicher Koeffizienten der Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit den einzelnen Untersuchungsjahren zwischen verschiedenen Quantilen

Unter Berücksichtigung der deutlichen Unterschiede der Koeffizienten der Eigenkapitalrendite selbst, die durch die Einbeziehung der Interaktionsvariablen mit den Untersuchungsjahren jeweils auch nur beim 50 %, 60 %- und 75 %-Quantil signifikant sind, ist die Aussagekraft dieser Ergebnisse allerdings stark begrenzt. Es lässt sich insgesamt aber feststellen, dass kein klarer Trend hinsichtlich einer stärkeren oder schwächeren Performanceabhängigkeit bei höheren Quantilen der Vergütung in den einzelnen Jahren besteht. So verdeutlicht auch die fehlende Signifikanz beim Test auf Gleichheit der Koeffizienten der Eigenkapitalrendite selbst sowie der Interaktionsterme mit der Indexzugehörigkeit und den Untersuchungsjahren zwischen dem 10 %- und dem 90 %-Quantil, dass keine signifikanten Unterschiede zwischen der Performanceabhängigkeit in Unter-

nehmen mit besonders niedrigen und besonders hohen Vergütungsniveaus bestehen. Die Analyse der einzelnen Jahre führt somit qualitativ zu den gleichen Ergebnissen wie die Untersuchung des Gesamtzeitraums. Die Ergebnisse legen zwar keine generell stärkere Performanceabhängigkeit bei höheren Vergütungsniveaus nahe, stützen aber auch insbesondere nicht die Vermutung, dass Manager mit höheren Vergütungsniveaus bewusst ihre Entlohnung aufgrund von Einflussmöglichkeiten auf den Aufsichtsrat von der Unternehmensperformance entkoppeln und ihre vergleichsweise hohen Vergütungsniveaus gerade aus performanceunabhängigen Vergütungsbestandteilen resultieren. So können diese Ergebnisse nicht als Hinweis auf Managermacht interpretiert werden, sondern stützen die auch bei den anderen Regressionen gewonnene Erkenntnis, dass die Zusammenhänge zwischen Unternehmensperformance und Vorstandsvergütung auf weitgehend anreizkompatibel gestaltete Verträge schließen lassen.

Zusammenfassend kann unter Berücksichtigung der Ergebnisse des vorhergehenden Abschnitts somit festgehalten werden, dass (insbesondere) die (jahresabschlussbasiert gemessene) Unternehmensperformance einen mit zunehmendem Unternehmensrisiko abnehmenden signifikant positiven Einfluss sowohl auf die Vergütung von DAX- als auch (in geringerem Umfang) von MDAX-Vorständen ausübt, diese Performanceabhängigkeit über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg in jedem einzelnen Jahr bestanden hat und höhere Vergütungsniveaus nicht systematisch mit einer schwächeren Performanceabhängigkeit assoziiert sind. *Hypothese 1a* und *1b*, die den OCA stützen, können somit nicht verworfen werden. Die korrespondierenden *Hypothesen 1c* und *1d*, die für den MPA sprechen, müssen abgelehnt werden (vgl. Abschnitt 3.1).

### **5.3 Indikatoren der Corporate Governance**

In diesem Abschnitt wird zunächst der Einfluss verschiedener Corporate Governance-Variablen auf die Vergütungshöhe deutscher Vorstände untersucht. Im Anschluss daran folgt die Analyse des Einflusses von Corporate Governance-Indikatoren auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung. Abschließend erfolgt aufgrund der Vielzahl der aufgestellten Hypothesen der Übersichtlichkeit halber eine Zusammenfassung der identifizierten Wirkzusammenhänge in einem gesonderten Abschnitt.

### 5.3.1 Der Einfluss von Corporate Governance-Indikatoren auf die Höhe der Vorstandsvergütung

Im Folgenden wird der Einfluss verschiedener Corporate Governance-Variablen auf die Höhe der Vergütung deutscher Vorstände untersucht. Dazu werden auf Basis der Erkenntnisse in den beiden vorhergehenden Abschnitten neben der jeweiligen untersuchten Corporate Governance-Variable (CG) als kontrollierende Variablen die Eigenkapitalrendite, Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses, der Logarithmus der Umsatzerlöse, alle weiteren Kontrollvariablen sowie (fixe) Zeiteffekte und (außer bei den Quantilregressionen) firmen- oder industriespezifische Effekte mit in die Regressionen einbezogen. Die Regressionsgleichung ist beispielhaft für den Fall der Firm Fixed Effects-Regressionen in Gleichung (16) dargestellt. Die Notation ist analog zu Gleichung (13), wobei der Vektor der Kontrollvariablen **contr<sub>it</sub>** hier aus Gründen der Übersichtlichkeit auch den Logarithmus der Umsatzerlöse umfasst.

$$(16) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot ROE_{it} + \beta_3 \cdot (ROE_{it} \cdot DAX_{it}) + \beta_4 \cdot (ROE_{it} \cdot Risk_{it}) + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} + \gamma_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

In Tab. 20 sind die im Folgenden verwendeten Variablennamen der Corporate Governance-Indikatoren aufgelistet; die Namen aller weiteren Variablen entsprechen den Angaben in Tab. 9 (für weitere Details vgl. Anhang L).

Variablenname	Beschreibung
AR	Anzahl der Mitglieder des Aufsichtsrats
VA	Anzahl der Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats
V_AR_in	Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens
V_AR_out	Anzahl der eigenen Vorstandsmitglieder im Aufsichtsrat anderer (M)DAX-Konzerne
V_VA_in	Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens
V_VA_out	Anzahl der eigenen Vorstandsmitglieder im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats anderer (M)DAX-Konzerne
SR_Akt	Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs (Dezimal)

Tab. 20: Variablennamen der Corporate Governance-Indikatoren

(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang L)

Da sowohl in den Random Firm Effects- als auch in den Firm Fixed Effects-Regressionen kein signifikanter Einfluss von einer der analysierten Corporate Governance-Variablen auf die Vergütungshöhe festgestellt werden kann, erfolgt die Darstel-

lung nur in Anhang Z sowie Anhang AA. Die Ergebnisse der Industry Fixed Effects-Regressionen sind in Tab. 21 abgebildet. Es ist ersichtlich, dass lediglich von der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens ein signifikant negativer Einfluss auf die Vergütungshöhe ausgeht.

Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AR <sub>t</sub>	-0,0201 (-1,615)						
VA <sub>t</sub>		0,00313 (0,115)					
V_AR_in <sub>t</sub>			-0,0672* (-1,847)				
V_AR_out <sub>t</sub>				0,0724 (1,538)			
V_VA_in <sub>t</sub>					-0,0753 (-0,877)		
V_VA_out <sub>t</sub>						0,109 (1,489)	
SR_Akt <sub>t</sub>							-0,240 (-1,033)
ROE <sub>t</sub>	1,050*** (3,748)	1,086*** (3,582)	1,156*** (3,834)	1,151*** (3,763)	1,059*** (2,752)	1,144*** (3,804)	1,183*** (3,984)
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,789*** (3,451)	1,776*** (3,030)	1,772*** (3,586)	1,774*** (3,338)	1,780*** (3,336)	1,742*** (3,333)	1,666*** (3,210)
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-2,079*** (-3,628)	-2,214*** (-3,579)	-2,321*** (-3,850)	-2,245*** (-3,651)	-2,179*** (-3,214)	-2,264*** (-3,692)	-2,273*** (-3,624)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,281*** (4,920)	0,257*** (5,075)	0,261*** (5,330)	0,224*** (4,340)	0,253*** (4,955)	0,230*** (4,531)	0,262*** (5,321)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,191 (1,563)	0,190 (1,275)	0,203 (1,611)	0,212* (1,713)	0,188 (1,404)	0,200 (1,590)	0,220* (1,721)
Risk <sub>t</sub>	0,385 (1,514)	0,407 (1,427)	0,435 (1,638)	0,446* (1,670)	0,400 (1,433)	0,442* (1,686)	0,455* (1,707)
Lev <sub>t</sub>	0,115 (0,274)	-0,0521 (-0,116)	0,0972 (0,213)	0,0366 (0,0804)	-0,0115 (-0,0260)	-0,0363 (-0,0803)	-0,0615 (-0,136)
Div	0,0644 (1,559)	0,0797* (1,743)	0,0735* (1,693)	0,0787* (1,886)	0,0826* (1,862)	0,0734* (1,727)	0,0764* (1,774)
DAX <sub>t</sub>	-0,000523 (-0,00324)	-0,0262 (-0,157)	0,0128 (0,0808)	-0,0542 (-0,318)	-0,00867 (-0,0532)	-0,0250 (-0,155)	-0,0407 (-0,254)
n	371	359	371	371	361	371	371
R <sup>2</sup> -Within	0,512	0,496	0,511	0,510	0,498	0,510	0,506
R <sup>2</sup> -Between	0,922	0,934	0,926	0,909	0,922	0,914	0,908
R <sup>2</sup> -Overall	0,554	0,546	0,556	0,548	0,542	0,551	0,543

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)

Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen; unabh.: unabhängige

Tab. 21: Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

Zunächst illustrieren die durchgehend insignifikanten Koeffizienten bei den Regressionen mit zufälligen und fixen Unternehmenseffekten, dass unterschiedliche Ausprägungen der Corporate Governance im Längsschnitt innerhalb von Unternehmen und be-

dingt auch im (Gesamt-)Querschnitt keine wesentliche Determinante der Vorstandsvergütung zu sein scheinen. Die dargestellten Ergebnisse der Industry Fixed Effects-Regressionen verdeutlichen ebenfalls den weitgehend fehlenden Einfluss der Corporate Governance-Indikatoren auch im Querschnitt innerhalb von Industrien. Insgesamt scheinen somit die institutionellen Rahmenbedingungen im Vergleich zu den anderen identifizierten Einflussfaktoren eine nur untergeordnete Rolle für die Höhe der Vorstandsvergütung zu spielen. Darüber hinaus unterstreichen auch die entweder nur sehr leicht gestiegenen oder in einigen Fällen sogar gesunkenen  $R^2$ -Werte im Vergleich zur Industry Fixed Effects-Regression mit der gleichen Spezifikation jedoch ohne Einbeziehung von Corporate Governance-Variablen in Tab. 15 auf Seite 120 den geringen Erklärungsgehalt der untersuchten institutionellen Ausprägungen.

Zumindest im Vergleich unterschiedlicher Unternehmen derselben Industrie geht jedoch ein vergütungssenkender Einfluss von der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat aus. Dies gibt Hinweise darauf, dass Vorstände in der Funktion als Aufsichtsratsmitglied in anderen Unternehmen möglicherweise negativ auf die Vergütung des fremden Vorstands einwirken, um ihre Reputation als besonders zuverlässiges Aufsichtsratsmitglied aufzubauen und dadurch selbst mehr Spielraum bei den eigenen Gehaltsverhandlungen in der Funktion als Vorstand zu erlangen (vgl. auch Abschnitt 3.3.3). Einen ebenfalls negativen Einfluss fremder Vorstände im Aufsichtsrat identifizieren Entorf et al. (2009) für DAX-Unternehmen im Zeitraum von 2001 bis 2006.<sup>444</sup> Für US-amerikanische Unternehmen jedoch stellen Fahlenbrach, Low und Stulz (2010) bei Industry Fixed Effects-Regressionen einen positiven Einfluss auf die Gesamtvergütung fest, sodass *ceteris paribus* die Entlohnung des Vorstands um 8,2 % höher ist, wenn sich ein fremdes Vorstandsmitglied mehr im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens befindet als in einer anderen Firma derselben Industrie,<sup>445</sup> während der hier identifizierte Zusammenhang eine um 6,95 % niedrigere Vorstandsvergütung impliziert. Ein korrespondierender vergütungserhöhender Effekt der Anzahl der in fremde Aufsichtsräte entsandten Vorstandsmitglieder des betrachteten Unternehmens kann allerdings im Rahmen dieser Arbeit im Gegensatz zu den Ergebnissen von Balsmeier und Peters (2009) nicht festgestellt werden.<sup>446</sup> Dass der hier identifizierte Zusammenhang insgesamt wenig robust ist, verdeutlichen darüber hinaus nicht nur die unterschiedlichen Er-

---

<sup>444</sup> Vgl. Entorf et al. (2009), S. 1130–1131. Für den nahezu gleichen Datensatz (DAX-Unternehmen von 2001 bis 2005) bestätigt auch Prinz (2006), S. 23, diesen Zusammenhang.

<sup>445</sup> Vgl. Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29.

<sup>446</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 975–976.

gebnisse der verschiedenen Spezifikationen, sondern auch die Tatsache, dass analog zu den Befunden von Anderson und Bizjak (2003) kein von fremden Vorständen im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats ausgehender Einfluss auf die Entlohnung im betrachteten Unternehmen identifiziert werden kann,<sup>447</sup> obwohl der Vergütungsausschuss im Vergleich zum gesamten Aufsichtsrat direkter und unmittelbarer mit der Festsetzung der Vorstandsvergütung konfrontiert ist. Um in diesem Kontext zu überprüfen, ob möglicherweise die durch das VorstAG induzierten Änderungen, die seit Inkrafttreten des Gesetzes nicht mehr die Delegation von Entscheidungen bezüglich der Vorstandsentslohnung an den Vergütungsausschuss erlauben,<sup>448</sup> ursächlich für nicht festgestellte Zusammenhänge sind, wurden für alle Corporate Governance-Variablen, die jeweils paarweise von dieser Neuregelung betroffen sind, Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen durchgeführt, die zusätzlich einen Interaktionsterm der jeweiligen Corporate Governance-Variablen mit dem Jahr 2010 beinhalten.<sup>449</sup> Da sich in keinem Fall qualitative Änderungen ergeben haben sowie keine signifikanten Koeffizienten der jeweiligen Interaktionsterme identifiziert wurden und die Ergebnisse somit nahelegen, dass zumindest kurzfristig kein Einfluss von der Gesetzesänderung auf die Abhängigkeit der Höhe der Vorstandsvergütung von verschiedenen institutionellen Ausprägungen der Unternehmen ausgegangen ist, erfolgt die Darstellung der Ergebnisse der Übersichtlichkeit halber nur in Anhang BB.

Insgesamt ist hinsichtlich der Regressionsergebnisse zu konstatieren, dass – analog zu den Ergebnissen bezüglich der Performanceabhängigkeit der Vergütung – bisherige Studienergebnisse sehr heterogen sind (vgl. zur detaillierten Diskussion Abschnitt 2.3.4)

---

<sup>447</sup> Vgl. Anderson/Bizjak (2003), S. 1336.

<sup>448</sup> Vgl. Art. 1 Nr. 4 VorstAG.

<sup>449</sup> Es wurden Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen durchgeführt, da bei Betrachtung etwaiger Einflüsse des VorstAG nicht die Querschnittvariation, sondern die Längsschnittvariation im Fokus liegt. Die Regressionen erfolgten jeweils unter Einbeziehung von zwei korrespondierenden Corporate Governance-Variablen, zwischen denen möglicherweise im Jahr 2010 eine Verschiebung der Effekte auf die Vorstandsvergütung stattfand. So ist beispielsweise von der induzierten Kompetenzverschiebung nicht nur der Vergütungsausschuss selbst, sondern auch der Aufsichtsrat betroffen. Analog ändert sich nicht nur die Rolle fremder Manager im Vergütungsausschuss, die Teile ihrer vorherigen Kompetenzen abgeben, sondern gleichzeitig sind auch fremde Manager, die zwar Mitglied des Aufsichtsrats, nicht aber des Vergütungsausschusses sind, durch potentielle neu gewonnene Einflussmöglichkeiten auf die Vorstandsvergütung von der Gesetzesnovelle betroffen. Pro Schätzer wurden somit drei Regressionen durchgeführt, bei denen zusammen jeweils untersucht wurden: die Größe des Aufsichtsrats und die Größe des Vergütungsausschusses; die Anzahl der Mitglieder fremder Vorstände im Aufsichtsrat und im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats; die Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglied im Aufsichtsrat eines fremden (M)DAX-Unternehmens sind und die Mitglied des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats eines anderen (M)-DAX-Konzerns sind. In jede Regression wurden die Interaktionsterme der beiden inkludierten Corporate Governance-Variablen mit dem Jahr 2010 einbezogen.

und somit sowohl gleichlautende als auch gegenteilige Befunde zu den hier identifizierten Zusammenhängen existieren. Dennoch verdeutlichen die im Längsschnitt (und bedingt im (Gesamt-)Querschnitt) vollständig und im Industriequerschnitt bis auf eine Variable ebenso durchweg insignifikanten Ergebnisse insbesondere in ihrer Gesamtheit, dass im Vergleich zu früheren deutschen und internationalen Studien tendenziell weniger Hinweise auf Managermacht festgestellt werden können. So wurde in empirischen Untersuchungen beispielsweise sowohl teilweise ein positiver als auch ein negativer Einfluss der Größe des Aufsichtsrats<sup>450</sup> und des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats<sup>451</sup> auf die Entlohnung sowie ein vergütungssenkender Einfluss der Eigentümerkonzentration identifiziert,<sup>452</sup> während die hier festgestellten Ergebnisse jeweils keinen Einfluss der Ausprägungen dieser Corporate Governance-Indikatoren auf die Vergütung implizieren.

Die Quantilregressionen zur Überprüfung etwaiger Unterschiede des Einflusses der Corporate Governance-Indikatoren auf verschiedene Quantile der Vergütung geben keine Hinweise auf systematische Unterschiede zwischen niedrigen und hohen Quantilen. Für alle untersuchten Variablen kann in keinem Fall die Annahme der Gleichheit der Koeffizienten aller sieben analysierten Quantile verworfen werden. Zwischen der Höhe der Koeffizienten einzelner untersuchter Quantile bestehen lediglich bei der Größe des Aufsichtsrats und des Vergütungsausschusses signifikante Unterschiede; diese bestehen aber insbesondere nicht zwischen den Koeffizienten beim 10 %- und beim 90 %-Quantil und geben somit keine Hinweise auf (stärkere) Managermacht in Unternehmen mit besonders hohen Vergütungsniveaus. Da die Quantilregressionen insofern keine weitergehenden Erkenntnisse oder Einblicke bieten und die Darstellung aller untersuchten Variablen sehr umfangreich ist, wird darauf der Übersichtlichkeit halber an dieser Stelle verzichtet. Die Ergebnisse sind stattdessen vollständig in Anhang CC abgebildet.

#### *Konkave und konvexe Wirkzusammenhänge*

Bis dato wurden nur log-lineare Zusammenhänge zwischen Vergütung und Corporate Governance-Variablen untersucht, die eine konstante prozentuale Änderung der Vergü-

---

<sup>450</sup> Vgl. für die Identifikation eines positiven Einflusses z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 403; Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 12; Ozkan (2011), S. 283; Rapp/Wolff (2010), S. 1100, sowie für die Feststellung eines negativen Einflusses auf die Entlohnung Fabbri/Marin (2012), S. 17.

<sup>451</sup> Vgl. für die Feststellung eines positiven Einflusses Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522, und für die Identifikation eines negativen Einflusses auf die Vergütung Rapp/Wolff (2008), S. 21.

<sup>452</sup> Vgl. Elston/Goldberg (2003), S. 1404; Frydman/Saks (2010), S. 2129; Kaserer/Wagner (2004), S. 12; Rapp/Wolff (2010), S. 1097–1099.

tung durch eine Änderung der unabhängigen Variablen unterstellen. Im Folgenden soll als Robustheitstest ferner untersucht werden, ob möglicherweise nicht-lineare Einflüsse der unabhängigen Variablen auf den Logarithmus der Vergütung bestehen, indem für alle Corporate Governance-Variablen zusätzlich ein quadrierter Term in die Regressionsgleichung mit einbezogen wird. Dies lässt Rückschlüsse auf konkave oder konvexe Zusammenhänge zwischen Corporate Governance-Variablen und Vergütung zu, die die Vorstandsentslohnung bei einer bestimmten Ausprägung der Corporate Governance-Indikatoren entweder minimieren oder aber maximieren. Beispielhaft ist die Firm Fixed Effects-Regression in Gleichung (17) dargestellt. Der Übersichtlichkeit halber sind die Eigenkapitalrendite, die Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und der Aktienkursvolatilität sowie alle weiteren Kontrollvariablen nicht gesondert dargestellt.

$$(17) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot CG_{it}^2 + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

In Tab. 22 sind alle Regressionen mit individuen-spezifischen Effekten abgebildet, bei denen mindestens einer der Koeffizienten der unquadratischen und der quadrierten Corporate Governance-Variable signifikant ist (Random Firm Effects-Regressionen, bei denen der robuste Hausman-Test auf Inkonsistenz des Schätzers hinweist, sind hier nicht dargestellt).<sup>453</sup> Die jeweils vollständigen Ergebnisse der Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen sind Anhang DD bis Anhang FF zu entnehmen.

Zunächst ist anzumerken, dass auch hier selbst im Falle der dargestellten signifikanten Einflüsse der Corporate Governance-Variablen nur bei der Untersuchung des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs eine durchgehende Erhöhung der drei Bestimmtheitsmaße in beiden dargestellten Spezifikationen zu verzeichnen ist. Bei der Untersuchung der anderen signifikanten Corporate Governance-Variablen erhöhen sich entweder nur einzelne  $R^2$ -Werte in sehr geringem Umfang, es ist keine durchgängige Erhöhung bei allen Schätzern zu verzeichnen oder es kommt sogar zu einer Verringerung der Bestimmtheitsmaße im Vergleich zu den Regressionen ohne Einbeziehung der Corporate Governance-Variablen in Tab. 15 auf Seite 120. So verdeutlichen auch die Regressionen unter Einbeziehung quadrierter Corporate Governance-Variablen, dass die institutionellen Ausprägungen der Unternehmen nur eine geringe Erklärungskraft besit-

<sup>453</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass aus der Einbeziehung quadrierter Terme (zwangsläufig) höhere VIFs resultieren. Für folgende Variablen liegt der zentrierte VIF jeweils bei über 10:  $AR_t$  (44,94),  $AR_t^2$  (44,2),  $VA_t$  (15,96),  $VA_t^2$  (16),  $SR\_Akt_t$  (11,9),  $SR\_Akt_t^2$  (11,94).

zen, die über die bereits von den in Abschnitt 5.2.2 als wesentliche Einflussfaktoren der Vergütung identifizierten Variablen erklärte Variabilität der Vergütung hinausgeht.

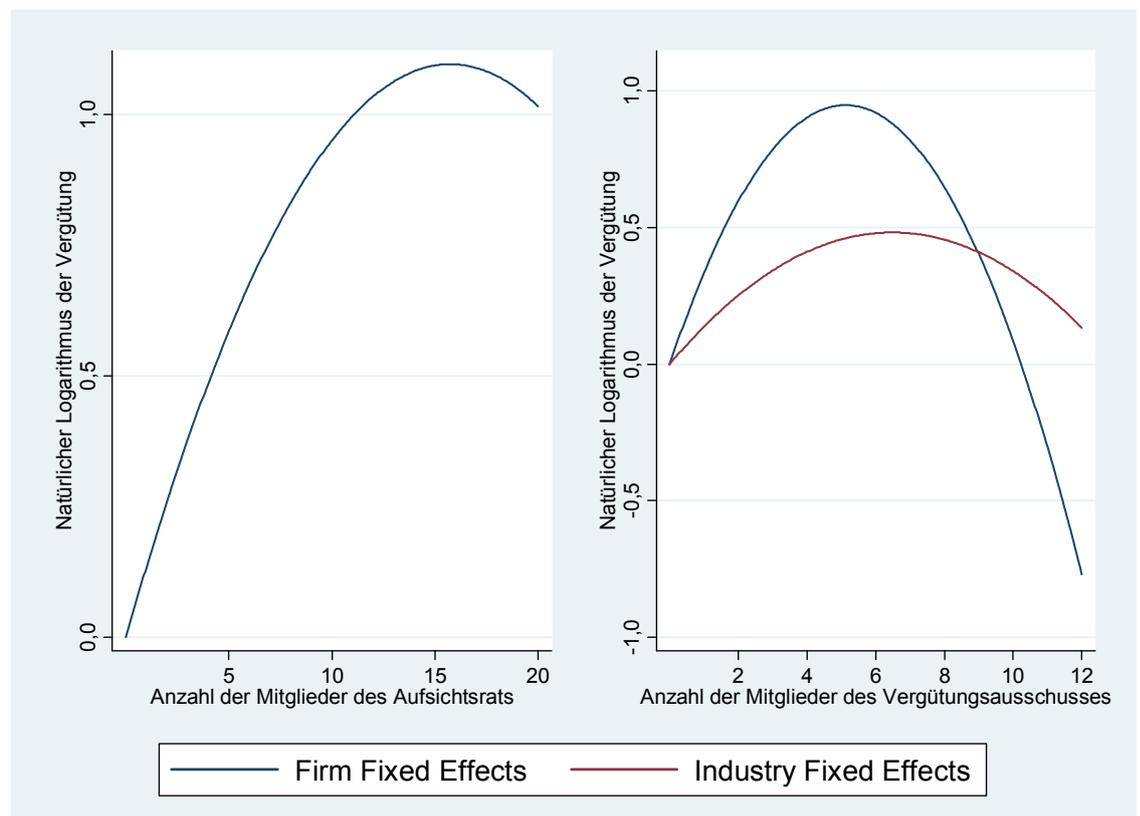
Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	Random Firm Effects		Firm Fixed Effects			Industry Fixed Effects	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$AR_t$			0,139** (2,098)				
$AR_t^2$			-0,00443** (-2,063)				
$VA_t$				0,370*** (3,601)		0,148* (1,678)	
$VA_t^2$				-0,0362*** (-3,583)		-0,0114** (-2,023)	
$V\_VA\_in_t$	-0,133 (-1,449)				-0,121 (-1,220)		
$V\_VA\_in_t^2$	0,118** (2,285)				0,127** (2,428)		
$SR\_Akt_t$		-1,331* (-1,943)					-2,024*** (-3,409)
$SR\_Akt_t^2$		1,866** (2,327)					2,567*** (3,587)
$ROE_t$	0,759** (2,336)	0,816*** (3,137)	0,798*** (2,987)	0,761*** (2,762)	0,692** (2,049)	1,093*** (3,686)	0,985*** (3,097)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,832*** (4,210)	1,848*** (4,248)	1,718*** (4,044)	1,942*** (4,023)	1,833*** (4,202)	1,789*** (3,035)	1,859*** (3,636)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,559*** (-2,850)	-1,684*** (-3,152)	-1,307*** (-3,025)	-1,574*** (-2,807)	-1,437** (-2,524)	-2,261*** (-3,670)	-2,204*** (-3,348)
$\ln(UM_t)$	0,256*** (7,517)	0,262*** (8,697)	0,294* (1,827)	0,321** (2,142)	0,290* (1,840)	0,258*** (5,168)	0,267*** (5,735)
Tobin's $Q_t$	0,140** (2,499)	0,163*** (3,265)	0,135** (2,066)	0,178** (2,133)	0,125 (1,531)	0,188 (1,240)	0,176 (1,585)
$Risk_t$	0,112 (0,568)	0,163 (0,890)	-0,000755 (-0,00406)	-0,00297 (-0,0143)	0,0695 (0,339)	0,444 (1,564)	0,432 (1,628)
$Lev_t$	-0,107 (-0,428)	-0,187 (-0,787)	0,00984 (0,0311)	-0,239 (-0,596)	-0,00294 (-0,00955)	-0,180 (-0,395)	-0,320 (-0,749)
Div	0,0728* (1,761)	0,0598 (1,530)				0,0803* (1,733)	0,0711 (1,668)
$DAX_t$	-0,0729 (-0,828)	-0,0841 (-0,949)	-0,0834 (-1,033)	-0,112 (-1,343)	-0,0952 (-1,161)	-0,0502 (-0,304)	-0,0621 (-0,403)
n	361	371	371	359	361	359	371
$R^2$ -Within	0,289	0,296	0,300	0,297	0,291	0,503	0,542
$R^2$ -Between	0,608	0,658	0,500	0,553	0,553	0,936	0,920
$R^2$ -Overall	0,537	0,576	0,448	0,489	0,493	0,551	0,580
Hausman	0,307	0,364	-	-	-	-	-
L. Multiplier	0***	0***	-	-	-	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Tab. 22: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten**

(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang DD, Anhang EE und Anhang FF.)

Es ist erkennbar, dass sowohl für die Größe des Aufsichtsrats im Rahmen der Firm Fixed Effects-Regression (Spalte (3)) als auch für die Größe des Vergütungsausschusses im Rahmen der Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen (Spalte (4) und (6)) jeweils ein signifikant positiver Koeffizient des unquadratischen und ein signifikant negativer Koeffizient des quadrierten Terms festgestellt wurde. Dies impliziert einen konkaven Zusammenhang zwischen beiden Gremiengrößen und der Vergütungshöhe, sodass sich (von einer Gremiengröße von null Personen ausgehend) die Entlohnung mit zunehmender Anzahl der Mitglieder der Gremien zunächst (mit abnehmender Stärke) erhöht und der Effekt eines weiteren Anstiegs der Größe des Aufsichtsrats bzw. Vergütungsausschusses auf die Vergütung ab einer bestimmten Anzahl von Mitgliedern wieder negativ ist. Zur Illustration sind die identifizierten Zusammenhänge zwischen beiden Gremiengrößen und der Vergütung in Abb. 4 dargestellt.



**Abb. 4:** Darstellung des konkaven Zusammenhangs zwischen der Größe des (Vergütungsausschusses des) Aufsichtsrats und dem Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden gemäß Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regression

Im linken Teil der Abbildung ist ersichtlich, dass von der Anzahl der Mitglieder des Aufsichtsrats bis zu einer Gremiengröße von knapp 16 Personen (genau: 15,69 Personen) ein vergütungserhöhender Effekt ausgeht, und ab 17 Mitgliedern im Aufsichtsrat die Vergütung wieder sinkt. Dieser Zusammenhang deckt sich nicht mit den Befunden früherer internationaler und deutscher Studien. Wie bereits zuvor erläutert, wurde meist

ein positiver, teilweise aber auch ein negativer Einfluss auf die Vergütung identifiziert.<sup>454</sup> Unter Berücksichtigung dieser früheren Studienergebnisse erschien neben einem rein negativen oder positiven unter der Annahme von Managermacht auch ein konvexer Einfluss auf die Vergütung möglich, der die Vergütung bei einer bestimmten Gremiengröße minimiert, während die Überwachungseffizienz bei besonders kleinen (z. B. durch enge persönliche Bindungen zum Vorstand) oder großen Aufsichtsräten (z. B. durch fehlende Zuständigkeiten) schlechter ist (vgl. auch Abschnitt 3.3.1). Das hier festgestellte Ergebnis allerdings impliziert, dass gerade mit vergleichsweise kleinen und großen Aufsichtsräten kein höheres, sondern ein niedrigeres Vergütungsniveau assoziiert ist. Auf den ersten Blick suggeriert die Abbildung zwar einen größtenteils positiven Einfluss der Gremiengröße auf die Vergütung, unter Berücksichtigung der Tatsache, dass das 25 %-Quantil der Aufsichtsratsgröße bei 12, der Median bei 16 und das 95 %-Quantil bei 20 Personen liegt, lässt sich dieser Eindruck allerdings nicht bestätigen. In diesem Kontext zeigt sich erneut, dass nicht nur in Bezug auf die Performance-sensitivität der Vergütung, sondern offenbar auch hinsichtlich der Abhängigkeit von institutionellen Ausprägungen keineswegs von weitgehend homogenen Wirkzusammenhängen in verschiedenen Unternehmen auszugehen ist, sondern wesentliche Unterschiede etwa zwischen kleineren und größeren Unternehmen existieren. So liegt beispielsweise der Median (und gleichzeitig das 75 %-Quantil) der Aufsichtsratsgröße in der von Rapp und Wolff (2010) untersuchten Stichprobe bei lediglich 6 Mitgliedern.<sup>455</sup> Daher sind identifizierte Zusammenhänge offenbar nur bedingt verallgemeinerbar; dies ist gerade bei der Gestaltung möglicher Gesetzesreformen in die Entscheidungsfindung einzubeziehen.

Unter Berücksichtigung der bisherigen Forschungsergebnisse, insbesondere aber auch vor dem Hintergrund, dass der festgestellte Zusammenhang wenig robust ist und nicht im Querschnitt, sondern lediglich im Längsschnitt identifiziert wurde, kann dieser Befund nicht als Indiz für Managermacht gedeutet werden. Vielmehr erscheint plausibel, dass innerhalb von Unternehmen vorgenommene Änderungen der Gremiengröße möglicherweise aus institutionellen Änderungen resultieren, die wiederum ebenfalls Auswirkungen auf das Vergütungsniveau haben.

---

<sup>454</sup> Vgl. für die Identifikation eines positiven Einflusses z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 403; Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 12; Ozkan (2011), S. 283; Rapp/Wolff (2010), S. 1100, sowie für die Feststellung eines negativen Einflusses auf die Höhe der Entlohnung Fabbri/Marin (2012), S. 17.

<sup>455</sup> Vgl. Rapp/Wolff (2010), S. 1088.

Der Zusammenhang zwischen der Größe des Vergütungsausschusses und der Vorstandsvergütung ist im rechten Teil von Abb. 4 in blau für die Firm Fixed Effects-Regression und in rot für die Industry Fixed Effects-Regression dargestellt. Im Längsschnitt ist das Entlohnungsmaximum bei 5,11 Personen im Vergütungsausschuss erreicht, während es im Industriequerschnitt bei 6,49 Personen liegt. Anhand der wesentlich flacheren Kurve der Industry Fixed Effects-Regression ist ersichtlich, dass eine etwaige Änderung der Gremiengröße innerhalb eines Unternehmens einen deutlich stärkeren Einfluss auf die Vergütung ausübt, als ein ebenso hoher Unterschied in der Größe des Vergütungsausschusses zwischen verschiedenen Unternehmen innerhalb derselben Industrie bewirkt. Vor dem Hintergrund, dass die Mitglieder des Vergütungsausschusses eine direktere Möglichkeit der Einflussnahme auf die Vorstandsvergütung haben und nur wenige empirische Befunde zum Einfluss der Gremiengröße auf die Vorstandsvergütung existieren,<sup>456</sup> ist dieses Ergebnis somit trotz des identifizierten qualitativ zur Aufsichtsratsgröße analogen Wirkzusammenhangs tendenziell als Indiz für Managermacht zu deuten (vgl. dazu auch Abschnitt 3.3.2). Dies gilt insbesondere auch unter Berücksichtigung, dass der konkave Einfluss robuster als beim Aufsichtsrat ist und nicht nur im Längsschnitt, sondern auch im Querschnitt innerhalb von Industrien festgestellt wurde. So erscheint beispielsweise möglich, dass Mitglieder sehr kleiner Vergütungsausschüsse besonders vorsichtig und zurückhaltend bezüglich der Gewährung höherer Vergütungen oder neuer Vergütungsbestandteile agieren, weil ihre Entscheidungen gerade aufgrund der kleinen Gremiengröße und der höheren Wahrscheinlichkeit engerer persönlicher Beziehungen zum Vorstand einer intensiveren Beobachtung durch den gesamten Aufsichtsrat und die Aktionäre unterliegen.<sup>457</sup> Dass die Vergütung bei überdurchschnittlich großen Ausschüssen ebenfalls niedriger ist als bei einer mittleren Gremiengröße, ist möglicherweise darauf zurückzuführen, dass der Vorstand bei besonders großen Vergütungsausschüssen aufgrund der Vielzahl der Personen nicht mehr in der Lage ist, mögliche persönliche Beziehungen zu einzelnen Mitgliedern des Ausschusses zu seinem Vorteil auszunutzen. Das Ergebnis lässt den Schluss zu, dass die seit Inkrafttreten des VorstAG nicht mehr zulässige Delegation von Entscheidungen bezüg-

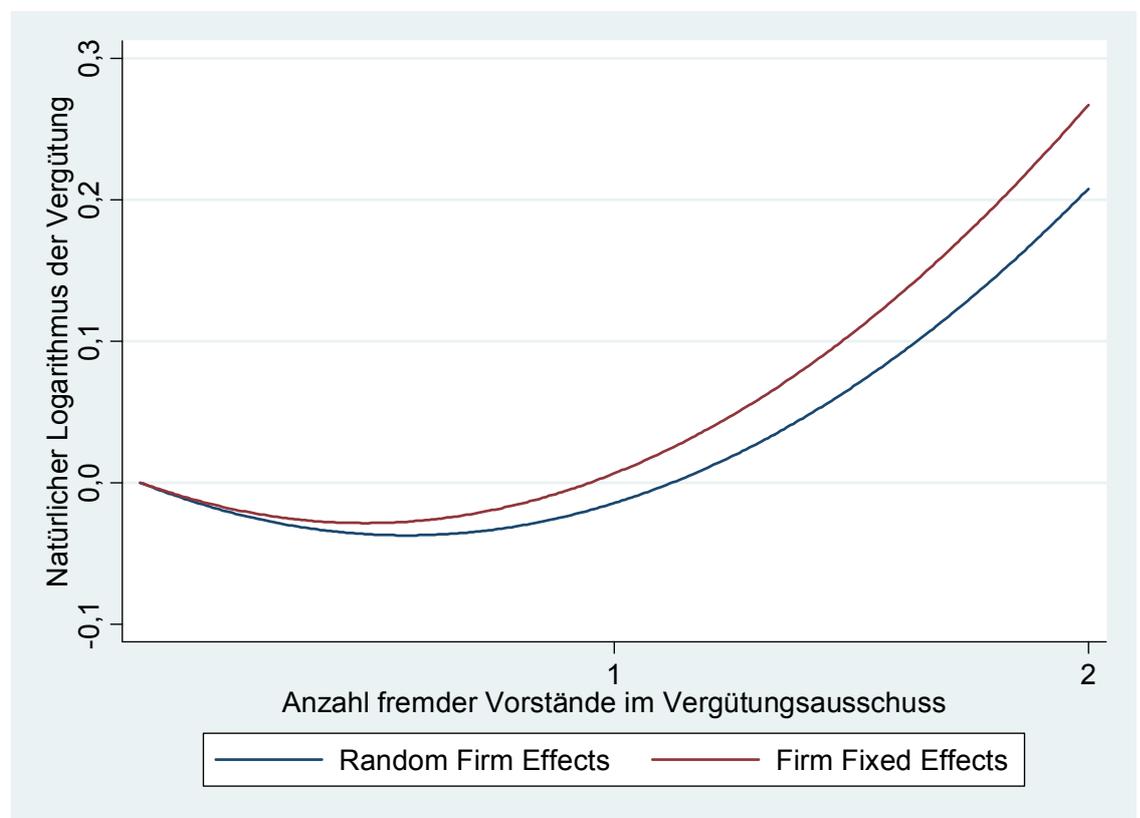
---

<sup>456</sup> So stellen etwa Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522, einen positiven Einfluss der Gremiengröße auf die Vorstandsentslohnung fest, Rapp/Wolff (2008), S. 21, hingegen identifizieren einen vergütungssenkenden Effekt.

<sup>457</sup> Vgl. ähnlich auch Ruiz-Verdú/Singh (2011), S. 36–37, die im Rahmen ihres Modells davon ausgehen, dass Aufsichtsratsmitglieder bei strengeren Offenlegungsvorschriften zunächst die (direkte) Vergütung des Vorstands senken, um als besonders unabhängig wahrgenommen zu werden (vgl. auch Abschnitt 2.3.4).

lich der Vorstandsentslohnung an den Vergütungsausschuss, der in diesem Kontext de facto zu einer Vergrößerung des Gremiums auf die Größe des Aufsichtsrats führt, einen tendenziell entlohnungssenkenden Effekt hat.<sup>458</sup>

Von der Anzahl fremder Vorstände im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats geht tendenziell ein konvexer Einfluss auf die Vorstandsvergütung aus. So kann zumindest für den quadrierten Term im Rahmen der Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regression in Spalte (1) und (5) von Tab. 22 jeweils ein signifikant positiver Einfluss auf die Vergütung festgestellt werden. Dieser Zusammenhang ist zur Illustration in Abb. 5 ersichtlich.



**Abb. 5:** Darstellung des konvexen Zusammenhangs zwischen der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats und dem Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden gemäß Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regression

Bei genauerer Analyse verdeutlichen die Koeffizienten, dass de facto eher ein positiver Einfluss auf die Vergütung besteht, der allerdings erst ab einer Anzahl von zwei fremden Managern im Vergütungsausschuss einsetzt. So wird das Minimum der Vergütung

<sup>458</sup> Auch in diesem Kontext wurden zusätzlich Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen durchgeführt, die neben der unquadratischen und quadratischen Größe des Aufsichtsrats und des Vergütungsausschusses jeweils die vier Interaktionsvariablen der unquadratischen und quadratischen Größen mit dem Jahr 2010 beinhalten. Da sich die zentrierten VIFs der acht Variablen in dieser Spezifikation auf 20,28 bis 570,36 belaufen und auf sehr starke Multikollinearität hindeuten, wurde auf die inhaltliche Analyse dieser Regressionen verzichtet.

bei 0,56 (Random Firm Effects) bzw. 0,48 Personen (Firm Fixed Effects) erreicht, bei *einem* fremden Vorstandsmitglied im Vergütungsausschuss jedoch entspricht das Vergütungsniveau fast genau der Höhe ohne fremde Topmanager im Gremium: Gemäß Koeffizienten der Random Firm Effects-Regression sinkt die Vergütung um 1,49 %, während sie auf Basis des bei der Firm Fixed Effects-Regression identifizierten Zusammenhangs um 0,6 % höher ist als ohne fremde Vorstände im Vergütungsausschuss. Den tendenziell eher positiven als konvexen Einfluss verdeutlicht darüber hinaus der nicht signifikante Koeffizient der unquadrierten Variable. Allerdings muss dieser Zusammenhang insgesamt eher als Tendenz gewertet werden. Es ist zu berücksichtigen, dass lediglich bei vier Beobachtungen, also rund einem Prozent der Untersuchungstichprobe, überhaupt zwei fremde Topmanager Mitglieder des Vergütungsausschusses des betrachteten Unternehmens sind. In allen anderen Fällen ist die Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Gremium geringer.

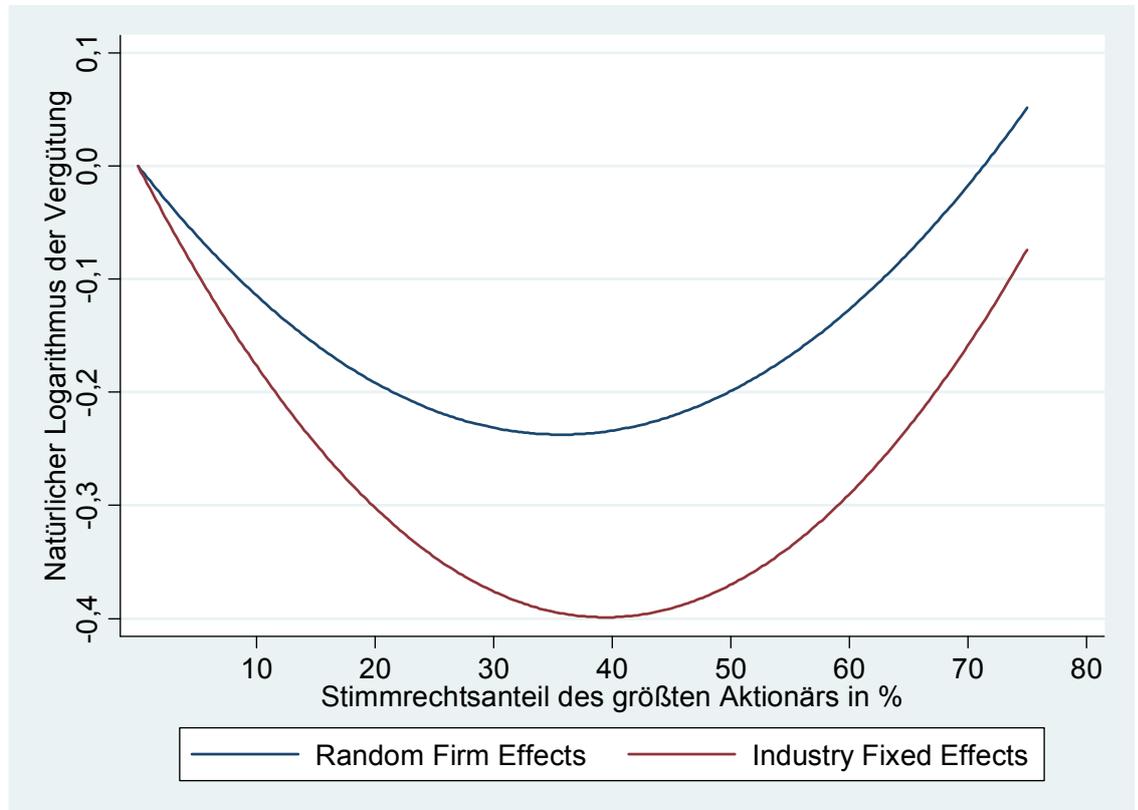
Dennoch weist das Ergebnis auf mögliche Unterschiede in der Einflussnahme von Vorständen auf die Vergütung fremder Topmanager in Abhängigkeit davon hin, ob sie als Mitglied des Aufsichtsrats nur indirekt mit Vergütungsfragen konfrontiert oder als Mitglied des Vergütungsausschusses direkt in Themen der Vorstandsvergütung involviert sind. So impliziert der im Rahmen der Industry Fixed Effects-Regressionen identifizierte negative Einfluss fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vergütung die Wahrnehmung einer starken Überwachungs- und Disziplinierungsfunktion, um eine Reputation als besonders zuverlässiges Aufsichtsratsmitglied aufzubauen und dadurch selbst mehr Spielraum bei den eigenen Gehaltsverhandlungen in der Funktion als Vorstand zu erlangen (vgl. auch Abschnitt 3.3.3 sowie die Diskussion zu Tab. 21). Der nun identifizierte tendenziell positive Einfluss der Anzahl fremder Topmanager im Vergütungsausschuss, der auf Basis der Random Firm Effects-Regression zumindest auch beschränkt im Querschnitt gilt, legt hingegen nahe, dass Vorstände bei einer direkte(re)n Möglichkeit der Einflussnahme auf die Vergütung ihrer Kollegen keine disziplinierende Rolle mehr einnehmen, sondern bewusst das Entlohnungsniveau erhöhen. Einerseits erhöhen sie somit das durchschnittliche Niveau der Vergütung der Vergleichsunternehmen im Rahmen des Peer Group Benchmarkings (unter der Annahme, dass andere DAX- und MDAX-Unternehmen als Referenzunternehmen herangezogen werden) und beeinflussen somit indirekt zumindest mittelfristig ihr eigenes Vergütungsniveau. Andererseits können mögliche im Rahmen der Tätigkeit im Vergütungsausschuss eines anderen (M)DAX-Konzerns induzierte Vergütungserhöhungen des dortigen Vorstands bei den

eigenen Vertragsverhandlungen als Vorstand als direkter Vergleich herangezogen werden, um den Aufsichtsrat zu einer entsprechenden Anpassung der eigenen Vorstandsvergütung zu bewegen. Unter Berücksichtigung des ab einer Anzahl von zwei fremden (M)DAX-Vorständen im Vergütungsausschuss festgestellten positiven Einflusses auf die Entlohnung erscheint außerdem möglich, dass die de facto durch das VorstAG induzierte Ausweitung des Vergütungsausschusses auf den Gesamtaufichtsrat im Längsschnitt möglicherweise zu einer Erhöhung der Vergütung führt, wenn fremde (M)DAX-Vorstände Mitglieder des Aufsichtsrats sind, bisher aber nicht dem Vergütungsausschuss angehört. Der potentiell vergütungserhöhende Einfluss resultiert daraus, dass fremden (M)DAX-Vorständen, die nicht Mitglied des Vergütungsausschusses, aber des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens sind, seit 2010 (bzw. seit der ersten Aufsichtsratssitzung nach Inkrafttreten des VorstAG am 5. August 2009) durch die Gesetzesänderung und die damit verbundene Verschiebung vormaliger Kompetenzen des Vergütungsausschusses an den Gesamtaufichtsrat ein stärkeres Mitspracherecht bei der Gestaltung der Vorstandsverträge zukommt und sich die Funktion von Mitgliedern des Vergütungsausschusses und des restlichen Aufsichtsrats in diesem Kontext teilweise angleicht. Zumindest tendenziell wären somit weitere fremde Vorstandsmitglieder, die zwar keine Mitglieder des Vergütungsausschusses sind, aber seit der Gesetzesnovelle trotzdem umfangreichere Einflussmöglichkeiten auf die Vorstandsvergütung im betrachteten Unternehmen gewonnen haben, mit ihren Vorstandskollegen im Vergütungsausschuss gleichzusetzen. Um diesen Zusammenhang hinsichtlich möglicher kurzfristiger Auswirkungen zu überprüfen, wurden auch hier eine weitere Random Firm Effects- sowie eine Firm Fixed Effects-Regression unter Einbeziehung beider unquadrierter und quadrierter Größen einschließlich der Interaktionsterme dieser vier Variablen mit dem Jahr 2010 durchgeführt.<sup>459</sup> Qualitativ ergeben sich keine Änderungen hinsichtlich der zuvor identifizierten signifikanten Einflüsse, und die Interaktionsterme mit dem Jahr 2010 sind durchweg insignifikant. Daher erfolgt die Darstellung der Regressionsergebnisse nur in Anhang GG. So scheint zumindest kurzfristig der vermutete Wirkzusammenhang nicht eingetreten zu sein. Bei der Analyse der quadrierten Variablen ergibt sich hinsichtlich des VorstAG das gleiche Bild wie bei der Untersuchung der unquadrierten Variablen, bei der keine kurzfristigen Auswirkungen der Gesetzesände-

---

<sup>459</sup> Die zentrierten VIFs der acht Variablen liegen zwischen 8,81 und 17,21 (die zentrierten VIFs aller Kontrollvariablen sind niedriger).

rung auf die Abhängigkeit der Vergütung von den analysierten Corporate Governance-Indikatoren festgestellt werden konnten.<sup>460</sup>



**Abb. 6:** Darstellung des konvexen Zusammenhangs zwischen dem Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs und dem Logarithmus der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden gemäß Random Firm Effects- und Industry Fixed Effects-Regression

In Spalte (2) und (7) in Tab. 22 ist ersichtlich, dass sowohl bei der Random Effects- als auch bei der Industry Fixed Effects-Regression ein konvexer Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die Höhe der Vorstandsvergütung festgestellt wurde. Für beide Regressionen ist dieser Zusammenhang in Abb. 6 illustriert. So sinkt zunächst mit zunehmendem Anteilsbesitz die Vergütung (mit abnehmender Stärke). Das Minimum der Vergütung ist erreicht bei einem Anteilsbesitz von 35,7 % (Random Firm Effects) bzw. 39,4 % (Industry Fixed Effects). Die Entlohnung ist dabei 21,1 % (Random Firm Effects) bzw. 32,9 % (Industry Fixed Effects) niedriger als ohne Stimmrechtsanteile von mindestens 5 %. Mit weiter steigendem Anteilsbesitz erhöht sich die Vergütung wieder. Bis zu einem Stimmrechtsanteil von 71,3 % (Random Firm Effects) bzw.

<sup>460</sup> Der Vollständigkeit halber sei darauf hingewiesen, dass auch für die Anzahl der in fremde Aufsichtsräte und Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder entsprechende Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen mit quadrierten und unquadrierten Größen sowie den Interaktionstermen mit dem Jahr 2010 durchgeführt wurden. Keine der Regressionen hat zu qualitativ anderen Ergebnissen als in der Einzelbetrachtung ohne Interaktionsterme geführt und es wurden keine signifikanten Einflüsse der Interaktionsterme mit dem Jahr 2010 identifiziert. Die Regressionsergebnisse sind ebenfalls in Anhang GG ersichtlich.

78,8 % (Industry Fixed Effects) kommt es zu einem negativen Einfluss auf die Höhe der Vergütung im Vergleich zur Situation ohne einen Eigentümer mit mindestens 5 % der Stimmrechte. Erst ab einem noch höheren Stimmrechtsanteil eines einzelnen Aktionärs steigt die Vergütung über das Ausgangsniveau ohne einen großen Eigentümer hinaus.

Dass der qualitativ gleiche Zusammenhang sowohl bei der Random Firm Effects- als auch bei der Industry Fixed Effects-Regression identifiziert wurde, verdeutlicht, dass unterschiedliche Stimmrechtsanteile des größten Aktionärs nicht nur Vergütungsunterschiede zwischen verschiedenen Unternehmen (derselben Industrie) erklären können, sondern auch ein veränderter Anteilsbesitz innerhalb von Unternehmen im Längsschnitt zu Änderungen der Vorstandsvergütung führt. Da das Vergütungsniveau bis zu einem Stimmrechtsanteil von 35–40 % stetig sinkt, lässt dies den Rückschluss zu, dass Vorstände durchaus Macht gegenüber dem Aufsichtsrat besitzen, die durch die Präsenz eines großen Aktionärs verringert werden kann. Trotz der Tatsache, dass im Gegensatz zu einem Großteil US-amerikanischer Studien<sup>461</sup> kein durchgängig negativer Einfluss des Stimmrechtsanteils auf die Vergütungshöhe festgestellt werden konnte, weist der hier beobachtete konvexe Zusammenhang darauf hin, dass sich die Erkenntnisse im Rahmen dieser Arbeit durchaus mit denen der US-amerikanischen Studien decken. Der Grund dafür liegt in den deutlich unterschiedlichen Kapitalmärkten: Während in den USA kleine Aktionäre die Regel sind,<sup>462</sup> sind in Deutschland häufig sehr große Anteilsbesitze zu beobachten.<sup>463</sup> Diese Tatsache legt nahe, dass in den USA in den meisten Fällen gar keine Anteilseigner existieren, die mehr als 40 % der Stimmrechte an einem Unternehmen besitzen. Betrachtet man nur die Anteilsspanne von 0 % bis knapp 40 %, so kann auch für die deutschen Unternehmen gemäß Industry Fixed Effects-Regression ein signifikant negativer (aber von der Stärke her abnehmender) Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung beobachtet werden. Somit können die Ergebnisse US-amerikanischer Studien vor dem Hintergrund der unterschiedlichen Charakteristika der Kapitalmärkte durchaus auch für Deutschland bestätigt werden. Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass trotz des identifizierten konvexen Zusammenhangs auch für einen Großteil der Unternehmen der Stichprobe ein negativer (wenn auch mit zunehmender Höhe abnehmend starker) Einfluss großer Anteilseigner auf die Vergütung ausgeht: So liegt der Median des Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs bei 15 % (vgl. auch

---

<sup>461</sup> Vgl. z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 404; Frydman/Saks (2010), S. 2129.

<sup>462</sup> Vgl. Shleifer/Vishny (1997), S. 754.

<sup>463</sup> Vgl. Franks/Mayer/Wagner (2006), S. 537.

Tab. 7 auf Seite 84), das 75 %-Quantil liegt bei einem Stimmrechtsanteil von 35 % – in 75 % der Unternehmen (bzw. Beobachtungen) besitzt der größte Aktionär also maximal 35 % der Stimmrechte. Andere deutsche Studien konnten ebenfalls eine negative Wirkung des Anteilsbesitzes großer Aktionäre auf die Höhe der Vorstandsvergütung feststellen.<sup>464</sup> Unter Berücksichtigung unterschiedlicher Untersuchungsdesigns kann daher konstatiert werden, dass die Erkenntnisse dieser Arbeit die Ergebnisse der Studien früherer Berichtsjahre bestätigen.

Überraschend ist allerdings, dass die Vergütung mit weiter steigendem Stimmrechtsanteil wieder zunimmt und je nach Spezifikation ab ca. 71 % bzw. 79 % sogar das Ausgangsniveau ohne großen Aktionär mit mindestens 5 % der Stimmrechte überschreitet. Ein möglicher Grund dafür ist, dass die Kontroll- und Cashflowrechte großer Eigentümer aufgrund von Pyramidenstrukturen oftmals weit auseinanderfallen und sich große Aktionäre auf Kosten kleinerer Eigentümer bereichern können, wenn aufgrund der Differenz zwischen Kontroll- und Cashflowrechten die Maximierung des Unternehmenswertes nicht mehr Hauptziel des großen Aktionärs ist; dies ist insbesondere bei Familienunternehmen häufig der Fall.<sup>465</sup> So können Haid und Yurtoglu (2006) für deutsche Firmen empirisch einen positiven Einfluss auf die Vorstandsvergütung feststellen, wenn ein Unternehmen zu mindestens 50 % familienkontrolliert ist.<sup>466</sup> Burkart, Panunzi und Shleifer (2003) zeigen auch modelltheoretisch, dass es gerade bei relativ schwach ausgeprägtem gesetzlichen Aktionärsschutz<sup>467</sup> für Gründerfamilien optimal sein kann, sich mit dem Vorstand auf Kosten von Minderheitsaktionären zu verbünden.<sup>468</sup>

Die Quantilregressionen offenbaren auch unter Einbeziehung der quadrierten Corporate Governance-Variablen keine Hinweise darauf, dass in Unternehmen mit höheren Vergütungsniveaus tendenziell mehr Managermacht bestehen könnte als in Firmen mit niedrigeren Salären. Daher erfolgt aufgrund der umfangreichen Daten aus Gründen der Übersichtlichkeit auch für die Analyse der quadrierten Corporate Governance-Variablen die vollständige Darstellung der Ergebnisse nur in Anhang HH. Für keine der Regressionen kann die Gleichheit der Koeffizienten aller analysierten Quantile des unquadranten oder

---

<sup>464</sup> Vgl. Elston/Goldberg (2003), S. 1404; Kaserer/Wagner (2004), S. 12; Rapp/Wolff (2010), S. 1097–1099.

<sup>465</sup> Vgl. Bebchuk (1999); La Porta/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1999), S. 511. Vgl. für einen internationalen Vergleich des privaten Nutzens aus Kontrollrechten Dyck/Zingales (2004).

<sup>466</sup> Vgl. Haid/Yurtoglu (2006), S. 19, 27.

<sup>467</sup> Deutschland weist einen im internationalen Vergleich eher schwach ausgeprägten Aktionärsschutz auf (vgl. La Porta/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1999)).

<sup>468</sup> Vgl. Burkart/Panunzi/Shleifer (2003), S. 2193.

des quadrierten Terms der jeweiligen untersuchten Corporate Governance-Variable auf einem Signifikanzniveau von 10 % oder niedriger verworfen werden. Auch im Rahmen der für alle Regressionen paarweise durchgeführten Tests der Koeffizienten verschiedener Quantile kann nur in Einzelfällen die Annahme der Gleichheit verworfen werden; analog zu den Ergebnissen ohne quadrierte Terme ist dies aber insbesondere bei keiner der Variablen im Vergleich des 10 %- und des 90 %-Quantils der Fall.

Interessant sind dennoch die Ergebnisse der Quantilregressionen der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens, die daher in Tab. 23 abgebildet sind. Es ist erkennbar, dass sowohl der unquadrierte als auch der quadrierte Term nur beim 10 %-Quantil signifikant von Null verschieden sind. Bei den paarweise durchgeführten Tests wird die Gleichheit beider Koeffizienten mit denen beim 40 %-, 50 %- und 60 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau oder kleiner abgelehnt.<sup>469</sup> Beim 25 %-Quantil hingegen ist nur noch der quadrierte Term signifikant; dennoch wird auch hier die Gleichheit beider Koeffizienten zumindest mit denen beim 50 %- und 60 %-Quantil abgelehnt. Alle anderen paarweise durchgeführten Tests sind insignifikant.

Während bei der Industry Fixed Effects-Regression (vgl. Tab. 21) ein negativer Einfluss der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vergütung identifiziert wurde,<sup>470</sup> implizieren die Koeffizienten beim 10 %-Quantil, dass zumindest in Unternehmen mit besonders niedrigen Vergütungsniveaus die Anwesenheit von bis zu drei fremden (M)DAX-Vorständen im Aufsichtsrat einen *vergütungserhöhenden* Effekt hat. Der allerdings bereits beim 25 %-Quantil nicht mehr signifikante unquadrierte Term suggeriert, dass ein möglicher positiver Einfluss tatsächlich nur bei besonders niedrigen Vergütungsniveaus von der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat ausgeht.

Dieses Ergebnis lässt vermuten, dass Topmanager möglicherweise gerade in Unternehmen mit vergleichsweise sehr niedrigen Vergütungsniveaus als Aufsichtsratsmitglieder positiv auf die dortige Vorstandsentschlohnung einwirken, um zu niedrige durchschnittliche Vergütungsniveaus und insbesondere Ausreißer nach unten bei einer Querschnittsbetrachtung verschiedener Unternehmen zu vermeiden, damit bei der eige-

---

<sup>469</sup> Darüber hinaus wird die Gleichheit der unquadrierten Koeffizienten beim 10 %- und beim 75 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau abgelehnt.

<sup>470</sup> Der Vollständigkeit halber sei darauf hingewiesen, dass im Rahmen der Untersuchung log-linearer Zusammenhänge auch bei den Quantilregressionen bei fast allen Quantilen ein signifikant negativer Einfluss fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vergütung festgestellt wurde (vgl. Anhang CC). Leicht gestiegene Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte beim 10 %- und beim 25 %-Quantil legen allerdings nahe, dass der hier festgestellte tendenziell konkave Einfluss ein zutreffenderes Bild des tatsächlichen Zusammenhangs zeichnet.

nen Vergütungsbestimmung in der Funktion als Vorstand kein etwaiger entlohnungssenkender Effekt von diesen potentiellen Vergleichsunternehmen im Rahmen des Peer Group Benchmarkings (vgl. Abschnitt 2.3.3) ausgehen kann.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
$V\_AR\_in_t$	0,231* (1,759)	0,129 (1,103)	0,00488 (0,0387)	-0,0501 (-0,433)	-0,0671 (-0,630)	-0,0758 (-0,711)	-0,0896 (-0,578)	0,468
$V\_AR\_in_t^2$	-0,0758** (-2,305)	-0,0505** (-2,021)	-0,0191 (-0,742)	-0,00546 (-0,231)	-0,00651 (-0,277)	-0,00696 (-0,231)	0,00932 (0,212)	0,495
$ROE_t$	0,773 (1,169)	1,051* (1,925)	1,201** (2,238)	0,989* (1,914)	1,149** (2,079)	1,032* (1,835)	1,101 (1,525)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,228*** (3,018)	1,678** (2,547)	1,710*** (2,601)	1,883*** (3,011)	1,742*** (2,822)	1,473** (2,538)	1,630** (2,018)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,692 (-1,297)	-1,882* (-1,797)	-2,286** (-2,282)	-2,383*** (-2,622)	-2,461*** (-2,640)	-2,124** (-2,133)	-2,412* (-1,693)	
$\ln(UM_t)$	0,216*** (4,279)	0,204*** (4,731)	0,221*** (4,751)	0,247*** (5,023)	0,243*** (4,601)	0,283*** (4,840)	0,324*** (4,194)	
Tobin's $Q_t$	0,119 (0,954)	0,170 (1,396)	0,172 (1,343)	0,211 (1,640)	0,180 (1,356)	0,285* (1,912)	0,227 (1,071)	
$Risk_t$	0,168 (0,386)	0,366 (0,965)	0,444 (1,225)	0,499 (1,465)	0,540 (1,645)	0,295 (0,854)	0,225 (0,488)	
$Lev_t$	-0,585 (-1,329)	-0,00422 (-0,0101)	0,143 (0,368)	0,132 (0,343)	0,0595 (0,149)	0,182 (0,364)	-0,220 (-0,335)	
Div	0,0793* (1,947)	0,0689** (2,136)	0,0588* (1,785)	0,0471 (1,249)	0,0290 (0,664)	0,0413 (0,729)	0,0702 (0,980)	
$DAX_t$	0,126 (0,665)	0,204 (1,219)	0,105 (0,594)	-0,00338 (-0,0189)	-0,0267 (-0,148)	-0,0637 (-0,372)	-0,0572 (-0,251)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,409	0,405	0,391	0,375	0,36	0,335	0,318	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

Tab. 23: Quantilregressionen der Vergütung auf die unquadierte und quadrierte Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

### Zusammenfassung

Zur Wirkung der Corporate Governance-Indikatoren auf die Vergütungshöhe kann zusammenfassend festgestellt werden, dass die empirischen Erkenntnisse nicht eindeutig und insgesamt deutlich weniger robust sind als die Ergebnisse zur Performanceabhängigkeit der Vergütung. Im Rahmen der Industry Fixed Effects-Regression konnte ein negativer Einfluss fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vergütungshöhe identifiziert werden, der sich mit den Befunden früherer deutscher Studien deckt. Im Längsschnitt und bedingt im (Gesamt-)Querschnitt bestehen jedoch keine signifikanten log-linearen Zusammenhänge zwischen Corporate Governance-Indikatoren und Vergü-

tungshöhe. Bei der Untersuchung möglicher nicht-linearer Einflüsse auf den Logarithmus der Vergütung konnte jeweils für einzelne Spezifikationen ein konkaver Einfluss der Größe des Aufsichtsrats und des Vergütungsausschusses auf die Entlohnung festgestellt werden. Von der Anzahl fremder Vorstände im Vergütungsausschuss des betrachteten Unternehmens geht potentiell ein vergütungserhöhender Effekt ab einer Anzahl von zwei fremden Topmanagern aus. Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs übt einen konvexen Einfluss auf die Vergütung aus und minimiert die Entlohnung je nach Spezifikation bei einem Anteil von 35 % bis 40 %. Unter Berücksichtigung unterschiedlicher Charakteristika der Kapitalmärkte sowie verschiedener Untersuchungsdesigns können somit hinsichtlich der Wirkung der Eigentümerkonzentration sowohl die Ergebnisse US-amerikanischer als auch früherer deutscher Studien bestätigt werden.

Weder konnte für das Jahr 2010 vor dem Hintergrund des Inkrafttretens des VorstAG am 5. August 2009 eine mögliche Verschiebung des Einflusses zwischen korrespondierenden von den durch das VorstAG induzierten Änderungen spiegelbildlich betroffenen Indikatoren der Corporate Governance festgestellt werden, noch wurden potentiell stärkere Einflüsse der Corporate Governance-Variablen bei hohen Vergütungsniveaus identifiziert. Dennoch hat sich gezeigt, dass entgegen des Einflusses auf das arithmetische Mittel der Vergütung, bei dem ein vergütungssenkender Effekt der Anzahl fremder Vorstände auf die Entlohnung ersichtlich war, andere (M)DAX-Vorstände als Aufsichtsratsmitglieder in Unternehmen mit besonders niedrigen Vergütungsniveaus tendenziell eher positiv auf die Entlohnung einwirken – möglicherweise, um die Gefahr zu verringern, dass diese potentiellen Vergleichsfirmen im Rahmen des Peer Group Benchmarkings einen negativen Einfluss auf die eigene Vorstandsvergütung ausüben.

### **5.3.2 Der Einfluss von Corporate Governance-Indikatoren auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung**

Im vorhergehenden Abschnitt wurde der Einfluss verschiedener Corporate Governance-Variablen auf die Höhe der Vergütung deutscher Vorstände untersucht. Dieser Abschnitt dient der Analyse, ob bestimmte Indikatoren auch Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung des Vorstands ausüben.

Als Performancemaß wird auf Basis der Erkenntnisse aus Abschnitt 5.2.2 analog zum bisherigen Vorgehen auf die Eigenkapitalrendite zurückgegriffen. Die Regressionen beinhalten neben der Eigenkapitalrendite und der untersuchten Corporate Governance-Variable die üblichen Kontrollvariablen, Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit

der DAX-Zugehörigkeit und dem Unternehmensrisiko sowie zusätzlich einen Interaktionsterm der jeweiligen Corporate Governance-Variable mit der Eigenkapitalrendite. Wie bereits zuvor analog erläutert, impliziert ein signifikanter Koeffizient eines solchen Interaktionsterms, dass die Performancesensitivität der Vergütung (neben der etwaigen Abhängigkeit von der Indexzugehörigkeit und der Aktienkursvolatilität) von der Ausprägung der untersuchten Corporate Governance-Variable abhängt. Auch hier werden (fixe) Zeiteffekte und (außer bei den Quantilregressionen) firmen- oder industriespezifische Effekte mit in die Regressionen einbezogen. Gleichung (18) illustriert den Zusammenhang beispielhaft für den Fall der Firm Fixed Effects-Regressionen. Der Übersichtlichkeit halber sind die Interaktionsterme der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und der Aktienkursvolatilität, der Logarithmus der Umsatzerlöse sowie alle weiteren Kontrollvariablen nicht gesondert dargestellt, sondern im Vektor der Kontrollvariablen  $\mathbf{contr}_{it}$  erfasst.

$$(18) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot (CG_{it} \cdot ROE_{it}) + \beta_3 \cdot ROE_{it} + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} + \gamma_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

Alle Regressionen mit individuenspezifischen Effekten, bei denen ein signifikanter Einfluss der untersuchten Corporate Governance-Variable auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung festgestellt wurde, sind in Tab. 24 dargestellt. Zusätzlich sind alle Regressionen abgebildet, bei denen sich durch die Einbeziehung des Interaktionsterms mit der Eigenkapitalrendite im Gegensatz zu den vorherigen Ergebnissen nun ein signifikanter Einfluss der Corporate Governance-Variable auf die Höhe der Vorstandsvergütung zeigt.<sup>471</sup> Im Sinne einer besseren Übersichtlichkeit sind die vollständigen Ergebnisse der Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen nur in Anhang II bis Anhang KK abgebildet. Als Robustheitstest wurden für alle Spezifikationen, für die im vorhergehenden Abschnitt ein konkaver oder konvexer Einfluss der untersuchten Corporate Governance-Variablen auf die Vergütungshöhe festgestellt werden konnte, zusätzliche Regressionen durchgeführt, die nicht nur den unquadrierten, sondern auch den quadrierten Term der untersuchten Corporate Governance-Variable enthalten. Nur beim Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hat

---

<sup>471</sup> Vor dem Hintergrund, dass für keine der Corporate Governance-Variablen, die direkt oder indirekt von der durch das VorstAG induzierten Verlagerung von Entscheidungskompetenzen auf den gesamten Aufsichtsrat betroffen sind, im Rahmen der Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen ein signifikanter Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung festgestellt werden konnte, wurde auf die im vorhergehenden Abschnitt durchgeführte Analyse einer möglichen Verschiebung von Effekten zwischen zwei jeweils korrespondierenden Variablen im Jahr 2010 verzichtet.

sich dadurch in einem Fall eine Änderung der Signifikanz des Interaktionsterms mit der Eigenkapitalrendite ergeben; der Einfluss der untersuchten Variablen auf die Vergütungshöhe hat sich qualitativ im Vergleich zu den vorherigen Befunden nicht verändert. Aus diesem Grund werden nur die beiden Regressionen mit quadriertem Term des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs (Random Firm Effects und Industry Fixed Effects; vgl. Tab. 22) ebenfalls in Tab. 24 abgebildet (Spalte (2) und (7)); auf die Darstellung der anderen Regressionsergebnisse wird verzichtet.<sup>472</sup>

Insgesamt wird die Performancesensitivität der Entlohnung nur von zwei Indikatoren der Corporate Governance beeinflusst. Es ist ersichtlich, dass der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs einen robusten negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung ausübt (Spalte (1), (2), (3) und (7)), der sowohl im Quer- als auch im Längsschnitt festgestellt wurde. Gemäß der Koeffizienten der Firm Fixed Effects-Regression in Spalte (3) erhöht sich beispielsweise ceteris paribus (unter Annahme einer nicht vorhandenen Aktienkursvolatilität) bei einer Steigerung der Eigenkapitalrendite um einen Prozentpunkt in einem MDAX-Unternehmen die Vorstandsvergütung um 1,17 %. Bei Vorhandensein eines Aktionärs mit 30 % der Stimmrechte hingegen beläuft sich die Erhöhung der Vergütung nur noch auf 0,74 %. Ein negativer Einfluss auf die Performanceabhängigkeit überrascht zunächst und entspricht weder den Erwartungen gemäß OCA noch gemäß MPA. Auch US-amerikanische Studien kommen zu gegenteiligen Ergebnissen.<sup>473</sup> Der hier festgestellte Befund bestätigt jedoch teilweise die Ergebnisse früherer empirischer Untersuchungen deutscher Unternehmen. So identifizieren Edwards, Eggert und Weichenrieder (2009) zumindest in einer Spezifikation einen signifikant negativen Einfluss des größten Aktionärs und nahezu durchgehend einen negativen Einfluss der Existenz eines zweiten großen Anteilseigners auf die Performancesensitivität der Vorstandsvergütung.<sup>474</sup> Auch Goergen, Manjon und Renneboog (2008) betonen im Rahmen ihrer Analyse der Corporate Governance in Deutschland, dass Unternehmen mit großen Anteilseignern eine geringere Performanceabhängigkeit aufweisen als andere Firmen ohne kontrollierende Aktionäre.<sup>475</sup>

---

<sup>472</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass folgende Variablen jeweils einen zentrierten VIF von über 10 aufweisen: Spalte (4):  $ROE_t$  (18,26);  $AR_t \cdot ROE_t$  (11,04).

<sup>473</sup> Vgl. Hartzell/Starks (2003), S. 2372, die einen positiven Einfluss institutioneller Investoren auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung feststellen.

<sup>474</sup> Vgl. Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 16.

<sup>475</sup> Vgl. Goergen/Manjon/Renneboog (2008), S. 175, 190. Rapp und Wolff (2010), S. 1097, stellen allerdings einen positiven Einfluss der Eigentümerkonzentration auf die Abhängigkeit der Entlohnung von jahresabschlussbasiert gemessener Performance fest.

Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	RFE		FFE	IFE			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$AR_t$				-0,0216*			
				(-1,718)			
$AR_t \cdot ROE_t$				0,0146			
				(0,474)			
$V\_AR\_in_t$					-0,0974**		
					(-2,365)		
$V\_AR\_in_t \cdot ROE_t$					0,297*		
					(1,795)		
$V\_VA\_out_t$						0,121*	
						(1,695)	
$V\_VA\_out_t \cdot ROE_t$						-0,0959	
						(-0,211)	
$SR\_Akt_t$	0,172	-1,272*	0,258				-2,001***
	(0,718)	(-1,867)	(0,669)				(-3,347)
$SR\_Akt_t^2$		2,056**					2,840***
		(2,505)					(3,873)
$SR\_Akt_t \cdot ROE_t$	-1,219*	-1,370**	-1,393**				-1,362*
	(-1,948)	(-2,183)	(-2,212)				(-1,728)
$ROE_t$	1,174***	1,152***	1,159***	0,822*	0,834**	1,158***	1,317***
	(3,510)	(3,437)	(3,282)	(1,715)	(2,355)	(3,762)	(3,923)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,697***	1,744***	1,693***	1,707***	1,557***	1,782***	1,730***
	(4,097)	(4,308)	(4,036)	(3,261)	(3,702)	(3,208)	(3,515)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,456***	-1,451***	-1,286***	-1,992***	-2,099***	-2,289***	-2,013***
	(-3,435)	(-3,384)	(-3,012)	(-3,719)	(-3,773)	(-3,716)	(-3,237)
$\ln(UM_t)$	0,252***	0,256***	0,246*	0,283***	0,266***	0,231***	0,265***
	(7,978)	(8,679)	(1,680)	(4,950)	(5,456)	(4,552)	(5,768)
Tobin's $Q_t$	0,174***	0,174***	0,163**	0,197	0,216*	0,199	0,183*
	(3,531)	(3,706)	(2,469)	(1,601)	(1,712)	(1,563)	(1,671)
$Risk_t$	0,0446	0,0788	-0,0232	0,364	0,404	0,446*	0,383
	(0,254)	(0,446)	(-0,129)	(1,454)	(1,572)	(1,694)	(1,396)
$Lev_t$	0,000465	-0,106	0,150	0,133	0,114	-0,0383	-0,307
	(0,00183)	(-0,446)	(0,495)	(0,311)	(0,248)	(-0,0844)	(-0,737)
Div	0,0722*	0,0634		0,0648	0,0718	0,0736*	0,0748*
	(1,790)	(1,618)		(1,570)	(1,626)	(1,723)	(1,744)
$DAX_t$	-0,0658	-0,0736	-0,0762	0,00314	0,0168	-0,0317	-0,0466
	(-0,744)	(-0,866)	(-0,847)	(0,0194)	(0,107)	(-0,193)	(-0,310)
n	371	371	371	371	371	371	371
$R^2$ -Within	0,311	0,317	0,312	0,512	0,518	0,510	0,549
$R^2$ -Between	0,606	0,656	0,553	0,921	0,924	0,913	0,914
$R^2$ -Overall	0,538	0,578	0,496	0,554	0,561	0,551	0,584
Hausman	0,439	0,263	-	-	-	-	-
L. Multiplier	0***	0***	-	-	-	-	-

Robuste z/-t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

Tab. 24: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten (Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang II, Anhang JJ und Anhang KK.)

Die Gründe für diesen Zusammenhang sind allerdings unklar. Einerseits erscheint möglich, dass sich ein großer Aktionär durch zunehmende Einfluss- und Kontrollmöglichkeiten persönlich bereichert und andere Interessen als die Maximierung des Unternehmenswertes in den Vordergrund rücken; vor allem auch deshalb, weil die Kontrollrechte die Cashflowrechte aufgrund von Pyramidenstrukturen oftmals bei weitem

übersteigen.<sup>476</sup> In einem solchen Fall könnte die Verringerung der Performancesensitivität aus einer Koalitionsbildung mit dem Vorstand auf Kosten der Kleinaktionäre resultieren.<sup>477</sup> Andererseits besitzt ein großer Aktionär potentiell bessere Überwachungsmöglichkeiten, sodass er den Anteil der performancebasierten Entlohnung des Vorstands reduzieren kann, ohne negative Anreizwirkungen zu induzieren.<sup>478</sup> Möglicherweise bestätigen der im Rahmen dieser Arbeit festgestellte konvexe Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die Höhe und der negative Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung auch die Existenz beider Arten von Großaktionären. Während ein großer Anteilseigner, der sich mit dem Vorstand auf Kosten der Kleinaktionäre verbündet, tendenziell einen positiven Einfluss auf die Höhe und einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung ausübt, sinken im Falle eines stärker überwachenden Großaktionärs die Höhe und Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung durch den Wegfall eines Teils der zuvor an den Vorstand gezahlten Risikoprämie im Rahmen der Reduktion variabler Vergütungsbestandteile.

Interessant sind neben dem Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auch die im Rahmen der Industry Fixed Effects-Regressionen in den Spalten (4) bis (6) festgestellten Einflüsse anderer Corporate Governance-Variablen. In Spalte (4) ist ersichtlich, dass von der Aufsichtsratsgröße im Industriequerschnitt nun ein negativer Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung ausgeht. Zuvor konnte nur im Rahmen der Firm Fixed Effects-Regression ein konkaver Einfluss im Längsschnitt festgestellt werden, der unter Berücksichtigung theoretischer Überlegungen und anderslautender empirischer Befunde nicht als Zeichen von Managermacht zu deuten war. Der nun festgestellte negative Einfluss deckt sich qualitativ jedoch zumindest mit einer anderen deutschen Studie<sup>479</sup> und mit der Annahme einer eher geringen Überwachungseffizienz bei besonders kleinen Gremien, die möglicherweise aus engen persönlichen Beziehungen zum Vorstand oder auch einer starken zeitlichen Auslastung der Aufsichtsratsmitglieder resultieren könnte (vgl. Abschnitt 3.3.1). So ist dieses Ergebnis als Indiz für Managermacht zu interpretieren.

In Spalte (5) bestätigt sich der disziplinierende Effekt fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Vorstandsvergütung im betrachteten Unternehmen. So wird auch unter Ein-

---

<sup>476</sup> Vgl. Bebchuk (1999); La Porta/Lopez-de-Silanes/Shleifer (1999), S. 511.

<sup>477</sup> Vgl. Burkart/Panunzi/Shleifer (2003), S. 2193.

<sup>478</sup> Vgl. z. B. Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 5.

<sup>479</sup> Vgl. Fabbri/Marin (2012), S. 17, die ebenfalls einen negativen Einfluss der Größe des Aufsichtsrats auf die Höhe der Vorstandsvergütung feststellen.

beziehung des Interaktionsterms mit der Eigenkapitalrendite analog zu dem Ergebnis in Tab. 21 ein negativer Einfluss auf die Vergütungshöhe festgestellt. Zusätzlich zeigt sich, dass die Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Gremium positiv auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsentslohnung im betrachteten Unternehmen einwirkt. Dieses Ergebnis legt nahe, dass Vorstände in ihrer Funktion als Aufsichtsratsmitglied in fremden Unternehmen eine besonders starke Überwachungsfunktion wahrnehmen, um ihre Reputation aufzubauen und ihr Netzwerk zu erweitern und somit mittelfristig in ihrer Rolle als Vorstand mehr Verhandlungsmacht gegenüber dem eigenen Aufsichtsrat zu gewinnen.<sup>480</sup> Dennoch konnte in keiner der durchgeführten Regressionen ein positiver Einfluss der Anzahl der in fremde Aufsichtsräte entsandten Vorstandsmitglieder auf die Vergütung im betrachteten Unternehmen festgestellt werden. Dafür kommen maßgeblich zwei Gründe infrage: Erstens erscheint plausibel, dass sich disziplinierende Maßnahmen von Vorständen bei ihrer Tätigkeit in fremden Aufsichtsräten nicht vollständig simultan in derselben Höhe auf die eigene Vorstandsvergütung niederschlagen, sondern erst nach weitgehender Vernetzung und Beobachtbarkeit der verstärkten Überwachungstätigkeit des Vorstands durch den eigenen Aufsichtsrat eine Erhöhung des Marktwerts des Managers und ein entsprechend positiver Einfluss auf die eigene Vorstandsvergütung eintritt. Darüber hinaus ist die analysierte Stichprobe nicht symmetrisch. So umfasst sie möglicherweise z. B. Unternehmen, die ihre Vorstände in die Aufsichtsräte anderer (M)DAX-Konzerne entsandt haben, die allerdings selbst nicht Teil der Stichprobe sind (vgl. zur Untersuchungsstichprobe auch Abschnitt 4.1). Spiegelbildlich können Firmen in der Stichprobe enthalten sein, deren Aufsichtsrat auch aus Vorständen fremder (M)DAX-Unternehmen besteht, die aber wiederum nicht in der Stichprobe enthalten sind. Dennoch legen die Ergebnisse keinen unmittelbaren und starken Einfluss der Aufsichtsratsmandate von Vorständen auf die eigene Vergütung nahe.

Es fällt allerdings auf, dass andere Zusammenhänge bezüglich der Mitgliedschaft von Vorständen in Vergütungsausschüssen festgestellt werden konnten. Während im Querschnitt verschiedener Unternehmen derselben Industrie kein Einfluss fremder Vorstände im Vergütungsausschuss auf die Entlohnung im betrachteten Unternehmen identifiziert wurde, sondern nur im Längsschnitt und bedingt im (Gesamt-)Querschnitt ein tendenziell vergütungserhöhender Einfluss ab einer Anzahl von zwei fremden Topmanagern

---

<sup>480</sup> Vgl. ähnlich z. B. Barnea/Guedj (2009), S. 34–35, sowie im Detail Abschnitt 2.3.4 und 3.3.3.

zu erkennen war (vgl. Tab. 22 auf Seite 136), ist aus Spalte (6) ersichtlich, dass die Tätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen im Industriequerschnitt einen positiven Einfluss auf die Vergütungshöhe des Vorstands im entsendenden Unternehmen ausübt. Die beobachtete tendenziell positive Einflussnahme auf die Vergütung fremder Vorstände im Rahmen der Wahrnehmung eines Kontrollmandats im Vergütungsausschuss eines anderen (M)DAX-Unternehmens legt nahe, dass der positive Einfluss auf die eigene Vorstandsvergütung weniger aus einer besonders hohen Reputation bezüglich einer starken Überwachungstätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen resultiert, sondern vielmehr aus einer gesteigerten Verhandlungsmacht des Managers, der durch seine Tätigkeit in einem fremden Vergütungsausschuss sowohl mit dem Kalkül in der Rolle der Aufsichtsratsmitglieder als auch mit Details fremder Vorstandsverträge vertraut ist.

Dass der festgestellte positive Einfluss auf die Vergütung, der eine um 12,86 % höhere Vorstandsentslohnung in Unternehmen impliziert, die eines ihrer Vorstandsmitglieder in den Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Unternehmens entsandt haben, als Hinweis auf Managermacht zu interpretieren ist, legen auch die Ergebnisse in Tab. 25 nahe. In Anlehnung an Balsmeier und Peters (2009) wurden Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten durchgeführt, in denen die Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder als abhängige Variable mithilfe der Unternehmensperformance und weiteren Kontrollvariablen geschätzt wird.<sup>481</sup> Als Performancemaß wurde sowohl die aktuelle als auch die Eigenkapitalrendite des Vorjahres verwendet, um etwaigen zeitlichen Verzögerungen im Wirkzusammenhang adäquat Rechnung zu tragen.<sup>482</sup> Gleichung (19) verdeutlicht den Zusammenhang für den Fall der Firm Fixed Effects-Regressionen bei Verwendung der aktuellen Eigenkapitalrendite als Performancemaß.

$$(19) \quad V\_VA\_out_{it} = \beta_1 \cdot ROE_{it} + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} + \gamma_t + u_i + \varepsilon_{it}$$

Während im Rahmen des OCAs ein positiver Einfluss der Unternehmensperformance auf die Anzahl der entsandten Vorstandsmitglieder zu erwarten ist, wenn eine starke Vernetzung von Managern aus besonders hohem Managementtalent resultiert, das eine

---

<sup>481</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 977–978. Es sei darauf hingewiesen, dass die Autoren die Anzahl der Vorstände schätzen, die in fremde Kontrollgremien an sich entsandt wurden und somit nicht zwangsläufig auch Mitglieder des jeweiligen Vergütungsausschusses waren.

<sup>482</sup> Als Robustheitstests wurden außerdem Regressionen mit der Aktienrendite als Performancemaß durchgeführt. Da sich qualitativ keine Änderungen ergeben haben, wird auf die Darstellung der Ergebnisse verzichtet.

entsprechend höhere Vergütung der Vorstände auch im Rahmen des Zustandekommens optimaler Verträge rechtfertigt,<sup>483</sup> spricht ein fehlender oder sogar negativer Einfluss der Unternehmensperformance auf die Anzahl der entsandten Vorstände bei gleichzeitig vergütungserhöhender Wirkung der Entsendung(en) für das Vorliegen von Managermacht (vgl. auch die Abschnitte 3.3.3 und 3.3.4).

Regressionen mit fixen Jahreseffekten						
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: V_VA_out <sub>t</sub>					
	RFE		FFE		IFE	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ROE <sub>t</sub>	-0,124 (-1,376)		-0,147* (-1,740)		-0,0385 (-0,272)	
ROE <sub>t-1</sub>		-0,186* (-1,919)		-0,206** (-2,111)		-0,0987 (-0,713)
ln (UM <sub>t</sub> )	0,149** (2,451)	0,155** (2,554)	-0,00774 (-0,0495)	-0,00309 (-0,0140)	0,227** (2,033)	0,234** (2,088)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,0303 (0,790)	0,0419 (0,950)	0,0332 (0,757)	0,0488 (0,952)	0,0208 (0,280)	0,0364 (0,451)
Risk <sub>t</sub>	-0,109 (-0,673)	-0,211 (-0,955)	-0,121 (-0,699)	-0,240 (-0,924)	-0,0325 (-0,191)	-0,0991 (-0,485)
Lev <sub>t</sub>	0,336 (1,110)	0,463 (1,429)	0,122 (0,414)	0,237 (0,742)	0,250 (0,630)	0,215 (0,536)
Div	0,0121 (0,347)	0,0243 (0,677)			0,0458 (0,916)	0,0548 (1,107)
DAX <sub>t</sub>	0,0747* (1,657)	0,0934** (2,190)	0,0494 (1,186)	0,0679* (1,718)	-0,00335 (-0,0201)	0,0188 (0,111)
n	371	308	371	308	371	308
R <sup>2</sup> -Within	0,0188	0,0267	0,025	0,032	0,265	0,280
R <sup>2</sup> -Between	0,265	0,275	0,0479	0,106	0,00756	0,000419
R <sup>2</sup> -Overall	0,226	0,240	0,0287	0,0794	0,212	0,218
Hausman	0,437	0,377	-	-	-	-
L. Multiplier	0***	0***	-	-	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

Tab. 25: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses eines anderen (M)DAX-Unternehmens sind, auf die (zeitverzögerte) Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

Die Regressionsergebnisse zeigen, dass in keiner der Spezifikationen ein positiver und im Längsschnitt sogar größtenteils ein negativer Einfluss der Unternehmensperformance auf die Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder besteht und sprechen somit für den MPA. Es wird darüber hinaus deutlich, dass gerade die Längsschnittvariation (R<sup>2</sup>-Within bei den Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen) kaum erklärt werden kann, während die wesentliche Determinante der Unterschiede der Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstände zwischen verschiedenen Firmen (derselben Industrie) die Unternehmensgröße ist. Dies illustrieren die insignifikanten Koeffizienten des Logarithmus der Um-

<sup>483</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 977; Fich (2005), S. 1944.

saterlöse und die sehr geringen  $R^2$ -Between-Werte bei den Firm Fixed Effects-Regressionen, die die reine Längsschnittvariation schätzen. Bei den Random Firm Effects- und den Industry Fixed Effects-Regressionen hingegen sind die Koeffizienten in jeweils beiden Fällen signifikant positiv und führen zu einer deutlich besseren Erklärbarkeit der Querschnittvariation ( $R^2$ -Between bei den Random Firm Effects sowie  $R^2$ -Within bei den Industry Fixed Effects). Die Ergebnisse bestätigen qualitativ im Wesentlichen die Befunde von Balsmeier und Peters (2009), die allerdings nur einen tendenziell negativen, aber nicht signifikanten Einfluss der Unternehmensperformance feststellen.<sup>484</sup>

Die Quantilregressionen geben auch bei der Analyse des Einflusses der Corporate Governance-Variablen auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung keine Hinweise darauf, dass hohe Entlohnungsniveaus systematisch mit (stärkerer) Managermacht verbunden sind. Auf die Darstellung der umfangreichen Ergebnisse wird daher an dieser Stelle verzichtet; alle Regressionen sind stattdessen vollständig in Anhang LL abgebildet. Analog zum bisherigen Vorgehen wurden dabei die Koeffizienten sowohl der untersuchten Corporate Governance-Variable selbst als auch des Interaktionsterms mit der Eigenkapitalrendite für alle sieben analysierten Quantile insgesamt sowie jeweils paarweise auf Gleichheit getestet. Alle signifikanten Ergebnisse sind in Anhang LL angegeben. In keinem Fall konnte die Gleichheit aller Koeffizienten auf 10 %-Signifikanzniveau oder kleiner abgelehnt werden. Nur in einem Fall konnte die Annahme der Gleichheit des Koeffizienten beim 10 %- und beim 90 %-Quantil auf 5 %-Signifikanzniveau verworfen werden. So unterscheidet sich bei der Analyse der Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder der Koeffizient des Interaktionsterms mit der Eigenkapitalrendite beim 90 %-Quantil signifikant von den Koeffizienten beim 10 %-, 25 %-, 40 %, 50 %- und 60 %-Quantil, impliziert allerdings im Gegensatz zu den niedrigeren Quantilen keine schwächere, sondern eine *stärkere* Performancesensitivität der Vergütung in Abhängigkeit von der Anzahl in fremde Vergütungsausschüsse entsandter Vorstände. Da ein positiver Einfluss auf die Performanceabhängigkeit potentiell eine Ausprägung anreizkompatibler Verträge ist (vgl. dazu im Detail die Abschnitte 3.3.3 und 3.3.4), liegen somit trotz signifikanter Unterschiede der Koeffizienten zwischen dem niedrigsten und dem höchsten untersuchten Quantil keine Indizien für stärkere Managermacht bei höheren Vergütungsniveaus vor.

---

<sup>484</sup> Vgl. Balsmeier/Peters (2009), S. 978.

Da im Sinne einer bestmöglichen Übersicht gesondert im nächsten Abschnitt nach einem zusätzlichen Robustheitstest eine Zusammenfassung aller wesentlichen Ergebnisse hinsichtlich des Einflusses der Corporate Governance-Variablen auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung erfolgt und auf Basis dessen erläutert wird, welche Hypothesen abgelehnt und welche nicht falsifiziert werden können, wird an dieser Stelle zur Vermeidung von Redundanzen auf die weitere Diskussion der Ergebnisse verzichtet. Resümierend sei nur betont, dass die Performanceabhängigkeit der Vergütung von zwei Indikatoren der Corporate Governance beeinflusst wird: Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs übt einen negativen und die Anzahl der fremden (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens übt einen positiven Einfluss auf die Performancesensitivität der Entlohnung aus.

### 5.3.3 Robustheitstest und Zusammenfassung

Aufgrund der Vielzahl der untersuchten Zusammenhänge wird im Folgenden zunächst als Robustheitstest der festgestellten Einflüsse für jeden Schätzer jeweils eine Regression durchgeführt, die alle Corporate Governance-Variablen enthält, die zuvor im Rahmen der untersuchten Spezifikationen in Abschnitt 5.3.1 und 5.3.2 als signifikant identifiziert wurden.<sup>485</sup> Die Ergebnisse sind in Tab. 26 dargestellt. Der Übersichtlichkeit halber enthält die Tabelle alle Angaben zu zentrierten VIFs, die über 10 liegen.

Die Ergebnisse verdeutlichen, dass zumindest die in den vorhergehenden Regressionen identifizierten signifikanten Einflüsse von Indikatoren der Corporate Governance auf die Höhe und Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung verhältnismäßig robust gegenüber Spezifikationsänderungen sind. Es sei darüber hinaus darauf hingewiesen, dass sich auch hier in allen Regressionen die hohe Robustheit des in Abschnitt 5.2 identifizierten Zusammenhangs zwischen Unternehmensperformance, Indexzugehörigkeit, Unternehmensrisiko und Vergütung zeigt, der eine positive Performanceabhängigkeit der Vergütung impliziert, die in DAX-Unternehmen stärker ist als in MDAX-Konzernen und mit zunehmender Aktienkursvolatilität abnimmt.

---

<sup>485</sup> Dabei werden auch Variablen einbezogen, deren Implementierung in die Regressionsgleichung zur erstmaligen Identifikation eines signifikanten Einflusses einer anderen Corporate Governance-Variable geführt hat, auch wenn sie selbst nicht signifikant waren (vgl. dazu Tab. 24, Spalte (4) und (6)). Als Grundlage zur Identifikation einzubeziehender Corporate Governance-Variablen werden keine Random Firm Effects-Regressionen herangezogen, bei denen der robuste Hausman-Test die Inkonsistenz des Schätzers impliziert.

Regressionen mit fixen Jahreseffekten						
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$					
	RFE	Zentrierte VIFs über 10	FFE	Zentrierte VIFs über 10	IFE	Zentrierte VIFs über 10
$AR_t$			0,103 (1,270)	49,7	-0,0243* (-1,922)	
$AR_t^2$			-0,00363 (-1,446)	47,94		
$AR_t \cdot ROE_t$					-0,0125 (-0,509)	17,8
$VA_t$			0,308*** (2,821)	17,69	0,284*** (3,228)	18,43
$VA_t^2$			-0,0295*** (-2,775)	17,46	-0,0196*** (-3,476)	17,85
$V\_AR\_in_t$					-0,0543 (-1,289)	
$V\_AR\_in_t \cdot ROE_t$					0,364** (2,139)	
$V\_VA\_in_t$	-0,130 (-1,419)		-0,111 (-1,168)			
$V\_VA\_in_t^2$	0,115*** (2,867)		0,113** (2,464)			
$V\_VA\_out_t$					0,110 (1,531)	
$V\_VA\_out_t \cdot ROE_t$					-0,301 (-0,782)	
$SR\_Akt_t$	-1,315* (-1,930)	11,68	0,250 (0,554)		-2,245*** (-3,682)	11,74
$SR\_Akt_t^2$	2,140*** (2,591)	11,69			3,080*** (4,035)	11,04
$SR\_Akt_t \cdot ROE_t$	-1,941** (-2,544)		-1,982** (-2,345)		-1,657* (-1,783)	
$ROE_t$	1,333*** (2,948)		1,345*** (2,763)	10,16	1,085** (2,444)	19
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,691*** (4,165)		1,573*** (3,190)		1,816*** (3,547)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,467*** (-3,198)		-1,186** (-2,549)		-1,707*** (-3,364)	
$\ln(UM_t)$	0,255*** (8,077)		0,296** (2,055)		0,293*** (5,629)	
Tobin's $Q_t$	0,137*** (2,853)		0,151** (2,094)		0,163 (1,314)	
$Risk_t$	0,0965 (0,516)		-0,159 (-0,701)		0,363 (1,426)	
$Lev_t$	-0,190 (-0,850)		-0,122 (-0,306)		-0,399 (-0,971)	
Div	0,0677* (1,657)				0,0623 (1,444)	
$DAX_t$	-0,0650 (-0,770)		-0,0700 (-0,754)		-0,0953 (-0,688)	
n	361		355		359	
$R^2$ -Within	0,328		0,333		0,594	
$R^2$ -Between	0,651		0,523		0,908	
$R^2$ -Overall	0,579		0,474		0,626	
Hausman	0,430		-		-	
L. Multiplier	0***		-		-	

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

Tab. 26: Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf verschiedene Kombinationen von Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

In der Random Firm Effects-Regression ergeben sich keine qualitativen Änderungen im Vergleich zu den Regressionen unter Einbeziehung nur einzelner Variablen(kombinationen). Es wird weiterhin ein konvexer Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die Höhe und ein negativer Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung identifiziert; ebenso wird auch in dieser Spezifikation ein konvexer, aufgrund der fehlenden Signifikanz des unquadrierten Terms aber eher positiver Einfluss der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens auf die Höhe der Vorstandsentslohnung festgestellt. Dieser Einfluss besteht ebenfalls weiterhin im Rahmen der Firm Fixed Effects-Regression; gleiches gilt für die Senkung der Performanceabhängigkeit der Vergütung mit zunehmendem Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs. Während auch der zuvor festgestellte konkave Einfluss der Größe des Vergütungsausschusses bei der Firm Fixed Effects-Regression in dieser Spezifikation bestätigt wird, gilt dies nicht mehr für die Größe des Aufsichtsrats. Die hohen zentrierten VIFs legen nahe, dass dies aus durch die Multikollinearität gestiegenen Standardfehlern resultiert.

Auch bei der Industry Fixed Effects-Regression bestätigt sich der vom Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs ausgehende robuste konvexe Einfluss auf die Höhe und negative Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung. Ebenfalls unverändert sind die zuvor identifizierten Einflüsse der Gremiengrößen: So geht von der Größe des Aufsichtsrats ein negativer und von der Größe des Vergütungsausschusses ein konkaver Einfluss auf die Höhe der Vergütung aus. Während sich auch der positive Einfluss fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung bestätigen lässt, kann der zuvor festgestellte negative Einfluss auf die Höhe der Entlohnung nicht mehr identifiziert werden. Auch von der Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstände des betrachteten Unternehmens geht kein entlohnungserhöhender Effekt mehr aus. Diese wenig robusten Einflüsse weisen sowohl bezüglich der Einflussnahme von Vorständen auf die Vergütung von Kollegen in anderen Firmen im Rahmen der Wahrnehmung von Mandaten im Aufsichtsrat oder Vergütungsausschuss des jeweiligen Unternehmens des fremden Vorstands als auch hinsichtlich der daraus möglicherweise resultierenden Möglichkeiten der Einflussnahme auf die eigene Vorstandsvergütung auf einen hohen Grad an Heterogenität zwischen verschiedenen Unternehmen hin.

Im Folgenden werden alle wesentlichen Erkenntnisse der beiden vorhergehenden Abschnitte zu möglichen Zusammenhängen zwischen den untersuchten Indikatoren der

Corporate Governance und der Vorstandsvergütung dargestellt. Auf Basis der festgestellten Einflüsse wird ferner erläutert, welche Hypothesen empirisch nicht abgelehnt und welche falsifiziert werden können.<sup>486</sup>

#### *Die Größe des Aufsichtsrats*

Für die Größe des Aufsichtsrats konnte im Längsschnitt innerhalb von Unternehmen ein konkaver Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung festgestellt werden, der die Entlohnung bei einer Gremiengröße von ca. 16 Personen maximiert. Im Querschnitt verschiedener Unternehmen derselben Industrie konnte jedoch ein vergütungssenkender Effekt einer zunehmenden Aufsichtsratsgröße festgestellt werden. Dieser negative Einfluss auf die Höhe der Vergütung deckt sich zumindest mit einem früheren deutschen Befund,<sup>487</sup> steht aber im Widerspruch zu Studien US-amerikanischer und britischer Unternehmen, bei denen jeweils ein positiver Einfluss auf die Höhe der Vergütung festgestellt werden konnte.<sup>488</sup> Die Performanceabhängigkeit der Vergütung der untersuchten deutschen Konzerne wird im Gegensatz zur Erfolgssensitivität in US-amerikanischen Unternehmen<sup>489</sup> in keiner Spezifikation von der Gremiengröße beeinflusst. Mögliche kurzfristige Auswirkungen des VorstAG auf den Zusammenhang zwischen der Anzahl der Aufsichtsratsmitglieder und der Vergütung konnten empirisch nicht festgestellt werden. Darüber hinaus haben sich keine Hinweise darauf ergeben, dass der Einfluss der Gremiengröße systematisch zwischen verschiedenen Quantilen der Verteilung der Vergütung variiert. Dies verdeutlicht, dass keine wesentlichen Unterschiede zwischen dem Einfluss der Aufsichtsratsgröße auf die Höhe und Performanceabhängigkeit niedriger und hoher Vergütungen bestehen.

*Hypothese 3a*, die den OCA stützt und keinerlei Auswirkungen der Gremiengröße auf die Vergütung unterstellt, muss abgelehnt werden. *Hypothese 3b*, die für den MPA spricht, kann aufgrund des festgestellten negativen Einflusses auf die Höhe der Vergütung im Industriequerschnitt nicht verworfen werden. Die *Hypothesen 3c, 3d* und *3e*, die

---

<sup>486</sup> Sofern im Folgenden quantitative Angaben zum Einfluss verschiedener Variablen gemacht werden, beziehen sich diese auf die jeweilige Originalspezifikation in Abschnitt 5.3.1 oder 5.3.2, die im Rahmen der detaillierten Diskussion der Regressionsergebnisse in den beiden Abschnitten entsprechend erläutert wurde.

<sup>487</sup> Vgl. Fabbri/Marin (2012), S. 17. Vgl. für die Identifikation eines positiven Einflusses der Gremiengröße auf die Vergütung deutscher Vorstände hingegen Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 12; Rapp/Wolff (2010), S. 1100.

<sup>488</sup> Vgl. für US-amerikanische Unternehmen z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 403, sowie für britische Firmen Ozkan (2011), S. 283.

<sup>489</sup> Fahlenbrach (2009), S. 100, stellt einen negativen Einfluss der Aufsichtsratsgröße auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung US-amerikanischer Vorstände fest.

im Rahmen des MPAs einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit sowie einen stärkeren Einfluss der Gremiengröße auf die Vergütung bei höheren Entlohnungsniveaus implizieren, müssen abgelehnt werden.

*Die Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats*

Im Gegensatz zur Aufsichtsratsgröße konnte für die Anzahl der Mitglieder des Vergütungsausschusses nicht nur im Längsschnitt, sondern auch im Industriequerschnitt ein konkaver Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung festgestellt werden, der die Entlohnung bei ca. 5 (Längsschnitt) bzw. 6,5 (Querschnitt) Personen im Gremium maximiert. Gleichlautende empirische Befunde liegen nach Kenntnis des Autors nicht vor.<sup>490</sup> Die Performanceabhängigkeit der Vergütung wird allerdings nicht von der Größe des Vergütungsausschusses beeinflusst. Auch konnten keine Auswirkungen des Inkrafttretens des VorstAG auf die Zusammenhänge zwischen Vorstandsvergütung und Gremiengröße festgestellt werden. Darüber hinaus haben sich auch hier keine Hinweise darauf ergeben, dass potentielle Einflüsse der Größe des Ausschusses bei hohen Vergütungsniveaus stärker sind als bei niedrigen.

Analog zur Größe des Aufsichtsrats gibt somit der festgestellte Einfluss auf die Vergütungshöhe Hinweise auf mögliche Managermacht, sodass *Hypothese 4a*, die den OCA stützt und keine Auswirkungen der Gremiengröße auf die Höhe oder Performanceabhängigkeit der Vergütung unterstellt, abgelehnt werden muss. Entsprechend ist *Hypothese 4b*, die für den MPA spricht, nicht zu verwerfen. Die *Hypothesen 4c, 4d* und *4e*, die im Rahmen des MPAs eine Abhängigkeit der Performancesensitivität der Vergütung von der Gremiengröße sowie einen stärkeren Einfluss der Größe des Ausschusses auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Vergütung bei höheren Entlohnungsniveaus unterstellen, müssen abgelehnt werden.

*Die Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens*

Im Längsschnitt (und bedingt im (Gesamt-)Querschnitt) konnte weder ein Einfluss der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat auf die Höhe noch auf die Performanceabhängigkeit festgestellt werden. Im Industriequerschnitt wurde hingegen ein insgesamt disziplinierender Einfluss auf die Vorstandsvergütung identifiziert: So übt die Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat einen negativen Einfluss auf die Höhe und einen positiven Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vorstands-

---

<sup>490</sup> So identifizieren Voulgaris/Stathopoulos/Walker (2010), S. 522, einen positiven und Rapp/Wolff (2008), S. 21, einen negativen Einfluss der Gremiengröße auf die Höhe der Vergütung.

lohnung im betrachteten Unternehmen aus. Der vergütungssenkende Einfluss auf das Vergütungsniveau deckt sich dabei zwar mit früheren deutschen Studien,<sup>491</sup> steht allerdings im Widerspruch zu den Befunden für US-amerikanische Unternehmen, die im Industriequerschnitt einen positiven Einfluss auf die Entlohnung feststellen.<sup>492</sup> Mögliche kurzfristige Auswirkungen des Inkrafttretens des VorstAG auf die Abhängigkeit der Vergütung von der Anzahl fremder Vorstände im Gremium wurden nicht identifiziert. Auch für die Anzahl fremder Topmanager im Aufsichtsrat konnte kein systematisch stärkerer Einfluss auf die Höhe oder die Performanceabhängigkeit der Vergütung bei hohen Entlohnungsniveaus festgestellt werden. Allerdings besteht bei besonders niedrigen Vergütungsniveaus ein konkaver Einfluss auf die Höhe der Vergütung, der bis zu einer Anzahl von drei fremden Managern im Gremium positiv ist. Die Ergebnisse legen nahe, dass Vorstände in ihrer Rolle als Aufsichtsratsmitglieder in anderen (M)DAX-Unternehmen im Allgemeinen eine starke Überwachungstätigkeit wahrnehmen, um durch eine gesteigerte Reputation und bessere Vernetzung mehr Spielraum bei den eigenen Gehaltsverhandlungen als Vorstand zu gewinnen. Der tendenziell positive Einfluss auf die Entlohnung bei besonders niedrigen Vergütungsniveaus lässt vermuten, dass Manager möglicherweise versuchen, zu niedrige durchschnittliche Vergütungsniveaus und Ausreißer nach unten bei einer Querschnittsbetrachtung verschiedener Unternehmen zu vermeiden, damit bei der eigenen Vergütungsbemessung in der Funktion als Vorstand kein etwaiger entlohnungssenkender Effekt von diesen potentiellen Vergleichsunternehmen im Rahmen des Peer Group Benchmarkings ausgehen kann.

*Hypothese 5a*, die den OCA stützt und keinen Einfluss der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat auf Höhe oder Performanceabhängigkeit der Vergütung impliziert, muss auf Basis der empirischen Befunde abgelehnt werden. Aufgrund des negativen Einflusses auf die Vergütungshöhe und des positiven Einflusses auf die Performance-sensitivität der Entlohnung können die *Hypothesen 5b* und *5c* nicht verworfen werden, die für das Vorliegen von Managermacht und somit den MPA sprechen. Da beide Einflüsse allerdings bei hohen Vergütungsniveaus nicht stärker sind als bei niedrigen, sind die ebenfalls den MPA stützenden *Hypothesen 5d* und *5e* abzulehnen.

---

<sup>491</sup> Vgl. Entorf et al. (2009), S. 1132; Prinz (2006), S. 23.

<sup>492</sup> Vgl. Fahlenbrach/Low/Stulz (2010), S. 29.

*Die Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit Aufsichtsratsmandaten in anderen (M)DAX-Konzernen*

Dass aber offenbar kein direkter Einfluss der Wahrnehmung externer Aufsichtsratsmandate auf die eigene Vergütung als Vorstand besteht, verdeutlicht die Tatsache, dass in keiner Spezifikation ein Einfluss der Anzahl der in Aufsichtsräte anderer (M)DAX-Unternehmen entsandten Vorstandsmitglieder auf die Höhe oder Performanceabhängigkeit der Entlohnung festgestellt werden konnte. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu früheren US-amerikanischen und deutschen Studien, bei denen jeweils ein positiver Einfluss auf die Vergütung des Vorstands des betrachteten Unternehmens festgestellt wurde.<sup>493</sup> Der Befund verdeutlicht, dass offenbar wesentliche Heterogenitäten zwischen verschiedenen Firmen bestehen und neben der verwendeten Methodologie und untersuchten Stichprobe auch der analysierte Untersuchungszeitraum einen wesentlichen Einfluss auf die identifizierbaren Zusammenhänge ausübt. Dennoch haben sich zumindest im Hinblick auf unterschiedliche Entlohnungsniveaus keine Hinweise darauf ergeben, dass der Einfluss der Anzahl der in fremde Aufsichtsräte entsandten Vorstandsmitglieder systematisch zwischen verschiedenen Quantilen der Verteilung der Vergütung variiert. Insgesamt ergeben sich somit keine Hinweise auf Managermacht.

*Hypothese 6a*, die den OCA stützt und keinen Einfluss auf Höhe oder Performanceabhängigkeit der Vergütung von der Anzahl der entsandten Vorstände unterstellt, kann nicht falsifiziert werden.<sup>494</sup> Die *Hypothesen 6b* und *6c*, die für den MPA sprechen, sind entsprechend abzulehnen.

*Die Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens*

Im Gegensatz zu den Befunden für die Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat konnte für die Anzahl der Topmanager anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss kein Einfluss auf das Entlohnungsniveau verschiedener Unternehmen derselben Industrie festgestellt werden. Im Längsschnitt und bedingt auch im Querschnitt über alle Unternehmen konnte allerdings ein potentiell konvexer, de facto aber auf Basis der identifizierten Koeffizienten eher positiver Einfluss ab einer Anzahl von zwei fremden Mana-

<sup>493</sup> Vgl. für US-amerikanische Unternehmen Brown et al. (2012), S. 299–300, sowie für deutsche Firmen Balsmeier/Peters (2009), S. 976, und Entorf et al. (2009), S. 1132.

<sup>494</sup> Der Vollständigkeit halber sei darauf hingewiesen, dass im Rahmen der Hypothesenbildung zwei unterschiedliche mögliche Wirkmechanismen vorgestellt wurden, die mit dem OCA vereinbar sind. Der empirische Befund stützt Variante 1 (vgl. Abschnitt 3.3.3 sowie die Übersicht der gebildeten Hypothesen in Tab. 2 auf Seite 72).

gern im Vergütungsausschuss identifiziert werden; von nur einem fremden Vorstand im Gremium geht nahezu kein Einfluss auf die Vergütung aus. Vor dem Hintergrund, dass nur vier Beobachtungen der Untersuchungsstichprobe überhaupt zwei fremde Vorstände im Vergütungsausschuss aufweisen, während in allen anderen Fällen weniger fremde Topmanager Mitglied des Gremiums sind, ist dieses Ergebnis als wenig robust zu werten. Dennoch gibt es Hinweise darauf, dass Vorstände im Vergütungsausschuss fremder (M)DAX-Konzerne anders auf die Vorstandsvergütung in diesen Unternehmen einwirken, als wenn sie nur Mitglied des Gesamtaufsichtsrats sind. In einer früheren Studie US-amerikanischer Unternehmen konnte kein Einfluss fremder Vorstände im Vergütungsausschuss auf die Entlohnungshöhe festgestellt werden.<sup>495</sup> Die Performanceabhängigkeit der Vergütung wird von der Anzahl fremder Vorstände im Vergütungsausschuss nicht beeinflusst. Mögliche kurzfristige Auswirkungen der durch das VorstAG induzierten Änderungen der Entscheidungsbefugnisse im Vergütungsausschuss und Aufsichtsrat konnten auch für die Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Vergütungsausschuss nicht festgestellt werden. Ebenso wenig bestehen Hinweise darauf, dass sich der Einfluss auf die Performanceabhängigkeit oder Höhe der Entlohnung systematisch zwischen verschiedenen Quantilen der Verteilung der Vergütung unterscheidet.

*Hypothese 7a*, die für den OCA spricht und weder einen Einfluss der Anzahl fremder Vorstände im Vergütungsausschuss auf die Höhe noch auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung impliziert, muss auf Basis der empirischen Befunde abgelehnt werden. *Hypothese 7b*, die den MPA stützt, kann trotz der relativ geringen Robustheit des tendenziell positiven Zusammenhangs mit der Höhe der Vergütung nicht verworfen werden. Aufgrund des fehlenden Einflusses auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung sowie der ebenfalls fehlenden systematischen Variation des Einflusses auf Performanceabhängigkeit und Höhe der Entlohnung zwischen niedrigen und hohen Vergütungsniveaus müssen die *Hypothesen 7c, 7d* und *7e*, die ebenfalls für den MPA sprechen, abgelehnt werden.

*Die Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats eines anderen (M)DAX-Konzerns sind*

Im Gegensatz zu der Anzahl der in fremde Aufsichtsräte entsandten Vorstandsmitglieder konnte für die Anzahl der Vorstände in Vergütungsausschüssen anderer (M)DAX-Konzerne zumindest in einer Spezifikation im Industriequerschnitt ein vergütungserhö-

---

<sup>495</sup> Vgl. Anderson/Bizjak (2003), S. 1336.

hender Effekt festgestellt werden. Dieses Ergebnis legt nahe, dass die Wahrnehmung von Kontrollmandaten in anderen Unternehmen erst bei einer direkten Involvierung in Vergütungsfragen der fremden Topmanager zu einer entsprechenden Möglichkeit der Einflussnahme auf die eigene Vergütung als Vorstand führt. Da kein positiver, sondern entweder kein oder ein negativer Einfluss der Performance des betrachteten Unternehmens auf die Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder identifiziert wurde, ist der entlohnungserhöhende Einfluss keine Folge besonders hohen Managementtalents, sondern legt nahe, dass der Einblick in fremde Vergütungsfragen und -verträge dem entsandten Vorstand zusätzliche Verhandlungsmacht gegenüber dem eigenen Aufsichtsrat bzw. Vergütungsausschuss einräumt. Diese Schlussfolgerung stützt der festgestellte tendenziell positive Einfluss fremder Vorstände im Vergütungsausschuss auf die Vorstandsentslohnung des betrachteten Unternehmens, der einem aus einer möglicherweise besonders starken Überwachungstätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen resultierenden positiven Einfluss auf die eigene Vorstandsvergütung widerspricht. Insgesamt geben die empirischen Befunde bezüglich der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder somit zwar Hinweise auf potentielle Managermacht, dennoch sind sie aber wenig robust. So kann der positive Einfluss der Anzahl der entsandten Vorstände auf die Vergütung im Rahmen des Robustheitstests in Tab. 26 nicht mehr festgestellt werden. Kurzfristige Auswirkungen des Inkrafttretens des VorstAG auf den Zusammenhang zwischen der Entlohnung und der Anzahl der entsandten Vorstände konnten nicht festgestellt werden. Ein Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung wurde außerdem nicht identifiziert. Darüber hinaus haben sich auch hier keine Hinweise darauf ergeben, dass hohe Entlohnungsniveaus systematisch mit einer stärkeren Managermacht assoziiert sind. Tatsächlich übt bei niedrigen Quantilen der Verteilung der Vergütung die Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstände tendenziell einen negativen Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung im entsendenden Unternehmen aus, während der Einfluss bei besonders hohen Vergütungsniveaus tendenziell positiv ist, sodass dieses Ergebnis für potentiell weniger Managermacht in Unternehmen mit hohen Entlohnungsniveaus spricht.

Auf Basis der empirischen Befunde muss *Hypothese 8a*, die den OCA stützt und keinen Einfluss der Anzahl der entsandten Vorstände auf die Höhe und Performancesensitivität der Vergütung oder aber einen jeweils positiven Einfluss bei gleichzeitig positiver Abhängigkeit der Anzahl der entsandten Topmanager von der Unternehmensperformance

unterstellt, abgelehnt werden. Entsprechend kann *Hypothese 8b*, die den MPA stützt, aufgrund des festgestellten (wenn auch wenig robusten) positiven Einflusses auf die Vergütungshöhe sowie der nicht vorhandenen und teilweise negativen Abhängigkeit der Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstände von der Unternehmensperformance nicht verworfen werden. Aufgrund der fehlenden Hinweise auf stärkere Managermacht bei hohen Vergütungsniveaus kann *Hypothese 8c*, die ebenfalls für den MPA spricht, abgelehnt werden.

#### *Der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs*

Insgesamt konnte für den Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs der robusteste Einfluss der Corporate Governance-Variablen sowohl auf die Höhe als auch auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung festgestellt werden. So wurde sowohl im Längs- als auch im (Industrie-)Querschnitt ein konvexer Einfluss auf die Höhe der Vorstandsvergütung identifiziert, der die Vergütung je nach Spezifikation bei einem Stimmrechtsanteil von ca. 35 % bis 40 % minimiert und ab einem Anteil von ca. 71 % bis 79 % das Niveau ohne großen Aktionär mit mindestens 5 % der Stimmrechte überschreitet. Unter Berücksichtigung unterschiedlicher Charakteristika der Kapitalmärkte und verschiedener Untersuchungsdesigns bestätigen die Ergebnisse somit sowohl die Befunde früherer Studien US-amerikanischer als auch deutscher Unternehmen, die häufig einen negativen Einfluss großer Aktionäre auf die Höhe der Vorstandsvergütung identifizieren konnten.<sup>496</sup> Der für die größte Spanne des Stimmrechtsanteils negative Einfluss auf die Vergütung legt nahe, dass durchaus Managermacht besteht, die durch die Existenz eines großen Aktionärs verringert werden kann. Auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung konnte ein negativer Einfluss vom Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs festgestellt werden. Dieses Ergebnis steht im Widerspruch zu US-amerikanischen Untersuchungen,<sup>497</sup> bestätigt jedoch die Ergebnisse einiger früherer deutscher Studien.<sup>498</sup> Der weder unter Annahme des OCAs noch des MPAs erwartete negative Einfluss kann sowohl auf eine potentielle Bereicherung des großen Anteilseigners auf Kosten der Klein-

---

<sup>496</sup> Vgl. für Studien US-amerikanischer Unternehmen z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 404; Cyert/Kang/Kumar (2002), S. 453; Frydman/Saks (2010), S. 2129, sowie zu Untersuchungen deutscher Firmen Elston/Goldberg (2003), S. 1404; Kaserer/Wagner (2004), S. 12; Rapp/Wolff (2010), S. 1097–1099.

<sup>497</sup> Vgl. Hartzell/Starks (2003), S. 2372, die einen positiven Einfluss institutioneller Investoren auf die Performanceabhängigkeit der Vorstandsvergütung feststellen.

<sup>498</sup> Vgl. Edwards/Eggert/Weichenrieder (2009), S. 16; Goergen/Manjon/Renneboog (2008), S. 175, 190. Rapp und Wolff (2010), S. 1097, stellen allerdings einen positiven Einfluss der Eigentümerkonzentration auf die Abhängigkeit der Entlohnung von jahresabschlussbasiert gemessener Performance fest.

aktionäre unter Koalitionsbildung mit dem Vorstand als auch auf eine starke Überwachungstätigkeit des Großaktionärs hindeuten, die es ihm ermöglicht, variable Vergütungsbestandteile zu reduzieren, ohne negative Anreizwirkungen für den Vorstand zu induzieren. Hinweise auf einen potentiell stärkeren Einfluss auf Höhe oder Performanceabhängigkeit der Vergütung bei hohen Entlohnungsniveaus haben sich nicht ergeben.

*Hypothese 9a*, die keinen Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die Vergütung impliziert und den OCA stützt, muss abgelehnt werden. Aufgrund des größtenteils negativen Einflusses auf die Höhe der Vorstandsvergütung kann *Hypothese 9b*, die für den MPA spricht, nicht verworfen werden. *Hypothese 9c*, die ebenfalls den MPA stützt, muss hingegen abgelehnt werden, da kein positiver, sondern ein negativer Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung festgestellt wurde. Die *Hypothesen 9d* und *9e*, die jeweils stärkere Einflüsse sowohl auf die Höhe als auch auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung bei hohen Vergütungsniveaus unterstellen und den MPA stützen, müssen ebenfalls abgelehnt werden.

Eine Übersicht der abgelehnten und nicht falsifizierten Hypothesen wird für alle Hypothesen zentral in Abschnitt 5.6 abgebildet.

#### **5.4 Der Einfluss des Zufalls auf die Vergütung**

Die Untersuchung des Einflusses des Zufalls auf die Vergütung erfolgt in Anlehnung an Bertrand und Mullainathan (2001), Cremers und Grinstein (2013) sowie Garvey und Milbourn (2006).<sup>499</sup> In einem ersten Schritt wird zunächst eine Firm Fixed Effects-Regression der Unternehmensperformance auf die durchschnittliche Industriepformance als Indikator für den Zufall mit fixen Jahreseffekten durchgeführt.<sup>500</sup> Als Performancemaß wird auf Basis der Befunde aus den vorherigen Abschnitten die Eigenkapitalrendite verwendet. Die durchschnittliche Industriepformance wird für jedes Unternehmen als arithmetisches Mittel der Performance der jeweils anderen Unternehmen derselben Industrie in der Stichprobe gemäß DAXsupersector (vgl. Abschnitt 4.1) für

---

<sup>499</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 906, 915; Cremers/Grinstein (2013), S. 27–28; Garvey/Milbourn (2006), S. 207–209.

<sup>500</sup> Analog zu Garvey/Milbourn (2006), S. 207, wurde diese Regression als Robustheitstest auch ohne firmenspezifische Effekte durchgeführt. Da die Folgeergebnisse qualitativ unverändert bleiben, wird auf die Darstellung verzichtet.

jedes einzelne Jahr berechnet.<sup>501</sup> Dies hat zwar den Nachteil, dass der Industriedurchschnitt jeweils nur mithilfe relativ weniger Unternehmen berechnet wird, allerdings ist es naheliegend, dass Unternehmen des DAX und MDAX vor allem Unternehmen dieser beiden Indizes als Vergleichsgruppe z. B. zur Beurteilung allgemeiner Industrieentwicklungen heranziehen. Insofern erscheint das gewählte Vorgehen legitim. Die zwei Unternehmen der Stichprobe, die jeweils allein eine Industrie konstituieren (vgl. Anhang A), werden aufgrund fehlender Vergleichswerte nicht mit in die Berechnung einbezogen. Der erste Schritt der Schätzung ist in Gleichung (20) ersichtlich.  $ROE_{it}$  ist die beobachtete Eigenkapitalrendite der Unternehmen,  $I\_ROE_{it}$  ist die durchschnittliche Eigenkapitalrendite der anderen Unternehmen derselben Industrie, die restliche Notation ist unverändert.

$$(20) \quad ROE_{it} = \beta_1 \cdot I\_ROE_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Das Ergebnis der Regression ist in Anhang MM dargestellt. In einem zweiten Schritt wird der damit geschätzte Koeffizient  $\beta_1$  des Einflusses des Zufalls auf die Unternehmensperformance mit der durchschnittlichen Eigenkapitalrendite der Industrie multipliziert, um die Performance zu schätzen, die nur aus dem Zufall resultiert.<sup>502</sup> Diese wird im Folgenden als  $Luck_{it}$  notiert. Die Berechnung ist in Gleichung (21) dargestellt.<sup>503</sup>

$$(21) \quad Luck_{it} = \beta_1 \cdot I\_ROE_{it}$$

Das Residuum  $\varepsilon_{it}$  aus der Regression in Gleichung (20) wiederum stellt die aus Managementtalent bzw. -leistung resultierende Unternehmensperformance dar und wird im Folgenden als  $Skill_{it}$  notiert.<sup>504</sup> Nach Bestimmung von  $Luck_{it}$  und  $Skill_{it}$  wird eine vollständig inklusive aller Kontrollvariablen spezifizierte Firm Fixed Effects-Regression wie in Gleichung (13) (Seite 99) durchgeführt, mit dem Unterschied, dass als Performanceindikator anstelle der tatsächlich beobachteten Eigenkapitalrendite der Unternehmen die aus dem Zufall sowie aus der Managementleistung resultierende Eigenkapitalrendite verwendet wird.<sup>505</sup> Um eine etwaige diesbezügliche Heterogenität adäquat zu berücksichtigen, werden auf Basis der Erkenntnisse aus Abschnitt 5.2 für

---

<sup>501</sup> Aufgrund der mangelnden Verfügbarkeit anderer Daten kann dazu nur auf die Unternehmen der Stichprobe zurückgegriffen werden.

<sup>502</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 906.

<sup>503</sup> Eine Einbeziehung der fixen Effekte in die Berechnung der aus dem Zufall resultierenden Unternehmensperformance hat keine Auswirkungen auf die Höhe und t-Statistiken der untersuchten Variablen in den Folgeregressionen (nur die nicht analysierten Unternehmens- und Jahreseffekte sind betroffen), führt aber zu höheren VIFs. Aus diesem Grund wird auf die Einbeziehung verzichtet.

<sup>504</sup> Vgl. Garvey/Milbourn (2006), S. 207.

<sup>505</sup> Vgl. z. B. Cremers/Grinstein (2013), S. 29.

beide Komponenten der Unternehmensperformance jeweils Interaktionsvariablen mit der Indexzugehörigkeit und der Aktienkursvolatilität in die Regression mit einbezogen. Dies ist in Gleichung (22) ersichtlich. Der Übersicht halber ist der Logarithmus der Umsatzerlöse nicht gesondert dargestellt, sondern im Vektor der Kontrollvariablen  $\mathbf{contr}_{it}$  enthalten.

$$(22) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot Luck_{it} + \beta_2 \cdot (Luck_{it} \cdot DAX_{it}) + \beta_3 \cdot (Luck_{it} \cdot Risk_{it}) \\ + \beta_4 \cdot Skill_{it} + \beta_5 \cdot (Skill_{it} \cdot DAX_{it}) + \beta_6 \\ \cdot (Skill_{it} \cdot Risk_{it}) + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Um den Einfluss verschiedener institutioneller Ausprägungen auf die Zufallssensitivität der Vergütung zu untersuchen, wird anschließend zusätzlich neben der untersuchten Corporate Governance-Variable selbst ein Interaktionsterm der Variable mit der aus dem Zufall resultierenden Unternehmensperformance  $Luck_{it}$  in die Regression einbezogen. Zur Veranschaulichung ist auch diese Regression im Folgenden in Gleichung (23) illustriert. Der Übersicht halber sind die aus der Managementleistung resultierende Unternehmensperformance sowie deren Interaktionsvariablen mit der Indexzugehörigkeit und dem Unternehmensrisiko nicht gesondert dargestellt, sondern im Vektor der Kontrollvariablen  $\mathbf{contr}_{it}$  erfasst.

$$(23) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot CG_{it} + \beta_2 \cdot (CG_{it} \cdot Luck_{it}) + \beta_3 \cdot Luck_{it} + \beta_4 \\ \cdot (Luck_{it} \cdot DAX_{it}) + \beta_5 \cdot (Luck_{it} \cdot Risk_{it}) + \beta_k \cdot \mathbf{contr}_{it} \\ + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Die Regressionsergebnisse auf Basis von Gleichung (22) und (23) sind in Tab. 27 dargestellt.<sup>506</sup> In Spalte (1) ist zunächst die Basisspezifikation ohne Einbeziehung von Corporate Governance-Variablen ersichtlich; in den Spalten (2) bis (8) folgen die Regressionen unter Einbeziehung der untersuchten Indikatoren der Corporate Governance. Die Ergebnisse verdeutlichen, dass eine Abhängigkeit der Vergütung vom Zufall nur in DAX-Unternehmen besteht. Der Koeffizient des Interaktionsterms des Zufalls mit der Indexzugehörigkeit ist in sieben der acht durchgeführten Regressionen signifikant positiv und ökonomisch bedeutend: So resultiert auf Basis der signifikanten Koeffizienten je nach Spezifikation aus einer um einen Prozentpunkt durch den Zufall erhöhten Eigenkapitalrendite eine 5,1 % bis 7,3 % höhere Vorstandsvergütung.

<sup>506</sup> Aufgrund der enthaltenen Interaktionsvariablen liegen die zentrierten VIFs einzelner Variablen teilweise über 10. Dazu gehören in Spalte (2)  $AR_t \cdot Luck_t$  (15,71),  $Luck_t$  (14,73), in Spalte (3)  $VA_t \cdot Luck_t$  (19,3),  $Luck_t$  (18,41) sowie in Spalte (8)  $Luck_t \cdot Risk_t$  (10,16).

Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Luck <sub>t</sub>	-0,538 (-0,217)	-1,463 (-0,424)	0,531 (0,138)	-1,585 (-0,661)	-0,905 (-0,369)	-0,320 (-0,136)	-0,481 (-0,196)	3,568 (1,454)
Luck <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	6,853** (2,221)	6,162* (1,746)	7,042** (2,250)	4,442 (1,477)	5,624* (1,878)	6,996** (2,249)	7,028** (2,155)	4,975* (1,825)
Luck <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	0,212 (0,0277)	-0,306 (-0,0394)	0,748 (0,0900)	0,0481 (0,00648)	1,042 (0,138)	0,0625 (0,00814)	0,0801 (0,0106)	0,896 (0,128)
Skill <sub>t</sub>	0,731*** (3,619)	0,732*** (3,600)	0,679*** (2,996)	0,682*** (3,359)	0,725*** (3,624)	0,607*** (2,773)	0,732*** (3,588)	0,707*** (3,390)
Skill <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,859*** (4,669)	1,857*** (4,605)	1,919*** (4,415)	1,857*** (4,783)	1,813*** (4,723)	1,941*** (4,779)	1,868*** (4,717)	1,863*** (4,660)
Skill <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,552** (-2,561)	-1,532** (-2,590)	-1,548** (-2,139)	-1,477** (-2,405)	-1,504** (-2,503)	-1,494*** (-2,773)	-1,557** (-2,567)	-1,585** (-2,612)
AR <sub>t</sub>		0,00855 (0,685)						
AR <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>		0,0929 (0,328)						
VA <sub>t</sub>			0,0313 (0,847)					
VA <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>			-0,408 (-0,429)					
V_AR_in <sub>t</sub>				-0,0541 (-0,884)				
V_AR_in <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>				1,966 (1,157)				
V_AR_out <sub>t</sub>					0,0105 (0,191)			
V_AR_out <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>					0,839 (0,672)			
V_VA_in <sub>t</sub>						0,0956 (1,118)		
V_VA_in <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>						-2,173 (-0,853)		
V_VA_out <sub>t</sub>							-0,00378 (-0,0558)	
V_VA_out <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>							-0,242 (-0,147)	
SR_Akt <sub>t</sub>								0,643 (1,492)
SR_Akt <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>								-13,85*** (-2,859)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,194 (1,318)	0,192 (1,292)	0,230 (1,533)	0,212 (1,428)	0,185 (1,267)	0,222 (1,440)	0,197 (1,369)	0,194 (1,387)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,162 (1,365)	0,163 (1,389)	0,133 (0,990)	0,177 (1,490)	0,170 (1,432)	0,123 (0,937)	0,161 (1,357)	0,196* (1,746)
Risk <sub>t</sub>	-0,249 (-0,761)	-0,227 (-0,687)	-0,241 (-0,692)	-0,233 (-0,752)	-0,263 (-0,807)	-0,210 (-0,635)	-0,246 (-0,763)	-0,273 (-0,918)
Lev <sub>t</sub>	0,242 (0,583)	0,248 (0,596)	0,210 (0,518)	0,222 (0,534)	0,237 (0,565)	0,182 (0,453)	0,243 (0,586)	-0,00693 (-0,0180)
DAX <sub>t</sub>	0,00857 (0,0670)	0,0190 (0,136)	-0,00116 (-0,00868)	0,0496 (0,370)	0,0281 (0,220)	0,0101 (0,0800)	0,00448 (0,0335)	0,0528 (0,460)
n	359	359	347	359	359	349	359	359
R <sup>2</sup> -Within	0,303	0,305	0,298	0,316	0,309	0,305	0,304	0,335
R <sup>2</sup> -Between	0,534	0,502	0,524	0,528	0,536	0,517	0,532	0,519
R <sup>2</sup> -Overall	0,478	0,454	0,473	0,476	0,48	0,469	0,476	0,472

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)

Legende: Signifikanzniveau: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen; unabh.: unabhängige

Tab. 27: Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die aus dem Zufall und Managementtalent resultierende Unternehmensperformance sowie Interaktionsvariablen der Corporate Governance-Indikatoren mit dem Zufall mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten

Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass offensichtlich wesentliche über die direkt beobachtbaren Charakteristika der Unternehmen hinausgehende Unterschiede zwischen den Firmen im DAX und MDAX bestehen. Während die starke Abhängigkeit der Vergütung vom Zufall einerseits für ein entsprechend zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis in DAX-Unternehmen sprechen kann, das es ihnen erlaubt, ihre Vergütung zu einem hohen Maße an nicht durch sie selbst beeinflussbare exogene Trends und Schocks zu koppeln, erscheint ebenso möglich, dass gerade Unternehmen im DAX nicht nur einer besonderen Beobachtung durch Politik und Medien, sondern auch durch andere Unternehmen unterliegen, die potentielle Beschäftigungsalternativen des Vorstands darstellen und somit eine ständige Anpassung der Vorstandsvergütung an das durchschnittliche Industrieniveau erforderlich machen, um eine Abwerbung des Vorstands zu verhindern (vgl. im Detail Abschnitt 2.3.3 und 3.4). Unabhängig von der Interpretation hinsichtlich des Vorliegens von Managermacht verdeutlicht das Ergebnis, dass die Vergütungsmechanismen in DAX-Unternehmen deutlich stärker allgemeinen Markt- bzw. Industrieentwicklungen unterliegen und offensichtlich das Peer Group Benchmarking im DAX eine weitaus wichtigere Rolle spielt als im MDAX. Einen weiteren Hinweis auf die hohe Relevanz von Markt- oder Industrietrends gibt auch die größtenteils (auch prozentual) stärkere Variation der durchschnittlichen Vergütung im DAX gegenüber dem MDAX (vgl. Abb. 1 in Abschnitt 4.2.1). Der nicht für alle Unternehmen signifikant positive Einfluss des Zufalls auf die Vergütung widerspricht den Befunden US-amerikanischer Studien.<sup>507</sup>

Für den Einfluss der aus Managementtalent resultierenden Unternehmensperformance können die gleichen Wirkmechanismen wie zum Unternehmenserfolg insgesamt festgestellt werden. So besteht in allen Unternehmen eine signifikant positive Abhängigkeit der Vergütung von durch Managementleistung gesteigerter Unternehmensperformance, die in DAX-Unternehmen stärker ist als in MDAX-Unternehmen und mit zunehmendem Unternehmensrisiko abnimmt. Der identifizierte positive Einfluss deckt sich mit den Ergebnissen US-amerikanischer Studien.<sup>508</sup> Während diese allerdings im Rahmen der Untersuchung sehr umfangreicher Stichproben mit jeweils mehreren tausend Beobachtungen einen stärkeren Einfluss auf die Vergütung von der aus Managementleistung resultierenden Unternehmensperformance im Vergleich zum von Industrieschocks

---

<sup>507</sup> Vgl. Cremers/Grinstein (2013), S. 29, 33; Garvey/Milbourn (2006), S. 209. Dabei ist allerdings zu berücksichtigen, dass in den zitierten Studien jeweils mehrere tausend Beobachtungen untersucht wurden.

<sup>508</sup> Vgl. Cremers/Grinstein (2013), S. 29, 33; Garvey/Milbourn (2006), S. 209.

induzierten Unternehmenserfolg feststellen, zeigt sich für die DAX-Unternehmen das umgekehrte Verhältnis. Dies unterstreicht erneut, dass sich DAX-Konzerne offenbar deutlich von anderen Unternehmen unterscheiden, die weniger im Fokus der Öffentlichkeit stehen. Ob dies aus einem in diesem Umfeld besonders kompetitiven Arbeitsmarkt für die talentiertesten Manager oder aber aus einem zu den Vorständen hin verschobenen Machtverhältnis resultiert, kann allerdings aus der alleinigen Analyse der Stärke der identifizierten Einflüsse nicht abgeleitet werden. In diesem Kontext sei daher auf die folgende Diskussion der Regressionen unter Einbeziehung der Corporate Governance-Variablen verwiesen.

Der für die durch Managementleistung induzierte Unternehmensperformance festgestellte Zusammenhang bestätigt auch unter Berücksichtigung des nicht signifikanten Einflusses der aus dem Zufall resultierenden Eigenkapitalrendite auf die Vergütung von MDAX-Vorständen die bereits in Abschnitt 5.2.2 erläuterte Schlussfolgerung, dass gerade in MDAX-Unternehmen variable Vergütungsbestandteile zurückhaltender vergeben werden.<sup>509</sup> Dies legt nahe, dass bei der Bemessung der Höhe der variablen Entlohnung und etwaiger Anpassungen des Fixgehalts in diesen Firmen eine sehr genaue Analyse erfolgt, inwieweit der beobachtete Unternehmenserfolg auf die Leistung des Vorstands zurückzuführen ist. Allgemeine Industrie- oder Marktentwicklungen scheinen in MDAX-Unternehmen eine nur untergeordnete Rolle bei der Vergütung zu spielen. Dies verdeutlicht, dass spiegelbildlich zur Interpretation der Ergebnisse für DAX-Unternehmen offenbar MDAX-Konzerne weit weniger im Fokus des Vergleichs mit anderen Unternehmen stehen, das Peer Group Benchmarking vermutlich eine eher untergeordnete Rolle spielt bzw. seltener zum Einsatz kommt und somit mögliche kurzfristige Konsequenzen einer fehlenden Anpassung der Vorstandsvergütung an Industrietrends wie z. B. die Kündigung des Vorstands nicht zu erwarten sind.

Die Analyse der Corporate Governance-Variablen bestätigt die Erkenntnis aus Abschnitt 5.3, dass von den meisten institutionellen Ausprägungen kein besonders robuster Einfluss auf die Vorstandsvergütung ausgeht. Nur für den Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs in Spalte (8) kann ein signifikant negativer Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung festgestellt werden. Erstaunlich ist allerdings die Stärke dieses Disziplinierungseffektes: Während der Koeffizient des Interaktionsterms des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs mit der Eigenkapitalrendite bei der Analyse in Ab-

---

<sup>509</sup> Vgl. zum deutlich höheren Anteil des Fixgehalts an der Gesamtvergütung im MDAX im Vergleich zum DAX auch Prinz/Schwalbach (2011), S. 5.

schnitt 5.3.2 im Rahmen der Firm Fixed Effects-Regression betragsmäßig ungefähr halb so groß war wie für DAX-Unternehmen in Summe der Koeffizient der Eigenkapitalrendite<sup>510</sup> und somit ceteris paribus in DAX-Konzernen eine Reduktion der Performanceabhängigkeit der Vergütung um ca. 25 % bei Existenz eines Großaktionärs mit 50 % der Stimmrechte impliziert (vgl. Spalte (3) in Tab. 24 auf Seite 151), ist der dämpfende Einfluss eines großen Anteilseigners auf die Zufallssensitivität der Vergütung in DAX-Unternehmen deutlich stärker: Auf Basis des signifikanten Koeffizienten des Interaktionsterms des Zufalls mit der DAX-Zugehörigkeit in Spalte (8) von Tab. 27 führt bereits die Existenz eines Anteilseigners mit knapp 36 % der Stimmrechte zu einer nicht mehr vorhandenen Zufallssensitivität der Vergütung. Unter zusätzlicher Einbeziehung des nicht signifikanten Koeffizienten des Zufalls selbst besteht bei einem Stimmrechtsanteil von knapp 62 % keine Abhängigkeit der Vergütung vom Zufall mehr. Dieses Ergebnis bestätigt qualitativ den Befund von Bertrand und Mullainathan (2001), die für US-amerikanische Unternehmen ebenfalls einen deutlich stärkeren negativen Einfluss großer Aktionäre auf die Zufallssensitivität der Vergütung als auf die Abhängigkeit von genereller Unternehmensperformance feststellen.<sup>511</sup> Um eine genauere diesbezügliche Analyse auch vor dem Hintergrund der identifizierten Unterschiede zwischen DAX und MDAX zu ermöglichen, werden im Folgenden zusätzliche Regressionen durchgeführt, die über die Spezifikation in Spalte (8) von Tab. 27 hinausgehend noch Interaktionsterme des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs mit der aus Managementleistung resultierenden Eigenkapitalrendite sowie mit dem Zufall *und* der Indexzugehörigkeit beinhalten. Die Ergebnisse sind in Tab. 28 dargestellt.<sup>512</sup>

Zunächst ist in beiden Regressionen ein zwar tendenziell positiver, aber nicht signifikanter Einfluss des Zufalls auf die Vergütung in MDAX-Unternehmen ersichtlich, während der bereits zuvor identifizierte signifikant positive und ökonomisch bedeutsame Einfluss auf die Entlohnung in DAX-Unternehmen auch hier in beiden Spezifikationen bestätigt wird. Ebenfalls analog zu den bisherigen Ergebnissen zeigt sich der robuste Einfluss des aus Managementleistung resultierenden Unternehmenserfolgs auf die Ver-

---

<sup>510</sup> Gemeint ist die Summe der Koeffizienten der Eigenkapitalrendite selbst und des Interaktionsterms der Eigenkapitalrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, die die Stärke der Performanceabhängigkeit der Vergütung in DAX-Unternehmen widerspiegelt.

<sup>511</sup> Vgl. Bertrand/Mullainathan (2001), S. 920.

<sup>512</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass folgende Variablen jeweils einen zentrierten VIF von über 10 aufweisen: Spalte (1):  $\text{Luck}_t \cdot \text{Risk}_t$  (10,27); Spalte (2):  $\text{Luck}_t \cdot \text{Risk}_t$  (10,62).

gütung, der in DAX-Unternehmen stärker ist als in MDAX-Konzernen und mit steigendem Unternehmensrisiko abnimmt.

Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten		
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$	
	(1)	(2)
Luck <sub>t</sub>	4,037 (1,606)	2,988 (1,198)
Luck <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	5,028* (1,881)	7,428* (1,828)
Luck <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-0,642 (-0,0934)	-1,528 (-0,226)
Skill <sub>t</sub>	0,999*** (4,384)	1,000*** (4,439)
Skill <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,782*** (4,659)	1,771*** (4,658)
Skill <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,482** (-2,628)	-1,489*** (-2,665)
SR_Akt <sub>t</sub>	0,667 (1,571)	0,612 (1,341)
SR_Akt <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub>	-14,79*** (-3,069)	-9,948* (-1,733)
SR_Akt <sub>t</sub> · Luck <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>		-12,35 (-1,183)
SR_Akt <sub>t</sub> · Skill <sub>t</sub>	-1,094* (-1,924)	-1,024* (-1,795)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,184 (1,369)	0,186 (1,405)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,216* (1,978)	0,188* (1,672)
Risk <sub>t</sub>	-0,245 (-0,846)	-0,214 (-0,782)
Lev <sub>t</sub>	0,141 (0,363)	0,177 (0,450)
DAX <sub>t</sub>	0,0585 (0,531)	0,0922 (0,934)
n	359	359
R <sup>2</sup> -Within	0,345	0,352
R <sup>2</sup> -Between	0,515	0,525
R <sup>2</sup> -Overall	0,472	0,482

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Tab. 28: Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die aus dem Zufall und Managementtalent resultierende Unternehmensperformance sowie Interaktionsvariablen des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs mit dem Zufall und dem Managementtalent mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten**

Von Interesse sind aber insbesondere die Unterschiede bezüglich der implementierten Interaktionsvariablen des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs. In Spalte (1) wurde zusätzlich zur bisherigen Spezifikation ein Interaktionsterm mit der aus Managementleistung resultierenden Eigenkapitalrendite ( $\text{SR\_Akt}_t \cdot \text{Skill}_t$ ) implementiert. Auch hier wird ein signifikant negativer Koeffizient identifiziert, der eine Senkung der Abhängigkeit der Vergütung von der aus der Managementleistung resultierenden Performance impliziert. Im Gegensatz zur starken Senkung der Zufallssensitivität der Vergütung, die nahezu unverändert zur Spezifikation in Spalte (8) von Tab. 27 bereits bei einem

Stimmrechtsanteil von 34 % nicht mehr besteht, entspricht das Verhältnis des Koeffizienten des Interaktionsterms des Stimmrechtsanteils mit der Managementleistung zur Summe der Koeffizienten der aus der Managementleistung resultierenden Eigenkapitalrendite für DAX-Unternehmen allerdings nahezu der festgestellten Stärke des Einflusses des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die allgemeine Performance: *Ceteris paribus* sinkt in DAX-Unternehmen (bei nicht vorhandener Aktienkursvolatilität) somit die Abhängigkeit der Vergütung von der aus Managementleistung resultierenden Performance um knapp 20 % bei der Existenz eines Großaktionärs mit 50 % der Stimmrechte im Vergleich zur Situation ohne Anteilseigner mit mindestens 5 % der Stimmrechte (allgemeine Performance: 25 %; siehe oben). Die in dieser Regression festgestellten Zusammenhänge bestätigen die Schlussfolgerung, dass große Aktionäre offenbar eine intensive Überwachungsfunktion wahrnehmen und erstens eine deutliche Reduktion der Kopplung der Vergütung an Industrieschocks induzieren und zweitens gleichzeitig in der Lage sind, den Anteil (auch um Industrietrends bereinigter) variabler Vergütungsbestandteile an der Gesamtentlohnung durch die stärkere Überwachung des Vorstands zu reduzieren, ohne dabei negative Anreizwirkungen zu induzieren.

Die Regression in Spalte (2) beinhaltet darüber hinaus noch einen Interaktionsterm des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs mit dem Zufall *und* der DAX-Zugehörigkeit. Der Koeffizient dieses Terms ist betragsmäßig hoch und liegt bei 12,35, während der Interaktionsterm nur mit dem Zufall (absolut gesehen) von 14,79 in der Spezifikation in Spalte (1) auf nunmehr 9,948 zurückgegangen ist. Trotz fehlender Signifikanz des zusätzlich inkludierten Terms suggeriert das Ergebnis, dass der negative Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf die Zufallssensitivität der Vergütung tendenziell in DAX-Unternehmen stärker ist als in MDAX-Unternehmen. Auf Basis der nur im DAX signifikanten Zufallsabhängigkeit der Vergütung und der hohen identifizierten Koeffizienten dieser Sensitivität ist das Ergebnis nicht überraschend.<sup>513</sup> Doch selbst unter alleiniger Berücksichtigung der beiden signifikanten Koeffizienten der Interaktionsterme des Zufalls mit der Indexzugehörigkeit sowie dem Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs führt die Existenz eines Großaktionärs mit knapp 75 % der Stimmrechte zu einer nicht mehr vorhandenen Zufallssensitivität der Vergütung in DAX-Unternehmen, sodass selbst bei konservativer Betrachtung noch ein deutlich stär-

---

<sup>513</sup> Es wurde darüber hinausgehend eine weitere Regression durchgeführt, die zusätzlich noch einen Interaktionsterm des Stimmrechtsanteils mit der aus dem Managementtalent resultierenden Unternehmensperformance und der DAX-Zugehörigkeit beinhaltet. Da sich keine qualitativen Änderungen oder weitere Schlussfolgerungen daraus ergeben, wird auf die Darstellung verzichtet.

kerer dämpfender Einfluss auf die Zufallssensitivität als auf die Abhängigkeit von allgemeiner Performance oder durch Managementleistung induziertem Erfolg von einem großen Anteilseigner ausgeht.

Der identifizierte disziplinierende Einfluss eines großen Anteilseigners spricht dafür, dass Vorstände zumindest tendenziell über Macht verfügen, die durch einen einflussreichen Aktionär verringert werden kann. Das Ergebnis steht im Einklang mit dem (für den Großteil der Unternehmen) festgestellten vergütungssenkenden Einfluss des Stimmrechtsanteils des größten Anteilseigners (vgl. Abschnitt 5.3.1). Es legt darüber hinaus unter Berücksichtigung des unterschiedlichen Einflusses eines Großaktionärs auf die Abhängigkeit der Vergütung von Performance, die aus dem Zufall und aus Managementleistung resultiert, nahe, dass der negative Einfluss auf die Sensitivitäten nicht aus einer Koalition mit potentiell mächtigen Vorständen, sondern aus einer stärkeren Überwachungstätigkeit des Aktionärs resultiert, die es ihm ermöglicht, nicht nur die aufgrund der zu zahlenden Risikoprämie vergleichsweise teuren variablen Vergütungsbestandteile zu verringern, sondern auch eine genauere Einstufung der tatsächlichen Leistung des Vorstands vorzunehmen.

Insgesamt ist zu konstatieren, dass zumindest in DAX-Unternehmen der Zufall eine wesentliche Rolle bei der Vergütungsbemessung einzunehmen scheint, während die aus dem Zufall resultierende Unternehmensperformance keinen Einfluss auf die Vergütung in MDAX-Unternehmen ausübt. Die identifizierten Zusammenhänge legen wesentliche Unterschiede sowohl bezüglich der Vertragsgestaltung, alternativer Beschäftigungsmöglichkeiten der Vorstände als auch der Wettbewerbsorientierung bei der Bestimmung der Vergütung zwischen DAX- und MDAX-Unternehmen nahe. Vom durch Managertalent induzierten Unternehmenserfolg geht hingegen in allen Unternehmen ein positiver, aber im Vergleich zur aus Zufall resultierenden Performance deutlich schwächerer Einfluss auf die Vergütungshöhe aus, der in DAX-Unternehmen wiederum stärker ist als in MDAX-Unternehmen und mit zunehmendem Risiko abnimmt. Ein Einfluss der Corporate Governance-Indikatoren auf die Zufallssensitivität der Vergütung kann nur für den Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs festgestellt werden. Während von einem großen Aktionär eine starke Senkung der Zufallssensitivität der Vergütung induziert wird, ist die Senkung der Abhängigkeit der Entlohnung von aus Managementleistung resultierender Unternehmensperformance ungefähr genauso stark wie bei generellem Unternehmenserfolg. Der negative Einfluss auf beide Sensitivitäten, insbesondere aber die deutlich asymmetrische Senkung der Abhängigkeit der Vergütung von beiden Perfor-

mancebestandteilen, legt nahe, dass (potentiell in DAX-Unternehmen stärkere) Managermacht besteht, die durch einen großen Aktionär reduziert werden kann. So ist die starke Kopplung der Vergütung an den Zufall in DAX-Unternehmen zumindest zum Teil als Konsequenz eines zu den Managern hin verschobenen Machtverhältnisses zu deuten. Eine potentielle Koalitionsbildung von Großaktionär und Vorstand ist auf Basis der Ergebnisse nicht zu bestätigen, vielmehr lassen die empirischen Befunde vermuten, dass große Anteilseigner eine starke Überwachungsfunktion wahrnehmen. *Hypothese 10a*, die den OCA stützt und keinen Einfluss der Corporate Governance-Variablen auf die Zufallssensitivität der Vergütung unterstellt, muss somit abgelehnt werden. Die *Hypothesen 10b-10g*, die den MPA stützen, müssen ebenfalls abgelehnt werden, da nur der Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs signifikant auf die Zufallssensitivität der Vergütung einwirkt. Aus diesem Grund kann die korrespondierende *Hypothese 10h*, die ebenfalls den MPA stützt, nicht verworfen werden.

## 5.5 Excess Pay

Um weitere potentielle Zusammenhänge zwischen der Unternehmensperformance, der Vorstandsvergütung und den analysierten Indikatoren der Corporate Governance zu untersuchen, erfolgt in diesem Abschnitt die Analyse von Excess Pay, also dem Teil der Vorstandsvergütung, um den die tatsächliche Entlohnung die auf Basis der allgemeinen ökonomischen Determinanten geschätzte Vergütung über- oder untersteigt.<sup>514</sup> Im Fokus der Analyse steht, ob eine etwaige Übervergütung aus unbeobachtetem Managementtalent resultiert und somit zu einer besseren zukünftigen Unternehmensperformance führt und ob dieser Wirkzusammenhang von der Ausprägung der Corporate Governance-Variablen beeinflusst wird (vgl. Abschnitt 3.5). Dazu wird in Anlehnung an die Literatur in einem ersten Schritt zunächst eine Industry Fixed Effects-Regression der Vergütung in der Standardspezifikation ohne Einbeziehung von Corporate Governance-Variablen durchgeführt.<sup>515</sup> Auf Basis der Erkenntnisse aus Abschnitt 5.2 wird als Performanceindikator die Eigenkapitalrendite verwendet und es werden Interaktionsterme mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses implementiert. Diese Spezifikation entspricht damit genau der bereits in Tab. 15 auf Seite 120 durchgeführten Industry Fixed Effects-Regression und ist zur Illustration in Gleichung (24) ersichtlich. Die Notation ist unverändert mit der Ausnahme, dass hier anstelle des

---

<sup>514</sup> Vgl. z. B. Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 390.

<sup>515</sup> Vgl. Core/Guay/Larcker (2008), S. 11–12.

firmenindividuellen Achsenabschnitts  $u_i$  der industriespezifische Achsenabschnitt  $u_j$  in der Regressionsgleichung dargestellt ist.

$$(24) \quad \ln(wage_{it}) = \beta_1 \cdot ROE_{it} + \beta_2 \cdot (ROE_{it} \cdot DAX_{it}) \\ + \beta_3 \cdot (ROE_{it} \cdot Risk_{it}) + \beta_k \cdot contr_{it} + u_j + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Das Residuum dieser Regression,  $\varepsilon_{it}$ , also die Differenz zwischen dem geschätzten und dem tatsächlichen Logarithmus der Vergütung in Unternehmen  $i$  zum Zeitpunkt  $t$ , wird als Maß der Übervergütung nun in einer zweiten Industry Fixed Effects-Regression mit der zukünftigen Unternehmensperformance als abhängiger Variable als erklärende Variable implementiert und im Folgenden als  $Exc_{it}$  notiert.<sup>516</sup> Neben den anderen Kontrollvariablen werden zusätzlich Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit dem Maß der Übervergütung (und die Corporate Governance-Variablen selbst) in die Regression mit einbezogen, um den Einfluss der institutionellen Ausprägungen auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance zu erfassen. Als Indikatoren des zukünftigen Unternehmenserfolgs werden die Eigenkapitalrendite und die Aktienrendite herangezogen, um sowohl mögliche Zusammenhänge zwischen Übervergütung und jahresabschluss- als auch kapitalmarktbasierter gemessener Unternehmensperformance abzubilden. Die zweite Regression ist beispielhaft unter Verwendung der zukünftigen Aktienrendite als Performancemaß in Gleichung (25) dargestellt.

$$(25) \quad TSR_{it+1} = \beta_1 \cdot Exc_{it} + \beta_2 \cdot (CG_{it} \cdot Exc_{it}) + \beta_3 \cdot CG_{it} + \beta_k \cdot contr_{it} \\ + u_j + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Die Ergebnisse der Regressionen mit der Aktienrendite als Performancemaß sind Spalte (1) bis (7) in Tab. 29 zu entnehmen.<sup>517</sup> Die einzige Regression, bei der die Corporate Governance-Variable selbst oder der Interaktionsterm mit der Übervergütung unter Verwendung der Eigenkapitalrendite als Indikator des zukünftigen Unternehmenserfolgs signifikant ist, ist ebenfalls in Tab. 29 in Spalte (8) dargestellt. Die vollständigen Regressionsergebnisse sind Anhang NN zu entnehmen.<sup>518</sup>

<sup>516</sup> Vgl. z. B. Barontini/Bozzi (2010), S. 17.

<sup>517</sup> Aufgrund der enthaltenen Interaktionsvariablen liegen die zentrierten VIFs einzelner Variablen teilweise über 10. Dazu gehören in Spalte (1)  $AR_t \cdot Exc_t$  (10,63),  $Exc_t$  (10,38) sowie in Spalte (2)  $VA_t \cdot Exc_t$  (15,65),  $Exc_t$  (15,39).

<sup>518</sup> Auf die Darstellung der jeweiligen Regression ohne Einbeziehung einer Corporate Governance-Variable und deren Interaktionsterm mit der Übervergütung wird verzichtet, da sich die Ergebnisse bezüglich des Zusammenhangs zwischen Übervergütung und zukünftiger Unternehmensperformance qualitativ nicht von den abgebildeten Regressionen unterscheiden.

Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $TSR_{t+1}$							$ROE_{t+1}$
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	
$Exc_t$	0,0169 (0,128)	0,122 (0,925)	-0,00196 (-0,0250)	0,0245 (0,362)	-0,0225 (-0,343)	0,0209 (0,370)	-0,117* (-1,832)	-0,0386 (-1,051)
$AR_t$	-0,00332 (-0,734)							
$AR_t \cdot Exc_t$	-0,00186 (-0,215)							
$VA_t$		-0,000617 (-0,0508)						
$VA_t \cdot Exc_t$		-0,0312 (-1,101)						
$V\_AR\_in_t$			-0,00389 (-0,212)					
$V\_AR\_in_t \cdot Exc_t$			-0,00570 (-0,130)					
$V\_AR\_out_t$				-0,000956 (-0,0575)				
$V\_AR\_out_t \cdot Exc_t$				-0,0321 (-1,025)				
$V\_VA\_in_t$					0,0409 (1,170)			
$V\_VA\_in_t \cdot Exc_t$					0,0671 (0,591)			
$V\_VA\_out_t$						0,0227 (0,718)		
$V\_VA\_out_t \cdot Exc_t$						-0,0949** (-2,325)		
$SR\_Akt_t$							0,239** (2,280)	0,128** (2,021)
$SR\_Akt_t \cdot Exc_t$							0,459 (1,569)	0,149* (1,752)
$\ln(UM_t)$	-0,0363 (-1,478)	-0,0378 (-1,427)	-0,0407 (-1,637)	-0,0375 (-1,435)	-0,0414 (-1,569)	-0,0424* (-1,707)	-0,0470** (-2,056)	-0,00570 (-0,398)
Tobin's $Q_t$	-0,0522 (-1,340)	-0,0740* (-1,699)	-0,0508 (-1,315)	-0,0469 (-1,194)	-0,0786* (-1,881)	-0,0452 (-1,161)	-0,0592 (-1,510)	0,167*** (5,227)
$Risk_t$	-0,0308 (-0,335)	-0,0592 (-0,564)	-0,0310 (-0,349)	-0,0380 (-0,419)	-0,0134 (-0,150)	-0,0405 (-0,438)	-0,0847 (-1,011)	-0,0793 (-1,350)
$Lev_t$	0,843*** (2,726)	0,786** (2,397)	0,828** (2,623)	0,826*** (2,678)	0,779** (2,431)	0,829*** (2,691)	0,893*** (3,234)	0,485*** (3,841)
Div	-0,00204 (-0,136)	0,00266 (0,204)	0,000505 (0,0401)	-0,00149 (-0,119)	0,00328 (0,279)	-0,00295 (-0,233)	-0,00225 (-0,184)	-0,00359 (-0,582)
$DAX_t$	-0,00884 (-0,164)	-0,0206 (-0,388)	-0,0118 (-0,221)	-0,0177 (-0,364)	-0,0223 (-0,431)	-0,0205 (-0,408)	0,0179 (0,347)	0,0146 (0,422)
n	308	297	308	308	300	308	308	308
$R^2$ -Within	0,452	0,454	0,452	0,453	0,458	0,456	0,480	0,283
$R^2$ -Between	0,0161	0,0202	0,0190	0,0165	0,0246	0,0188	0,00687	0,277
$R^2$ -Overall	0,361	0,363	0,364	0,369	0,368	0,371	0,381	0,201

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)

Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; unabh.: unabhängige

**Tab. 29: Industry Fixed Effects-Regressionen der zukünftigen Aktien- und Eigenkapitalrendite auf Excess Pay und Interaktionsterme von Excess Pay mit Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und fixen Jahreseffekten**

(Anmerkung: Für weitere Details vgl. Anhang NN.)

Auffällig ist, dass in keiner der Regressionen ein positives Verhältnis zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance und in einem Fall sogar ein signifikant negativer Einfluss der Übervergütung auf den Unternehmenserfolg festgestellt werden kann. Dieses Ergebnis impliziert, dass beim Vergleich verschiedener Unternehmen derselben Industrie etwaige nach Berücksichtigung der wesentlichen (beobachtbaren) öko-

nomischen Charakteristika verbleibende Vergütungsunterschiede zwischen diesen Firmen *nicht* durch unbeobachtbares Talent der Vorstände erklärt werden können, das sich entsprechend in einer höheren Unternehmensperformance in Unternehmen mit höherem Excess Pay niederschlägt, sondern Manager aufgrund eines zu ihnen hin verschobenen Machtverhältnisses in der Lage sind, sich auf Kosten der Aktionäre zu bereichern, ohne einen entsprechenden Nutzen zu generieren. Auch für italienische und US-amerikanische Unternehmen wurde ein negativer Zusammenhang zwischen Übervergütung und zukünftigem Unternehmenserfolg identifiziert.<sup>519</sup> Zumindest für US-amerikanische Firmen existieren jedoch auch Studien, die für die Aktionäre positive Auswirkungen von Excess Pay feststellen und somit nicht auf Managermacht hindeuten.<sup>520</sup>

Die Analyse der Corporate Governance-Variablen verdeutlicht, dass zwar von den meisten institutionellen Ausprägungen kein Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und Unternehmensperformance ausgeht, zwei Variablen jedoch das Verhältnis von Übervergütung und Firmenerfolg beeinflussen und damit bereits in den vorhergehenden Abschnitten gewonnene Erkenntnisse stützen: So gibt der von der Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder ausgehende negative Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Aktienrendite in Spalte (6) Hinweise auf stärkere Managermacht in diesen Unternehmen und impliziert in den entsendenden Firmen einen negativen Einfluss von Übervergütung auf den zukünftigen Unternehmenserfolg, der mit der Anzahl der entsandten Vorstandsmitglieder zunimmt. Die Analyse in Abschnitt 5.3 hat verdeutlicht, dass Vorstände in fremden Vergütungsausschüssen tendenziell positiv auf die Vergütung ihrer Vorstandskollegen einwirken und ebenso positiv ihre eigene Vorstandsvergütung beeinflussen können. Die Entsendungen selbst ließen sich nicht auf eine höhere Unternehmensperformance zurückführen, die ein schon vor der Entsendung vorhandenes besonders hohes Managementtalent indizieren würde, und deuten somit auf ein zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis durch die Tätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen hin, das es ihnen ermöglicht, die eigene Entlohnung zu erhöhen. Die nun gewonnenen Erkenntnisse legen nahe, dass auch durch die Tätigkeit in fremden Vergütungsausschüs-

---

<sup>519</sup> Vgl. für US-amerikanische Studien Brick/Palmon/Wald (2006), S. 403; Core/Holthausen/Larcker (1999), S. 394–395, sowie für die Untersuchung italienischer Unternehmen Barontini/Bozzi (2010), S. 24.

<sup>520</sup> Vgl. Falato (2007), S. 45, der einen positiven Einfluss von Excess Pay auf den Erfolg von Akquisitionen feststellt.

sen keine besonderen Managementfähigkeiten erlangt werden, die zu einer höheren Folgeperformance führen und eine Übervergütung im Rahmen optimaler Verträge rechtfertigen würden, sondern die Tätigkeit in einem fremden Gremium dem Vorstand vielmehr die Möglichkeit eröffnet, seine Vergütung zu erhöhen *und* weniger Leistung zu erbringen. Dies sei anhand eines Zahlenbeispiels verdeutlicht: Angenommen, die tatsächliche Vergütung des Vorstands liegt 30 % über der mithilfe der in Gleichung (24) beschriebenen Regression geschätzten Vergütung. Das Residuum  $Exc_{it}$  hat in diesem Fall den Wert 0,26236.<sup>521</sup> Wurde aus diesem Unternehmen ein Vorstandsmitglied in einen Vergütungsausschuss eines anderen (M)DAX-Konzerns entsandt, so resultiert aus der Übervergütung *ceteris paribus* (ohne Einbeziehung des nicht signifikanten Koeffizienten der Übervergütung selbst) eine um knapp 2,5 Prozentpunkte niedrigere Aktienrendite ( $-0,0949 \cdot 0,26236$ ) im Vergleich zu anderen Unternehmen derselben Industrie, deren Vorstand nicht in einen fremden Vergütungsausschuss entsandt wurde. Bei zwei entsandten Vorständen beläuft sich die Reduktion der Aktienrendite entsprechend auf fast 5 Prozentpunkte.

Die Analyse des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs zeigt auch im Rahmen der Untersuchung der Übervergütung den bereits in den vorhergehenden Abschnitten festgestellten disziplinierenden Einfluss eines großen Aktionärs, durch den potentiell vorhandene Mangermacht reduziert werden kann. In Spalte (7) ist ein positiver Einfluss auf die zukünftige Aktienrendite zu verzeichnen, in Spalte (8) zeigt sich ein positiver Einfluss nicht nur auf die zukünftige Eigenkapitalrendite selbst, sondern auch auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und Performance im Folgejahr. Das Ergebnis in Spalte (8) verdeutlicht, dass bei Existenz eines großen Aktionärs eine Übervergütung nur für besonderes Managementtalent erfolgt, das zu einer im Vergleich zu anderen Unternehmen derselben Industrie besseren Unternehmensperformance führt, und bestätigt die bereits zuvor gezogene Schlussfolgerung, dass große Aktionäre eine starke Überwachungsfunktion wahrnehmen, die es ihnen unter anderem erlaubt, eine genauere Einstufung der tatsächlichen Leistung des Vorstands vorzunehmen (vgl. auch Abschnitt 5.4). Der positive Einfluss auf die zukünftige Unternehmensperformance selbst legt darüber hinaus nahe, dass ein großer Aktionär durch die stärkere Überwachung der Tätigkeit des Vorstands nicht nur eine bessere Einschätzung der Leistung vornehmen,

---

<sup>521</sup> Da das Residuum die Differenz zwischen geschätztem Logarithmus der Vergütung und Logarithmus der tatsächlichen Vergütung angibt, gilt folgender Zusammenhang:  $\exp(0,26236) - 1 = 0,3$  (vgl. auch Thornton/Innes (1989), S. 444).

sondern außerdem auch eine höhere Leistung induzieren kann. Ceteris paribus erzielt ein Unternehmen bei einer Übervergütung von 30 % und der Existenz eines Großaktionärs mit 20 % der Stimmrechte (ohne Einbeziehung des insignifikanten Koeffizienten der Übervergütung selbst) eine um gut 3,3 Prozentpunkte höhere Eigenkapitalrendite als ein Unternehmen derselben Industrie ohne Anteilseigner mit mindestens 5 % der Stimmrechte ( $0,128 \cdot 0,2 + 0,149 \cdot 0,2 \cdot 0,26236$ ).

Insgesamt gibt die Analyse des Excess Pay Hinweise auf potentielle Managermacht, von den meisten Corporate Governance-Indikatoren geht jedoch kein Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Übervergütung und zukünftigem Unternehmenserfolg aus. Nur für die Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder und den Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs kann jeweils ein Einfluss auf den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Performance festgestellt werden, der im Einklang mit den in den vorhergehenden Abschnitten gewonnenen Erkenntnissen steht. So besitzen in fremde Vergütungsausschüsse entsandte Vorstände mehr Macht als andere Manager und beeinflussen das Verhältnis zwischen Excess Pay und zukünftiger Aktienrendite negativ. Vom Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs hingegen geht ein disziplinierender Effekt aus, der zu einem positiven Einfluss der Übervergütung auf die zukünftige Eigenkapitalrendite führt. Da kein und teilweise ein negativer Einfluss von Excess Pay auf die Folgeperformance festgestellt werden konnte, muss *Hypothese 11a*, die den OCA stützt, abgelehnt werden; die korrespondierende *Hypothese 11b*, die für den MPA spricht, kann nicht verworfen werden. Aufgrund des identifizierten negativen Einflusses der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstände sowie des positiven Einflusses des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs auf den Zusammenhang zwischen Übervergütung und zukünftiger Unternehmensperformance können die *Hypothesen 11h* und *11i*, die ebenfalls den MPA stützen, nicht abgelehnt werden. Da die übrigen Corporate Governance-Indikatoren den Zusammenhang nicht beeinflussen, können die für Managermacht sprechenden *Hypothesen 11c-11g* hingegen verworfen werden.

## 5.6 Übersicht über die Ergebnisse

Die statistisch-ökonomische Untersuchung der Vorstandsvergütung in DAX- und MDAX-Unternehmen hat zur Offenlegung verschiedener Wirkmechanismen geführt. Insbesondere hat sich eine robuste Abhängigkeit der Vergütung von jahresabschlussbasiert gemessener Performance bestätigt, die in DAX-Unternehmen stärker ist als in

MDAX-Unternehmen und mit zunehmender Aktienkursvolatilität sinkt. Trotz der heterogenen Wirtschaftslage in den unterschiedlichen Jahren des Untersuchungszeitraums konnte für einzelne Perioden weder eine stärkere noch eine schwächere Performance-sensitivität festgestellt werden. Die empirischen Befunde geben somit keine Hinweise darauf, dass Manager durch ein zu ihnen hin verschobenes Machtverhältnis in der Lage sind, möglicherweise in Zeiten von Abschwüngen eine Entkopplung der Vergütung vom Unternehmenserfolg und spiegelbildlich bei Erholung der wirtschaftlichen Lage eine stärkere Kopplung der Vergütung an die Performance zu bewirken.

Der Einfluss der untersuchten Corporate Governance-Variablen ist deutlich weniger robust; die Signifikanz einzelner Koeffizienten hängt wesentlich vom verwendeten Schätzer und der jeweiligen Spezifikation ab. Dennoch geben die identifizierten Zusammenhänge durchaus Hinweise auf bestehende Managermacht und legen nahe, dass Vorstände bei bestimmten institutionellen Ausprägungen (stärker) auf ihre Vergütung einwirken können als unter anderen Bedingungen. Von der Größe des Aufsichtsrats geht im Längsschnitt ein konkaver, im Industriequerschnitt ein negativer Einfluss auf die Höhe der Vergütung aus, von der Anzahl der Mitglieder des Vergütungsausschusses geht sowohl im Längs- als auch im Industriequerschnitt ein konkaver Einfluss auf die Höhe der Vergütung aus. Beide Gremiengrößen beeinflussen allerdings weder die Zufallssensitivität der Vergütung noch das Verhältnis zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance.

Interessant ist die festgestellte Einflussnahme von Vorständen, die Mandate in fremden Aufsichtsräten oder Vergütungsausschüssen wahrnehmen, sowohl auf die Entlohnung der fremden Manager als auf die eigene Vergütung als Vorstand. So scheinen Manager in fremden Aufsichtsräten eine tendenziell disziplinierende Rolle einzunehmen: Es konnte ein negativer Einfluss auf die Höhe und ein positiver Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Vergütung des Vorstands im betrachteten Unternehmen festgestellt werden, in deren Aufsichtsrat sich Vorstände anderer (M)DAX-Konzerne befinden. Lediglich bei sehr niedrigen Vergütungsniveaus haben sich Hinweise auf eine positive Einflussnahme auf die Entlohnungshöhe ergeben. Dieser Befund indiziert, dass Manager möglicherweise versuchen, zu niedrige durchschnittliche Vergütungsniveaus und insbesondere Ausreißer nach unten bei einer Querschnittsbetrachtung verschiedener Unternehmen zu vermeiden, damit bei der eigenen Vergütungsbemessung in der Funktion als Vorstand kein etwaiger entlohnungssenkender Effekt von diesen potentiellen Vergleichsunternehmen im Rahmen des Peer Group Benchmarkings ausgehen kann.

Ein direkter Einfluss auf die eigene Vorstandsvergütung bei der Wahrnehmung fremder Aufsichtsratsmandate konnte allerdings nicht festgestellt werden. Anders stellt sich die Einflussnahme bei der Tätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen dar: Während Manager hier keine disziplinierende Rolle mehr einnehmen, sondern tendenziell positiv auf die Vorstandsvergütung im fremden Unternehmen einwirken, versetzt sie dies potentiell gleichzeitig in die Lage, ihre eigene Entlohnung als Vorstand zu erhöhen. Die Entsendung von Vorständen in fremde Vergütungsausschüsse lässt sich allerdings weder mit besonders hohem Managementtalent erklären, da kein positiver Einfluss der Unternehmensperformance auf die Anzahl der Entsendungen festgestellt werden konnte, noch erlangen Vorstände durch die Wahrnehmung der Tätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen eine besondere Managementexpertise, die zu einem höheren zukünftigen Unternehmenserfolg führt. Vielmehr gibt die Analyse des Excess Pay Hinweise darauf, dass Vorstände weniger leisten und eine schlechtere zukünftige Unternehmensperformance induzieren, wenn sie Mitglieder fremder Vergütungsausschüsse und in der Lage sind, eine nach Kontrolle der wesentlichen ökonomischen Determinanten im Industrievergleich übermäßig hohe Vergütung zu erzielen. Trotz der wenig robusten Ergebnisse, die insbesondere ein hohes Maß an Heterogenität zwischen verschiedenen Unternehmen nahelegen, weisen diese Befunde darauf hin, dass gerade die Tätigkeit in fremden Vergütungsausschüssen Managern tendenziell mehr Macht gegenüber dem eigenen Aufsichtsrat bei den Gehaltsverhandlungen einräumt.

Der robusteste Einfluss der untersuchten Corporate Governance-Variablen auf die Vorstandsvergütung geht vom Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs aus. Der festgestellte konvexe Einfluss auf die Höhe der Entlohnung, der die Vergütung bei einem Stimmrechtsanteil von ca. 35–40 % (je nach Spezifikation) minimiert und für nahezu alle relevanten Stimmrechtsanteile eine niedrigere Vergütung als ohne einen Anteilseigner mit mindestens 5 % der Stimmrechte impliziert (dieses Niveau wird erst ab einem Anteil von 71–79 % überschritten), legt einen zumindest für den Großteil der Stimmrechtsspanne unter der Annahme von Managermacht vermuteten disziplinierenden Einfluss eines großen Aktionärs nahe, der auch in früheren Studien US-amerikanischer und deutscher Unternehmen bestätigt wurde. Der ebenfalls identifizierte negative Einfluss auf die Performanceabhängigkeit der Entlohnung erschien zwar zunächst als weder mit dem OCA noch mit dem MPA vereinbar und indizierte entweder eine mögliche Bereicherung großer Aktionäre auf Kosten der Kleinaktionäre unter Koalitionsbildung mit dem Vorstand oder aber die Wahrnehmung einer starken Überwachungsfunktion, die es Ak-

tionären mit hohen Stimmrechtsanteilen ermöglicht, variable Vergütungsbestandteile ohne die Gefahr daraus resultierender negativer Anreizwirkungen für den Vorstand zu reduzieren.

Dass offenbar keine Koalitionsbildung mit dem Vorstand erfolgt, sondern potentielle Managermacht durch große Anteilseigner verringert wird, legen die Ergebnisse der Untersuchung des Zufalls und des Excess Pay nahe: Während von allen anderen Indikatoren der Corporate Governance kein Einfluss auf die nur in DAX-Unternehmen signifikante und ökonomisch bedeutsame Zufallssensitivität der Vergütung ausgeht, sinkt die Abhängigkeit der Entlohnung vom Zufall mit steigendem Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs. Dieser Effekt ist im Verhältnis deutlich stärker als der identifizierte dämpfende Einfluss auf die Abhängigkeit der Vergütung sowohl von allgemeiner Performance als auch von durch Managementleistung induziertem Unternehmenserfolg, der wiederum nicht nur in DAX-, sondern auch in MDAX-Unternehmen signifikant positiv auf die Höhe der Vergütung einwirkt. Darüber hinaus induziert ein großer Aktionär einen sonst nicht vorhandenen positiven Zusammenhang zwischen Excess Pay und der zukünftigen Eigenkapitalrendite der Unternehmen und impliziert somit, dass bei Existenz eines großen Anteilseigners eine im Industrievergleich hohe Vergütung nur für besonderes Managementtalent erfolgt, das sich entsprechend in einem höheren zukünftigen Unternehmenserfolg niederschlägt.

Die Befunde indizieren somit, dass von den untersuchten Indikatoren der Corporate Governance vor allem wesentliche Unterschiede in der Vergütungspraxis durch die Existenz großer Aktionäre erklärt werden können und diese institutionelle Ausprägung unter den analysierten Variablen die wichtigste Rolle bei der Bestimmung der Vorstandsvergütung einzunehmen scheint.

Während die nicht besonders robusten Ergebnisse bei der Analyse des Einflusses der Corporate Governance-Variablen auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Vergütung, aber auch auf die Zufallssensitivität der Entlohnung und den Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftigem Unternehmenserfolg ein relativ hohes Maß an Heterogenität zwischen verschiedenen Firmen nahelegen, kann diese zumindest für die Analyse verschiedener Vergütungsniveaus *nicht* festgestellt werden. In keinem Fall konnte die Annahme der Gleichheit der Koeffizienten bei allen sieben untersuchten Quantilen im Rahmen der Analyse des Einflusses der Unternehmensperformance und der Corporate Governance-Indikatoren auf die Vergütung bei unterschiedlichen Entlohnungsniveaus

abgelehnt werden und nur in einem Fall konnte bei den paarweise durchgeführten Tests die Annahme der Gleichheit der Koeffizienten beim niedrigsten und beim höchsten analysierten Quantil verworfen werden. Dieser Unterschied wurde bei der Anzahl der in fremde Vergütungsausschüsse entsandten Vorstandsmitglieder festgestellt. Allerdings legt die tendenziell positive Wirkung auf die Performancesensitivität beim hohen Quantil im Gegensatz zum potentiell negativen Einfluss auf die Erfolgsabhängigkeit beim niedrigen Quantil eher eine weniger stark ausgeprägte Managermacht bei hohen Vergütungsniveaus nahe. Insgesamt verdeutlichen die durchgeführten Quantilregressionen, dass hohe Entlohnungsniveaus per se nicht mit mehr Managermacht assoziiert sind als niedrige Vergütungen.

Zumindest kurzfristig konnten darüber hinaus keine möglicherweise durch das Inkrafttreten des VorstAG induzierten Verschiebungen der Effekte zwischen jeweils korrespondierenden Corporate Governance-Variablen festgestellt werden, sodass im Geschäftsjahr 2010 von der stärkeren Involvierung des Gesamtaufsichtsrats in Vergütungsfragen kein Einfluss auf die Zusammenhänge zwischen Corporate Governance-Variablen und Vorstandsentslohnung ausgegangen ist.

Die Analyse hat darüber hinaus gezeigt, dass die Kopplung der Vergütung an die Unternehmensperformance deutlich zwischen DAX- und MDAX-Unternehmen variiert. Die stärkere Abhängigkeit von genereller Performance und von durch Managementleistung induziertem Unternehmenserfolg in DAX-Unternehmen sowie die nur in diesen Konzernen bestehende signifikante Zufallssensitivität der Vergütung legen nahe, dass sich die Mechanismen der Vergütungsbestimmung wesentlich zwischen DAX und MDAX unterscheiden und gerade in DAX-Unternehmen eine stärkere Berücksichtigung von Vergleichsunternehmen sowie insgesamt eine stärkere Gewichtung variabler performancebasierter Vergütungsbestandteile erfolgt. Vor dem Hintergrund, dass ein ökonomisch bedeutender negativer Einfluss auf die Zufallssensitivität der Vergütung vom Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs ausgeht, scheint vor allem die Kopplung der Entlohnung an allgemeine Industrieschocks aber nicht allein mit der Notwendigkeit, den Vorstand marktorientiert zu vergüten, begründet werden zu können, sondern gibt auch Hinweise auf potentiell(e) (stärkere) Managermacht in DAX-Unternehmen.

In Tab. 30 sind in Anlehnung an die Darstellung in Abschnitt 3.6 alle identifizierten Zusammenhänge bzw. Einflüsse noch einmal zur Übersicht dargestellt. Dabei erfolgt für jeden festgestellten Einfluss auf Basis der formulierten Hypothesen die Einstufung, ob

der empirische Befund den OCA oder den MPA stützt. Es sei der Vollständigkeit halber darauf hingewiesen, dass dies insbesondere der Information dient und der bloße Vergleich der Anzahl möglicher Befunde für beide Ansätze keine sinnvollen Schlussfolgerungen zulässt, inwieweit Managermacht besteht oder nicht. Vielmehr sind – wie in diesem Abschnitt erfolgt – die festgestellten Einflüsse insgesamt im Zusammenhang zu würdigen.

Thema	Nr.	Einfluss auf		Einfluss stärker bei hohen Vergütungsniveaus		Einfluss auf Zufalls-sensitivität		Einfluss auf Zusammenhang zwischen Excess Pay und zukünftiger Unternehmensperformance (Excess Pay: Einfluss auf zukünftige Performance)	
		Vergütungshöhe		Performance-abhängigkeit		Indiz für	Nr.	Indiz für	Nr.
		Indiz für	Indiz für	Indiz für	Nr.				
Unternehmensperformance	1	+	OCA		k. U.	OCA			Indiz für
Unternehmensgröße	2	+	OCA/MPA						
Größe des Aufsichtsrats	3	+/-	MPA	O	Nein	OCA	10	O	OCA
Größe des Vergütungsausschusses	4	+-	MPA	O	Nein	OCA	10	O	OCA
Anzahl fremder Vorstände im eigenen AR	5	-	MPA	+	Nein	OCA	10	O	OCA
Anzahl eigener Vorstände in fremdem AR	6	O	OCA	O	Nein	OCA	10	O	OCA
Anzahl fremder Vorstände im VA des eigenen ARs	7	+	MPA	O	Nein	OCA	10	O	OCA
Anzahl eigener Vorstände im VA eines fremden ARs	8	(+)* <sup>1</sup>	MPA	O	Nein	OCA	10	O	MPA
Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs	9	-+	MPA	-	Nein	OCA	10	-	MPA
Zufall	10	(+)	OCA/MPA						
Excess Pay									O/-

\*<sup>1</sup>: Die Anzahl der entsandten Vorstände wird darüber hinaus nicht positiv von der Unternehmensperformance beeinflusst.  
\*<sup>2</sup>: Auf Basis der formulierten Hypothese 9c spricht das Ergebnis weder für den OCA noch für den MPA. Die hier vorgenommene Einstufung erfolgt jedoch unter Berücksichtigung aller identifizierten Zusammenhänge im Gesamtkontext.

Legende: +: positiver Einfluss; -: negativer Einfluss; +/-: konkaver Einfluss; -+: konkaver Einfluss; O: kein Einfluss; (): Einfluss nicht robust; /: Einfluss variiert je nach Spezifikation; AR: Aufsichtsrat; k. U.: kein Unterschied; Nr.: Nummer; VA: Vergütungsausschuss; freigelassene Felder: keine Hypothesen

Tab. 30: Übersicht über die Hypothesen und die empirischen Befunde

## 6 Detailanalyse der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Bestimmte Vergütungsformen wie beispielsweise Golden Parachutes (vgl. Abschnitt 2.3.5) oder Aktienoptionen (vgl. Abschnitt 2.3.6) sind in den letzten gut 20 Jahren vielfach sowohl der (negativen) medialen Berichterstattung als auch der wissenschaftlichen Kritik ausgesetzt gewesen. Dabei stand vor allem die Frage der Abhängigkeit dieser Entlohnungsbestandteile vom Unternehmenserfolg und direkt damit verknüpft die resultierende Anreizwirkung für Topmanager im Vordergrund, sodass von der beobachteten Ausgestaltung der Vergütung häufig auf Managermacht geschlossen wurde.<sup>522</sup> In Verbindung mit strengeren Offenlegungsvorschriften zur Vorstandsvergütung (wie z. B. dem Sarbanes-Oxley Act in den USA und dem VorstOG in Deutschland) hat dies nicht nur zur immer genaueren Berichterstattung unter Bekanntgabe detaillierter Berechnungsparameter in den Geschäftsberichten, sondern auch zur Festsetzung teilweise deutlich restriktiverer Anforderungen zur Auszahlung oder Ausübung der in der Kritik stehenden Vergütungsformen geführt.<sup>523</sup>

Überraschenderweise hat sich diese Entwicklung allerdings auf Basis der Angaben in den Geschäftsberichten noch nicht analog bei den Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen (Bar-)Vergütung der Vorstände durchgesetzt, die jedoch gerade in deutschen Unternehmen neben dem Fixgehalt den wichtigsten Bestandteil der Vorstandsvergütung darstellt. Prinz und Schwalbach (2011) zeigen, dass im Geschäftsjahr 2009 der Anteil der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung an der Gesamtdirektvergütung in den DAX-Unternehmen durchschnittlich 37,7 % betrug, während sich die Summe der Anteile von mittel- und langfristiger Vergütung lediglich auf 22,9 % belief.<sup>524</sup> Darüber hinaus hat auch die statistisch-ökonomische Untersuchung im vorhergehenden Kapi-

---

<sup>522</sup> Vgl. exemplarisch Bebchuk/Grinstein (2005), S. 300–302.

<sup>523</sup> Vgl. auch zur weitgehend leistungsorientierten Gestaltung aktienbasierter Vergütungskomponenten in DAX-Unternehmen im Jahr 2007 Kara (2010), S. 132. Maug und Spalt (2008), S. 5, 20, bestätigen ebenfalls die (mittlerweile) weitgehend anreizkompatibel gestaltete Implementierung von Aktienoptionen und zeigen, dass die Ausübungspreise der Aktienoptionen US-amerikanischer CEOs in den Jahren 2004 und 2005 nur unwesentlich vom im Rahmen eines erweiterten Agency-Modells mit verlustaversen Managern identifizierten Optimum abwichen.

<sup>524</sup> Vgl. Prinz/Schwalbach (2011), S. 8. Die Gesamtdirektvergütung umfasst dabei das monatliche Fixgehalt, den kurzfristigen Bonus sowie den Wert mittel- und langfristiger Vergütungsbestandteile zum Zeitpunkt ihrer Gewährung (vgl. Prinz/Schwalbach (2011), S. 3). Vgl. darüber hinaus Rapp/Schaller/Wolff (2009), R. 159, die darauf hinweisen, dass der Anteil der (langfristigen) aktienbasierten Vergütung an der Gesamtvergütung der Vorstände deutscher Prime Standard-Unternehmen in den Jahren 2005 bis 2007 entgegen der öffentlichen Wahrnehmung lediglich 7 bis 9 % betrug.

tel verdeutlicht, dass gerade jahresabschlussbasiert gemessene Unternehmensperformance insbesondere in DAX-Unternehmen eine äußerst wichtige Determinante der Vorstandsvergütung darstellt. Vor diesem Hintergrund erfolgt in diesem Kapitel eine detaillierte Analyse der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung. Dazu werden DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010 analysiert, und es wird untersucht, inwieweit Hinweise darauf vorliegen, dass Vorstände im Rahmen der kurzfristigen Vergütung in der Lage sind/sein können, ihre Vergütung selbst zu beeinflussen, ohne zugleich auch einen Mehrwert für die Aktionäre zu schaffen. Die Auswahl der Unternehmen erfolgt auf Basis der Zusammensetzung des DAX am 3. Mai 2011 und ist Anhang OO zu entnehmen.

## 6.1 Theoretische Grundlagen

Wie in Abschnitt 2.1.1 im Rahmen der Vorstellung des Prinzipal-Agenten-Modells bereits erläutert wurde, würde die Vergütung des Vorstands im Rahmen der sog. First-Best-Lösung direkt an seine Arbeitsleistung gekoppelt werden, sofern diese vollständig beobachtbar wäre.<sup>525</sup> Da dies allerdings aufgrund von Informationsasymmetrien im Allgemeinen nicht möglich ist, muss die Vergütung an observierbare Größen gekoppelt werden, die mit der Arbeitsleistung des Agenten korreliert sind. Ziel des Entlohnungsvertrags ist es, eine anreizkompatible Vergütungsstruktur herzustellen, dem Agenten also den Anreiz zu geben, seine Arbeitsleistung im Sinne des Prinzipals einzusetzen. Dazu müssen sowohl die Anreizfunktion (vgl. Abschnitt 2.1.1) als auch die verwendete Bemessungsgrundlage, von der die Arbeitsleistung des Agenten abgeleitet wird, anreizkompatibel sein.<sup>526</sup> Eine Bemessungsgrundlage ist anreizkompatibel, wenn sie sich genau dann (und nur dann) erhöht, wenn auch der Unternehmenswert steigt (vgl. Abschnitt 2.1.1).<sup>527</sup> Wie zuvor erläutert, ist der vom Prinzipal gewünschte Arbeitseinsatz des Agenten das zentrale Agency-Problem im Rahmen des Optimal Contracting Approaches, während unter Annahme des Managerial Power Approaches die Vergütung selbst das Agency-Problem darstellt (vgl. Abschnitt 2.2). Das (weitgehende) (Nicht-)Vorliegen von Anreizkompatibilität lässt daher unmittelbar Rückschlüsse auf das Vorliegen von Managermacht zu. Die Analyse der Anreizkompatibilität im Rahmen dieses Kapitels erfolgt auf Basis der verfügbaren Informationen zu den im untersuchten

---

<sup>525</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 368.

<sup>526</sup> Vgl. z. B. Kara (2010), S. 94. Die folgende empirische Analyse beschränkt sich dabei auf die Untersuchung der Bemessungsgrundlagen.

<sup>527</sup> Vgl. ferner Ewert/Wagenhofer (2008), S. 522; Laux (2006), S. 231.

Zeitraum von 2004–2010 in den DAX-Unternehmen verwendeten (finanziellen) Bemessungsgrundlagen.<sup>528</sup>

Es sind nur solche Bemessungsgrundlagen anreizkompatibel, die das Prinzip der Barwertidentität erfüllen. Barwertidentität ist gegeben, wenn die Summe der auf den Zeitpunkt 0 bezogenen Barwerte der verwendeten Bemessungsgrundlage der Summe der Barwerte aller Ausschüttungen entspricht.<sup>529</sup> Basiert die verwendete Bemessungsgrundlage auf Periodenerfolgen aus dem betrieblichen Rechnungswesen, so ist Barwertidentität gegeben, wenn folgende Bedingungen gelten:

1. Prinzipal und Agent besitzen dieselben Zeitpräferenzen; d. h. beide Parteien diskontieren zukünftige Cashflows mit dem gleichen Zinssatz und der Agent hat den gleichen Zeithorizont wie der Prinzipal.<sup>530</sup>
2. Eigenkapitalkosten (bzw. allgemeiner: kalkulatorische Zinsen auf die Restbuchwerte am Periodenanfang)<sup>531</sup> werden erfasst und mit dem Periodenerfolg verrechnet.<sup>532</sup>
3. Es gilt die Clean Surplus-Bedingung, die erfordert, dass alle Änderungen des bilanziellen Eigenkapitals, die nicht durch direkte Transaktionen zwischen Aktionären und Unternehmen bedingt sind, erfolgswirksam in der Gewinn- und Verlustrechnung erfasst werden.<sup>533</sup>

---

<sup>528</sup> Es ist zu berücksichtigen, dass der Grad der Anreizkompatibilität von Entlohnungsverträgen nicht ohne weiteres bestimmt werden kann (insbesondere kann Anreizkompatibilität streng genommen nur entweder erfüllt sein oder nicht; in der Praxis bestehen dennoch offensichtlich in einigen Unternehmen „anreizkompatiblere“ Verträge als in anderen Unternehmen). Neben rein praktischen Gegebenheiten wie der Begrenzungsmöglichkeit von Vorstandsgehältern, die zwar für eine Einschränkung der Anreizkompatibilität sorgen kann, in der Praxis aber weitgehend akzeptiert und als sinnvoll erachtet wird, können verschiedene Kennzahlen hinsichtlich ihrer Anreizkompatibilität als Bemessungsgrundlage häufig nur schwer verglichen werden. Darüber hinaus besteht ein Trade-Off zwischen Risikoteilung und Anreizkompatibilität. So kann die in der Praxis meist fehlende oder stark begrenzte Verlustbeteiligung der Vorstände, die de facto zu einer nicht mehr anreizkompatiblen Vergütungsstruktur führt, unter bestimmten Annahmen zur Risikoaversion optimal sein (vgl. Abschnitt 2.3.1 sowie Kara (2010), S. 88, und Laux (2006), S. 231. Vgl. darüber hinaus Dittmann/Yu (2011), S. 8–9, die modelltheoretisch zeigen, dass bei Vorstandsverträgen mit risikobehafteten variablen Bestandteilen im Optimum die Verlustbeteiligung der Manager begrenzt ist.). Daher können mithilfe verschiedener Indikatoren nur Tendenzaussagen zur Anreizkompatibilität und den sich daraus ergebenden Schlussfolgerungen zur Bereicherungsmöglichkeit der Manager getroffen werden.

<sup>529</sup> Vgl. Laux (2006), S. 89.

<sup>530</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 544.

<sup>531</sup> Vgl. Kara (2010), S. 92.

<sup>532</sup> Vgl. Laux (2006), S. 100. Der Spezialfall der Einbeziehung der Eigenkapitalkosten bezieht sich hier auf die Berechnung des Residualgewinns auf Basis des kaufmännischen Gewinns (vgl. Laux (2006), S. 109).

<sup>533</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 537–538.

Ist das Prinzip der Barwertidentität erfüllt, so ist auch die Manipulation von Periodenerfolgen durch die Änderung der Struktur der zukünftigen Erfolgsströme bedeutungslos.<sup>534</sup> Problematisch ist allerdings, dass in der Praxis im Allgemeinen kein Gleichklang zwischen den Zeitpräferenzen der Aktionäre und denen der Manager besteht; so diskontieren letztere zukünftige Cashflows meist mit einem höheren Zinssatz und haben einen kürzeren Zeithorizont als die Eigner eines Unternehmens.<sup>535</sup> Dadurch können selbst unter Verwendung von Bemessungsgrundlagen wie beispielsweise dem Residualgewinn, die die anderen Kriterien der Barwertidentität erfüllen, Fehlanreize zu Unter- oder Überinvestitionen entstehen, die zwar vorteilhaft für den Manager sind, den Unternehmenswert jedoch senken und daher aus Sicht der Aktionäre nicht durchgeführt werden sollten.<sup>536</sup>

Dies erschwert es, unternehmensübergreifend zu bewerten, ob bestimmte Kennzahlen eher auf Bereicherungsmöglichkeiten der Manager hindeuten oder das Ergebnis gleichberechtigter Vertragsverhandlungen sind, da unter anderem die unternehmensindividuellen Investitionsmöglichkeiten und die spezifischen Risikoeinstellungen der Akteure Einfluss auf die Vertragsgestaltung nehmen. Insofern dient die folgende Untersuchung nicht dem Ziel, mit Bestimmtheit Unternehmen zu identifizieren, die anreizkompatible Verträge entweder implementiert oder nicht implementiert haben, da dies außerhalb der einschränkenden Annahmen im Rahmen modelltheoretischer Überlegungen in der Praxis ohnehin nicht (vollständig) möglich ist. Vielmehr sollen beobachtete Formen der Vergütungspraxis aufgezeigt werden, die (insbesondere auch in ihrer Gesamtheit) tendenziell nicht auf Anreizkompatibilität hindeuten und somit für das Vorliegen von Managermacht sprechen, da sie eine Bereicherung der Vorstände auf Kosten der Aktionäre ermöglichen können (vgl. auch Fußnote 528).<sup>537</sup> Ferner ist eine trennscharfe Differenzierung zwischen verschiedenen Vergütungsformen auf Basis der Unternehmensangaben vielfach nicht möglich und bedarf somit der Interpretation und/oder Einstufung in verschiedene Kategorien durch den Leser.

---

<sup>534</sup> Vgl. Laux (2006), S. 257.

<sup>535</sup> Vgl. z. B. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 544.

<sup>536</sup> Vgl. beispielsweise Ewert/Wagenhofer (2008), S. 544, sowie Laux (2006), S. 235–238, 302, der formal eine Vielzahl verschiedener Konstellationen von Bemessungsgrundlagen und Modellannahmen untersucht.

<sup>537</sup> Soweit im Rahmen dieses Kapitels empirische Ergebnisse als positiv oder negativ beschrieben werden, beziehen sich diese Einstufungen auf die Interpretation hinsichtlich der Interessenharmonisierung von Aktionären und Vorstand. Es handelt sich nicht um Werturteile des Autors.

Im Folgenden wird in Abschnitt 6.2.1 zunächst auf die Verwendung größenabhängiger Erfolgskennzahlen sowie in Abschnitt 6.2.2 auf die Verwendung von Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung eingegangen. In Abschnitt 6.2.3 wird die Änderung von Bemessungsgrundlagen im Zeitverlauf analysiert. Anschließend folgen die Untersuchung von Sondertantiemen und Ermessen des Aufsichtsrats in Abschnitt 6.2.4 sowie der systematischen Filterung von Sondereinflüssen in Abschnitt 6.2.5. Abschließend werden die Ergebnisse zusammengefasst.

## **6.2 Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung in DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010**

Bei der nachfolgenden Analyse wird für die Beurteilung verschiedener Kennzahlen vereinfachend angenommen, dass die Clean-Surplus-Bedingung eingehalten wird und Manager und Aktionäre den gleichen Zeithorizont haben. Alle folgenden Ausführungen beziehen sich jeweils auf diejenigen Kennzahlen, die im Allgemeinen für alle Vorstände der Unternehmen gelten. Auf etwaige zusätzliche Bemessungsgrundlagen beispielsweise für Bereichsvorstände wird nicht eingegangen.

### **6.2.1 Größenabhängige Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen**

Zunächst soll analysiert werden, wie sich der Anteil der DAX-Unternehmen, die bei der Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung nur größenabhängige absolute Erfolgskennzahlen (auf Basis des kaufmännischen Gewinns) verwendeten, im Zeitraum von 2004 bis 2010 verändert hat.<sup>538</sup> Unter größenabhängigen Erfolgskennzahlen werden dabei im Rahmen dieses Abschnitts absolute Erfolgskennzahlen erfasst, die keinen (vollständigen) Bezug zum jeweils eingesetzten Kapital implizieren und keine sonstigen Rentabilitätskennzahlen darstellen.

---

<sup>538</sup> Die nachfolgenden Ausführungen beziehen sich nur auf Unternehmen, die eine oder mehrere größenabhängige Kennzahlen als einzige (finanzielle) Bemessungsgrundlage(n) für die kurzfristige Vorstandsvergütung verwendeten (absolute cashflowbasierte Kennzahlen werden mit einbezogen). Dabei werden auch Unternehmen erfasst, die bei der Bemessung der Vergütung auf die Veränderung der jeweiligen verwendeten größenabhängigen Kennzahl(en) abstellten. Konzerne, die neben größenabhängigen Kennzahlen beispielsweise noch Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage der kurzfristigen Vergütung verwendeten, werden im Rahmen dieses Abschnitts nicht erfasst, soweit die Erläuterungen im Text nicht explizit anderslautend sind. Die Gesamtanzahl der DAX-Unternehmen, die größenabhängige Kennzahlen zumindest als Teil der kurzfristigen Vergütungsbemessung verwendeten, ist somit höher als in diesem Abschnitt erläutert (vgl. dazu Abb. 7 sowie Abb. 8.).

Die Verwendung größenabhängiger Erfolgskennzahlen zur Vorstandsentslohnung erscheint unter Anreizgesichtspunkten problematisch. Da je nach Bemessungsgrundlage keine Eigenkapital- und häufig auch keine Fremdkapitalkosten in Abzug gebracht werden, erfüllen größenabhängige Erfolgskennzahlen nicht das Kriterium der Barwertidentität und sind somit auch nicht anreizkompatibel. Daraus können verschiedene Fehlreize für Manager resultieren: So führt etwa die Verwendung des Konzernüberschusses als Bemessungsgrundlage zum Anreiz für den Manager, aufgrund der fehlenden Einbeziehung von Eigenkapitalkosten Fremdkapital durch Eigenkapital zu substituieren, auch wenn Fremdfinanzierung für die Aktionäre vorteilhaft wäre. Ferner steigt die Prämie des Vorstands allein durch Kapitalerhöhungen oder die Thesaurierung von Gewinnen, sofern diese angelegt werden.<sup>539</sup> Das gravierendste Problem allerdings ist der Anreiz sowohl zu Unter- als auch vor allem zu Überinvestitionen. So kann bei Investitionen mit positivem (negativem) Kapitalwert je nach Abschreibungsmethode der Barwert der Gewinne, den der Manager zu maximieren versucht, niedriger (höher) sein als bei einer Alternativanlage der Mittel am Kapitalmarkt.<sup>540</sup> Tendenziell werden insbesondere Anreize für Überinvestitionen induziert, da zwar die Summe der kaufmännischen Gewinne mit der Summe der Ausschüttungen übereinstimmt, der Barwert der kaufmännischen Gewinne durch die fehlende Erfassung kalkulatorischer Zinsen auf das Eigenkapital aber stets höher als der Barwert der Ausschüttungen ist; je stärker ein Projekt mit Eigenkapital finanziert wird und je später die Abschreibungen erfolgen, desto wahrscheinlicher ist es, dass es auch bei negativem Kapitalwert vom Manager durchgeführt wird.<sup>541</sup> Die Verwendung des Konzernüberschusses als Bemessungsgrundlage der kurzfristigen Vergütung kann somit einerseits zur Durchführung nachteiliger sowie zur Unterlassung für die Aktionäre vorteilhafter Investitionen führen.

Andere häufig verwendete Erfolgskennzahlen der externen Unternehmensrechnung wie z. B. der EBIT (oder ähnliche aus der externen Rechnungslegung abgeleitete Größen) berücksichtigen bei der Berechnung im Gegensatz zum Konzernüberschuss keine Fremdkapitalkosten, sodass zwar keine Anreize zur Substitution von Fremd- durch Eigenkapital entstehen, die Ausführungen zu Unter- und Überinvestitionen gelten aber auch hier analog.<sup>542</sup>

---

<sup>539</sup> Vgl. Laux (2006), S. 247.

<sup>540</sup> Vgl. Laux (2006), S. 250.

<sup>541</sup> Vgl. Laux (2006), S. 109–113, 253.

<sup>542</sup> Vgl. Kara (2010), S. 93.

Ferner ist zu berücksichtigen, dass sich obige Ausführungen auf identische Zeitpräferenzen von Managern und Eigentümern beziehen. Wird eine (realistischere) stärkere Gegenwartspräferenz der Manager unterstellt, so können sich die Fehlanreize, z. B. zu Investitionen in Projekte mit negativem Kapitalwert, noch verstärken; insbesondere dann, wenn erst spätere Perioden mit hohen Abschreibungen belastet werden.

Die Überinvestitionsproblematik wird außerdem dadurch begünstigt, dass Manager im Allgemeinen neben der direkt beeinflussten kurzfristigen Vergütung noch weitere Anreize haben, ihr Unternehmen zu vergrößern. Neben der Zunahme von Macht und Prestige<sup>543</sup> können managerspezifische Investitionen die eigene Position im Unternehmen (langfristig) sichern (vgl. auch Abschnitt 2.3.5). Zudem führt das Unternehmenswachstum im Rahmen der Referenzgruppenentlohnung zu einem höheren (Grund-)Gehalt in Folgeperioden (vgl. Abschnitt 2.3.3). Billet und Qian (2008) zeigen für US-amerikanische Unternehmen empirisch, dass die Wahrscheinlichkeit steigt, dass Manager nach erfolgreichen Akquisitionen wieder akquirieren – selbst dann, wenn die Folgeakquisitionen den Unternehmenswert senken.<sup>544</sup>

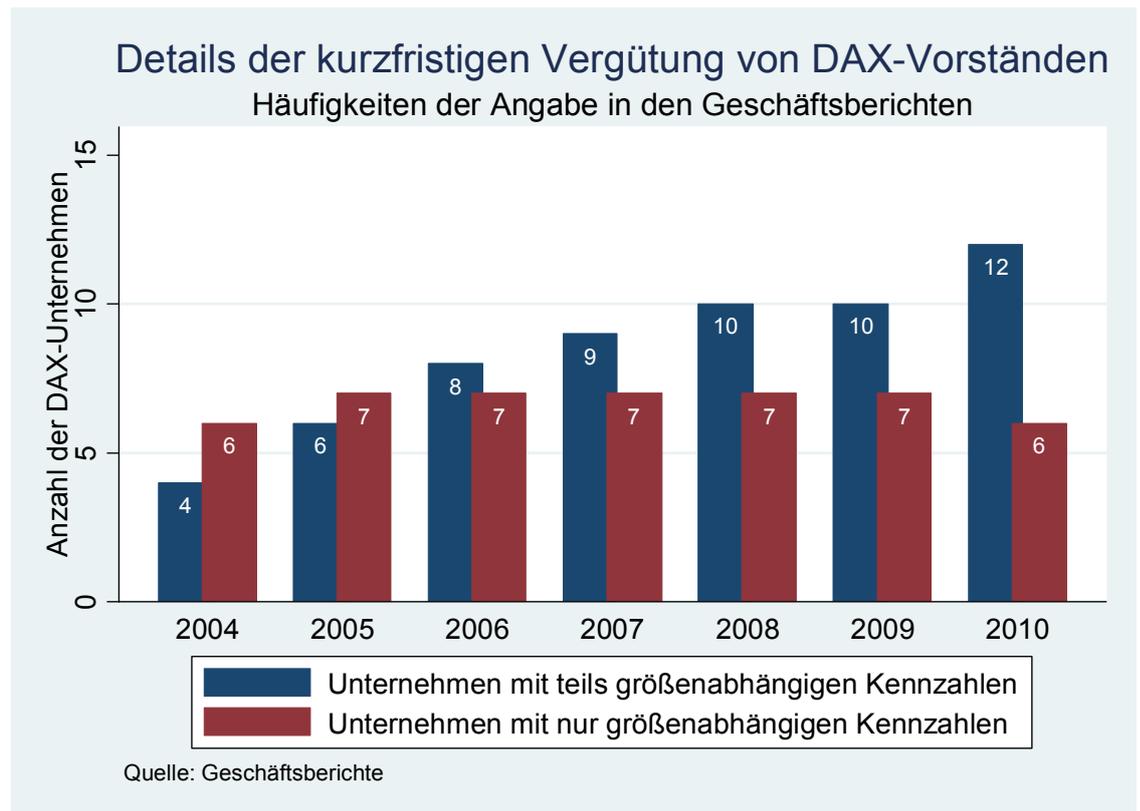
In Abb. 7 ist die Anzahl der Unternehmen dargestellt, die im jeweiligen Geschäftsjahr *ausschließlich* größenabhängige Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten (rot).<sup>545</sup> Zum Vergleich ist darüber hinaus die Anzahl der Unternehmen dargestellt, die ebenfalls mindestens eine größenabhängige Erfolgskennzahl zur Bemessung der Vergütung heranzogen, daneben aber noch andere (nicht größenabhängige) Erfolgskennzahlen verwendeten (blau). Es ist ersichtlich, dass sich bei der Anzahl der nur größenabhängige Kennzahlen verwendenden Unternehmen seit 2005 nur im Jahr 2010 ein Rückgang ergeben hat. So koppelten im Geschäftsjahr 2010 insgesamt sechs DAX-Unternehmen die kurzfristige Vorstandsvergütung allein an eine oder mehrere größenabhängige Erfolgskennzahlen; 2004 waren es ebenfalls sechs. Die Anzahl der Unternehmen, die zumindest als Teil ihrer Vergütungsbemessung auf größenabhängige Erfolgskennzahlen zurückgriffen, ist hingegen deutlich von vier im Jahr 2004 auf zwölf im Jahr 2010 gestiegen.

---

<sup>543</sup> Vgl. Jensen (1986), S. 323.

<sup>544</sup> Vgl. Billet/Qian (2008), S. 1049.

<sup>545</sup> Wird im Folgenden von „Jahr“ gesprochen, so ist darunter stets das jeweilige Geschäftsjahr der Unternehmen zu verstehen. Bei vom Kalenderjahr abweichenden Geschäftsjahren ist jeweils das Kalenderjahr ausschlaggebend, in das das Ende des jeweiligen Geschäftsjahres fällt.

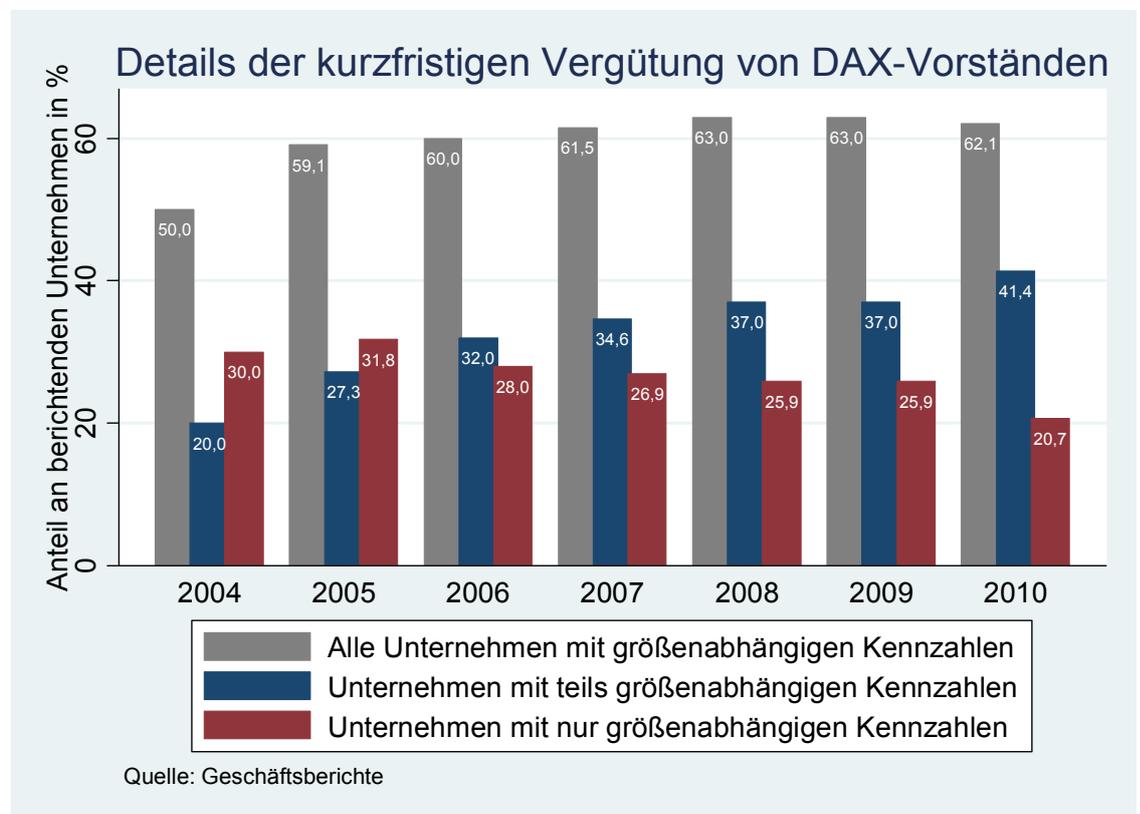


**Abb. 7: Anzahl der DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr mit teils/nur größenabhängigen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung**

Der rein quantitative Vergleich berücksichtigt allerdings nicht, dass im Jahr 2004 deutlich mehr Unternehmen keine (genauen) Angaben zu den verwendeten finanziellen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung machten als im Jahr 2010. So sank die Anzahl dieser Unternehmen von zehn im Jahr 2004 auf eins im Jahr 2010. Unter Berücksichtigung dieses Sachverhalts stellen sich die Veränderungen anders dar. In Abb. 8 ist jeweils der Anteil der Unternehmen, die *ausschließlich* (rot) und die *teils* (blau) größenabhängige Erfolgskennzahlen verwendeten, an der Summe der DAX-Unternehmen dargestellt, die im jeweiligen Jahr Angaben zu den verwendeten Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vergütung machten. Ferner ist die Summe beider Anteile ersichtlich (grau), die damit alle Unternehmen umfasst, die teilweise oder vollständig auf größenabhängige Erfolgskennzahlen bei der Vergütungsbemessung zurückgriffen.

Letztgenannter Anteil hat sich von 2004 auf 2005 von 50 % auf gut 59 % erhöht und unterlag bis 2010 nur geringen Schwankungen (2010: 62,1 %). Dahingegen hat sich die Zusammensetzung dieser Zahlen im Zeitverlauf deutlich geändert: So ist der Anteil der Unternehmen, die nur größenabhängige Erfolgskennzahlen verwendeten, im Zeitablauf von 30 % im Jahr 2004 auf knapp 21 % im Jahr 2010 gesunken. Insbesondere die deut-

liche Änderung von 2009 auf 2010 (25,9 % vs. 20,7 %) legt nahe, dass einige Unternehmen ihre Vergütungsstruktur im Rahmen des VorstAG überarbeitet haben. Dies ist aufgrund der obigen Ausführung zu möglichen Anreizwirkungen positiv zu werten, legt aber auch den Schluss nahe, dass nicht davon auszugehen ist, dass in DAX-Unternehmen per se optimale Verträge zustande kamen (vgl. zur Änderung von Bemessungsgrundlagen auch Abschnitt 6.2.3). Die kontinuierliche Zunahme des Anteils der Unternehmen, die zum Teil auf größenabhängige Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen, spricht für eine (insgesamt ebenfalls positiv zu wertende) allgemeine Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen (vgl. dazu auch Abschnitt 6.2.2).

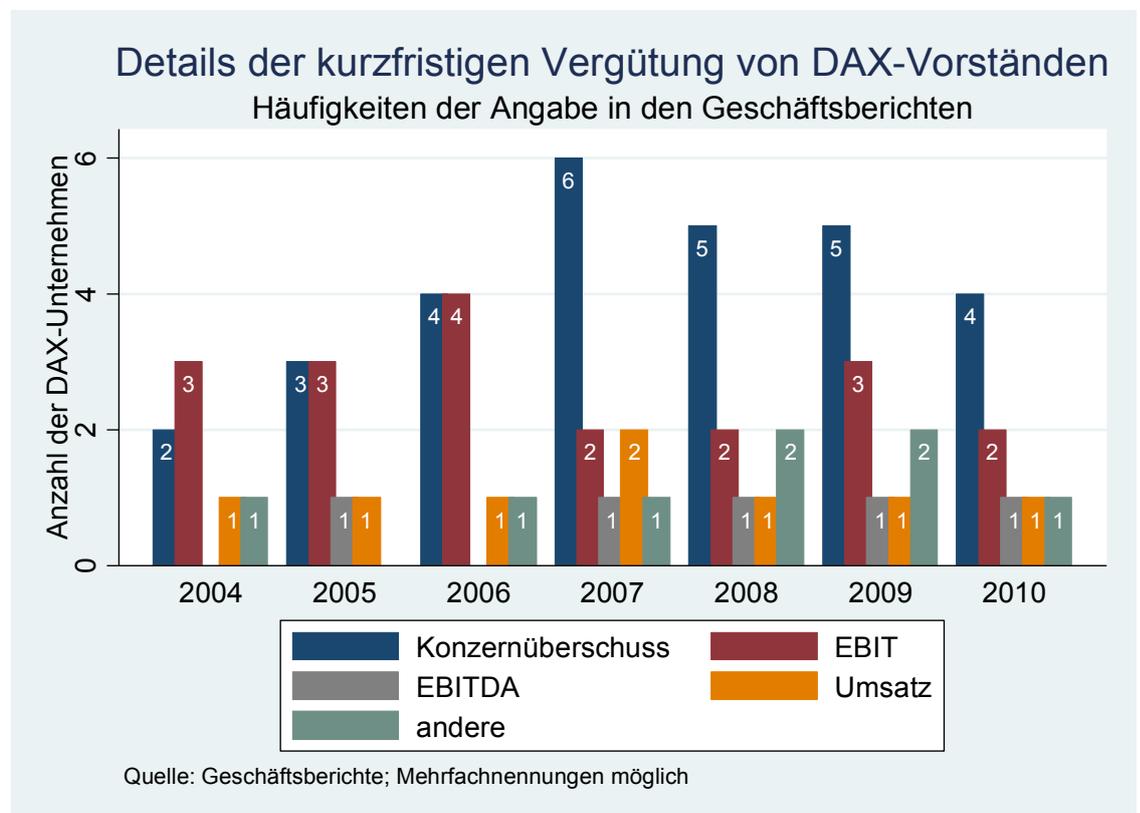


**Abb. 8:** Anteil der DAX-Unternehmen mit größenabhängigen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung an insgesamt berichtenden DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr

Es bleibt allerdings verwunderlich, dass 2010 immer noch (mindestens) sechs von 30 DAX-Unternehmen (20 %) allein auf größenabhängige Erfolgskennzahlen zur kurzfristigen Vergütungsbemessung zurückgriffen. Zwar ist anzumerken, dass im Rahmen einer etwaigen mittel- oder langfristigen Vergütung möglicherweise Kennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendet wurden, die die negativen Anreizwirkungen der kurzfristigen Vergütungsbemessung zumindest abschwächen, aber dennoch bleibt die Vergütungsstruktur insgesamt suboptimal und erlaubt eine Bereicherung der Vorstände auf

Kosten der Aktionäre. Darüber hinaus legen die Annahmen zur stärkeren Gegenwartspräferenz von Managern nahe, dass selbst in letztgenanntem Fall deutliche Fehlanreize bestehen bleiben, wenn der Manager aufgrund der Vergütungsstruktur in der Lage ist, Teile der langfristigen durch die kurzfristige Vergütung zu substituieren.

In Abb. 9 sind die jeweils am häufigsten verwendeten Erfolgskennzahlen der Unternehmen dargestellt, die ausnahmslos auf größenabhängige Kriterien zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen. Es ist ersichtlich, dass am häufigsten der Konzernüberschuss (bzw. das Ergebnis vor Steuern) und der EBIT (bzw. ähnliche Erfolgskennzahlen *vor* Einbeziehung der Fremdkapitalkosten) als Bemessungsgrundlage(n) herangezogen wurden.



**Abb. 9: Anzahl der häufig verwendeten größenabhängigen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung**

(Anmerkung: Die Darstellung bezieht sich nur auf Unternehmen, die ausschließlich auf größenabhängige Bemessungsgrundlagen im Rahmen der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen; Konzernüberschuss beinhaltet ähnliche Größen nach Abzug von Fremdkapitalkosten, EBIT beinhaltet ähnliche Größen vor Abzug von Fremdkapitalkosten; vgl. auch Abschnitt 6.2.5 zur Filterung von Sondereinflüssen.)

Auf Basis der erläuterten Anreize zu Überinvestitionen bei der Verwendung rein größenabhängiger Erfolgskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung ist zu erwarten, dass Unternehmen, die nur auf größenabhängige Erfolgskennzahlen zur Vergütungsbemessung zurückgreifen, im Durchschnitt stärker wachsen als andere Unternehmen. Daher wird im Folgenden untersucht, ob das Wachstum verschiedener Indi-

katoren der Unternehmensgröße sowie des Investitionsvolumens signifikant mit der alleinigen Verwendung absoluter Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung korrelieren. Dies wäre ein Indiz dafür, dass Manager aufgrund der geschilderten (Fehl-)Anreize tatsächlich andere Investitionsentscheidungen getroffen haben und sich somit möglicherweise ungerechtfertigt auf Kosten der Aktionäre bereichern konnten. Als Indikatoren der Veränderungen der Unternehmensgröße werden dabei das Wachstum der Umsatzerlöse, der Bilanzsumme sowie der Anzahl der Mitarbeiter herangezogen (vgl. auch Abschnitt 4.2.3). Als Indikatoren des Investitionsvolumens werden das Wachstum der immateriellen Vermögenswerte (einschließlich Goodwill), des Umlaufvermögens sowie des Sachanlagevermögens untersucht. Die zugrundeliegenden Daten entstammen Thomson Worldscope sowie den Geschäftsberichten. In Tab. 31 sind die Ergebnisse detailliert dargestellt.<sup>546</sup>

	WT Anzahl Mitarbeiter	WT Umsatz- erlöse	WT Bilanz- summe	WT Immat. Verm.werte	WT Umlauf- vermögen	WT Sachanlage- vermögen
AM gesamt	2,66 %	5,53 %	10,43 %	29,10 %	11,58 %	4,49 %
STABW gesamt	11,52 %	13,48 %	29,30 %	108,90 %	41,05 %	25,80 %
n	210	210	210	210	182	209
AM (nicht/teils größenabhängig)	2,21 %	5,22 %	9,91 %	29,07 %	11,74 %	2,61 %
STABW (nicht/teils größenabhängig)	11,60 %	13,99 %	30,46 %	109,86 %	44,82 %	21,98 %
n	163	163	163	163	138	162
AM (größenabhängig)	4,21 %	6,61 %	12,25 %	29,21 %	11,08 %	10,98 %
STABW (größenabhängig)	11,20 %	11,58 %	25,08 %	106,66 %	26,31 %	35,54 %
n	47	47	47	47	44	47
Korrelation mit Verwendung nur größenabhängiger Kennzahlen	0,0728	0,0433	0,0333	0,0006	-0,0069	0,1358**
Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1						
Legende: AM: Arithmetisches Mittel, Immat. Verm.werte: Immaterielle Vermögenswerte, n: Beobachtungen, STABW: Standardabweichung, WT: Wachstum						

**Tab. 31: Übersicht zur Untersuchung von Korrelationen zwischen dem Wachstum von Unternehmen und der Verwendung rein größenabhängiger Bemessungsgrundlagen im Rahmen der kurzfristigen Vorstandsvergütung**

<sup>546</sup> Es ist anzumerken, dass es sich um grundlegende statistische Tests handelt und die (fehlende) Korrelation nicht zwangsläufig (k)einen inhaltlichen Zusammenhang der untersuchten Variablen impliziert. Die Untersuchung dient lediglich einer einführenden statistischen Analyse der auf Basis der Erhebung gewonnenen Erkenntnisse bzw. vermuteten Zusammenhänge. Dies gilt analog auch für alle nachfolgend im Rahmen dieses Kapitels dargestellten Korrelationen.

Doch auch wenn die Anzahl der DAX-Unternehmen, die Vergütungsstrukturen implementiert haben, die zu (deutlichen) Fehlanreizen bei den Vorständen führen und deren Bereicherung auf Kosten der Aktionäre ermöglichen können, erstaunlich hoch ist und damit ein eher negatives Bild hinsichtlich des Vorhandenseins optimaler Vergütungsverträge im Allgemeinen zeichnet, so kann zumindest für den untersuchten Zeitraum nur für eine untersuchte Variable ein signifikanter Zusammenhang zwischen der rein größenabhängigen Kurzfristvergütung der Vorstände und dem jeweiligen Wachstum der Indikatoren der Unternehmensgröße und des Investitionsvolumens festgestellt werden.

Zwar ist ersichtlich, dass bei allen Indikatoren, mit Ausnahme des Umlaufvermögens, das arithmetische Mittel der Wachstumsraten jeweils bei jenen Unternehmen höher ist, die bei der Vergütungsbemessung ausschließlich auf größenabhängige Erfolgskennzahlen zurückgriffen. Jedoch liegt nur beim Wachstum des Sachanlagevermögens eine positive statistisch signifikante Korrelation auf 5 %-Niveau mit der Verwendung rein größenabhängiger Bemessungsgrundlagen bei der kurzfristigen Vorstandsvergütung vor.<sup>547</sup>

Die Ergebnisse deuten schwach an, dass die Verwendung rein größenabhängiger Erfolgskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vergütung tendenziell die zuvor beschriebenen Anreize zu Überinvestitionen begünstigt und Manager somit zumindest teilweise in der Lage sein können, ihre Vergütung unabhängig von der eigenen Leistung positiv zu beeinflussen.

Unter Berücksichtigung dieser Erkenntnisse ist die mit dem Inkrafttreten des VorstAG vorgenommene Ergänzung von § 87 Abs. 1 Aktiengesetz (AktG) positiv zu werten, die eine mehrjährige Bemessungsgrundlage der variablen Vorstandsvergütung vorschreibt.<sup>548</sup> Dies führt tendenziell zu einer stärkeren Partizipation der Vorstände auch an den Kosten von Projekten, wenn beispielsweise erst Folgeperioden durch hohe Abschreibungen belastet werden (siehe oben).

## 6.2.2 Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen

Neben der Verwendung absoluter größenabhängiger Erfolgskennzahlen (auf Basis des kaufmännischen Gewinns) wurden im untersuchten Zeitraum in DAX-Unternehmen

---

<sup>547</sup> Die angegebenen Signifikanzen gelten für zweiseitige Tests, also für die Nullhypothese, dass jeweils *kein* Zusammenhang zwischen der Verwendung rein größenabhängiger Bemessungsgrundlagen und dem Wachstum der untersuchten Indikatoren besteht. Dies gilt ebenso für alle weiteren im Rahmen dieses Kapitels dargestellten Signifikanzen.

<sup>548</sup> § 87 Abs. 1 Satz 3 AktG: „Variable Vergütungsbestandteile sollen daher eine mehrjährige Bemessungsgrundlage haben (...).“

auch häufig verschiedene Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der Vorstandsvergütung eingesetzt. Rentabilitätskennzahlen sind relative Kennzahlen, die eine Erfolgsgröße ins Verhältnis zu einer bestimmten Bezugsgröße setzen;<sup>549</sup> dazu zählen beispielsweise die Gesamt- sowie die Eigenkapitalrendite.<sup>550</sup>

Während die Verwendung größenabhängiger Erfolgskennzahlen tendenziell zu Fehlansätzen in Form von Überinvestitionsanreizen führt, so kann aus der Verwendung von (Kapital-)Rentabilitätskennzahlen ein Anreiz zu Unterinvestitionen resultieren. Sofern die Rendite einer zusätzlichen Investition geringer als die aktuelle Rendite ist, werden Projekte selbst bei positivem Kapitalwert nicht vom Manager durchgeführt, da sie bei Durchführung zu einer geringeren Gesamtrendite und somit einem niedrigeren Bonus des Managers führen würden.<sup>551</sup> Bei Verwendung der Eigenkapitalrendite als Bemessungsgrundlage können sich darüber hinaus (im Zweifel sogar möglicherweise für die Aktionäre nachteilige) Anreize für den Manager ergeben, Eigenkapital durch Fremdkapital zu substituieren, um eine höhere Tantieme zu erhalten, obwohl es sich dabei um eine rein formale Erhöhung der Eigenkapitalrendite handelt, die keinen Mehrwert für die Aktionäre impliziert.<sup>552</sup> Die Verwendung von Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage führt somit zu keiner anreizkompatiblen Vergütungsstruktur. Auch wenn implizit aus einigen Geschäftsberichten hervorgeht, dass die Kapitalkosten von der jeweils zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten Rentabilitätskennzahl in Abzug gebracht wurden, so ändert dies – anders als es bei der Betrachtung absoluter größenabhängiger Erfolgskennzahlen der Fall wäre – nichts an der dargestellten Anreizwirkung.<sup>553</sup>

---

<sup>549</sup> Vgl. beispielsweise Ewert/Wagenhofer (2008), S. 526. Als Bezugsgröße kommt häufig eine (bereinigte) Form des Kapitals zur Verwendung. In diesem Abschnitt werden aufgrund ihrer an der Gesamtmenge gemessenen untergeordneten Bedeutung auch andere Rentabilitätskennzahlen ohne Kapitalbezug wie beispielsweise die EBITDA-Marge, die den Gewinn vor Zinsen, Steuern und Abschreibungen ins Verhältnis zu den Umsatzerlösen setzt, erfasst (vgl. Abb. 12). Aufgrund des fehlenden Bezugs zum Kapital können aus der Verwendung dieser Kennzahlen sowohl Anreize zu Unter- als auch zu Überinvestitionen resultieren. Die im Folgenden dargestellte Anreizwirkung gilt somit nur für Kapitalrentabilitätskennzahlen. Die fehlende Anreizkompatibilität hingegen betrifft auch die nicht kapitalbezogenen Rentabilitätskennzahlen.

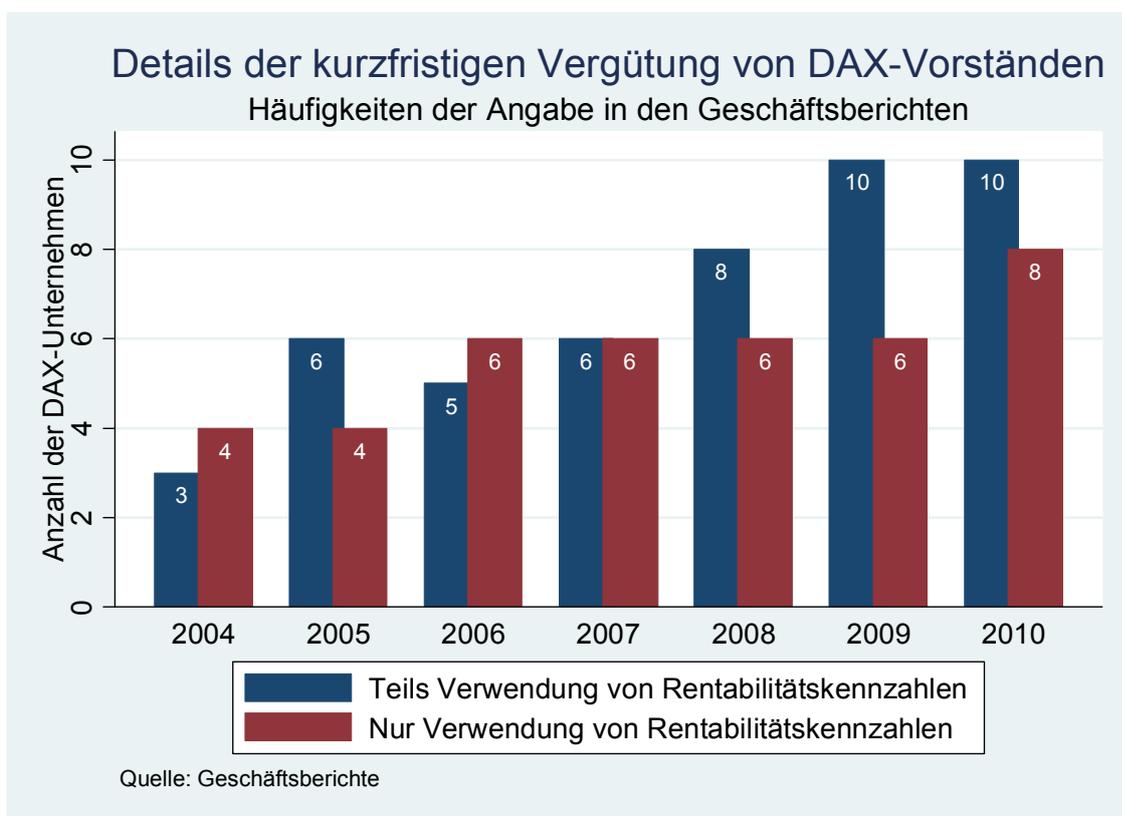
<sup>550</sup> Analog zum vorhergehenden Abschnitt beziehen sich die nachfolgenden Darstellungen jeweils nur auf diejenigen Unternehmen, die ausschließlich Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung im jeweiligen Jahr verwendeten, soweit die Erläuterungen im Text nicht explizit anderslautend sind.

<sup>551</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 529; Laux (2006), S. 286.

<sup>552</sup> Vgl. Laux (2006), S. 519.

<sup>553</sup> Ein Unternehmen verwendete im Jahr 2010 explizit eine um die Kapitalkosten korrigierte Kapitalrentabilitätskennzahl.

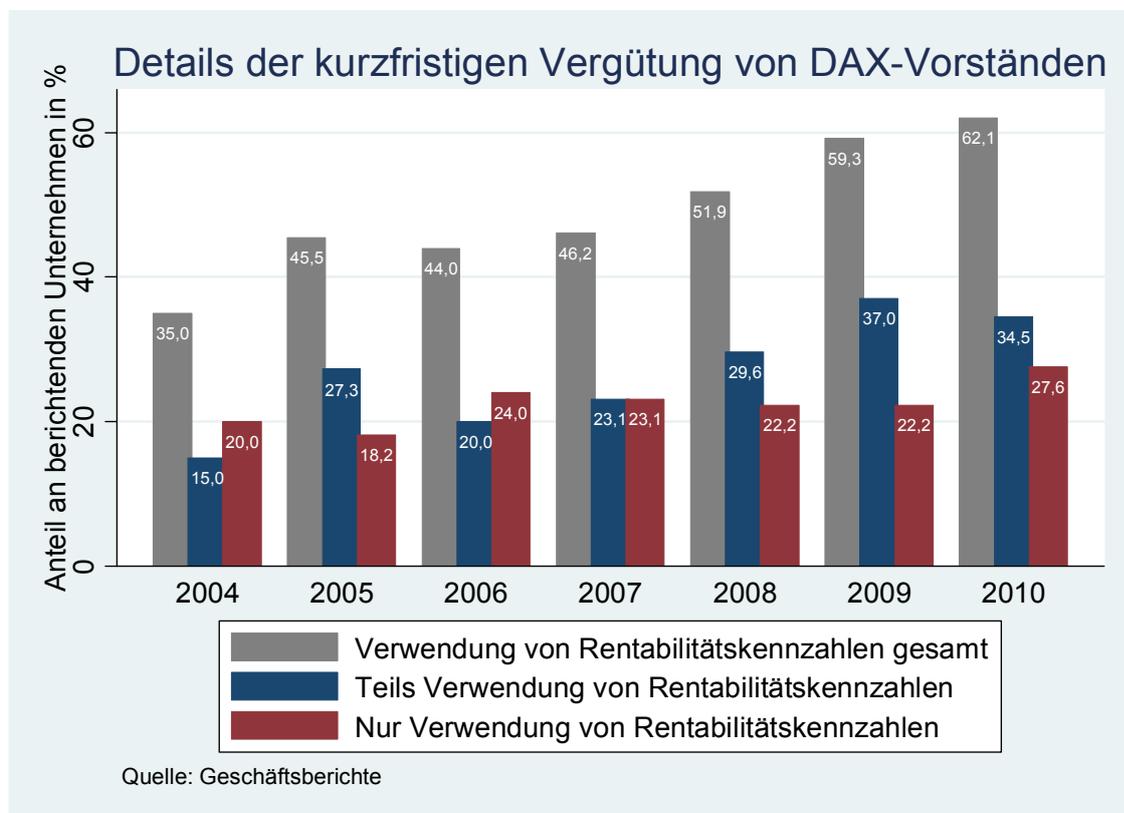
In Abb. 10 ist die Anzahl der Unternehmen dargestellt, die von 2004 bis 2010 jeweils *ausschließlich* (rot) sowie zum Vergleich zumindest *teilweise* (blau) auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen. Auf Basis der absoluten Entwicklung der Häufigkeiten ist ein leicht zunehmender Trend zu verzeichnen: Im Jahr 2004 und 2005 verwendeten vier Unternehmen nur Rentabilitätskennzahlen zur kurzfristigen Vergütungsbemessung des Vorstands, von 2006 bis 2009 waren es jeweils sechs Konzerne, im Jahr 2010 stieg die Anzahl der Unternehmen auf acht.



**Abb. 10: Anzahl der DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr, die nur/teils Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten**

Doch auch hier berücksichtigt der rein quantitative Vergleich nicht, dass erst im Laufe des untersuchten Zeitraums einige Unternehmen erstmalig (detaillierte) Angaben zur Vorstandsvergütung in den Geschäftsberichten machten. Daher ist in Abb. 11 jeweils der Anteil der Unternehmen, die *nur* (rot) und die *teilweise* (blau) auf Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage zurückgriffen, an der Summe der DAX-Unternehmen dargestellt, die im jeweiligen Jahr Angaben zu den verwendeten Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung machten. Darüber hinaus ist die Summe beider Anteile ersichtlich (grau), die somit alle Unternehmen umfasst, die teil-

weise oder vollständig auf Rentabilitätskennzahlen bei der Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen.



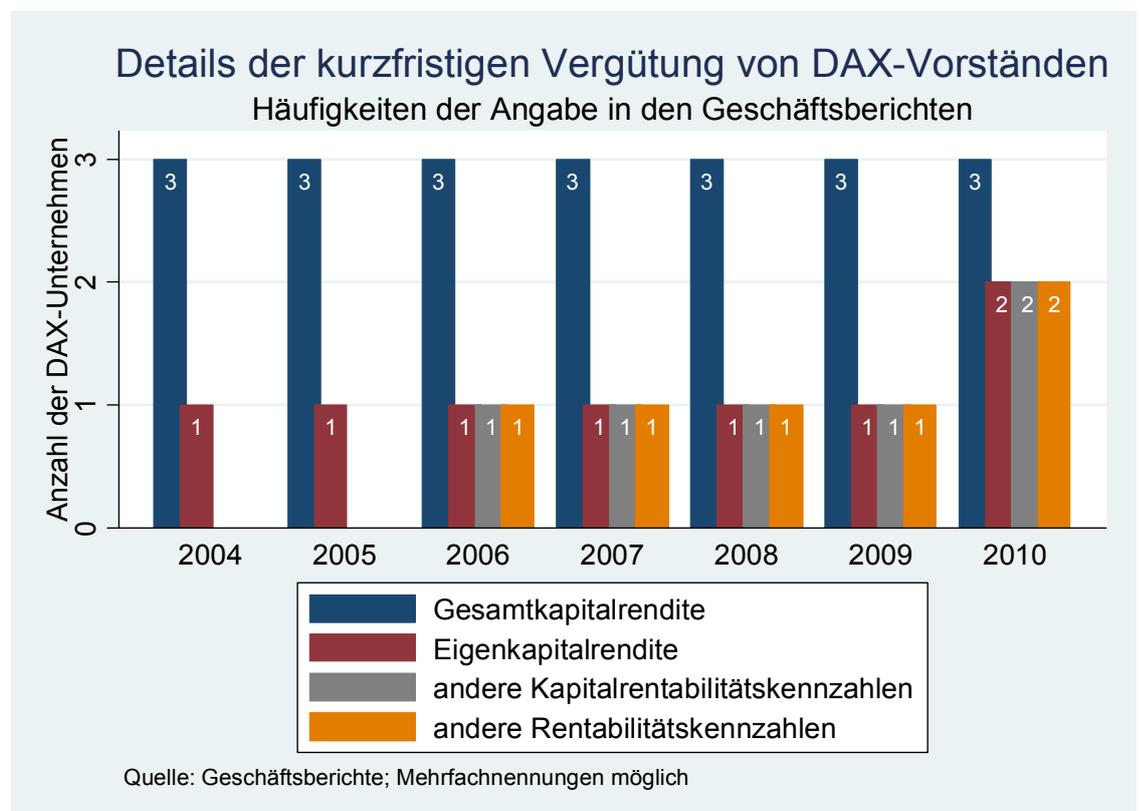
**Abb. 11: Anteil der DAX-Unternehmen mit Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung an insgesamt berichtenden DAX-Unternehmen im jeweiligen Geschäftsjahr**

Es ist ersichtlich, dass der Anteil der Unternehmen, die ausschließlich Rentabilitätskennzahlen verwendeten, von 2004 bis 2009 leichten Schwankungen ohne klar erkennbaren Trend unterlag; so betrug der Anteil im Jahr 2004 20 %, im Jahr 2009 22,2 %. Lediglich im Jahr 2010 ist ein Anstieg auf 27,6 % zu verzeichnen. Trotz fehlenden eindeutigen Trends ist unter Anreizgesichtspunkten schwer nachvollziehbar, wieso im Jahr 2010 mindestens acht von 30 DAX-Unternehmen allein auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen. Eine somit implementierte Vergütungsstruktur setzt Fehlanreize und erlaubt eine Bereicherung der Vorstände auf Kosten der Aktionäre.

Im Gegensatz dazu ist der Anteil der Unternehmen, die überhaupt (teilweise oder ausschließlich) Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vorstandsvergütung verwendeten, im Zeitverlauf nahezu kontinuierlich von 35 % 2004 auf 62,1 % im Jahr 2010 gestiegen. Dies resultiert maßgeblich aus der Zunahme des Anteils derjenigen Unternehmen, die Rentabilitätskennzahlen neben anderen Bemessungsgrundlagen verwendeten, von 15 % im Jahr 2004 auf 34,5 % im Jahr 2010. Diese Zunahme spricht, zusammen

mit den weitgehend analogen Ergebnissen bei den größenabhängigen Erfolgskennzahlen, für einen allgemeinen Trend zur Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen. So können sich zumindest in einem gewissen Maße entgegengesetzte Anreizwirkungen einzelner Bemessungsgrundlagen ausgleichen. Es liegt ferner nahe, dass Manager bei Verwendung mehrerer unterschiedlicher Bemessungsgrundlagen, die jeweils eigene Anreizwirkungen entfalten und somit zu einer komplexeren und differenzierteren Struktur der kurzfristigen Vergütung führen, schwieriger in der Lage sind, zielgerichtet so zu handeln, dass sie sich selbst im Rahmen der Kurzfristvergütung auf Kosten der Aktionäre bereichern, ohne einen Zusatznutzen zu schaffen. So ist der Trend zur Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen unter Anreizgesichtspunkten insgesamt positiv zu bewerten.

In Abb. 12 sind die jeweils am häufigsten verwendeten Rentabilitätskennzahlen der Unternehmen dargestellt, die ausschließlich auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen. Es ist ersichtlich, dass die Gesamtkapitalrendite am häufigsten als Bemessungsgrundlage Verwendung fand. Ferner zeigt sich, dass Kapitalrentabilitätskennzahlen gegenüber anderen Rentabilitätskennzahlen wie der Umsatzrendite oder der EBITDA-Marge deutlich dominierten.



**Abb. 12: Anzahl der häufig verwendeten Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung**

(Anmerkung: Die Darstellung bezieht sich nur auf Unternehmen, die ausschließlich auf Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgriffen.)

Analog zur Untersuchung der größenabhängigen Bemessungsgrundlagen in Abschnitt 6.2.1 wird auch für die Rentabilitätskennzahlen die Korrelation zwischen dem Wachstum verschiedener Indikatoren der Größe sowie des Investitionsvolumens der Unternehmen und der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage der kurzfristigen Vorstandsvergütung untersucht. Während in erstgenanntem Fall eine positive Korrelation zu erwarten war, sofern Vorstände explizit in der Lage sind, ihre Vergütung auf Kosten der Aktionäre (zumindest zum Teil) beispielsweise durch gezielte Investitionen selbst zu bestimmen, so ist bei der Verwendung von Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung eine negative Korrelation zu erwarten. Wie oben erläutert, induziert die Bemessung der Vergütung anhand einer (Kapital-)Rentabilitätskennzahl einen Anreiz zu Unterinvestitionen; daher ist für Unternehmen, die nur auf diese Bemessungsgrundlagen zurückgriffen, unter Annahme vorliegender Managermacht ein niedrigeres Wachstum der Unternehmensgröße sowie ein geringeres Investitionsvolumen als bei anderen Unternehmen zu erwarten.

Die Ergebnisse sind in Tab. 32 dargestellt. Insgesamt betrachtet ist positiv zu werten, dass für keinen der untersuchten Indikatoren eine signifikante Korrelation mit der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung vorliegt. Allerdings sind jeweils die arithmetischen Mittel des Wachstums der Bilanzsumme, der immateriellen Vermögenswerte, des Umlaufvermögens sowie des Sachanlagevermögens höher bei denjenigen Unternehmen, die (auch) andere Bemessungsgrundlagen verwendeten. Gerade der deutliche Unterschied der Wachstumsraten des Sachanlagevermögens lässt vermuten, dass sich bei einer größeren Datenbasis signifikante Unterschiede zwischen den untersuchten Unternehmensgruppen feststellen lassen könnten (dies deckt sich mit der signifikant positiven Korrelation des Wachstums des Sachanlagevermögens mit der alleinigen Verwendung größenabhängiger Erfolgskennzahlen; vgl. Abschnitt 6.2.1). Beim Wachstum der Anzahl der Mitarbeiter sowie der Umsatzerlöse ist das arithmetische Mittel der Unternehmen, die nur Rentabilitätskennzahlen zur Vergütungsbemessung verwenden, jedoch jeweils höher. Wenn überhaupt, geben die für die Rentabilitätskennzahlen ermittelten Daten somit insgesamt nur schwache Hinweise darauf, dass die theoretisch von den verwendeten Bemessungsgrundlagen ausgehenden Anreize auch in der Praxis Bedeutung haben und es den Vorständen zumindest teilweise ermöglichen können, ihre Vergütung bei gleichbleibender Leistung positiv auf Kosten der Aktionäre zu beeinflussen.

	WT Anzahl Mitarbeiter	WT Umsatz- erlöse	WT Bilanz- summe	WT Immat. Verm.werte	WT Umlaufver- mögen	WT Sachanlage- vermögen
AM gesamt	2,66 %	5,53 %	10,43 %	29,10 %	11,58 %	4,49 %
STABW gesamt	11,52 %	13,48 %	29,30 %	108,90 %	41,05 %	25,80 %
n	210	210	210	210	182	209
AM (keine/teils Rentabilitäts- kennzahlen)	2,52 %	5,36 %	10,96 %	29,69 %	12,42 %	5,09 %
STABW (keine/teils Rentabilitäts- kennzahlen)	11,83 %	11,73 %	30,97 %	114,63 %	44,06 %	24,67 %
n	170	170	170	170	154	170
AM (nur Rentabili- tätskennzahlen)	3,25 %	6,23 %	8,21 %	26,61 %	6,96 %	1,87 %
STABW (nur Rentabilitäts- kennzahlen)	10,22 %	19,41 %	20,95 %	81,28 %	16,36 %	30,43 %
n	40	40	40	40	28	39
Korrelation mit Verwendung von nur Rentabilitäts- kennzahlen	0,0251	0,0254	-0,0369	-0,0111	-0,0481	-0,0487
Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1						
Legende: AM: Arithmetisches Mittel, Immat. Verm.werte: Immaterielle Vermögenswerte, n: Beobachtungen, STABW: Standardabweichung, WT: Wachstum						

**Tab. 32: Übersicht zur Untersuchung von Korrelationen zwischen dem Wachstum von Unternehmen und der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) im Rahmen der kurzfristigen Vorstandsvergütung**

Unter diesem Gesichtspunkt ist auch hier die zwingende Verwendung einer mehrjährigen Bemessungsgrundlage der variablen Vorstandsvergütung gemäß § 87 Abs. 1 AktG seit dem Inkrafttreten des VorstAG hinsichtlich der Interessenharmonisierung von Aktionären und Vorstand positiv zu werten, da die Rendite eines Projekts aufgrund der durch die Abschreibungen bedingten geringeren Kapitalbindung in Folgeperioden meist über die Nutzungsdauer steigt.<sup>554</sup> So kann eine mehrjährige Bemessungsgrundlage den Unterinvestitionsanreiz zumindest tendenziell verringern.

### 6.2.3 Änderung von (finanziellen) Bemessungsgrundlagen

Die obigen Ausführungen indizieren bereits, dass sich im untersuchten Zeitraum weitreichende Änderungen der verwendeten Bemessungsgrundlagen ergeben haben. Neben der Analyse einzelner Bemessungsgrundlagen selbst gibt die Änderung von Bemessungsgrundlagen im Zeitverlauf Hinweise auf Änderungen der verwendeten Anreizfunktion. Dabei erscheinen Modifikationen der Bemessungsgrundlagen insbe-

<sup>554</sup> Vgl. Ewert/Wagenhofer (2008), S. 530.

sondere dann plausibel, wenn neue Vorstandsmitglieder in das Unternehmen eintreten, die deutlich von ihren jeweiligen Vorgängern abweichende Risikopräferenzen besitzen. Doch selbst in einem solchen Fall wäre meist davon auszugehen, dass nicht die Bemessungsgrundlage selbst, sondern eher die Gewichtung des Fixgehalts und der – ansonsten geeigneten – Bemessungsgrundlage verändert wird. Dass Vorstandswechsel per se in der Praxis kein Grund für die Verwendung neuer Bemessungsgrundlagen zu sein scheinen, legen auch die Angaben in den Geschäftsberichten nahe, dass größtenteils (bis auf etwaige zusätzliche Bereichsziele für einzelne Vorstandsmitglieder) die beschriebenen Kennzahlen für *alle* Vorstandsmitglieder gelten und keine Differenzierung auf Personenebene stattfindet.

Im Rahmen der Prinzipal-Agenten-Theorie ist, sobald erstmalig eine anreizkompatible Vergütungsstruktur durch den Aufsichtsrat implementiert wurde, unter Annahme des Zustandekommens optimaler Verträge keine Änderung der Bemessungsgrundlage(n) zu erwarten, sofern sich keine grundlegenden Änderungen der institutionellen Rahmenbedingungen, beispielsweise in Hinblick auf das Risikoumfeld, ergeben.<sup>555</sup> Umso erstaunlicher ist, dass im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 gut 72 % der DAX-Unternehmen, die Angaben zu den verwendeten Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vergütung machten, mindestens eine Änderung der jeweiligen Kennzahl(en) durchführten.<sup>556, 557</sup> 41,4 % der Unternehmen änderten die Bemessungsgrundlagen sogar zwei oder drei Mal; ein Unternehmen änderte sie vier Mal. Dass dies nicht durch oben diskutierte personelle Änderungen im Vorstand bedingt ist, legt auch die Tatsache nahe, dass

---

<sup>555</sup> Beispielsweise könnte sich durch ein signifikant verändertes Markt- und Risikoumfeld eine stark veränderte Korrelation des Arbeitseinsatzes mit den Outputniveaus ergeben, die die Verwendung einer anderen Bemessungsgrundlage erforderlich macht (vgl. Abschnitt 2.1.1 und 2.3.1).

<sup>556</sup> Als Änderung einer Bemessungsgrundlage wird auch die Veränderung der Berechnung einer verwendeten Kennzahl gezählt. Die bloße Änderung der Gewichtung bei Verwendung mehrerer Kennzahlen wird nicht als Änderung gewertet. Ferner wird grundsätzlich eine etwaige im Vergleich zum Vorjahr abweichende Filterung von Sondereinflüssen nicht als Änderung (vgl. auch Abschnitt 6.2.5) gewertet (zum Zweck einer systematischen Kategorisierung gefilterter Sondereinflüsse werden in Abschnitt 6.2.5 auch Eigen- und Fremdkapitalkosten sowie Abschreibungen als Sondereinflüsse kategorisiert; die systematische Änderung der Einbeziehung dieser Effekte wird aber im Rahmen dieses Abschnitts als Änderung der Vergütung gezählt). Ein Unternehmen machte im gesamten Zeitraum keine Angaben zu den für die kurzfristige Vergütung verwendeten (finanziellen) Bemessungsgrundlagen.

<sup>557</sup> Einen Spezialfall stellt hier die Deutsche Börse AG dar, die in keinem der Geschäftsberichte in den Jahren 2004 bis 2009 explizite Kennzahlen als Bemessungsgrundlage der kurzfristigen Vorstandsvergütung beschreibt. Aus den Geschäftsberichten geht allerdings hervor, dass noch im Geschäftsjahr 2004 finanzielle Kennzahlen verwendet wurden, während die Tantieme in den zwei Folgejahren nur noch anhand persönlicher Kompetenzen bemessen wurde. Ab 2007 wurden laut der Geschäftsberichte unter anderem wieder verschiedene (nicht näher erläuterte) finanzielle Kennzahlen als Bemessungsgrundlage verwendet. Ab 2010 werden unter Hinweis auf ein neues Vergütungssystem die verwendeten Bemessungsgrundlagen im Geschäftsbericht dargestellt. Insgesamt werden für die Deutsche Börse AG somit zwei Änderungen gezählt.

im Jahr 2010 die durchschnittliche Verweildauer Vorstandsvorsitzender der 300 größten deutschsprachigen Unternehmen in Deutschland, Österreich und der Schweiz in ihren Ämtern 6,1 Jahre betrug; im Jahr 2003 lag sie sogar noch bei gut 8 Jahren.<sup>558</sup>

Da einige der untersuchten Unternehmen erst im Laufe des betrachteten Zeitraums von 2004 bis 2010 erstmalig detaillierte Angaben zu den verwendeten Bemessungsgrundlagen machten, unterschätzen die obigen Angaben darüber hinaus noch tendenziell die tatsächliche Anzahl der vorgenommenen Änderungen der Bemessungsgrundlagen. Ferner ist zu berücksichtigen, dass nur offiziell berichtete Änderungen gezählt werden. Inwieweit im Rahmen des in Abschnitt 6.2.4 erläuterten Ermessens in bestimmten Jahren einmalige Anpassungen der Bemessungsgrundlagen vorgenommen wurden, ist ebenfalls nicht erfasst. Die tatsächliche Anzahl der Änderungen ist somit noch höher einzuschätzen.

Um sicherzustellen, dass die erläuterten Entwicklungen nicht aus der Anpassung der Vergütungsstruktur an die Vorgaben des VorstAG resultieren, wurde die Anzahl der Änderungen der Bemessungsgrundlagen auch für den Zeitraum 2004 bis 2009 erhoben.<sup>559</sup> So änderten im Zeitraum bis 2009 insgesamt 67,9 % der berichtenden Unternehmen mindestens einmal die verwendete(n) Bemessungsgrundlage(n); 32,1 % änderten sie zwei oder drei Mal. Dies zeigt, dass auch ohne Berücksichtigung der Auswirkungen des VorstAG eine erhebliche Anzahl von Unternehmen (mehrfach) Änderungen der Bemessungsgrundlagen durchführte. Die Anzahl der Änderungen ist sowohl für den Zeitraum von 2004 bis 2009 als auch für 2004 bis 2010 in Abb. 13 dargestellt.

Da – wie oben erläutert – eine Anpassung der Bemessungsgrundlagen aufgrund veränderter personeller Zusammensetzungen der Vorstände weitgehend ausgeschlossen werden kann, geben die Beobachtungen deutliche Hinweise darauf, dass keine optimalen Vergütungsstrukturen bestehen bzw. bestanden haben<sup>560</sup>, da im Rahmen des Zustandekommens optimaler Verträge *ceteris paribus* keine Notwendigkeit der Änderung der verwendete(n) Bemessungsgrundlage(n) besteht. Es bestehen ferner keine Hinweise darauf, dass diese durch grundlegende strategische Neuausrichtungen bzw. damit ein-

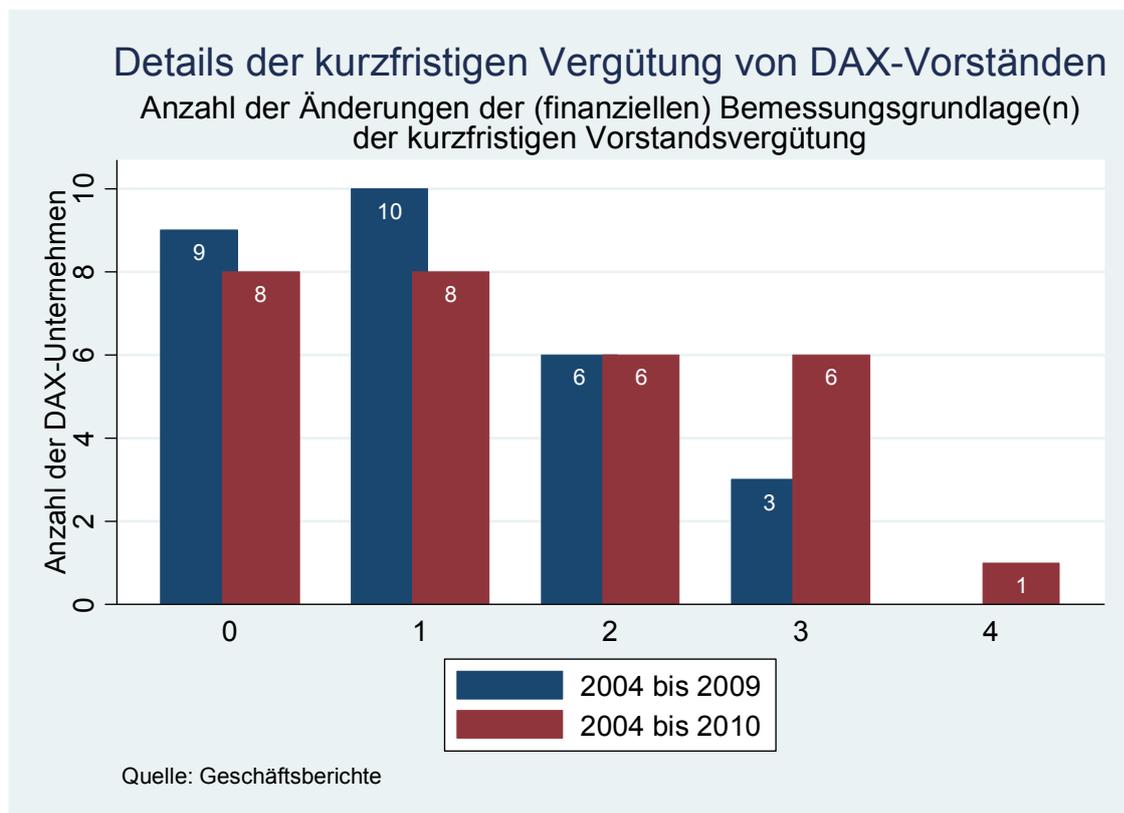
---

<sup>558</sup> Vgl. Booz & Company (2011).

<sup>559</sup> Theoretisch besteht darüber hinaus auch die Möglichkeit, dass im Jahr 2010 bereits Anpassungen der Vergütungsstrukturen an die am 13. Oktober 2010 in Kraft getretene Instituts-Vergütungsverordnung (InstitutsVergV) vorgenommen wurden. Aufgrund der nur geringfügigen Bedeutung für die Gesamtheit der untersuchten DAX-Unternehmen wird darauf allerdings nicht weiter eingegangen.

<sup>560</sup> Zumindest theoretisch besteht die Möglichkeit, dass mit den zuletzt durchgeführten Änderungen der Bemessungsgrundlagen nun bei allen DAX-Unternehmen optimale Vergütungsstrukturen implementiert sind.

hergehende Änderungen des Markt- und Risikoumfelds der untersuchten Unternehmen induziert gewesen sein könnten.<sup>561</sup> Vielmehr legen die Daten die Vermutung nahe, dass die Verwendung von Bemessungsgrundlagen derart durch die Vorstände beeinflusst werden konnte, dass jeweils nur solche Kennzahlen verwendet wurden, die im betroffenen Jahr zu einer möglichst hohen Vergütung der Vorstände führten.



**Abb. 13: Die Anzahl der Änderung(en) der Bemessungsgrundlagen für die kurzfristige Vorstandsvergütung in DAX-Unternehmen in den Jahren 2004–2009 und 2004–2010**

Da die (häufige) Änderung der Bemessungsgrundlagen – ebenso wie die Verwendung von nur größenabhängigen absoluten Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen – für suboptimale Vertragsstrukturen spricht, wird im Folgenden untersucht, ob Korrelationen zwischen diesen Größen bestehen. Eine signifikant positive Korrelation der im Rahmen der vorhergehenden beiden Abschnitte identifizierten Unternehmen mit suboptimalen Vertragsstrukturen hinsichtlich der verwendeten Bemessungsgrundlagen mit der im vorliegenden Abschnitt untersuchten Änderung von Bemessungsgrundlagen spricht dafür, dass in diesen Unternehmen tendenziell häufiger die Änderung von Bemessungsgrundlagen stattfand. Eine bestehende positive Korrelation wäre daher ein

<sup>561</sup> Insbesondere bei DAX-Unternehmen ist aufgrund ihrer Größe nicht von grundlegenden strategischen Änderungen, die signifikante Auswirkungen auf die optimale Vertragsgestaltung der Vorstandsvergütung ausüben könnten, auszugehen, da selbst wesentliche Zu- oder Verkäufe nur einzelne Segmente der Konzerne betreffen. Ferner ist im betrachteten Zeitraum keines der Unternehmen Ziel einer Übernahme gewesen, die tendenziell zu den erläuterten Auswirkungen hätte führen können.

Indikator für die Konzentration dieser beiden suboptimalen Vertragsstrukturen und somit ein (weiteres) deutliches Indiz für bestehende Managermacht in den o. g. Unternehmen. Die Ergebnisse sind in Tab. 33 dargestellt.

	Verwendung von nur absoluten Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen
Korrelation mit der Änderung der Bemessungsgrundlagen	-0,0953
Beobachtungen <sup>562</sup>	159
Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1	

Tab. 33: Korrelationen der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung mit der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen bzw. absoluten größenabhängigen Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der Vergütung

Die fehlende signifikante Korrelation der Größen verdeutlicht, dass Unternehmen, die nur Rentabilitätskennzahlen oder nur größenabhängige Kennzahlen zur Vergütungsbeurteilung verwendeten, nicht über- oder unterdurchschnittlich oft die Bemessungsgrundlagen der Vergütung änderten bzw. dass die alleinige Verwendung dieser Kennzahlen im jeweiligen Jahr nicht mit einer Änderung der Vergütung in diesem Jahr statistisch signifikant im Zusammenhang steht. Insofern sind diese Ergebnisse nicht negativ zu werten, da eine positive Korrelation auf noch schlechtere Vertragsstrukturen in den betroffenen Unternehmen und somit ein noch stärker zu den Vorständen verschobenes Machtverhältnis hingedeutet hätte.

#### 6.2.4 Sondertantiemen und Ermessen des Aufsichtsrats

Vereinzelt wurde in den Geschäftsberichten der untersuchten DAX-Unternehmen explizit auf die Möglichkeit oder die tatsächliche Zahlung von Sondertantiemen an Vorstandsmitglieder hingewiesen. In deutlich mehr Fällen wurde angegeben, dass der Aufsichtsrat bei der Festsetzung der kurzfristigen Vorstandsvergütung Ermessen ausüben oder die persönliche Leistung der Vorstandsmitglieder bei der Tantiemenfestsetzung berücksichtigen kann. Abzuwägen sind hier die Nachvollziehbarkeit der Vergütungsgrundlage(n) für die Aktionäre einerseits, die beim Ermessen des Aufsichtsrats, der Bewertung persönlicher Leistungen oder der Vergabe von Sondertantiemen im

<sup>562</sup> Die Anzahl der Beobachtungen liegt unter 210, da zur Beurteilung etwaiger Änderungen der Bemessungsgrundlagen nur 2005 bis 2010 in die Analyse einbezogen werden können und für einzelne Unternehmen nicht in allen Perioden ausreichende Details zur kurzfristigen Vergütung vorliegen.

Zweifel nur rudimentär gegeben ist, und die Notwendigkeit der Einbeziehung wichtiger Informationen über die Managerleistung bei der Vergütungsbemessung andererseits.<sup>563</sup>

Unter Annahme des Zustandekommens optimaler Verträge sind oben genannte Bemessungsfaktoren unter Umständen notwendiger Teil des Vergütungsmechanismus, wenn sich nicht alle Leistungen des Managers in den quantitativen Bemessungsgrundlagen der Vergütung widerspiegeln, dem Aufsichtsrat aber Informationen über die beobachtbare Leistung oder aber die kausal durch die Arbeitsanstrengung des Vorstands bedingten beobachtbaren Fakten vorliegen.<sup>564</sup>

Ist allerdings davon auszugehen, dass keine optimalen Verträge zustande kommen und der Aufsichtsrat aufgrund eines zugunsten des Vorstands verschobenen Machtverhältnisses nicht in der Lage ist, eine Bereicherung der Manager zu verhindern, so sind für Außenstehende (und damit auch Aktionäre) kaum nachvollziehbare o. g. Bemessungsgrundlagen kritisch zu betrachten und können Hinweise auf Camouflage geben (vgl. Abschnitt 2.2).

Während im Jahr 2004 nur ein DAX-Unternehmen explizit auf die Möglichkeit von Sondertantiemen hinwies, waren es im 2010 bereits neun Konzerne (vgl. Abb. 14).<sup>565</sup> Auch wenn daraus tendenziell ein Trend zur Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen interpretiert werden könnte, etwa als Maßnahme zum Ausgleich allgemeiner (negativer) Industrietrends, die nicht durch die Manager zu verantworten sind, so ist dabei zu berücksichtigen, dass die Berichterstattung zur Vorstandsvergütung bei fast allen DAX-Unternehmen 2010 deutlich detaillierter war als noch im Jahr 2004. Somit ist nicht auszuschließen, dass bereits im Jahr 2004 einzelne Unternehmen die Möglichkeit von Son-

---

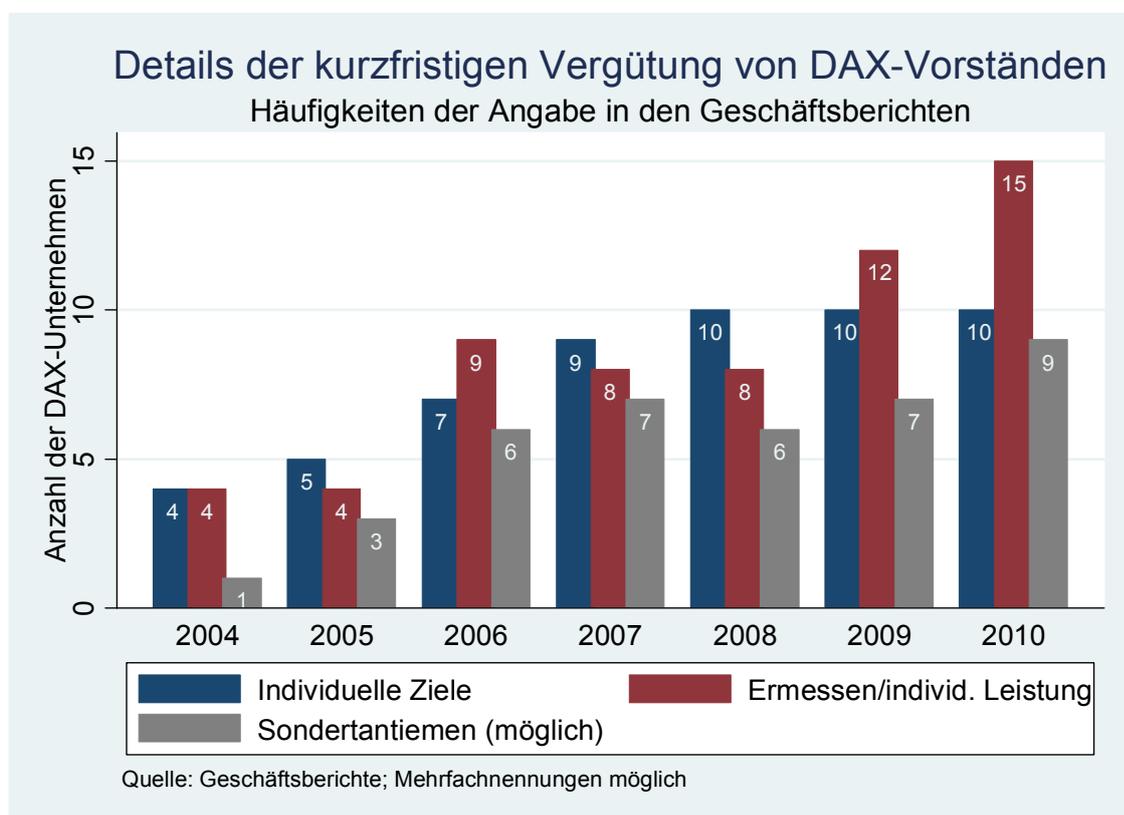
<sup>563</sup> Das Ermessen des Aufsichtsrats wird im Rahmen dieser Arbeit inhaltlich gedeutet und nicht nur dann erfasst, wenn das Wort „Ermessen“ in den jeweiligen Geschäftsberichten erwähnt wird. Es umfasst somit beispielsweise die Möglichkeit, den auf Basis der Zugrundelegung der quantitativen Bemessungsgrundlagen berechneten Tantiemenbetrag zu kürzen oder zu erhöhen und ebenso die situationsabhängige (Möglichkeit der) Bereinigung der Bemessungsgrundlage(n) um Sondereinflüsse im jeweiligen Geschäftsjahr. Dies ist insbesondere der kaum möglichen Abgrenzung geschuldet, da dieselben Ermächtigungen des Aufsichtsrats sowohl im Quer- als auch im Längsschnitt oftmals sprachlich unterschiedlich in den Geschäftsberichten erfasst werden. Da außerdem sowohl inhaltlich als auch sprachlich (auf Basis der Angaben in den Geschäftsberichten) die Differenzierung zwischen Ermessen des Aufsichtsrats und der Bewertung der persönlichen Leistung des Vorstands durch den Aufsichtsrat sehr schwierig ist, werden Ermessen und persönliche Leistung von Vorständen im Rahmen dieser Arbeit gleichgesetzt und dementsprechend zusammen untersucht.

<sup>564</sup> Vgl. zum möglichen Nutzen von Sondertantiemen auch Laux (2006), S. 454.

<sup>565</sup> Die explizit zeitweilige Einführung einer zusätzlichen Bemessungsgrundlage bei der ThyssenKrupp AG ab 2010 (Geschäftsjahr 2009/2010; formal wird neben Tantieme und Langfristvergütung eine weitere Kategorie der Vergütung („Bonus“) eingeführt) zur Sicherstellung einer variablen Vergütung für den Vorstand trotz negativer Entwicklung der eigentlichen Bemessungsgrundlagen wird als Vergabe einer Sondertantieme und nicht als Änderung der Bemessungsgrundlagen (vgl. Abschnitt 6.2.3) gewertet.

dertantiemen einräumten, ohne dies im Geschäftsbericht darzulegen. Ebenso sind keine Rückschlüsse möglich, ob einzelne Konzerne, die im Jahr 2004 Sondertantiemen ohne einhergehende Erläuterung im Geschäftsbericht vorsahen, zwischenzeitlich die Möglichkeit wieder ausgeschlossen haben.

Ähnliches gilt für das Ermessen des Aufsichtsrats sowie die (Möglichkeit der) Einbeziehung der persönlichen Leistung der Vorstände bei der Festsetzung der kurzfristigen variablen Vergütung. Auf Basis der Angaben in den Geschäftsberichten ist eine Zunahme von vier Unternehmen im Jahr 2004 auf 15 Unternehmen 2010 zu verzeichnen (vgl. Abb. 14). Aus denselben Gründen wie bei den Sondertantiemen sind hier allerdings aus der bloßen Veränderung der Anzahl der diesbezüglichen Angaben in den Geschäftsberichten im Zeitverlauf keine Rückschlüsse zu ziehen.



**Abb. 14:** Häufigkeiten des Einräumens von Ermessen, der Möglichkeit zur Vergabe von Sondertantiemen sowie der Bewertung individueller Leistung des Vorstands und des Einbeziehens individueller Ziele bei der Festsetzung der kurzfristigen Vorstandsvergütung in den Jahren 2004 bis 2010

Interessant sind die (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen und das den Aufsichtsräten eingeräumte Ermessen aber in Verbindung mit den Ergebnissen aus den Abschnitten 6.2.1 bis 6.2.3 (vgl. auch im Folgenden Tab. 38 auf Seite 218). Unter Berücksichtigung der unter Anreizgesichtspunkten nicht nachvollziehbaren alleinigen Verwendung größenabhängiger Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen sowie der ebenfalls auf Managermacht hindeutenden häufigen Ände-

rung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vergütung sind Ermessensentscheidungen des Aufsichtsrats auf Basis für Außenstehende nicht nachprüfbarer Informationen, der offensichtlich zumindest in einigen Fällen keine ausreichende Macht bzw. Durchsetzungskraft gegenüber dem Vorstand besitzt, als weiteres Indiz suboptimaler Vergütungsverträge zu deuten, die eine (unangemessene) Bereicherung der Vorstände ermöglichen können.

Ferner fällt auf, dass eine nahezu konstante Anzahl von Unternehmen dem jeweiligen Aufsichtsrat in den Jahren 2006 bis 2008 Ermessen bei der Bestimmung der Vorstandstantieme zubilligte (2006 neun Unternehmen, 2007 und 2008 je acht Unternehmen), jedoch ein deutlicher Zuwachs im Jahr 2009 auf insgesamt zwölf Unternehmen zu verzeichnen ist. Als Ursache für diesen Anstieg kommen maßgeblich zwei Gründe infrage: Zunächst manifestierten sich die Auswirkungen der weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise bei vielen Unternehmen in der jahresabschlussbasiert gemessenen Performance am stärksten erst im Jahr 2009 (vgl. auch Abschnitt 4.2.2). So sind in Tab. 34 auf Basis von Daten aus Thomson Worldscope deskriptive Statistiken zum Konzernüberschuss und EBIT in den Jahren 2008 und 2009 über alle untersuchten DAX-Unternehmen dargestellt. Es ist ersichtlich, dass insbesondere der Median bei beiden Größen von 2008 auf 2009 deutlich gesunken, während die Standardabweichung gestiegen ist. Dies verdeutlicht, dass die aus dem externen Rechnungswesen gewonnenen Erfolgskennzahlen gerade im Jahr 2009 deutlich von den Folgen der Finanz- und Wirtschaftskrise geprägt waren.

	Konzernüberschuss in Mio. EUR			EBIT in Mio. EUR		
	2008	2009	Änderung	2008	2009	Änderung
Arithmetisches Mittel	900,73	900,01	-0,08 %	2.876,36	2.435,34	-15,33 %
Median	952,09	486,05	-48,95 %	1.947,50	1.248,99	-35,87 %
Standardabweichung	1.910,02	2.278,17	19,27 %	2.334,77	3.216,13	37,75 %
Beobachtungen	30	30		30	30	

**Tab. 34: Deskriptive Statistiken des Konzernüberschusses und des EBIT der DAX-Unternehmen in den Jahren 2008 und 2009**

(Quelle: Thomson Worldscope)

Daher liegt nahe, dass im Jahr 2009 den Aufsichtsräten einiger Unternehmen explizit Ermessen bei der Bemessung der kurzfristigen Vorstandsvergütung zugebilligt wurde, um die Boni trotz der durch die allgemeine wirtschaftliche Lage negativ geprägten Erfolgskennzahlen nicht zu stark absinken zu lassen. Die korrespondierenden Daten zur

kurzfristigen variablen Vergütung der Vorstandsvorsitzenden sind in Tab. 35 dargestellt.

	Kurzfristige variable Vergütung des Vorstandsvorsitzenden in TEUR		
	2008	2009	Änderung
Arithmetisches Mittel	1.688,41	1.607,29	-4,80 %
Median	1.690,00	1.444,00	-14,56 %
Standardabweichung	1.250,28	1.285,25	2,80 %
Beobachtungen	30	30	

**Tab. 35: Deskriptive Statistiken der kurzfristigen variablen Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen in den Jahren 2008 und 2009**

(Quelle: Geschäftsberichte<sup>566</sup>)

Wie oben erläutert, ist zwar die Filterung allgemeiner beobachtbarer Trends per se unter Anreizgesichtspunkten zu begrüßen, allerdings spricht die einseitige Filterung negativer Marktentwicklungen – insbesondere auch, wenn dies intransparent im Rahmen eines für Außenstehende nicht objektiv nachprüfbar Ermessens erfolgt – eher für das Vorliegen von Managermacht als für eine anreizkompatible Vertragsgestaltung zwischen Aufsichtsrat und Vorstand. Auf Basis der Daten ist zumindest teilweise von einem solchen Effekt auszugehen. Zwar sanken sowohl das arithmetische Mittel als auch der Median der kurzfristigen variablen Vergütung im Jahr 2009 im Vergleich zu 2008, allerdings ist insbesondere der Rückgang des Medians deutlich geringer als beim EBIT und Konzernüberschuss. Auffällig ist darüber hinaus die kaum veränderte Standardabweichung der Vergütung, während sich diese bei den betrachteten Erfolgskennzahlen im Jahr 2009 deutlich erhöht hat. Bei an verschiedene Kennzahlen des Unternehmenserfolges gekoppelten Bemessungsgrundlagen wäre bei einer Zunahme der Variabilität der Ausprägung dieser Erfolgskennzahlen in den DAX-Unternehmen ebenso eine Zunahme der Variabilität der erfolgsabhängigen Vergütung der Vorstände zu erwarten. Dass eine solche Zunahme nicht zu beobachten ist, spricht für ein entsprechend ausgeübtes Ermessen des Aufsichtsrats bei der Festsetzung der Tantiemen.

Um jedoch nicht nur den Trend zu Zeiten wirtschaftlicher Abschwünge zu untersuchen, sind im Folgenden in Tab. 36 sowie Tab. 37 ergänzend die Veränderungen der oben dargestellten Erfolgskennzahlen sowie der kurzfristigen variablen Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen für die Jahre 2009 und 2010 dargestellt.

<sup>566</sup> Sowohl 2008 als auch 2009 erfolgte bei zwei Unternehmen kein individualisierter Ausweis der Vorstandsvergütung. In diesen Fällen wurde die Vergütung des Vorstandsvorsitzenden mit 150 % des Betrags der übrigen Vorstandsmitglieder in die Daten aufgenommen.

	Konzernüberschuss in Mio. EUR			EBIT in Mio. EUR		
	2009	2010	Änderung	2009	2010	Änderung
Arithmetisches Mittel	900,01	2.037,35	126,37 %	2.435,34	3.849,00	58,05 %
Median	486,05	1.216,00	150,18 %	1.248,99	2.369,50	89,71 %
Standardabweichung	2.278,17	1.781,07	-21,82 %	3.216,13	3.223,83	0,24 %
Beobachtungen	30	30		30	30	

**Tab. 36: Deskriptive Statistiken des Konzernüberschusses und des EBIT der DAX-Unternehmen in den Jahren 2009 und 2010**

(Quelle: Thomson Worldscope)

Es ist ersichtlich, dass sowohl das arithmetische Mittel als auch der Median beider Erfolgskennzahlen im Jahr 2010 deutlich gegenüber 2009 gestiegen sind. Insbesondere beim Konzernüberschuss sind beide Mittelwerte um mehr als 100 % gestiegen; die Variabilität der Jahresergebnisse der DAX-Unternehmen ist hingegen gesunken, wie die um knapp 22 % zurückgegangene Standardabweichung indiziert, die somit 2010 unter dem Niveau von 2008 lag. Beim EBIT betrug der Anstieg der beiden Mittelwerte 58 % (arithmetisches Mittel) und knapp 90 % (Median), während die Standardabweichung unverändert auf dem hohen Niveau von 2009 lag.

	Kurzfristige variable Vergütung des Vorstandsvorsitzenden in TEUR		
	2009	2010	Änderung
Arithmetisches Mittel	1.607,29	2.069,92	28,78 %
Median	1.444,00	1.776,00	22,99 %
Standardabweichung	1.285,25	1.243,96	-3,21 %
Beobachtungen	30	30	

**Tab. 37: Deskriptive Statistiken der kurzfristigen variablen Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen in den Jahren 2009 und 2010**

(Quelle: Geschäftsberichte<sup>567</sup>)

Auffällig ist, dass die kurzfristige variable Vergütung der Vorstandsvorsitzenden der DAX-Unternehmen im Jahr 2010 zwar ebenfalls gestiegen ist, die Veränderung aber deutlich hinter den Steigerungsraten des Konzernüberschusses und EBIT zurückbleibt. Somit lässt sich zumindest im Rahmen dieser grundlegenden deskriptiven Analyse entgegen der auf der reinen Betrachtung der Jahre 2008 und 2009 gezogenen Schlussfolgerung nicht eindeutig feststellen, dass das im Jahr 2009 gegenüber 2008 deutlich häufiger dem Aufsichtsrat explizit eingeräumte Ermessen nur der einseitigen Bereicherung der Manager insbesondere zu Zeiten wirtschaftlicher Abschwünge diene. So sank zwar die

<sup>567</sup> Fußnote 566 gilt hier analog. Ferner wurde bei einem Wechsel des jeweiligen Vorstandsvorsitzenden die Prämie des ausscheidenden Vorstandsmitglieds auf das gesamte Geschäftsjahr hochgerechnet (bei SAP wurde aufgrund der sehr kurzen Amtszeit des ausscheidenden Vorstandsvorsitzenden im Jahr 2010 die Tantieme des neuen Vorstandsvorsitzenden herangezogen).

kurzfristige variable Vergütung im Jahr 2009 weniger stark als die untersuchten Erfolgskennzahlen, ebenso stieg sie aber im Jahr 2010 auch deutlich schwächer als Konzernüberschuss und EBIT.

Daher erscheint als zweiter möglicher Grund für den von 2008 zu 2009 identifizierten Anstieg der Anzahl der Unternehmen, die dem Aufsichtsrat Ermessen bei der Festsetzung der Vorstandstantiemen einräumten, insbesondere plausibel, dass ein Großteil der Unternehmen in Anlehnung an die durch das VorstAG hinzugefügte Anforderung in § 87 Abs. 1 AktG, dass die Vorstandsvergütung in einem angemessenen Verhältnis zu den Leistungen des Vorstandsmitglieds stehen muss, die entsprechende Formulierung in den Geschäftsberichten angepasst hat (dafür spricht ebenso der weitere Anstieg der Anzahl der Unternehmen, die dem Aufsichtsrat Ermessen zubilligten, im Jahr 2010). Die bisherigen Ergebnisse legen nahe, dass dieser Änderung in der Berichterstattung jedoch keine inhaltliche Änderung des Vorgehens bei der Vergütungsbestimmung zugrunde liegt.

#### *Individuelle Ziele vs. individuelle Leistung, Ermessen und Sondertantiemen*

Abzugrenzen von Sondertantiemen und Ermessen des Aufsichtsrats ist die Einbeziehung individueller *Ziele* als Bemessungsgrundlage für die kurzfristige Vergütung. Zwar ist nicht auszuschließen, dass einzelne Unternehmen keine Differenzierung zwischen der Bewertung der individuellen Leistung der Vorstandsmitglieder und der Bewertung der Erreichung individueller Ziele vornehmen, inhaltlich besteht aber ein wichtiger Unterschied.

Während im Rahmen des Prinzipal-Agenten-Modells grundsätzlich davon ausgegangen wird, dass die Leistung der Vorstände aufgrund von Informationsasymmetrien nicht direkt durch den Aufsichtsrat beobachtbar ist, wird bei denjenigen Unternehmen, die die individuelle Leistung trotzdem als (zusätzliche) Bemessungsgrundlage für die kurzfristige Vorstandsvergütung heranziehen, unterstellt, dass dem Aufsichtsrat Informationen vorliegen, die es ihm ermöglichen, die Leistung des Vorstands (bzw. Bestandteile der Leistung oder damit korrelierte beobachtbare Fakten, die sich nicht hinreichend in den finanziellen Bemessungsgrundlagen widerspiegeln) direkt zu beobachten. Ist dies möglich, so ist eine Kopplung der Vergütung an die tatsächliche Leistung zu begrüßen (siehe oben). Da die anderen Beobachtungen zu den Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vergütung jedoch nicht den Rückschluss auf per se optimal gestaltete Verträge zulassen, sind die Vergabe von Sondertantiemen sowie das Einräumen von Ermessen und

das Bewerten der individuellen Leistungen der Vorstände tendenziell kritisch zu sehen und als Zeichen von Managermacht zu deuten. Sie implizieren eine **ex post**-Anpassung der Vergütung ohne relevante *ex ante* festgelegte Bewertungsparameter bzw. -kriterien; die vereinbarten quantitativen Bemessungsgrundlagen verlieren somit – zumindest zum Teil – ihre Anreizwirkung. Indirekt erfolgt durch die Ausübung von Ermessen, die Vergabe von Sondertantiemen oder die nachgelagerte Bewertung der individuellen Leistung von Vorständen eine nachträgliche Anpassung der Erfolgsziele und somit eine Nichtbeachtung der entsprechenden Empfehlung des Deutschen Corporate Governance Kodex (DCGK).<sup>568</sup>

Die Vereinbarung individueller Ziele hingegen impliziert – unabhängig vom allgemeinen Informationsstand des Aufsichtsrats – die Verfügbarkeit beobachtbarer Sachverhalte, die den Zielerreichungsgrad widerspiegeln. Eine etwaige objektive Überprüfung der Vergütungsgrundlagen durch Aktionäre oder Außenstehende ist daher grundsätzlich deutlich einfacher, da relevante Kriterien **ex ante** festgelegt und *ex post* überprüft werden. Die Einbeziehung individueller Ziele zur Bemessung der (kurzfristigen) Vorstandsvergütung ist somit generell unter Anreizgesichtspunkten zu begrüßen, um unternehmens- und personenindividuelle Sachverhalte adäquat bei der Vergütungsstruktur berücksichtigen zu können. Die Anzahl der Unternehmen, die in den Jahren 2004 bis 2010 individuelle Ziele bei der Vorstandsvergütung berücksichtigten, ist ebenfalls in Abb. 14 dargestellt. Während von 2004 bis 2008 ein positiver Trend zu erkennen ist (2004: vier Unternehmen, 2008: zehn Unternehmen), betrug die Zahl der Unternehmen, die individuelle Ziele in die Vorstandsvergütung einbezogen, ebenso wie im Jahr 2008 auch im Jahr 2010 zehn Unternehmen. Es ist zu vermuten, dass ein Teil des positiven Trends bis 2008 jedoch nur aus der detaillierteren Berichterstattung resultiert und somit keine inhaltlichen Änderungen widerspiegelt, sodass über den Untersuchungszeitraum von einer relativ konstanten Anzahl von Unternehmen auszugehen ist.

Analog zum vorhergehenden Abschnitt wird auch im Folgenden analysiert, ob zwischen der Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessen sowie der Einbeziehung individueller Ziele als Indikatoren suboptimaler (bzw. bei den

---

<sup>568</sup> Ziffer 4.2.3 Abs. 2 Satz 7 DCGK: „Eine nachträgliche Änderung der Erfolgsziele oder der Vergleichsparameter soll ausgeschlossen sein.“ Dennoch sei darauf hingewiesen, dass selbst im Rahmen der Empfehlungen des DCGK bezüglich der Kriterien zur Angemessenheit der Vorstandsvergütung unter anderem die persönliche Leistung des Vorstands angeführt wird (Ziffer 4.2.2 Abs. 2 Satz 2 DCGK). Beide Verweise beziehen sich auf den DCGK in der Fassung vom 13. Mai 2013 (vgl. Regierungskommission Deutscher Corporate Governance Kodex (2013)).

individuellen Zielen zu begrüßender) Vertragsstrukturen Korrelationen mit den anderen identifizierten Indikatoren suboptimaler Vertragsstrukturen bestehen. Dafür werden jeweils die Korrelationen mit der Verwendung suboptimaler Bemessungsgrundlagen (den Unternehmen, die nur Rentabilitätskennzahlen oder absolute Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung verwendeten) sowie der Änderung von Bemessungsgrundlagen untersucht. Dabei geben signifikant positive Korrelationen zwischen als suboptimal identifizierten Vertragsgestaltungen Hinweise darauf, dass bestimmte negative Ausgestaltungen der Verträge häufiger zusammen auftraten. Dies spricht wiederum dafür, dass in diesen Unternehmen ein (noch weiter) zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis bestand. Gleiches gilt für signifikant negative Korrelationen der Indikatoren suboptimaler Vertragsgestaltungen mit der zu begrüßenden Vereinbarung individueller Ziele, da dies wiederum für eine seltenere Implementierung individueller Ziele in Unternehmen spricht, die auch in Hinblick auf andere Merkmale der Vertragsgestaltung suboptimale Ausprägungen aufwiesen. Die Ergebnisse sind in Tab. 38 dargestellt.

	Verwendung von nur absoluten Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen	Änderungen der Vergütung
Korrelation mit Sondertantiemen	0,1950***	0,0354
Beobachtungen	210	159
Korrelation mit Ermessen	-0,0825	0,1641**
Beobachtungen	210	159
Korrelation mit individuellen Zielen	-0,2371***	-0,0047
Beobachtungen	210	159
Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$		

**Tab. 38: Korrelationen der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, des dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessens sowie der Vereinbarung individueller Ziele mit der alleinigen Verwendung von Rentabilitätskennzahlen oder absoluten größenabhängigen Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) sowie der Änderung von Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung**

Es ist ersichtlich, dass die alleinige Verwendung von entweder nur größenabhängigen Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung höchst signifikant positiv mit der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen sowie negativ mit der Vereinbarung individueller Ziele korreliert. Die Korrelation mit einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen ist nicht signifikant. Während die positive Korrelation mit der Vergabe von Sondertantiemen und die negative Korrelation mit der Einbeziehung individueller Ziele in die

Vergütungsbemessung unter Vorliegen von Managermacht zu erwarten waren und die vorhergehende insgesamt tendenziell negative Interpretation der Ergebnisse stützen, werden diese Resultate durch die fehlende Korrelation mit dem Vorliegen von Ermessen des Aufsichtsrats zumindest leicht abgeschwächt. Dennoch geben die Ergebnisse zusätzliche deutliche Hinweise darauf, dass bei Vorliegen suboptimaler Bemessungsgrundlagen ein zugunsten der Manager verschobenes Machtverhältnis bestand, sodass in diesen Unternehmen signifikant häufiger die (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen erfolgte/(bestand) und signifikant seltener individuelle Ziele für die Vergütungsbemessung vereinbart wurden. Ebenso ist negativ zu werten, dass die Änderung von Bemessungsgrundlagen signifikant positiv mit einem dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessen korreliert. Dass die unter Anreizgesichtspunkten nur schwierig erklärbare Änderung von Bemessungsgrundlagen im Zeitverlauf, die für vorliegende Managermacht spricht, positiv mit dem Ermessen korreliert, legt den Schluss nahe, dass das Ermessen vorwiegend zugunsten der Vorstände auf Kosten der Aktionäre eingesetzt wurde.

Insgesamt zeichnen auch die „weichen“ Faktoren bei der Bemessung der Vorstandsvergütung ein eher negatives Bild hinsichtlich der Anreizkompatibilität der Vergütungsverträge und somit des Machtverhältnisses zwischen Vorstand und Aufsichtsrat: Immer mehr Unternehmen billigten dem Aufsichtsrat Ermessen, die Möglichkeit der Vergabe von Sondertantiemen oder die Bewertung der persönlichen Leistungen der Vorstände zu, die unter Berücksichtigung der anderen Beobachtungen (vgl. Abschnitt 6.2.1 bis 6.2.3 sowie Tab. 38) als kritisch zu bewerten sind, auch wenn auf Basis einer rein deskriptiven Analyse der Zunahme der Häufigkeit des dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessens in den Jahren 2008 bis 2010 keine einseitige Bevorzugung der Vorstände zu Zeiten wirtschaftlicher Abschwünge zu identifizieren war. Die generell positiv zu wertende Einbeziehung persönlicher Ziele in die Vorstandsvergütung stagnierte hingegen weitgehend. Darüber hinaus bestehen auf Basis der untersuchten Korrelationen eindeutige Hinweise auf die systematische Häufung suboptimaler Vertragsstrukturen.

### **6.2.5 Systematische Filterung von Sondereinflüssen**

Neben der Möglichkeit der (unsystematischen) Filterung von Sondereinflüssen im Rahmen des dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessens wurde bei den zur Bemessung

der Vorstandsvergütung verwendeten finanziellen Kennzahlen häufig eine systematische Bereinigung um bestimmte Einflussfaktoren vorgenommen.<sup>569</sup>

Um eine Übersicht der durchgeführten Bereinigungen darstellen zu können, werden die verwendeten Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung ausgehend vom Residualgewinn hinsichtlich der erfolgten Filterungen analysiert. Dabei werden absolute Erfolgskennzahlen sowie die jeweiligen Zähler von Rentabilitätskennzahlen untersucht.<sup>570</sup> Auf Basis häufiger Filterungen gemäß der Angaben in den Geschäftsberichten der untersuchten DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010 werden zusammenfassend folgende Kategorien von Filterungen gebildet: Eigenkapitalkosten, Fremdkapitalkosten, Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten, außerplanmäßige Abschreibungen und Abwertungen (einschließlich Zuschreibungen), Abschreibungen insgesamt, das Ergebnis aus nicht fortgeführten Aktivitäten, Effekte aus Kaufpreisallokationen, Erträge und/oder Aufwendungen aus oder im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen, Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen, nicht definierte (weitere) Sondereinflüsse sowie die Sammelkategorie Sonstiges.<sup>571</sup>

Auch die Filterung von Sondereinflüssen kann bei Zustandekommen optimaler Verträge sinnvoll und nötig sein, um nicht vom Manager zu verantwortende Einflüsse auf die Bemessungsgrundlagen bei der Festsetzung der Tantieme herauszurechnen (vgl. auch Abschnitt 6.2.4). Problematisch allerdings ist die resultierende fehlende

---

<sup>569</sup> Auch hier ist die trennscharfe Abgrenzung vom Ermessen des Aufsichtsrats aufgrund der vielfältigen Formulierungen und Beschreibungen in den Geschäftsberichten schwierig. Bei einem reinen Hinweis, dass außerordentliche Einflüsse gefiltert wurden oder gefiltert werden konnten, wird dies als Ermessen gewertet. Erfolgte eine Definition der Filterungen oder legt die Berichterstattung nahe, dass trotz fehlender Definition der Filterungen eine wiederkehrende systematische Filterung stattfand, wird dies nicht als Ermessen gewertet. Nichtsdestoweniger können Ermessen und die systematische Filterung von Sondereinflüssen parallel in einem Geschäftsjahr bei einem Unternehmen auftreten. Die Abgrenzung erfolgt durch den Autor. Ferner werden etwaige Änderungen bei der Filterung von Sondereffekten nicht als Änderung der Vergütung im jeweiligen Jahr gewertet (vgl. Abschnitt 6.2.3).

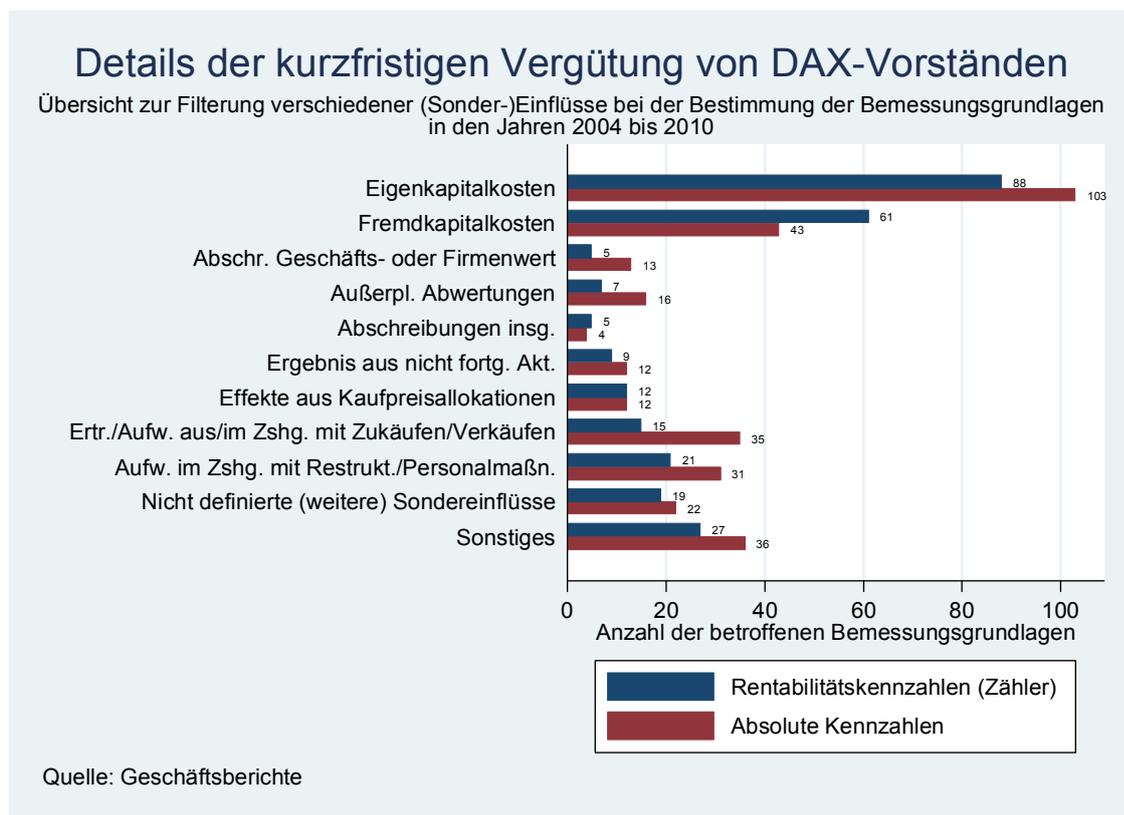
<sup>570</sup> Cashflow- oder umsatzbasierte Kennzahlen, die im Rahmen von Abschnitt 6.2.1 erfasst wurden, werden nicht mit in die Analyse einbezogen. Ebenso wird die Dividende als Bemessungsgrundlage analog zu Abschnitt 6.2.1 nicht untersucht; eine Berücksichtigung von Steuern findet ebenfalls nicht statt. Abweichend zu vorgenanntem Abschnitt werden aufgrund der unterschiedlichen Schwerpunkte der Untersuchung das Ergebnis pro Aktie und absolute Wertbeitragskennzahlen in diesem Abschnitt hingegen mit in die Analyse einbezogen.

<sup>571</sup> Es ist zu beachten, dass sich die in einem Unternehmen durchgeführte und im Rahmen dieses Abschnitts einer der genannten Filterungskategorien zugeordnete Filterung von Sondereinflüssen aufgrund der notwendigen Aggregation nicht zwangsläufig auf den gesamten Umfang der Erträge und/oder Aufwendungen der jeweiligen Kategorie beziehen muss, sondern auch nur Teile davon umfassen kann. Soweit möglich, ist dieser Umstand bereits in der Bezeichnung der Kategorien berücksichtigt worden.

Anreizkompatibilität der Bemessungsgrundlage(n) (vgl. auch die vorhergehenden Abschnitte). So führt (bei absoluten Erfolgskennzahlen) die fehlende Einbeziehung von Eigenkapitalkosten zum Anreiz, Fremdkapital durch Eigenkapital zu substituieren und Gewinne zu thesaurieren, und tendenziell führt sowohl die fehlende Berücksichtigung von Eigen- als auch von Fremdkapitalkosten zu einem Überinvestitionsanreiz (vgl. Abschnitt 6.2.1). Da Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage tendenziell zu einem Unterinvestitionsanreiz führen, gehen von der Filterung von Eigen- und oder Fremdkapitalkosten diesbezüglich zumindest keine negativen Anreizwirkungen aus. Bei Betrachtung der oben definierten gebildeten Kategorien fällt allerdings auf, dass neben Eigen- und Fremdkapitalkosten alle Kategorien bis auf Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen, nicht definierte (weitere) Sondereinflüsse sowie die Sammelkategorie Sonstiges in direktem Zusammenhang mit (Des-)Investitionen stehen. All jene Filterungen verringern somit für den Vorstand das Risiko (seines Zuflusses aus) einer Investition, weil maßgebliche unsichere künftige Aufwendungen keine Auswirkungen auf seinen Prämienstrom ausüben. Wesentliche sichere Aufwendungen wie Abschreibungen üben ferner keinen negativen Einfluss auf die Prämienhöhe mehr aus, während sie das Unternehmensergebnis belasten. Somit weicht mit zunehmender Filterung (erwarteter) zukünftiger Aufwendungen im Zusammenhang mit einem Projekt das Optimierungskalkül des Managers immer stärker von dem der Aktionäre ab. Insbesondere steigt auch die Tendenz, besonders risikobehaftete Investitionen durchzuführen, wenn der Manager beispielsweise nicht an zukünftigen außerplanmäßigen Abschreibungen partizipiert. Die Bedingung der Anreizkompatibilität, die besagt, dass sich die Bemessungsgrundlage dann und nur dann erhöhen soll, wenn auch der Unternehmenswert steigt, wird daher mit zunehmenden Filterungen immer stärker aufgeweicht (vgl. Abschnitt 6.1). Insgesamt führt die Filterung vorgenannter Kategorien daher tendenziell sowohl bei Verwendung von Rentabilitätskennzahlen als auch absoluten Erfolgskennzahlen zu (mehr) aus Sicht der Aktionäre falschen Entscheidungen. Insbesondere bei den größenabhängigen Bemessungsgrundlagen verstärkt die Filterung darüber hinaus den ohnehin schon bestehenden Überinvestitionsanreiz.

Auch die Filterung von Aufwendungen für Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen senkt die Anreizkompatibilität einer Bemessungsgrundlage, wenn der Manager an den Aufwendungen für derartige Maßnahmen zwar nicht beteiligt wird, in Folgeperioden allerdings am gesteigerten Ergebnis uneingeschränkt partizipiert.

Auf Basis der identifizierten Kategorien wird daher im Rahmen dieses Abschnitts davon ausgegangen, dass die jeweilige Filterung keine Bereinigung nicht durch den Vorstand beeinflussbarer Sachverhalte darstellt, sondern maßgeblich zu den oben erläuterten Abweichungen von anreizkompatiblen Bemessungsgrundlagen führt, die tendenziell Bereicherungsmöglichkeiten für Vorstände eröffnen können. Lediglich die Sammelkategorie Sonstiges wird keiner inhaltlichen Interpretation unterzogen.

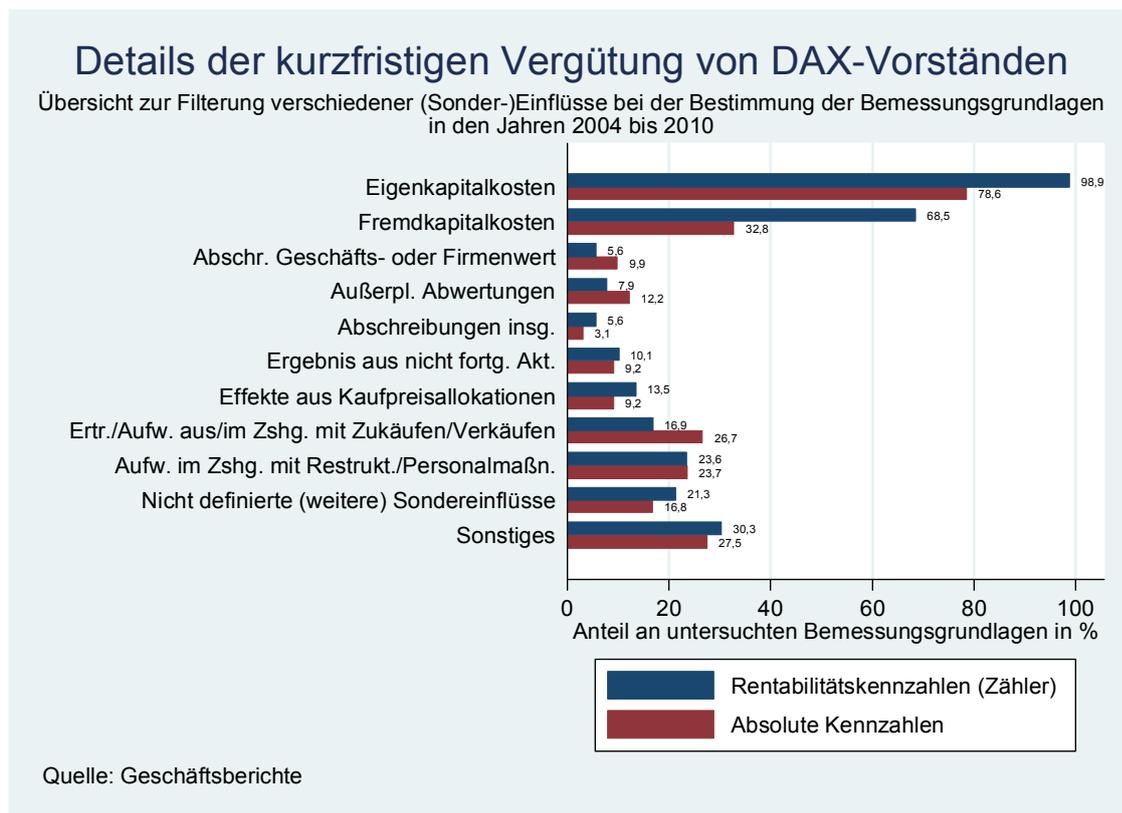


**Abb. 15: Häufigkeit der Filterung verschiedener Sondereinflüsse im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 getrennt nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen**

In Abb. 15 ist die Häufigkeit der Filterung der beschriebenen Einflüsse für den untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 getrennt nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen dargestellt.<sup>572</sup> Es ist ersichtlich, dass im Hinblick auf alle Filterungskategorien bis auf Fremdkapitalkosten, Abschreibungen insgesamt sowie Effekte aus Kaufpreisallokationen mehr absolute Erfolgskennzahlen als Rentabilitätskennzahlen bereinigt wurden. Dies ist jedoch zum Teil der geringeren Anzahl von Rentabilitätskennzahlen geschuldet. In Abb. 16 ist daher ergänzend die Häufigkeit der Filterung als Anteil in Prozent an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen (jeweils Rentabilitätskennzahlen bzw. absolute Erfolgskennzahlen) dargestellt.<sup>573</sup>

<sup>572</sup> Vgl. für die Darstellung der Häufigkeiten für jedes einzelne Jahr Anhang PP.

<sup>573</sup> Vgl. für die Darstellung der Anteile für jedes einzelne Jahr Anhang QQ.



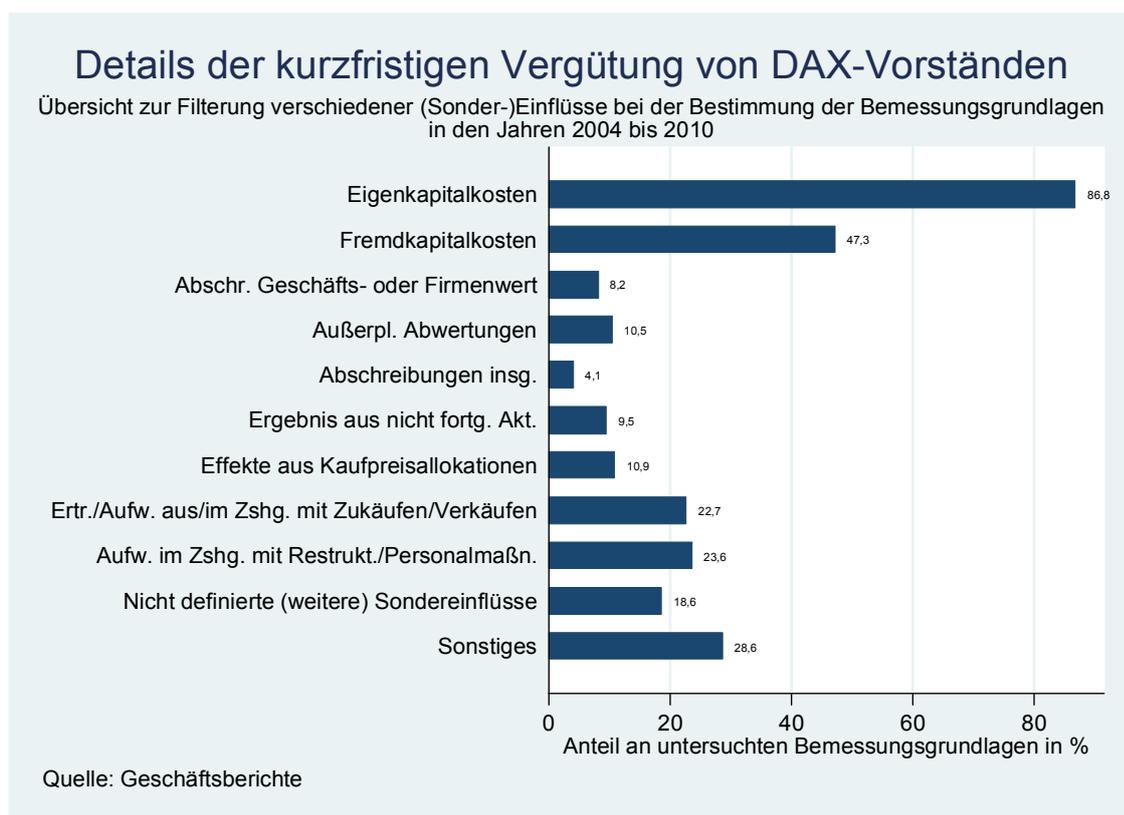
**Abb. 16: Häufigkeit der Filterung verschiedener Sondereinflüsse im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 getrennt nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen als Anteil in Prozent an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen**

Es zeigt sich, dass bis auf die Filterung der Eigen- und Fremdkapitalkosten keine wesentlichen Differenzen zwischen absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen bestehen. Die häufigere Filterung der Eigenkapitalkosten bei den Rentabilitätskennzahlen resultiert daraus, dass bei Verwendung absoluter Erfolgskennzahlen zumindest einige Unternehmen Wertbeitragskennzahlen berechneten, bei denen die vollständigen Kapitalkosten in Abzug gebracht wurden, wohingegen nur ein Unternehmen unter Einsatz einer Rentabilitätskennzahl explizit die vollständigen Kapitalkosten davon abzog (vgl. auch Abschnitt 6.2.2). Der größere Anteil der Filterung der Fremdkapitalkosten bei den Rentabilitätskennzahlen ist vornehmlich bedingt durch die recht häufige Verwendung des Konzernüberschusses als absolute Erfolgskennzahl (vgl. auch Abschnitt 6.2.1 sowie Abb. 9). Eine zusammenfassende Übersicht der Filterungen ohne Trennung nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen ist in Abb. 17 dargestellt.<sup>574</sup>

Während alle Abschreibungskategorien, das Ergebnis aus nicht fortgeführten Aktivitäten sowie die Effekte aus Kaufpreisallokationen vergleichsweise selten gefiltert wurden

<sup>574</sup> Vgl. für die Darstellung der Anteile für jedes einzelne Jahr Anhang RR.

(jeweils bei weniger als 11 % der Bemessungsgrundlagen), wurden Erträge und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen sowie Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen bei 22,7 % bzw. 23,6 % der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung herausgerechnet. Wie oben beschrieben, ist unter Anreizgesichtspunkten kaum erklärbar, dass bei knapp einem Viertel der bei DAX-Unternehmen von 2004 bis 2010 untersuchten Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung im ersten Fall insbesondere die Folgen von Desinvestitionen und somit die Auswirkungen möglicherweise nachteiliger Projekte oder Akquisitionen sowie die Aufwendungen im Zusammenhang mit Investitionen und im zweiten Fall die Aufwendungen für zukünftige Kosteneinsparungen, die wiederum die Vergütung der Vorstände in Folgeperioden positiv beeinflussen (können), keine Auswirkungen auf die Prämien der Manager ausübten.



**Abb. 17: Häufigkeit der Filterung verschiedener Sondereinflüsse im untersuchten Zeitraum von 2004 bis 2010 als Anteil in Prozent an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen**

Auffällig ist weiterhin, dass die Berichterstattung unabhängig von der Anreizkompatibilität verbesserungswürdig bleibt, da bei knapp 19 % der untersuchten

Bemessungsgrundlagen Filterungen vorgenommen wurden, die in den Geschäftsberichten nicht weiter spezifiziert wurden; im Jahr 2010 waren es sogar 21,1 %.<sup>575</sup>

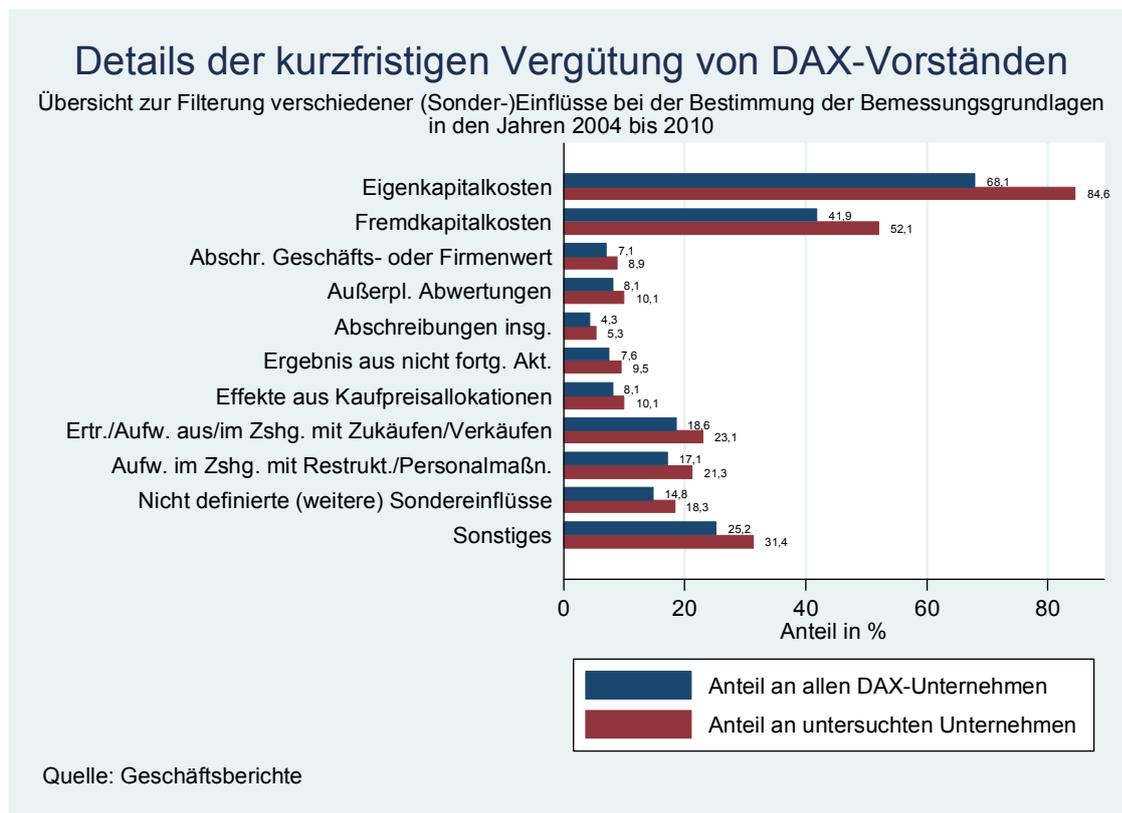
Während die obigen Abbildungen jeweils sowohl im Zähler als auch im Nenner eine Betrachtung auf Ebene der Bemessungsgrundlagen darstellen, sind die Filterungen in Abb. 18 noch einmal ergänzend auf Unternehmensebene illustriert.<sup>576</sup> Der Anteil der Unternehmen, bei denen mindestens eine der untersuchten Bemessungsgrundlagen (im jeweiligen Jahr) von der jeweiligen Filterung betroffen war, an der Gesamtheit der DAX-Unternehmen ist in blau dargestellt; in rot ist der Anteil an den untersuchten Unternehmen ersichtlich.

Im Vergleich zu den in Abb. 17 dargestellten Anteilen ist in allen Filterungskategorien außer den Abschreibungen insgesamt der Anteil der von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen an allen DAX-Unternehmen geringer. Dies resultiert daraus, dass von den insgesamt über den betrachteten Zeitraum zur Verfügung stehenden 210 Beobachtungen, die beim Anteil an allen DAX-Unternehmen als Bezugsgröße im Nenner dienen, im Rahmen dieses Abschnitts nur Bemessungsgrundlagen von 169 Beobachtungen analysiert wurden (vgl. auch Fußnote 577). Setzt man die von der Filterung betroffenen Unternehmen ins Verhältnis zu den 169 untersuchten Unternehmen (rot dargestellt in Abb. 18), so ergeben sich keine wesentlichen Änderungen gegenüber der Betrachtung auf Ebene der Bemessungsgrundlagen in Abb. 17. Dennoch bleiben selbst bei der Darstellung als Anteil an allen DAX-Unternehmen die oben diskutierten Werte der Filterung von Erträgen und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen mit 18,6 % sowie der Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen mit 17,1 % erstaunlich hoch, sodass sich auch im Rahmen dieser Darstellung keine Veränderungen hinsichtlich der Interpretation der Ergebnisse ergeben.

---

<sup>575</sup> Vermutlich ist allerdings der für 2010 berechnete Anteil tatsächlich niedriger als im Mittel über die untersuchten Jahre, da unter Berücksichtigung des Gesamtumfangs der Berichterstattung im Zeitverlauf davon auszugehen ist, dass (insbesondere) in früheren Perioden zwar Filterungen vorgenommen wurden, diese aber im Geschäftsbericht nicht nur nicht ausreichend spezifiziert, sondern gar nicht erst erwähnt wurden, sodass in solchen Fällen überhaupt keine Erfassung in den Daten möglich war, da keine Kenntnis über etwaige Filterungen bestand. Daraus resultiert tendenziell eine Verzerrung der dargestellten Daten (insbesondere) früherer Jahre sowie aller Jahre insgesamt nach unten. Dies gilt analog auch für die anderen Filterungskategorien (siehe auch die Erläuterungen zu Tab. 39).

<sup>576</sup> Vgl. für die Darstellung der Anteile für jedes einzelne Jahr Anhang SS. Aufgrund der stetig verbesserten Berichterstattung sowie des Trends zur Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen (vgl. dazu auch Abschnitt 6.2.1 sowie 6.2.2) haben sich die jeweiligen Anteile an allen DAX-Unternehmen sowie an den untersuchten Unternehmen im Zeitverlauf immer stärker angeglichen.



**Abb. 18:** Anteil der von der jeweiligen Filterung betroffenen DAX-Unternehmen an allen DAX-Unternehmen sowie an den untersuchten Unternehmen insgesamt<sup>577</sup>

Unter Berücksichtigung der Ergebnisse aus den vorhergehenden Abschnitten soll untersucht werden, ob die erläuterten Filterungen signifikant im Zeitverlauf zugenommen haben. Selbst ohne eine entsprechende tatsächliche Zunahme der Filterungen im Zeitverlauf ist auf Basis der kontinuierlich verbesserten Berichterstattung der Unternehmen (vgl. dazu auch die vorherigen Abschnitte) von einer positiven Korrelation der jeweiligen Filterung mit den untersuchten Jahren auszugehen. Die Ergebnisse sind in Tab. 39 dargestellt.

Erstaunlicherweise offenbaren die Ergebnisse diesen Trend jedoch nicht. Keine der untersuchten Korrelationen ist statistisch signifikant. So ist unter Berücksichtigung der transparenteren Berichterstattung und der Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen von keiner Zunahme der Filterungen im Zeitverlauf und unter Umständen sogar von

<sup>577</sup> Ein Unternehmen wurde im Zähler erfasst, sofern mindestens eine der untersuchten Bemessungsgrundlagen des Unternehmens (im jeweiligen Jahr) von der jeweiligen Filterung betroffen war. Die Gesamtheit der untersuchten Unternehmen im Nenner (rot) bilden diejenigen Unternehmen, von denen mindestens eine Bemessungsgrundlage (im jeweiligen Jahr) im Rahmen der diesem Abschnitt zugrunde liegenden Untersuchung zur systematischen Filterung der Sondereinflüsse erfasst wurde. Unternehmen, die keine Angaben zu den verwendeten Bemessungsgrundlagen machten oder alternative Bemessungsgrundlagen verwendeten, die im Rahmen dieses Abschnitts weder bei den absoluten Erfolgskennzahlen noch bei den Rentabilitätskennzahlen untersucht wurden, sind hier somit nicht in der Bezugsgröße enthalten. Über den untersuchten Zeitraum ergeben sich 169 Unternehmen gegenüber 210 Unternehmen insgesamt (blau).

einem leicht rückläufigen Trend auszugehen. Allerdings bleibt zu berücksichtigen, dass die Analyse auf Unternehmensebene erfolgte und die Aussagekraft der Ergebnisse entsprechend diesbezüglich beschränkt ist. Die fehlenden Korrelationen verdeutlichen somit, dass die untersuchten Unternehmen im Zeitverlauf nicht häufiger mindestens eine der verwendeten Bemessungsgrundlagen um den entsprechenden (Sonder-)Einfluss bereinigt haben. Ob allerdings innerhalb eines Unternehmens die Anzahl der gefilterten Bemessungsgrundlagen möglicherweise im Zeitverlauf zu- oder abgenommen hat, ist daraus nicht ersichtlich.

Filterung	Korrelation mit den untersuchten Jahren
Eigenkapitalkosten	0,1182
Fremdkapitalkosten	0,1076
Abschr. Geschäfts- oder Firmenwert	0,0809
Außerpl. Abwertungen	-0,0013
Abschreibungen insg.	0,1136
Ergebnis aus nicht fortg. Akt.	0,0228
Effekte aus Kaufpreisallokationen	0,0806
Ertr./Aufw. aus/im Zshg. mit Zukäufen/Verkäufen	-0,1007
Aufw. im Zshg. mit Restrukt./Personalmaßn.	0,0687
Nicht definierte (weitere) Sondereinflüsse	-0,1143
Sonstiges	0,0000
Beobachtungen: 169	
Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1	

**Tab. 39: Korrelationen der Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse mit den untersuchten Jahren (2004 bis 2010)**

(Anmerkung: Es ist zu berücksichtigen, dass die Berechnung der Korrelationen auf Unternehmensebene erfolgt. Dies hat zur Folge, dass keine Differenzierung zwischen der Filterung eines Sondereinflusses bei nur einer oder bei mehreren Bemessungsgrundlagen eines Unternehmens im selben Jahr stattfindet.<sup>578</sup> Die Anzahl der Beobachtungen entspricht allen Unternehmen, bei denen mindestens eine der Bemessungsgrundlagen im jeweiligen Jahr im Rahmen dieses Abschnitts untersucht wurde.<sup>579</sup>)

Zwar deuten die fehlenden Korrelationen der Filterung der verschiedenen Kategorien mit der Zeit darauf hin, dass kein Trend zur vermehrten Filterung von Sondereinflüssen besteht, allerdings variiert die Häufigkeit der Filterungen im Zeitverlauf mitunter relativ stark.<sup>580</sup> Ob dies auf Managermacht hindeutet, bleibt jedoch unklar. So erscheint mög-

<sup>578</sup> Technisch wird für die jeweilige Filterung eine Binärvariable erstellt, die 1 ist, sofern im jeweiligen Jahr bei mindestens einer Bemessungsgrundlage der kurzfristigen Vorstandsvergütung im betroffenen Unternehmen die betrachtete Filterung erfolgte, und 0, sofern die Filterung bei keiner der verwendeten Bemessungsgrundlagen im jeweiligen Jahr durchgeführt wurde.

<sup>579</sup> Vgl. zur Anzahl der Beobachtungen auch Fußnote 577.

<sup>580</sup> Vgl. dazu die Einzelaufstellungen nach Jahren getrennt nach Rentabilitätskennzahlen und absoluten Kennzahlen aus Abb. 15 und Abb. 16 in Anhang PP und Anhang QQ sowie die aggregierten Einzelaufstellungen nach Jahren auf Ebene der Bemessungsgrundlagen in Anhang RR sowie auf Unternehmensebene in Anhang SS.

lich, dass immer dann Filterungen vorgenommen wurden, wenn ein Ausbleiben zu einer geringeren Entlohnung der Manager geführt hätte.<sup>581</sup> Ebenso kann die Variation aber beispielsweise auch daraus resultieren, dass zwar grundsätzlich die Filterung bestimmter Einflüsse durchgeführt wurde, in einzelnen Jahren aber aufgrund des Fehlens solcher Einflüsse keine Bereinigung (und somit keine diesbezügliche Berichterstattung) stattfand. Da die Daten im vorliegenden Abschnitt aufgrund der informationellen Restriktionen auf der jeweiligen tatsächlichen Filterung von Einflüssen basieren, wird die Anzahl der Filterungen, die Unternehmen regelmäßig an den untersuchten Bemessungsgrundlagen durchzuführen planten bzw. durchgeführt hätten, sofern ein entsprechender Einfluss im jeweiligen Jahr vorgelegen hätte, systematisch unterschätzt.

#### *Zusammenhänge mit anderen Indikatoren suboptimaler Vergütungsverträge*

Im Folgenden wird analog zu den vorhergehenden Abschnitten untersucht, ob bestimmte Filterungen überdurchschnittlich häufig in Unternehmen vorgenommen wurden, die auch bezüglich anderer Ausprägungen der kurzfristigen Vergütung suboptimale Vertragsstrukturen aufwiesen. Wie oben erläutert, spräche dies für ausgeweitete Bereicherungsmöglichkeiten der Vorstände auf Kosten der Aktionäre in den betroffenen Unternehmen und somit ein noch weiter zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis.

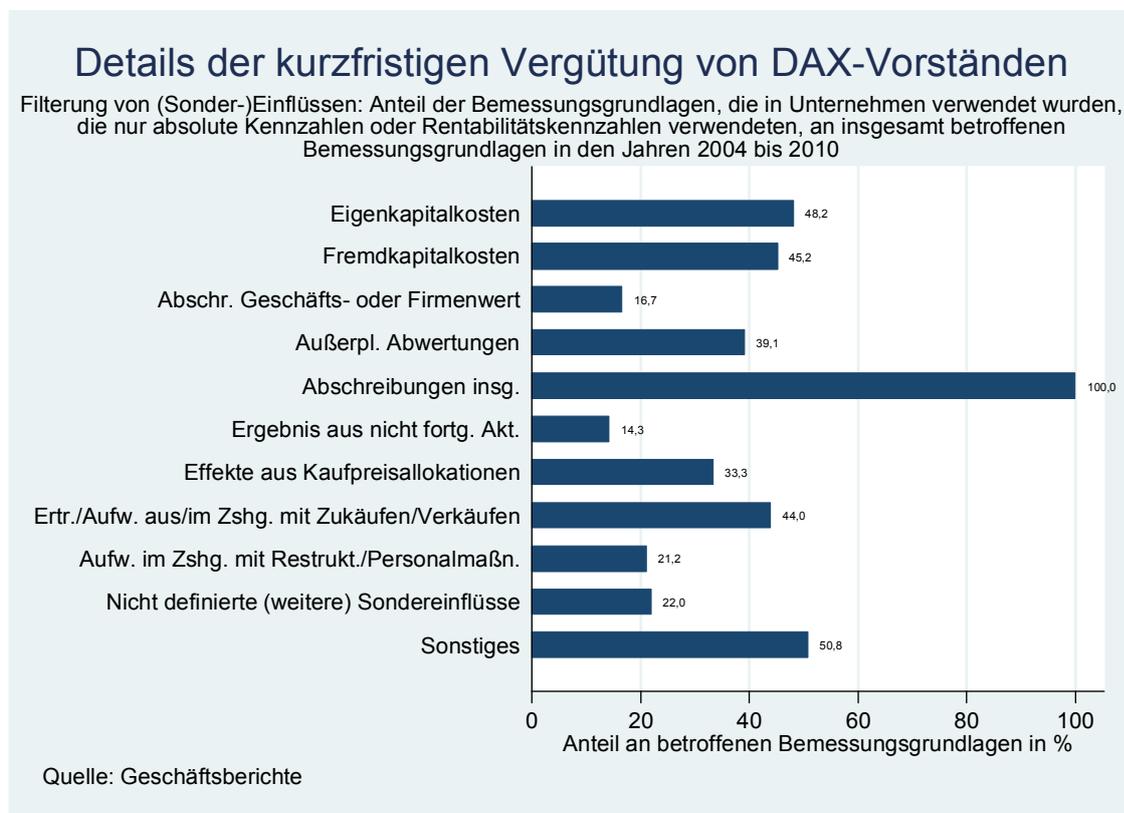
Zunächst erfolgt sowohl graphisch als auch auf Basis der Untersuchung bestehender Korrelationen die Analyse der Unternehmen, die entweder nur Rentabilitätskennzahlen oder absolute Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten. Im Anschluss werden die Korrelationen der definierten Filterungskategorien mit der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen, der Einbeziehung individueller Ziele sowie Änderungen der Bemessungsgrundlagen untersucht.

In Abb. 19 ist der Anteil der Filterungen an den insgesamt von der Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen dargestellt, der jeweils auf Kennzahlen entfällt, die in Unternehmen verwendet wurden, die entweder nur Rentabilitätskennzahlen oder nur absolute Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen

---

<sup>581</sup> Vgl. dazu auch die eng damit verbundenen Beobachtungen bezüglich des Ermessens des Aufsichtsrats in Abschnitt 6.2.4.

Vorstandsvergütung heranzogen.<sup>582, 583</sup> Es ist ersichtlich, dass der Anteil zwar stark variiert, beim Großteil der Filterungen allerdings bei mindestens einem Drittel liegt.



**Abb. 19: Abbildung des prozentualen Anteils der von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung, die in Unternehmen verwendet wurden, die entweder ausschließlich auf absolute Kennzahlen oder nur auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen**

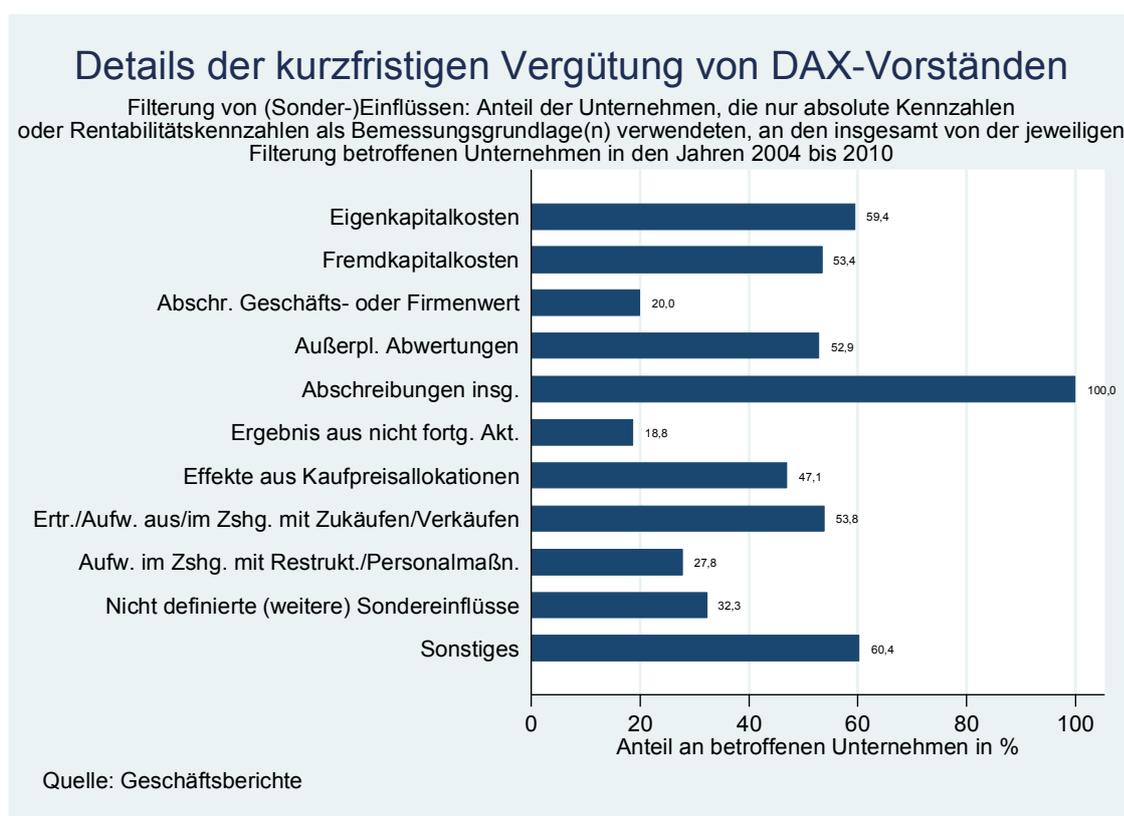
Analog zu den vorherigen Ausführungen erfolgt auch hier ergänzend die Betrachtung auf Unternehmensebene. Dazu ist in Abb. 20 der Anteil der Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen (also entweder nur absolute Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen dargestellt.<sup>584</sup> Es ist ersichtlich, dass alle dargestellten Anteile

<sup>582</sup> Vgl. für die Darstellung der Anteile für jedes einzelne Jahr Anhang TT sowie für die ergänzende Darstellung getrennt nach absoluten Erfolgskennzahlen und Rentabilitätskennzahlen Anhang UU.

<sup>583</sup> Es ist zu beachten, dass die Zuordnung der Unternehmen zur (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von absoluten (größenabhängigen) Erfolgskennzahlen“ als Teil jener Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendeten (neben den Unternehmen der (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von Rentabilitätskennzahlen“), in diesem Kapitel gemäß der Definition in Abschnitt 6.2.1 erfolgt. Gemäß dieser Definition sind demnach keine Unternehmen in der Kategorie enthalten, die (neben anderen absoluten Erfolgskennzahlen) absolute Wertbeitragskennzahlen verwendeten, bei denen **keine** Filterung der Eigenkapitalkosten stattfand.

<sup>584</sup> Sowohl für die Unternehmen, die nur absolute Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, als auch für die insgesamt betroffenen Unternehmen erfolgte die Zählung dann, wenn mindestens eine der verwendeten Bemessungsgrundlagen (im jeweiligen Jahr) von der jeweiligen Filterung betroffen war.

im Vergleich zur Betrachtung auf Ebene der Bemessungsgrundlagen noch einmal gestiegen sind.<sup>585</sup> Allerdings kann daraus nicht geschlossen werden, ob bestimmte Filterungen häufiger zusammen mit ohnehin schon suboptimalen Vertragsausgestaltungen in Form der alleinigen Verwendung fehlanreizinduzierender Bemessungsgrundlagen auftraten oder nicht, da kein Bezug zum Anteil der Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen an den insgesamt untersuchten Unternehmen gegeben ist (und nicht sinnvoll abgebildet werden kann). Daher dient die dargestellte Abbildung insbesondere zum Überblick.



**Abb. 20: Abbildung des prozentualen Anteils der Unternehmen, die entweder ausschließlich auf absolute Kennzahlen oder nur auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen**

Um statistisch signifikante Häufungen von Filterungen in Unternehmen zu identifizieren, die nur Rentabilitätskennzahlen oder absolute Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten, wird im Folgenden untersucht, inwieweit Korrelationen zwischen den verschiedenen Filterungskategorien und der Verwendung suboptimaler Bemessungsgrundlagen bestehen. Die Ergebnisse sind in Tab. 40 dargestellt.

<sup>585</sup> Vgl. für die Darstellung der Anteile für jedes einzelne Jahr Anhang VV.

Filterung	Verwendung von nur absoluten Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n)
Eigenkapitalkosten	<sup>586</sup> -
Fremdkapitalkosten	0,0526
Abschr. Geschäfts- oder Firmenwert	-0,1928**
Außerpl. Abwertungen	0,0137
Abschreibungen insg.	0,2330***
Ergebnis aus nicht fortg. Akt.	-0,2079***
Effekte aus Kaufpreisallokationen	-0,0256
Ertr./Aufw. aus/im Zshg. mit Zukäufen/Verkäufen	0,0324
Aufw. im Zshg. mit Restrukt./Personalmaßn.	-0,2405***
Nicht definierte (weitere) Sondereinflüsse	-0,1766**
Sonstiges	0,1283*
Beobachtungen: 169	
Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1	

**Tab. 40: Korrelationen der Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse mit der alleinigen Verwendung von nur Rentabilitätskennzahlen oder nur absoluten Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung**

(Anmerkung: Es ist zu berücksichtigen, dass die Berechnung der Korrelationen auf Unternehmensebene erfolgt. Dies hat zur Folge, dass keine Differenzierung zwischen der Filterung eines Sondereinflusses bei nur einer oder bei mehreren Bemessungsgrundlagen eines Unternehmens im selben Jahr stattfindet. Die Anzahl der Beobachtungen entspricht allen Unternehmen, bei denen mindestens eine der Bemessungsgrundlagen im jeweiligen Jahr im Rahmen dieses Abschnitts untersucht wurde.<sup>587</sup>)

Es fällt auf, dass bis auf die Korrelationen mit den Abschreibungen insgesamt sowie der Sammelkategorie Sonstiges keine statistisch signifikanten positiven Zusammenhänge zwischen der Filterung von (Sonder-)Einflüssen und der Verwendung suboptimaler Bemessungsgrundlagen identifiziert werden konnten. Interessanterweise bestehen jedoch signifikant negative Korrelationen bei den Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten, dem Ergebnis aus nicht fortgeführten Aktivitäten, den Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen sowie nicht definierten weiteren Sondereinflüssen. Somit fand in den Unternehmen, die entweder nur absolute Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der kurzfristigen variablen Vorstandsvergütung verwendeten, signifikant seltener eine systematische Filterung dieser Effekte statt. Auf Basis der vorliegenden Daten muss daher davon ausgegangen werden, dass hinsichtlich der systematischen Filterung von Sondereinflüssen und der alleinigen Verwendung fehlanreizinduzierender Bemessungsgrundlagen nicht generell eine Häufung suboptimal gestalteter Vertragsbestandteile vorhanden war, son-

<sup>586</sup> Diese Korrelation wird nicht berechnet: Da die Zuordnung zur (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung absoluter (größenabhängiger) Kennzahlen“ auf Unternehmensebene gemäß der Definition in Abschnitt 6.2.1 erfolgt (vgl. auch Fußnote 583) und somit nur Unternehmen enthält, die absolute Erfolgskennzahlen ohne Berücksichtigung der Eigenkapitalkosten als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, wäre die berechnete Korrelation positiv verfälscht.

<sup>587</sup> Vgl. zur Anzahl der Beobachtungen auch Fußnote 577.

dern tendenziell zumindest für die als signifikant negativ identifizierten Korrelationen entweder nur suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendet oder nur die entsprechenden Filterungen vorgenommen wurden (eine Häufung war nur für die Abschreibungen insgesamt sowie die Sammelkategorie Sonstiges zu verzeichnen). Diese Ergebnisse sind unter Anreizgesichtspunkten positiv zu werten. Dennoch erscheint als Grund für die häufigen negativen Korrelationen ebenso möglich, dass Unternehmen, die nur absolute Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, eine insgesamt weniger transparente Berichterstattung verfolgten und daher etwaige Filterungen der verwendeten Bemessungsgrundlagen nicht (vollständig) in den Geschäftsberichten offenlegten. Da sich dies auf Basis der verfügbaren Informationen der Überprüfbarkeit entzieht, müssen die Ergebnisse aber insgesamt positiv gewertet werden.

Wie oben erläutert, wird im Folgenden untersucht, inwieweit die Filterung einzelner (Sonder-)Einflüsse mit der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen, der Einbeziehung individueller Ziele sowie mit der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung korreliert.

Die Analyse erfolgt sowohl für alle Unternehmen insgesamt als auch jeweils nur für diejenigen Unternehmen, die entweder nur Rentabilitätskennzahlen oder nur absolute Erfolgskennzahlen zur Bemessung der Vergütung verwendeten, sowie für alle übrigen Unternehmen, die keine suboptimalen Bemessungsgrundlagen verwendeten. Für Sondertantiemen, Ermessen und die Änderung der Vergütung gilt, dass positive Korrelationen mit den Filterungskategorien hinsichtlich etwaiger Anreizkompatibilität negativ zu werten sind, da sie verdeutlichen, dass verschiedene Indikatoren einer suboptimalen Vertragsgestaltung signifikant häufiger zusammen auftraten und somit ein (weiter) zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis bestand. Bei der zu begrüßenden Implementierung individueller Ziele spricht analog eine negative Korrelation mit den verschiedenen Filterungskategorien für Managermacht, da in diesem Fall wiederum die positiv zu wertende Einbeziehung individueller Ziele signifikant seltener auftrat, wenn bestimmte Filterungen als Indikatoren einer suboptimalen Vertragsgestaltung vorlagen (siehe oben; vgl. auch die Abschnitte 6.2.3 und 6.2.4). Die weitergehende Untersuchung nur derjenigen Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendeten, erfolgt zur Analyse, ob in diesen Unternehmen stärkere oben erläuterte Zusammenhänge vorlagen. Dies wiederum spräche dafür, dass die untersuchten, für die Aktionäre ten-

denziell negativen (positiven), vertraglichen Ausgestaltungen (Sondertantiemen, Ermessen, Änderungen der Vergütung/individuelle Ziele) signifikant häufiger (seltener) auftraten, wenn sowohl suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendet wurden als auch bestimmte ebenfalls negativ zu wertende Filterungen vorlagen, und wäre ein deutlicher Hinweis darauf, dass die Verwendung suboptimaler Bemessungsgrundlagen (bei gleichzeitiger Filterung des jeweiligen Sondereinflusses) ein Indikator für vorliegende Managermacht ist. Somit erfolgt im Rahmen der Untersuchung dieser Korrelationen die Analyse des gleichzeitigen Auftretens nicht nur zweier, sondern dreier Indikatoren suboptimaler Vertragsstrukturen. Ergänzend dazu erfolgt die Untersuchung der übrigen Unternehmen, die keine suboptimalen Bemessungsgrundlagen verwendeten, um zu überprüfen, ob in diesen Unternehmen, die somit hinsichtlich der verwendeten Bemessungsgrundlagen keine negativen Vertragsgestaltungen aufwiesen, andere signifikante Zusammenhänge zu beobachten sind. Ist die Implementierung suboptimaler Bemessungsgrundlagen (bei gleichzeitiger Filterung des jeweiligen Sondereinflusses) ein Indikator für Managermacht, so ist davon auszugehen, dass die Unternehmen, die nicht nur absolute Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, schwächere positive/negative Korrelationen der Filterung von Sondereinflüssen mit den anderen Indikatoren suboptimaler/zu begrüßender Vertragsstrukturen (Sondertantiemen, Ermessen, Änderungen der Vergütung/individuelle Ziele) aufweisen als die Unternehmen, die ausschließlich eine der oben genannten Gruppen von Bemessungsgrundlagen verwendeten. Die untersuchten Korrelationen sind in Tab. 41 dargestellt.

#### *Sondertantiemen*

Es ist ersichtlich, dass für alle Unternehmen zwischen der Filterung von Sondereinflüssen und der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen bei den Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten, den Effekten aus Kaufpreisallokationen, den Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen, den nicht definierten (weiteren) Sondereinflüssen und der Sammelkategorie Sonstiges keine signifikanten Korrelationen bestehen. Eine signifikant negative Korrelation besteht nur mit der Filterung des Ergebnisses aus nicht fortgeführten Aktivitäten. Alle anderen Korrelationen sind schwach bis stark signifikant positiv. Dass bei insgesamt fünf Filterungskategorien eine jeweils signifikant positive Korrelation festgestellt werden konnte (gegenüber nur einer positiv zu wertenden negativen Korrelation), ist ein deutliches Indiz für bestehende Managermacht: Wurde die den Vorstand begünstigende Filterung

bestimmter Sondereinflüsse vorgenommen, so wurden signifikant häufiger auch Sondertantiemen ermöglicht oder ausgezahlt.

	Sonder- tantiemen (n=169)	Ermessen/ indiv. Leist. (n=169)	Individuelle Ziele (n=169)	Änd. Vergüt. (n=152) nur abs. Kennz./RK: n=77 alle anderen Untern.: n=75
<b>Eigenkapitalkosten</b>	<b>0,1370*</b>	<b>0,0512</b>	<b>-0,2255***</b>	<b>-0,0041</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	<sub>588</sub>	<sub>588</sub>	<sub>588</sub>	<sub>588</sub>
Alle anderen Untern. (n=83)	0,1017	0,1731	-0,1642	0,0935
<b>Fremdkapitalkosten</b>	<b>0,2273***</b>	<b>0,1355*</b>	<b>-0,0116</b>	<b>0,1048</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,3064***	0,3547***	-0,1050	0,1086
Alle anderen Untern. (n=83)	0,1113	-0,0390	0,0836	0,1086
<b>Abschr. Geschäfts- oder Firmenwert</b>	<b>-0,0568</b>	<b>-0,0836</b>	<b>0,2827***</b>	<b>0,0212</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,1643	0,0395	-0,0766	0,2165*
Alle anderen Untern. (n=83)	-0,1607	-0,2031*	0,3660***	-0,1015
<b>Außerpl. Abwertungen</b>	<b>0,1689**</b>	<b>-0,2323***</b>	<b>0,0656</b>	<b>-0,0934</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,3801***	-0,1943*	-0,1377	0,0240
Alle anderen Untern. (n=83)	-0,1277	-0,2721**	0,2352**	-0,2067*
<b>Abschreibungen insg.</b>	<b>0,2039***</b>	<b>-0,0522</b>	<b>-0,1429*</b>	<b>0,1079</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,2107*	-0,0175	-0,1377	0,1962*
Alle anderen Untern. (n=83)	<sub>589</sub>	<sub>589</sub>	<sub>589</sub>	<sub>589</sub>
<b>Ergebnis aus nicht fortg. Akt.</b>	<b>-0,1653**</b>	<b>0,1636**</b>	<b>0,0795</b>	<b>0,0582</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	-0,1183	0,3345***	-0,0766	-0,0869
Alle anderen Untern. (n=83)	-0,1684	0,0455	0,0563	0,0918
<b>Effekte aus Kaufpreisallokationen</b>	<b>0,1204</b>	<b>-0,1483*</b>	<b>0,0211</b>	<b>0,1421*</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	-0,1100	-0,0888	-0,1290	0,2673**
Alle anderen Untern. (n=83)	0,4351***	-0,2117*	0,1126	0,0324
<b>Ertr./Aufw. aus/im Zshg. mit Zukäufen/Verkäufen</b>	<b>0,2399***</b>	<b>-0,2605***</b>	<b>0,2102***</b>	<b>-0,0262</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,3705***	-0,0711	-0,2289**	0,1499
Alle anderen Untern. (n=83)	0,0530	-0,4383***	0,5880***	-0,1925*
<b>Aufw. im Zshg. mit Restrukt./Personalmaßn.</b>	<b>-0,0519</b>	<b>-0,1146</b>	<b>0,1443*</b>	<b>0,0195</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,1787*	0,0471	-0,1461	0,2601**
Alle anderen Untern. (n=83)	-0,1874*	-0,2985***	0,1944*	-0,1744
<b>Nicht definierte (weitere) Sondereinflüsse</b>	<b>0,0596</b>	<b>0,1929**</b>	<b>-0,1126</b>	<b>0,0423</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,2595**	0,2160**	-0,1461	0,2936***
Alle anderen Untern. (n=83)	-0,0640	0,1351	-0,1897*	-0,1563
<b>Sonstiges</b>	<b>-0,0307</b>	<b>-0,1973**</b>	<b>0,2276***</b>	<b>-0,1399*</b>
Nur abs. Kennz./RK (n=86)	0,0574	0,0664	0,2454**	-0,1553
Alle anderen Untern. (n=83)	-0,2275**	-0,4284***	0,3200***	-0,1059

Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1  
 Legende: abs. Kennz.: absolute Erfolgskennzahlen, Änd. Vergüt.: Änderungen der Vergütung,  
 n: Beobachtungen, RK: Rentabilitätskennzahlen

Tab. 41: Korrelationen der Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse mit der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat zugebilligten Ermessen, individuellen Zielen sowie der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung  
 (Anmerkung: Es ist zu berücksichtigen, dass die Berechnung der Korrelationen auf Unternehmensebene erfolgt. Dies hat zur Folge, dass keine Differenzierung zwischen der Filterung eines Sondereinflusses bei nur einer oder bei mehreren Bemessungsgrundlagen eines Unternehmens im selben Jahr stattfindet.)

<sup>588</sup> Diese Korrelation wird nicht berechnet. Da per Definition alle in der (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung absoluter (größenabhängiger) Kennzahlen“ enthaltenen Unternehmen die Filterung der Eigenkapitalkosten vornahm, hätte die berechnete Korrelation keine inhaltliche Aussagekraft (vgl. auch Fußnote 586).

<sup>589</sup> Keines der übrigen Unternehmen hat die Abschreibungen insgesamt gefiltert.

Die differenziertere Betrachtung nur jener Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen sowie aller anderen Unternehmen offenbart allerdings interessante Details: Bei den Unternehmen, die nur absolute Erfolgskennzahlen oder nur Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, sind sechs der insgesamt zehn untersuchten Korrelationen signifikant positiv; all diese Zusammenhänge sind stärker als für die untersuchten Unternehmen insgesamt. Die auf Basis aller Unternehmen identifizierte negative Korrelation mit dem Ergebnis aus nicht fortgeführten Aktivitäten, die positiv zu werten war, konnte bei den Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen nicht festgestellt werden. Im Gegensatz dazu stehen die identifizierten Korrelationen all jener Unternehmen, die keine suboptimalen Bemessungsgrundlagen verwendeten: Hier besteht nur bei den Effekten aus Kaufpreisallokationen eine starke signifikant positive Korrelation. Signifikant negative Zusammenhänge konnten hingegen bei den Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen sowie der Sammelkategorie Sonstiges festgestellt werden. Alle anderen Korrelationen sind nicht signifikant.

Die Ergebnisse geben somit eindeutige Hinweise darauf, dass in Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen tendenziell (mehr) Managermacht bestand, sodass bei bestehenden Filterungen häufiger Sondertantiemen ermöglicht oder ausgeschüttet wurden, während bei den übrigen Unternehmen keine eindeutige Richtung des Zusammenhangs zwischen der Filterung von Sondereinflüssen und der Ermöglichung von Sondertantiemen festgestellt werden konnte, was wiederum positiv zu werten ist.

#### *Ermessen des Aufsichtsrats und individuelle Leistung der Vorstandsmitglieder*

Die Korrelationen mit einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen bzw. der Bewertung der individuellen Leistung der Vorstandsmitglieder sind bei Betrachtung aller Unternehmen weniger eindeutig. So bestehen hier signifikant positive Korrelationen mit der Filterung der Fremdkapitalkosten sowie des Ergebnisses aus nicht fortgeführten Aktivitäten und nicht definierter (weiterer) Sondereinflüsse, jedoch auch signifikant negative Korrelationen mit der Filterung außerplanmäßiger Abwertungen, der Effekte aus Kaufpreisallokationen sowie Erträgen und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen und der Sammelkategorie Sonstiges, sodass insgesamt keine deutlichen Hinweise auf Managermacht bestehen. Analog zu den Beobachtungen zu Sondertantiemen geben hier allerdings die Korrelationen der Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendeten, stärkere Hinweise auf Managermacht.

So sind die auf Ebene aller Unternehmen identifizierten positiven Korrelationen hier durchgängig (deutlich) stärker und eine signifikante negative Korrelation besteht nur noch mit der Filterung von außerplanmäßigen Abwertungen. Bei allen anderen Unternehmen, die nicht nur absolute Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, existieren hingegen keine signifikant positiven, sondern insgesamt sechs signifikant negative Korrelationen (mit der Filterung der Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten, der außerplanmäßigen Abwertungen, der Effekte aus Kaufpreisallokationen, der Erträge und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen, der Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen und der Sammelkategorie Sonstiges). Diese Ergebnisse verdeutlichen, dass in Unternehmen, die keine suboptimalen Bemessungsgrundlagen verwendeten, die Filterung von Sondereinflüssen tendenziell mit einem dem Aufsichtsrat seltener eingeräumten Ermessen einherging.

#### *Individuelle Ziele*

Insgesamt entsprechen auch die Ergebnisse zu den Korrelationen der Implementierung individueller Ziele in qualitativer Hinsicht grundlegend den Ausführungen zu Sondertantiemen und zum Ermessen des Aufsichtsrats. Über alle Unternehmen hinweg ist kein eindeutiger bzw. ein tendenziell positiv zu wertender Trend zu erkennen: Während signifikant negative Korrelationen nur mit der Filterung der Eigenkapitalkosten und der Abschreibungen insgesamt bestehen, konnten signifikant positive Korrelationen mit der Filterung von Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten, Erträgen und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen, Aufwendungen im Zusammenhang mit Restrukturierungs- oder Personalmaßnahmen sowie der Sammelkategorie Sonstiges festgestellt werden, die im Rahmen der Betrachtung der individuellen Ziele zu begrüßen sind.

Bei den Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen besteht eine signifikant positive Korrelation mit der Filterung der Sammelkategorie Sonstiges sowie eine signifikant negative Korrelation mit der Filterung von Erträgen und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen. Auch wenn dieses Ergebnis im Vergleich zu den korrespondierenden Korrelationen bei den Sondertantiemen und einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen einen deutlich schwächeren Hinweis auf Managermacht in den Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen darstellt, so muss auch hier die Betrachtung in Relation zu den übrigen Unternehmen erfolgen, bei

denen insgesamt fünf Filterungskategorien signifikant positiv und nur die Filterung eines (Sonder-)Einflusses signifikant negativ mit der aus Sicht der Aktionäre zu begründenden Implementierung individueller Ziele korreliert sind. Im Vergleich geben somit auch hier die festgestellten Korrelationen Hinweise darauf, dass in den Unternehmen, die nur absolute Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, tendenziell mehr Managermacht bestand als in den übrigen Unternehmen.

#### *Änderungen der Bemessungsgrundlagen*

Über alle Unternehmen besteht zwischen der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung und der Filterung der Effekte aus Kaufpreisallokationen eine signifikant positive, mit der Filterung der Sammelkategorie Sonstiges eine signifikant negative Korrelation. Somit scheint insgesamt die Änderung der kurzfristigen Vergütungsstruktur relativ losgelöst von der Filterung von Sondereinflüssen gewesen zu sein. Auch hier zeigt sich allerdings bei der getrennten Betrachtung der Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen sowie der übrigen Unternehmen das gleiche Bild wie zuvor. Werden nur die Unternehmen untersucht, die ausschließlich absolute Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, lassen sich signifikant positive Korrelationen bei fünf Filterungskategorien identifizieren, alle anderen Korrelationen sind insignifikant. Bei den übrigen Unternehmen hingegen existieren nur signifikant negative Korrelationen bei der Filterung der außerplanmäßigen Abwertungen sowie der Erträge und/oder Aufwendungen aus/im Zusammenhang mit Zu- oder Verkäufen; signifikant positive Korrelationen bestehen nicht.

So unterstreichen auch die untersuchten Korrelationen mit Änderungen der Bemessungsgrundlagen, dass in den Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen (bei Vorliegen bestimmter Filterungen) ein deutlich zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis bestand, sodass keine optimalen Vertragsstrukturen implementiert wurden.

#### *Zusammenfassung*

Insgesamt sprechen somit auch einige Beobachtungen hinsichtlich der systematischen Filterung von Sondereinflüssen in diesem Abschnitt für suboptimale Vergütungsstrukturen, die es Managern ermöglicht haben können, sich auf Kosten der Aktionäre zu bereichern. So hat zwar insgesamt die Häufigkeit der Filterung im Laufe des betrachteten

Zeitraums von 2004 bis 2010 tendenziell nicht zugenommen, dennoch verwundert unter Anreizgesichtspunkten aber die relativ hohe Häufigkeit bestimmter Filterungen.

Bezüglich der Korrelationen der Filterungskategorien mit der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen, der Implementierung individueller Ziele sowie der Änderung der Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vergütung muss zwischen Unternehmen mit suboptimalen Bemessungsgrundlagen und den übrigen Unternehmen differenziert werden: Bei letztgenannten konnten keine eindeutigen Zusammenhänge identifiziert werden. Tendenzuell offenbaren die festgestellten Korrelationen sogar, dass oftmals bei Vorliegen bestimmter Filterungen andere suboptimale Ausprägungen der Vertragsstruktur signifikant seltener oder zu begrüßende Aspekte signifikant häufiger auftraten. So ist dieses Ergebnis eindeutig positiv zu werten, da keine systematische Konzentration negativer Vertragsausgestaltungen vorliegt. Bei den Unternehmen jedoch, die nur absolute Erfolgskennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlagen verwendeten, bestehen insbesondere auf Basis der festgestellten Korrelationen bei den Sondertantiemen und der Änderung von Bemessungsgrundlagen eindeutige Hinweise auf ein zu den Managern hin verschobenes Machtverhältnis und eine Konzentration für die Aktionäre nachteiliger Vertragsstrukturen, die eine Bereicherung der Vorstände ermöglichten, wenn gleichzeitig suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendet und bestimmte Filterungen vorgenommen wurden. Dennoch bleibt in diesem Zusammenhang positiv zu vermerken, dass wiederum kein eindeutiger positiver Zusammenhang, sondern tendenziell sogar häufiger negative Korrelationen zwischen der Filterung von (Sonder-)Einflüssen und der Verwendung suboptimaler Bemessungsgrundlagen festgestellt wurden.

### **6.2.6 Zusammenfassung der Ergebnisse**

Im Rahmen dieses Kapitels erfolgte eine Analyse wesentlicher Auffälligkeiten der kurzfristigen Vorstandsvergütung der DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010. Dabei lag der Fokus auf der Würdigung der Beobachtungen hinsichtlich des Zustandekommens optimaler anreizkompatibler Vertragsstrukturen und damit einhergehend der Frage, ob Indizien für ein zu den Vorständen hin verschobenes Machtverhältnis bestehen, das es ihnen ermöglicht haben könnte, sich auf Kosten der Aktionäre zu bereichern, ohne ihrerseits einen entsprechenden Mehrwert zu generieren.

Die Untersuchung hat gezeigt, dass teilweise bei überraschend vielen Unternehmen auch noch zu Ende des analysierten Zeitraums Vergütungsstrukturen vorlagen, die das

Zustandekommen anreizkompatibler Verträge (stark) infrage stellen. So lag z. B. der Anteil der Unternehmen, die nur absolute Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) der kurzfristigen Vorstandsvergütung verwendeten, an den insgesamt berichtenden Unternehmen im Jahr 2010 bei gut 20 %; bei denjenigen Unternehmen, die nur auf Rentabilitätskennzahlen zurückgriffen, sogar bei knapp 28 %. Die Hälfte der DAX-Unternehmen billigte ihrem Aufsichtsrat 2010 Ermessen bei der Festsetzung der Vorstandsboni zu, das eine objektive Nachprüfbarkeit der Vergütung für Außenstehende schwierig bis unmöglich macht; neun Unternehmen wiesen im selben Jahr explizit auf die (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen hin. Ferner wurden die Bemessungsgrundlagen im Laufe des untersuchten Zeitraums häufig geändert, obwohl aus theoretischer Sicht bei Zustandekommen optimaler Verträge keine Änderungen zu erwarten wären. Verschiedene Zusammenhänge wurden hinsichtlich statistisch signifikanter Korrelationen getestet. Dabei hat sich gezeigt, dass einige auf Basis der Beobachtungen vermutete Zusammenhänge, die auf das Vorliegen von Managermacht hindeuten, auch statistisch bestätigt werden konnten. Im letzten Abschnitt wurde die systematische Filterung von Sondereinflüssen analysiert. Auch hier fiel auf, dass einige Filterungen bei unerwartet vielen Unternehmen durchgeführt wurden. Ferner konnten auch hier zumindest einige statistisch signifikante Korrelationen identifiziert werden, die bei Vorliegen optimaler Vertragsstrukturen tendenziell nicht zu erwarten gewesen wären. Insbesondere lagen bei Unternehmen, die auch in Hinblick auf die verwendeten Bemessungsgrundlagen suboptimale Vertragsstrukturen aufwiesen, deutlich öfter signifikant positive Korrelationen der Filterung von Sondereinflüssen mit anderen Indikatoren von Managermacht vor, die zumindest in bestimmten Konstellationen auf eine systematische Konzentration für die Aktionäre nachteiliger Vertragsstrukturen in diesen Unternehmen schließen lassen.

In ihrer Gesamtheit, insbesondere auch in Kombination, sprechen die Ergebnisse durchaus dafür, dass (zumindest hinsichtlich der kurzfristigen Vergütung) nicht per se immer optimale Vorstandsverträge in DAX-Unternehmen implementiert wurden und teilweise (ungerechtfertigte) Bereicherungsmöglichkeiten bestanden (haben können). Dieses Erkenntnis deckt sich insbesondere mit der in Kapitel 5 durchweg identifizierten disziplinierenden Einflussnahme auf die Vorstandsvergütung durch einen großen Aktionär. Tendenziell ist somit auch die verstärkte Regulierung der Vergütung durch das VorstAG aus Aktionärssicht vor dem Hintergrund der hohen Relevanz der kurzfristigen Vergütung für die Gesamtentlohnung der Vorstände positiv zu werten. Allerdings ist zu

beachten, dass auch die oben erläuterten Beobachtungen stets nicht alle untersuchten Unternehmen betreffen und im Rahmen der Analyse zwangsläufig der Fokus auf Unternehmen lag, bei denen Verbesserungsbedarf hinsichtlich der Vergütungsstrukturen bestand. Es ist ferner zu berücksichtigen, dass generell ein Trend zur Verbreiterung der Bemessungsgrundlagen zu erkennen ist, der unter Berücksichtigung der Ergebnisse dieser Untersuchung ebenfalls positiv zu werten ist. Außerdem bleibt – wie eingangs erwähnt – zu betonen, dass die beobachteten Ausgestaltungen der Vergütung (auch in ihrer Gesamtheit) zwar tendenziell für Einschränkungen der Anreizkompatibilität der implementierten Verträge sprechen, aber dennoch nicht zwangsläufig Ausdruck theoretisch oder faktisch vorhandener Managermacht sein *müssen*. Theoretisch erscheint ebenso möglich, dass beispielsweise das für Außenstehende schwer überprüfbare Ermessen des Aufsichtsrats *nicht* zum Nachteil der Aktionäre eingesetzt wurde, sondern die Bereicherungsmöglichkeiten der Vorstände sogar eingeschränkt hat.

Darüber hinaus haben sich im Zeitverlauf auch wesentliche Änderungen der Informationsbereitstellung in den Geschäftsberichten hinsichtlich der Vorstandsvergütung ergeben. Aufgrund der stetigen Verbesserung der Berichterstattung ist davon auszugehen, dass einige im Rahmen der vorhergehenden Abschnitte dargestellten Entwicklungen im Zeitverlauf tendenziell überschätzt werden. Zuletzt darf auch nicht außer Acht gelassen werden, dass die durchgeführten statistischen Tests zwar erste Hinweise auf Zusammenhänge geben, keinesfalls aber zwangsläufig auf kausale Zusammenhänge hindeuten müssen. Unabhängig davon hat die statistische Analyse ebenso Resultate hervorgebracht, die nicht auf (weitere) Managermacht hindeuten.

## 7 Schlussbetrachtung

Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurde die Vorstandsvergütung in DAX- und MDAX-Unternehmen der Jahre 2005 bis 2010 einer statistisch-ökonomischen Analyse unterzogen, um wesentliche Determinanten der Entlohnung und Wirkmechanismen zu identifizieren, die Hinweise auf die Wirksamkeit der Interessenharmonisierung von Aktionären und Vorstand geben können. Darüber hinaus erfolgte vor dem Hintergrund der gerade in DAX-Unternehmen hohen Relevanz der Kurzfristvergütung, die neben dem Fixgehalt den mit Abstand größten Anteil an der Gesamtvergütung ausmacht, eine Detailanalyse der Ausgestaltung der kurzfristigen Vorstandsentslohnung der DAX-Unternehmen in den Jahren 2004 bis 2010, um zu untersuchen, inwieweit die implementierten Strukturen auf das Zustandekommen anreizkompatibler Verträge oder auf möglicherweise bestehende Managermacht hindeuten.

### 7.1 Diskussion und Würdigung der wesentlichen Befunde

Die statistisch-ökonomische Untersuchung der Vorstandsvergütung hat zentrale Wirkzusammenhänge offengelegt, die das Verständnis des Zustandekommens der Entlohnung von Vorständen in deutschen Großkonzernen wesentlich verbessern. Die Analyse hat verdeutlicht, dass gerade im Vergleich zu den Befunden früherer deutscher Studien mittlerweile eine robuste und stärkere Abhängigkeit der Vergütung von der Unternehmensperformance besteht, die mit zunehmendem Risiko eines Unternehmens abnimmt und in DAX-Unternehmen stärker ist als in MDAX-Konzernen. Während die Vergütung US-amerikanischer Vorstände allerdings vornehmlich an kapitalmarktbasierter gemessene Performance gekoppelt ist, übt in Deutschland vor allem der jahresabschlussbasiert gemessene Erfolg einen positiven Einfluss auf die Vorstandsvergütung aus. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Unterschieden in der Zusammensetzung der Entlohnung, die in den USA meist einen deutlich höheren Anteil aktienbasierter Bestandteile enthält.

Trotz der äußerst heterogenen wirtschaftlichen Entwicklung im Untersuchungszeitraum von 2005 bis 2010 konnte für keines der analysierten Jahre eine abweichende Performancesensitivität der Vergütung festgestellt werden. Dieses Ergebnis spricht gegen die Entkopplung der Vergütung vom Unternehmenserfolg zu Zeiten wirtschaftlicher Abschwünge sowie eine korrespondierende Verstärkung der Performanceabhängigkeit bei

Aufschwüngen und gibt somit keine Hinweise auf eine mögliche diesbezügliche Bereicherung der Vorstände auf Kosten der Aktionäre.

Die Analyse der Corporate Governance-Variablen offenbart allerdings, dass dennoch Hinweise auf potentielle Managermacht bestehen. Trotz des insgesamt deutlich weniger robusten Einflusses der untersuchten institutionellen Ausprägungen auf Höhe und Performanceabhängigkeit der Entlohnung im Gegensatz zum Unternehmenserfolg hat sich gezeigt, dass sowohl die Größe von Aufsichtsrat und Vergütungsausschuss als auch die Vernetzung von Vorständen unter bestimmten Bedingungen auf die Entlohnung einwirken können. So scheint insbesondere die Tätigkeit in Vergütungsausschüssen anderer (M)DAX-Unternehmen, die potentiell zu einer Erhöhung der Vergütung der fremden Topmanager führt, Vorstände teilweise in die Lage zu versetzen, ihre eigene Vergütung zu erhöhen. Die Entsendung von Vorständen resultiert aber weder *aus* noch *in* besonderem Managementtalent, was der festgestellte fehlende Einfluss des Unternehmenserfolgs auf die Anzahl der Entsendungen und der negative Einfluss der Entsendungen auf den Zusammenhang zwischen Übervergütung und zukünftiger Performance nahelegen.

Am deutlichsten jedoch sprechen die Befunde bezüglich des Stimmrechtsanteils des größten Aktionärs für potentielle Bereicherungsmöglichkeiten von Topmanagern, die eine per se funktionierende Interessenharmonisierung von Vorständen und Anteilseignern infrage stellen. So konnte über alle Analysen hinweg ein größtenteils disziplinierender Einfluss eines großen Aktionärs festgestellt werden, der weitgehend im Einklang mit früheren US-amerikanischen und deutschen Studien steht und indiziert, dass erst durch die Existenz großer Anteilseigner eine entsprechende Eingrenzung der Managermacht erfolgt. Ein großer Aktionär wirkt nicht nur dämpfend auf die Höhe der Vergütung und die Abhängigkeit der Entlohnung von genereller Unternehmensperformance, sondern hat auch einen deutlich stärkeren negativen Einfluss auf die nur in DAX-Unternehmen signifikante Zufallssensitivität der Vergütung. Der außerdem festgestellte positive Einfluss auf den sonst nicht vorhandenen und teilweise sogar negativen Zusammenhang zwischen Übervergütung und zukünftigem Unternehmenserfolg suggeriert, dass einflussreiche Anteilseigner durch ihre verstärkte Überwachungstätigkeit sowohl in der Lage sind, variable Vergütungsbestandteile ohne potentielle negative Anreizwirkungen zu reduzieren als auch eine gute Einschätzung der Leistung des Vorstands vorzunehmen, was es ihnen erlaubt, die Entlohnungshöhe insgesamt abzusenken, die Vergütung von allgemeinen Marktentwicklungen (zumindest teilweise) zu entkop-

peln und eine im Industrievergleich hohe Vergütung nur für besonderes Managementtalent zu gewähren.

Interessanterweise haben sich trotz der auf mitunter relativ starke Heterogenität zwischen verschiedenen Unternehmen hindeutenden teils wenig robusten Ergebnisse bei der Untersuchung der Indikatoren der Corporate Governance *keine* Hinweise darauf ergeben, dass Unternehmen mit hohen Vergütungsniveaus systematisch weniger anreizkompatible Verträge implementieren. Dieses Ergebnis verdeutlicht, dass die Höhe der Vergütung per se kein Hinweis auf vermeintlich besonders stark ausgeprägte Bereicherungsmöglichkeiten der Vorstände ist und bestätigt den eingangs zitierten Leitsatz von Jensen und Murphy (1990a) „It’s Not How Much You Pay, But How“<sup>590</sup>. Dennoch hat die Analyse der Übervergütung gezeigt, dass eine nach Berücksichtigung der wesentlichen ökonomischen Determinanten im Industriequerschnitt übermäßig hohe Vergütung keine Entlohnung nicht beobachtbaren Managementtalents darstellt, sondern ein Hinweis auf potentielle Managermacht ist.

Die Untersuchungen haben darüber hinaus gezeigt, dass offenbar wesentliche Unterschiede in den Mechanismen der Vergütungsbestimmung zwischen den Unternehmen im DAX und MDAX bestehen. Während nur für DAX-Unternehmen eine signifikant positive Zufallssensitivität der Vergütung festgestellt wurde, ist die Abhängigkeit der Vergütung sowohl von generellem als auch von durch Managementleistung induziertem Unternehmenserfolg in MDAX-Konzernen jeweils schwächer als im DAX. Die Ergebnisse indizieren, dass gerade in DAX-Unternehmen eine stärkere Berücksichtigung von Vergleichsunternehmen sowie insgesamt eine stärkere Gewichtung variabler performancebasierter Vergütungsbestandteile erfolgt. Vor dem Hintergrund, dass die Zufallssensitivität der Vergütung deutlich mit zunehmendem Stimmrechtsanteil eines großen Aktionärs sinkt, scheint vor allem die Kopplung der Entlohnung an allgemeine Industrieshocks aber nicht allein mit der ökonomischen Notwendigkeit der Anpassung der Vergütung an etwaig veränderte alternative Beschäftigungsmöglichkeiten begründet werden zu können, sondern gibt auch Hinweise auf potentiell stärkere Managermacht in DAX-Unternehmen.

Kurzfristige Auswirkungen des Inkrafttretens des VorstAG konnten für das Jahr 2010 nicht festgestellt werden. Es haben sich keine Hinweise auf mögliche Verschiebungen von Effekten einzelner Indikatoren der Corporate Governance ergeben, die tendenziell

---

<sup>590</sup> Jensen/Murphy (1990a), S. 138.

aus den induzierten veränderten Kompetenzen von Vergütungsausschuss und Aufsichtsrat resultieren könnten. Unter Berücksichtigung der Ergebnisse der Untersuchung scheint aber eine gesetzliche Regulierung nicht zwangsläufig ansonsten anreizkompatibel gestaltete Verträge zu unterminieren. Insbesondere der disziplinierende Einfluss großer Aktionäre legt nahe, dass Vorstände zumindest teilweise in der Lage sein können, sich auf Kosten der Aktionäre zu bereichern, wenn hinreichend einflussreiche Anteilseigner fehlen. Eine zusätzliche Regulierung birgt daher tendenziell die Chancen einer möglichen anreizkompatibleren Gestaltung der Vergütung auch bei fehlender Existenz großer Anteilseigner, wenn beispielsweise bestimmte Formen der Entlohnung, die andernfalls beim Vorhandensein von Managermacht auf Kosten der Aktionäre implementiert werden könnten, gesetzlich nicht mehr zugelassen sind.

Diese Schlussfolgerung legen auch die Ergebnisse der Detailanalyse der kurzfristigen Vergütung der DAX-Unternehmen von 2004 bis 2010 nahe. Erstaunlich viele Unternehmen verwendeten ausschließlich Bemessungsgrundlagen, die tendenziell Fehlanreize für Manager induzieren können. Ebenso wurde die Struktur der kurzfristigen Vergütung teilweise sogar mehrfach im Untersuchungszeitraum geändert, und es ist ein Trend sowohl zur vermehrten (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen als auch zur Befähigung des Aufsichtsrats zur Ermessensausübung bei der Festsetzung der Tantieme zu verzeichnen. Eine für Außenstehende objektive Nachprüfbarkeit des Zustandekommens der Vergütung ist daher oftmals nicht gegeben. Darüber hinaus erfolgt häufig eine systematische Filterung von (größtenteils aufwandswirksamen) Sondereinflüssen bei den Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vergütung, die tendenziell zu einer noch stärkeren Divergenz der Ziele von Aktionären und Vorstand führen können. Die Korrelationsanalyse hat gezeigt, dass zumindest teilweise eine signifikante Häufung von als suboptimal identifizierten Vertragsstrukturen bzw. -bedingungen auftritt. Insbesondere sind in Unternehmen, die ausschließlich auf fehlreizinduzierende Erfolgskennzahlen als Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung zurückgreifen, deutlich öfter signifikant positive Korrelationen der systematischen Filterung von Sondereinflüssen und der (Möglichkeit der) Vergabe von Sondertantiemen, einem dem Aufsichtsrat eingeräumten Ermessen und der Änderung von Bemessungsgrundlagen zu beobachten, sodass Hinweise auf eine in bestimmten Fällen bestehende Konzentration suboptimaler Vertragsstrukturen vorliegen.

Dennoch zeigt sich insgesamt ein deutlicher Trend zur Verwendung nicht nur einzelner, sondern mehrerer unterschiedlicher (Arten von) Bemessungsgrundlagen, die eine ziel-

gerichtete Bereicherung von Managern deutlich erschweren. Außerdem belegt auch die Analyse der Kurzfristvergütung ein relativ hohes Maß an Heterogenität zwischen verschiedenen Unternehmen, sodass eine verallgemeinernde Pauschalaussage hinsichtlich der Anreizkompatibilität zu kurz greifen würde. Unter Berücksichtigung der Ergebnisse erscheint insgesamt dennoch ein potentieller Nutzen zusätzlicher Regulierungen möglich. Im Speziellen legt die Detailanalyse nahe, dass gerade die durch das VorstAG vorgeschriebene Verwendung mehrjähriger Bemessungsgrundlagen zu einer (deutlichen) Reduktion potentieller Fehlanreize führen kann.

## **7.2 Limitationen und Ausblick**

Wie andere empirische Studien auch, ist die vorliegende Arbeit einigen Limitationen unterworfen. Zunächst sei in direkter Anknüpfung an die diskutierte Detailanalyse der Kurzfristvergütung darauf hingewiesen, dass die im Rahmen dieser Untersuchung gewonnenen Erkenntnisse vornehmlich als Tendenzaussagen zu deuten sind. Neben dem der Art der Analyse geschuldeten Fokus auf potentiell für die Aktionäre schädlichen Ausgestaltungen der Verträge, die zu einer asymmetrischen oder fehlenden Berücksichtigung möglicher anreizkompatibel strukturierter Verträge führen, weisen die durchgeführten Korrelationsanalysen zwar auf die Häufung des Auftretens bestimmter Beobachtungen hin, geben aber keine Auskunft über potentielle kausale Zusammenhänge. Darüber hinaus indizieren einige Befunde zwar das Bestehen von Managermacht, dennoch können die beobachteten Ausgestaltungen der Verträge auch das Resultat gleichberechtigter Vertragsverhandlungen zwischen Aufsichtsrat und Vorstand sein. Ferner ist zu berücksichtigen, dass sich die Informationsbereitstellung der Unternehmen im Laufe des untersuchten Zeitraums deutlich verbessert hat. Etwaig identifizierte Trends sind somit teilweise auch der möglicherweise erstmaligen Berichterstattung bestimmter Sachverhalte geschuldet, obwohl inhaltlich keine Änderungen erfolgt sind.

Auch die statistisch-ökonomische Untersuchung unterliegt gewissen Limitationen. So ist aufgrund der Datenverfügbarkeit der Stichprobenumfang insbesondere im Vergleich zu umfangreichen Studien US-amerikanischer Unternehmen als eher gering zu bezeichnen, was die Robustheit der Ergebnisse insgesamt einschränkt. Unter Berücksichtigung dieses Umstands und vor dem Hintergrund der Auswahl der untersuchten Unternehmen ist somit nicht von einer generellen Übertragbarkeit der Ergebnisse auf andere Firmen auszugehen. Die Analyse hat auch im Vergleich zu früheren (deutschen) Studienergebnissen allerdings verdeutlicht, dass selbst bei größeren Stichproben verallgemeinernde

Schlussfolgerungen über den untersuchten Zeitraum und die analysierten Firmen hinaus aufgrund starker Heterogenitäten sowohl im Längs- als auch im Querschnitt meist nicht zielführend sind. Dennoch haben die Ergebnisse erstens vor dem Hintergrund der gesamtwirtschaftlichen Bedeutung der untersuchten DAX- und MDAX-Unternehmen, zweitens unter Berücksichtigung der stark gegenläufigen ökonomischen Rahmenbedingungen im Untersuchungszeitraum und drittens aufgrund der hohen Sichtbarkeit der untersuchten Firmen für Außenstehende und der daraus resultierenden wahrscheinlichen Adaption einzelner Vergütungspraktiken durch kleinere Unternehmen eine hohe Aussagekraft und Relevanz.

Sowohl auf Basis der Ergebnisse der vorliegenden Arbeit als auch auf Grundlage der aktuellen ökonomischen und regulatorischen Entwicklung ergeben sich vielversprechende und aufschlussreiche Forschungsfelder für zukünftige Studien. So werden zunächst die mittel- und langfristigen Auswirkungen der gesetzlichen Regulierung, insbesondere des VorstAG, hinsichtlich ihres Einflusses auf die Gestaltung der Vorstandsverträge zu evaluieren sein. Darüber hinaus hat sich vor allem durch immer strenger werdende Offenlegungsvorschriften die Informationsbereitstellung durch die Unternehmen in den letzten Jahren wesentlich verbessert. In Folgestudien wird zu analysieren sein, inwieweit nicht nur die Vergütung des Vorstandsvorsitzenden, sondern auch der anderen Vorstandsmitglieder von verschiedenen Einflussfaktoren abhängt, um Rückschlüsse ziehen zu können, wie ausgeprägt sich potentielle Bereicherungsmöglichkeiten von Topmanagern auch innerhalb von Unternehmen unterscheiden. Außerdem ergibt sich durch die verbesserte Datenlage auch die Möglichkeit der Untersuchung sowohl der Determinanten einzelner Vergütungsbestandteile als auch ihres Einflusses auf den zukünftigen Unternehmenserfolg. Die Beantwortung dieser Forschungsfragen wird ein noch tiefergehendes Verständnis der Mechanismen der Vorstandsvergütung ermöglichen.

Darüber hinaus ist auf Basis der aktuellen Forschungsarbeiten zu erwarten, dass sich in den kommenden Jahren Paneldatenschätzer für Quantilregressionen etablieren werden, die auch unter vollständiger Berücksichtigung nicht beobachtbarer unternehmensindividueller Eigenschaften die Analyse verschiedener Quantile der Verteilung der Vergütung ermöglichen und somit ein noch feineres Werkzeug bereitstellen werden, um zielgerichtet bestimmte Entlohnungsniveaus zu untersuchen. Es bleibt mit Spannung zu erwarten, ob sich daraus neue Erkenntnisse hinsichtlich der Anreizkompatibilität der Entlohnung in Abhängigkeit von bestimmten Vergütungsniveaus ergeben werden.

## Anhang

**Anhang A:** Alphabetische Übersicht aller Unternehmen der Untersuchungsstichprobe der empirischen Untersuchung in Kapitel 5 mit entsprechender Industriezuordnung gemäß DAXsupersector sowie Angabe der DAX-Zugehörigkeit gemäß Vergütungsstudien des Manager Magazins für die einzelnen Untersuchungsjahre

(Anmerkungen: Stand der Unternehmensnamen und -rechtsformen: 25. Juli 2013; \*<sup>1</sup>: Daten von 2005 bis 2008; \*<sup>2</sup>: Daten von 2005 bis 2009)

Unternehmen	Industriezuordnung DAXsupersector	DAX-Zugehörigkeit
adidas AG	Consumer Goods	2005–2010
Allianz SE	Finance, Insurance and Real Estate	2005–2010
Arcandor AG in Liquidation * <sup>1</sup>	Consumer Services	-
Aurubis AG	Basic Materials	-
BASF SE	Basic Materials	2005–2010
Bayer AG	Basic Materials	2005–2010
Beiersdorf AG	Consumer Goods	2008–2010
Bilfinger SE	Industrials	-
BMW AG	Consumer Goods	2005–2010
Celesio AG	Consumer Services	-
Commerzbank AG	Finance, Insurance and Real Estate	2005–2010
Continental AG	Consumer Goods	2005–2007
Daimler AG	Consumer Goods	2005–2010
Deutsche Bank AG	Finance, Insurance and Real Estate	2005–2010
Deutsche Börse AG	Finance, Insurance and Real Estate	2005–2010
Deutsche EuroShop AG	Finance, Insurance and Real Estate	-
Deutsche Lufthansa AG	Industrials	2005–2010
Deutsche Post AG	Industrials	2005–2010
Deutsche Postbank AG * <sup>2</sup>	Finance, Insurance and Real Estate	2006–2007
Deutsche Telekom AG	Telecommunication	2005–2010
Douglas Holding AG	Consumer Services	-
E.ON SE	Utilities	2005–2010
Fraport AG	Industrials	-
Fresenius Medical Care AG & Co. KGaA	Pharma & Healthcare	2005–2010
Fresenius SE & Co. KGaA	Pharma & Healthcare	2008–2010
Gea Group AG	Industrials	-
Hannover Rück SE	Finance, Insurance and Real Estate	2008
HeidelbergCement AG	Industrials	2010
Heidelberger Druckmaschinen AG	Industrials	-
Henkel AG & Co. KGaA	Consumer Goods	2005–2010
Hochtief AG	Industrials	-
Hugo Boss AG	Consumer Goods	-
Hypo Real Estate Holding AG * <sup>1</sup>	Finance, Insurance and Real Estate	2005–2007
IVG Immobilien AG	Finance, Insurance and Real Estate	-
K+S AG	Basic Materials	2008–2010
Krones AG	Industrials	-

Unternehmen	Industriezuordnung DAXsupersector	DAX-Zugehörigkeit
KUKA AG * <sup>1</sup>	Industrials	-
LANXESS AG	Basic Materials	-
LEONI AG	Consumer Goods	-
Linde AG	Basic Materials	2005–2010
MAN SE	Industrials	2005–2010
Merck KGaA	Pharma & Healthcare	2007–2010
Metro AG	Consumer Services	2005–2010
MLP AG * <sup>2</sup>	Finance, Insurance and Real Estate	-
MTU Aero Engines Holding AG	Industrials	-
Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft AG	Finance, Insurance and Real Estate	2005–2010
Pfleiderer AG * <sup>2</sup>	Industrials	-
ProSiebenSat.1 Media AG	Consumer Services	-
Puma SE	Consumer Goods	-
Rheinmetall AG	Industrials	-
RHÖN-KLINIKUM AG	Pharma & Healthcare	-
RWE AG	Utilities	2005–2010
Salzgitter AG	Basic Materials	2008–2009
SAP AG	Information Technology	2005–2010
SGL Carbon SE	Basic Materials	-
Siemens AG	Industrials	2005–2010
Sky Deutschland AG	Consumer Services	-
STADA Arzneimittel AG	Pharma & Healthcare	-
Südzucker AG	Consumer Goods	-
ThyssenKrupp AG	Industrials	2005–2010
TUI AG	Industrials	2005–2007
Volkswagen AG	Consumer Goods	2005–2010
Vossloh AG	Industrials	-
Wincor Nixdorf AG	Industrials	-

**Anhang B:** Deskriptive Statistiken der Vergütungsdaten getrennt nach DAX und MDAX

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Gesamtvergütung des Vorstandsvorsitzenden in Mio. EUR</b>							
<b>DAX</b>							
Anzahl der Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	3,867	4,426	4,950	3,631	3,725	4,575	4,195
Median	3,163	3,631	4,160	3,453	3,272	4,211	3,566
Standardabweichung	2,234	2,398	2,757	2,062	2,113	2,213	2,325
Niedrigster Wert	1,305	1,997	1,485	0,500	0,500	0,500	0,500
Höchster Wert	11,90	13,06	13,83	9,035	9,398	9,330	13,83
<b>MDAX</b>							
Anzahl der Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	1,794	2,155	2,163	2,033	1,943	2,580	2,097
Median	1,624	1,770	1,891	1,692	1,676	2,218	1,770
Standardabweichung	0,895	2,038	1,355	1,410	1,375	1,856	1,523
Niedrigster Wert	0,385	0,425	0,478	0,452	0,550	0,650	0,385
Höchster Wert	4,071	12,35	7,200	7,787	7,129	9,818	12,35

## Anhang C: Vollständige deskriptive Statistiken der Performancemaße

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Gesamtkapitalrendite (ROA)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	0,0824	0,0936	0,0840	0,0697	0,0279	0,0639	0,0707
Median	0,0740	0,0782	0,0816	0,0644	0,0336	0,0664	0,0671
Standardabweichung	0,0696	0,0725	0,0596	0,0718	0,0898	0,0723	0,0755
Niedrigster Wert	-0,0205	-0,0335	-0,0420	-0,0993	-0,5340	-0,3500	-0,5340
Höchster Wert	0,3810	0,3100	0,2910	0,3880	0,1880	0,2320	0,3880
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,0724	0,0702	0,0710	0,0785	0,0405	0,0687	0,0669
Median	0,0608	0,0592	0,0674	0,0577	0,0397	0,0655	0,0563
Standardabweichung	0,0617	0,0661	0,0591	0,0831	0,0526	0,0408	0,0624
Niedrigster Wert	0,0112	-0,0335	0,0097	-0,0028	-0,0564	0,0034	-0,0564
Höchster Wert	0,2820	0,2910	0,2910	0,3880	0,1880	0,1490	0,3880
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,0897	0,1120	0,0948	0,0619	0,0165	0,0590	0,0739
Median	0,0860	0,0925	0,0904	0,0663	0,0323	0,0672	0,0734
Standardabweichung	0,0748	0,0729	0,0585	0,0603	0,1130	0,0944	0,0852
Niedrigster Wert	-0,0205	-0,0262	-0,0420	-0,0993	-0,5340	-0,3500	-0,5340
Höchster Wert	0,3810	0,3100	0,2310	0,1850	0,1500	0,2320	0,3810
<b>Eigenkapitalrendite (ROE)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	0,1270	0,1620	0,1760	0,0518	0,0385	0,1170	0,1130
Median	0,1310	0,1630	0,1660	0,0905	0,0712	0,1350	0,1340
Standardabweichung	0,1750	0,1540	0,1390	0,3630	0,2170	0,1940	0,2250
Niedrigster Wert	-0,7510	-0,4410	-0,2980	-2,3920	-1,0960	-1,0230	-2,3920
Höchster Wert	0,5410	0,5530	0,6720	0,6580	0,5180	0,6760	0,6760
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,1520	0,1650	0,1930	0,1240	0,0636	0,1350	0,1380
Median	0,1460	0,1750	0,1660	0,1020	0,0773	0,1360	0,1400
Standardabweichung	0,0584	0,1130	0,1080	0,1590	0,1140	0,0579	0,1140
Niedrigster Wert	0,0484	-0,2940	0,0128	-0,1790	-0,2010	0,0305	-0,2940
Höchster Wert	0,2960	0,3140	0,5660	0,6580	0,2930	0,2720	0,6580
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,1090	0,1590	0,1630	-0,0115	0,0158	0,0994	0,0908
Median	0,1160	0,1550	0,1590	0,0848	0,0583	0,1050	0,1200
Standardabweichung	0,2240	0,1810	0,1610	0,4700	0,2800	0,2690	0,2860
Niedrigster Wert	-0,7510	-0,4410	-0,2980	-2,3920	-1,0960	-1,0230	-2,3920
Höchster Wert	0,5410	0,5530	0,6720	0,4650	0,5180	0,6760	0,6760

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Aktienrendite (TSR)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	61	64	64	64	61	58	372
Arithmetisches Mittel	0,3880	0,3180	0,1670	-0,4020	0,2590	0,2840	0,1650
Median	0,3410	0,2500	0,0764	-0,4560	0,1990	0,2440	0,1730
Standardabweichung	0,3320	0,2560	0,3200	0,2570	0,4400	0,3820	0,4270
Niedrigster Wert	-0,1270	-0,1410	-0,2950	-0,9040	-0,7250	-0,2370	-0,9040
Höchster Wert	2,2210	1,1970	1,0190	0,6100	2,4000	1,7740	2,4000
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,3470	0,2580	0,2300	-0,3430	0,2330	0,1800	0,1450
Median	0,3080	0,1930	0,1630	-0,3700	0,1990	0,1620	0,1620
Standardabweichung	0,2350	0,2320	0,3020	0,2460	0,2830	0,2580	0,3450
Niedrigster Wert	-0,1180	-0,0742	-0,2070	-0,7060	-0,6860	-0,2160	-0,7060
Höchster Wert	0,9690	0,9490	0,9570	0,6100	0,7850	0,8440	0,9690
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	34	36	35	34	32	29	200
Arithmetisches Mittel	0,4200	0,3650	0,1160	-0,4540	0,2820	0,3870	0,1820
Median	0,3760	0,3850	0,0275	-0,4920	0,1760	0,2800	0,2000
Standardabweichung	0,3930	0,2670	0,3290	0,2600	0,5480	0,4560	0,4870
Niedrigster Wert	-0,1270	-0,1410	-0,2950	-0,9040	-0,7250	-0,2370	-0,9040
Höchster Wert	2,2210	1,1970	1,0190	0,1150	2,4000	1,7740	2,4000
<b>Gesamtkapitalrendite industrieadjustiert (ROA_indad)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	62	62	62	62	59	56	363
Arithmetisches Mittel	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Median	-0,0038	-0,0083	-0,0042	-0,0045	0,0036	-0,0066	-0,0042
Standardabweichung	0,0613	0,0637	0,0542	0,0649	0,0993	0,0774	0,0708
Niedrigster Wert	-0,1380	-0,1400	-0,1630	-0,1410	-0,5870	-0,4270	-0,5870
Höchster Wert	0,2720	0,1780	0,1330	0,2810	0,1650	0,1470	0,2810
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	25	26	27	28	27	27	160
Arithmetisches Mittel	-0,0163	-0,0263	-0,0165	0,0022	0,0027	0,0002	-0,0087
Median	-0,0098	-0,0142	-0,0182	-0,0074	-0,0080	-0,0083	-0,0108
Standardabweichung	0,0445	0,0425	0,0367	0,0742	0,0505	0,0361	0,0500
Niedrigster Wert	-0,1250	-0,1190	-0,0816	-0,0915	-0,0912	-0,0542	-0,1250
Höchster Wert	0,0902	0,0256	0,0726	0,2810	0,1420	0,0934	0,2810
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,0110	0,0190	0,0127	-0,0018	-0,0023	-0,0002	0,0069
Median	0,0004	0,0042	0,0179	-0,0027	0,0052	0,0077	0,0036
Standardabweichung	0,0689	0,0700	0,0620	0,0571	0,1280	0,1030	0,0831
Niedrigster Wert	-0,1380	-0,1400	-0,1630	-0,1410	-0,5870	-0,4270	-0,5870
Höchster Wert	0,2720	0,1780	0,1330	0,1090	0,1650	0,1470	0,2720

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Eigenkapitalrendite industrieadjustiert (ROE_indad)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	62	62	62	62	59	56	363
Arithmetisches Mittel	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Median	0,0041	0,0092	-0,0014	0,0096	0,0349	-0,0125	0,0072
Standardabweichung	0,1880	0,1620	0,1450	0,3680	0,2440	0,2230	0,2320
Niedrigster Wert	-0,8930	-0,5560	-0,3900	-2,3810	-1,2040	-1,2070	-2,3810
Höchster Wert	0,4230	0,3940	0,4810	0,7020	0,5430	0,5550	0,7020
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	25	26	27	28	27	27	160
Arithmetisches Mittel	0,0036	-0,0089	0,0165	0,0769	0,0103	0,0073	0,0183
Median	0,0029	-0,0043	0,0018	0,0655	0,0448	-0,0124	0,0112
Standardabweichung	0,0748	0,1260	0,1200	0,2130	0,1180	0,0824	0,1320
Niedrigster Wert	-0,1580	-0,4010	-0,1630	-0,3420	-0,2820	-0,0991	-0,4010
Höchster Wert	0,1780	0,2000	0,4330	0,7020	0,2480	0,2480	0,7020
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	-0,0024	0,0065	-0,0127	-0,0633	-0,0087	-0,0068	-0,0144
Median	0,0082	0,0133	-0,0045	-0,0140	0,0150	-0,0126	0,0003
Standardabweichung	0,2360	0,1850	0,1620	0,4520	0,3150	0,3010	0,2860
Niedrigster Wert	-0,8930	-0,5560	-0,3900	-2,3810	-1,2040	-1,2070	-2,3810
Höchster Wert	0,4230	0,3940	0,4810	0,3470	0,5430	0,5550	0,5550
<b>Aktienrendite industrieadjustiert (TSR_indad)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	59	62	62	62	59	56	360
Arithmetisches Mittel	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Median	-0,0833	-0,0705	-0,0371	-0,0531	-0,0263	-0,0442	-0,0535
Standardabweichung	0,3510	0,2810	0,3240	0,2700	0,5010	0,4060	0,3600
Niedrigster Wert	-0,4920	-0,5000	-0,7590	-0,4910	-1,0410	-0,8210	-1,0410
Höchster Wert	1,8020	0,8720	1,0640	1,0500	2,3060	1,6930	2,3060
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	25	26	27	28	27	27	160
Arithmetisches Mittel	-0,0407	-0,0525	0,0919	0,0328	-0,0050	-0,0811	-0,0082
Median	-0,1040	-0,1210	-0,0097	-0,0186	-0,0049	-0,1130	-0,0537
Standardabweichung	0,2490	0,2630	0,3250	0,2650	0,3060	0,2440	0,2790
Niedrigster Wert	-0,4920	-0,4540	-0,3240	-0,2740	-1,0410	-0,6520	-1,0410
Höchster Wert	0,5940	0,7100	1,0640	1,0500	0,6810	0,4270	1,0640
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	34	36	35	34	32	29	200
Arithmetisches Mittel	0,0299	0,0379	-0,0709	-0,0270	0,0042	0,0755	0,0065
Median	-0,0536	0,0365	-0,0999	-0,0769	-0,0778	0,0469	-0,0520
Standardabweichung	0,4120	0,2910	0,3090	0,2750	0,6260	0,5070	0,4140
Niedrigster Wert	-0,4790	-0,5000	-0,7590	-0,4910	-1,0320	-0,8210	-1,0320
Höchster Wert	1,8020	0,8720	0,6480	0,6290	2,3060	1,6930	2,3060

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Gewinn pro Aktie in EUR (EPS)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	63	61	58	374
Arithmetisches Mittel	2,57	3,72	4,03	1,77	1,11	3,44	2,78
Median	1,74	2,45	2,66	1,71	1,07	2,59	2,02
Standardabweichung	3,30	4,79	4,49	5,49	3,67	3,33	4,37
Niedrigster Wert	-1,71	-3,70	-2,10	-25,85	-9,45	-1,85	-25,85
Höchster Wert	17,79	26,50	18,00	15,15	12,95	15,17	26,50
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	3,26	4,47	4,94	2,59	1,76	4,03	3,50
Median	2,28	3,24	4,13	1,89	1,54	2,71	2,59
Standardabweichung	2,76	4,56	4,56	4,04	3,96	3,50	4,05
Niedrigster Wert	0,99	-3,70	0,13	-6,93	-7,10	0,39	-7,10
Höchster Wert	11,70	17,09	18,00	12,11	12,95	15,17	18,00
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	33	32	29	202
Arithmetisches Mittel	2,06	3,15	3,28	1,03	0,52	2,84	2,17
Median	1,47	2,05	2,25	1,50	0,58	1,93	1,69
Standardabweichung	3,59	4,94	4,35	6,51	3,35	3,08	4,55
Niedrigster Wert	-1,71	-1,53	-2,10	-25,85	-9,45	-1,85	-25,85
Höchster Wert	17,79	26,50	16,80	15,15	8,50	13,45	26,50
<b>Gewinn vor Zinsen und Steuern in Mio. EUR (EBIT)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	1.819,2	2.125,0	2.508,0	1.499,1	1.250,2	2.166,6	1.895,5
Median	657,2	851,5	699,2	462,4	249,6	785,3	586,0
Standardabweichung	2.843,7	3.167,2	3.867,0	2.112,0	2.574,7	2.941,1	2.980,7
Niedrigster Wert	-69,0	-465,1	-119,2	-692,0	-1.910,0	-364,0	-1.910,0
Höchster Wert	14.198,0	16.146,0	18.306,0	7.655,0	13.665,0	11.739,0	18.306,0
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	3.879,8	4.295,1	5.014,5	2.857,8	2.483,7	3.968,8	3.740,1
Median	3.112,0	3.037,0	3.554,0	1.947,5	1.274,0	2.382,0	2.503,5
Standardabweichung	3.432,2	3.799,1	4.621,3	2.382,6	3.322,2	3.269,5	3.581,8
Niedrigster Wert	657,1	-465,1	211,0	-692,0	-1.910,0	524,6	-1.910,0
Höchster Wert	14.198,0	16.146,0	18.306,0	7.655,0	13.665,0	11.739,0	18.306,0
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	315,6	437,1	431,2	300,3	132,3	364,4	332,6
Median	142,7	280,8	221,8	186,4	147,9	247,1	199,0
Standardabweichung	367,4	473,4	568,6	606,9	384,9	438,1	487,0
Niedrigster Wert	-69,0	-34,5	-119,2	-318,2	-1.004,1	-364,0	-1.004,1
Höchster Wert	1.617,0	1.900,6	2.892,2	3.121,0	1.188,7	1.990,8	3.121,0

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Residualgewinn in Mio. EUR (Resinc)</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	179,1	361,7	346,6	-337,1	-313,3	345,2	96,3
Median	63,5	159,8	108,2	14,1	-68,3	92,0	57,5
Standardabweichung	905,3	698,8	921,5	1.598,0	1.591,8	899,5	1.190,1
Niedrigster Wert	-2.363,4	-1.065,8	-3.444,3	-7.189,2	-7.009,1	-2.132,4	-7.189,2
Höchster Wert	4.720,2	3.088,2	3.254,0	2.673,8	5.361,9	3.319,7	5.361,9
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	371,5	744,2	673,9	-357,9	-452,8	682,4	269,4
Median	210,3	563,2	409,7	119,7	-62,7	482,2	303,2
Standardabweichung	1.363,8	865,5	1.263,3	2.040,7	2.269,2	1.174,8	1.640,3
Niedrigster Wert	-2.363,4	-1.065,8	-3.444,3	-7.189,2	-7.009,1	-2.132,4	-7.189,2
Höchster Wert	4.720,2	3.088,2	3.254,0	2.673,8	5.361,9	3.319,7	5.361,9
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	38,6	64,2	75,3	-318,7	-186,9	8,0	-50,3
Median	31,0	33,7	29,0	13,6	-86,1	39,0	25,3
Standardabweichung	207,0	304,9	303,1	1.102,0	467,6	177,1	545,5
Niedrigster Wert	-376,4	-709,4	-587,3	-6.117,0	-2.285,7	-434,0	-6.117,0
Höchster Wert	758,9	1.151,0	1.453,6	234,5	427,4	400,6	1.453,6

## Anhang D: Vollständige deskriptive Statistiken der Größenmaße

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Umsatzerlöse in Mio. EUR</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	19.156	21.261	21.667	21.824	20.679	23.925	21.384
Median	6.990	8.089	9.387	10.263	9.341	10.725	8.447
Standardabweichung	28.469	30.653	28.644	27.841	26.382	30.061	28.547
Niedrigster Wert	80	98	100	120	130	147	80
Höchster Wert	149.776	151.616	108.897	113.808	105.187	126.875	151.616
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	39.468	42.588	41.569	39.194	37.398	41.689	40.308
Median	40.518	35.914	32.385	28.894	31.168	35.088	32.652
Standardabweichung	34.562	36.402	32.572	32.252	29.976	33.727	32.826
Niedrigster Wert	1.746	2.005	2.416	2.692	2.159	2.166	1.746
Höchster Wert	149.776	151.616	108.897	113.808	105.187	126.875	151.616
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	4.334	4.673	5.177	6.496	5.527	6.161	5.351
Median	2.419	2.548	2.703	2.983	2.686	2.956	2.724
Standardabweichung	4.521	4.708	5.374	7.023	6.083	6.962	5.779
Niedrigster Wert	80	98	100	120	130	147	80
Höchster Wert	20.491	21.569	22.349	24.239	21.497	26.047	26.047
<b>Bilanzsumme in Mio. EUR</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	67.412	76.100	95.349	100.199	80.981	89.086	84.818
Median	7.304	7.964	9.935	11.270	10.998	13.621	9.127
Standardabweichung	179.660	202.420	291.262	306.319	227.553	274.290	249.676
Niedrigster Wert	823	918	857	839	1.020	1.036	823
Höchster Wert	987.961	1.122.587	2.015.577	2.193.953	1.493.514	1.897.289	2.193.953
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	148.783	167.751	203.406	186.203	155.479	171.298	172.532
Median	35.733	71.664	79.640	45.705	40.729	43.122	50.284
Standardabweichung	256.096	282.959	410.727	426.960	313.459	372.932	346.917
Niedrigster Wert	5.555	8.047	8.010	3.427	4.536	5.019	3.427
Höchster Wert	987.961	1.122.587	2.015.577	2.193.953	1.493.514	1.897.289	2.193.953
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	8.034	4.815	5.815	24.314	13.467	6.874	10.498
Median	2.553	2.945	3.085	3.363	3.180	3.409	3.168
Standardabweichung	23.003	6.380	7.324	79.225	39.687	8.850	37.874
Niedrigster Wert	823	918	857	839	1.020	1.036	823
Höchster Wert	139.846	36.698	33.666	414.520	226.057	44.646	414.520

**Anhang E:** Vollständige deskriptive Statistiken der Corporate Governance-Variablen

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Anzahl Mitglieder AR</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	15,52	15,48	15,38	15,41	15,18	15,36	15,39
Median	16	16	16	16	16	16	16
Standardabweichung	5,18	5,07	5,06	4,98	4,93	4,76	4,97
Niedrigster Wert	3	3	3	6	6	6	3
Höchster Wert	25	24	24	23	24	24	25
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	18,59	18,64	18,28	17,63	17,52	17,21	17,97
Median	20	20	20	20	20	20	20
Standardabweichung	4,21	3,97	4,11	4,16	4,00	4,07	4,06
Niedrigster Wert	6	6	6	7	7	7	6
Höchster Wert	25	24	24	23	24	24	25
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	13,27	13,03	12,97	13,44	13,06	13,52	13,21
Median	12	12	12	12	12	12	12
Standardabweichung	4,68	4,46	4,52	4,86	4,78	4,75	4,62
Niedrigster Wert	3	3	3	6	6	6	3
Höchster Wert	21	21	21	20	20	21	21
<b>Anzahl Mitglieder VA</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	61	61	62	62	60	57	363
Arithmetisches Mittel	4,25	4,34	4,31	4,29	4,28	4,32	4,30
Median	4	4	4	4	4	4	4
Standardabweichung	1,58	1,56	1,49	1,42	1,42	1,45	1,48
Niedrigster Wert	3	3	3	3	3	3	3
Höchster Wert	12	12	12	12	12	12	12
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	28	29	29	29	170
Arithmetisches Mittel	4,15	4,29	4,39	4,31	4,35	4,45	4,32
Median	4	4	4	4	4	4	4
Standardabweichung	0,91	0,98	0,96	0,89	0,86	0,95	0,91
Niedrigster Wert	3	3	3	3	3	3	3
Höchster Wert	6	6	6	6	6	6	6
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	34	33	34	33	31	28	193
Arithmetisches Mittel	4,32	4,39	4,24	4,27	4,23	4,18	4,28
Median	4	4	4	4	4	4	4
Standardabweichung	1,97	1,94	1,83	1,77	1,80	1,85	1,84
Niedrigster Wert	3	3	3	3	3	3	3
Höchster Wert	12	12	12	12	12	12	12

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Anzahl fremder Vorstände im eigenen AR</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	1,30	1,22	1,11	1,05	1,03	1,03	1,13
Median	1	1	1	1	1	1	1
Standardabweichung	1,26	1,25	1,18	1,09	1,17	1,08	1,17
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	6	5	5	4	4	4	6
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	1,78	1,86	1,59	1,50	1,52	1,45	1,61
Median	1	2	1	2	1	2	2
Standardabweichung	1,22	1,27	1,21	1,08	1,15	0,99	1,15
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	4	4	4	4	4	3	4
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,95	0,72	0,71	0,65	0,59	0,62	0,71
Median	1	0,5	0	0	0	0	0
Standardabweichung	1,18	1,00	1,02	0,95	1,01	1,02	1,03
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	6	5	5	4	4	4	6
<b>Anzahl eigener Vorstände in fremdem AR</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	0,88	0,89	0,83	0,73	0,79	0,74	0,81
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	1,48	1,26	1,11	1,04	1,16	1,05	1,19
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	8	6	5	5	5	4	8
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	1,78	1,68	1,55	1,33	1,45	1,21	1,49
Median	1	1	1	1	1	1	1
Standardabweichung	1,89	1,49	1,21	1,18	1,33	1,24	1,40
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	8	6	5	5	5	4	8
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,22	0,28	0,23	0,21	0,19	0,28	0,23
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,42	0,51	0,49	0,48	0,47	0,53	0,48
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	1	2	2	2	2	2	2

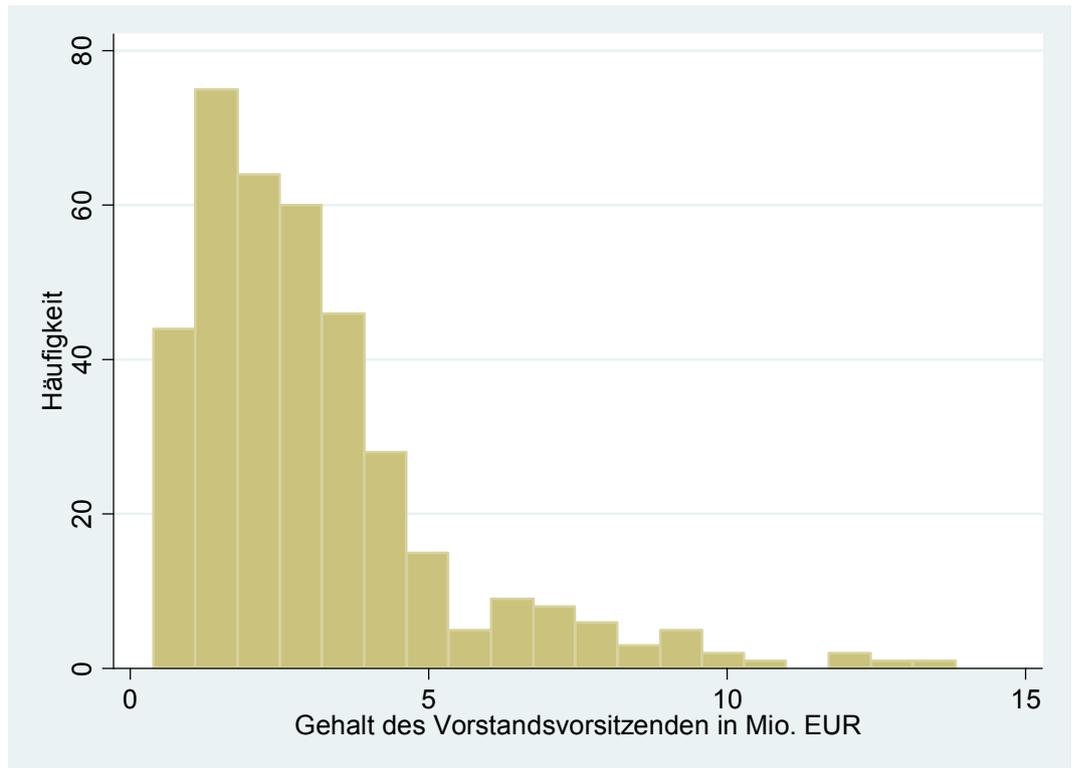
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Anzahl fremder Vorstände im eigenen VA</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	61	61	63	63	60	57	365
Arithmetisches Mittel	0,28	0,26	0,25	0,25	0,25	0,30	0,27
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,49	0,44	0,47	0,47	0,44	0,50	0,47
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	2	1	2	2	1	2	2
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,33	0,36	0,35	0,33	0,31	0,35	0,34
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,48	0,49	0,55	0,55	0,47	0,48	0,50
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	1	1	2	2	1	1	2
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	34	33	34	33	31	28	193
Arithmetisches Mittel	0,24	0,18	0,18	0,18	0,19	0,25	0,20
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,50	0,39	0,39	0,39	0,40	0,52	0,43
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	2	1	1	1	1	2	2
<b>Anzahl eigener Vorstände in fremdem VA</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	0,22	0,23	0,27	0,28	0,31	0,33	0,27
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,65	0,66	0,72	0,68	0,70	0,63	0,67
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	4	4	4	4	4	3	4
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,44	0,46	0,52	0,53	0,62	0,55	0,52
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,93	0,92	0,99	0,90	0,90	0,78	0,90
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	4	4	4	4	4	3	4
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,05	0,06	0,06	0,06	0,03	0,10	0,06
Median	0	0	0	0	0	0	0
Standardabweichung	0,23	0,23	0,24	0,24	0,18	0,31	0,24
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	1	1	1	1	1	1	1

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	0,230	0,226	0,234	0,246	0,244	0,245	0,237
Median	0,125	0,100	0,125	0,150	0,200	0,175	0,150
Standardabweichung	0,229	0,225	0,233	0,228	0,216	0,225	0,225
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,139	0,157	0,183	0,227	0,210	0,212	0,189
Median	0,050	0,100	0,100	0,150	0,150	0,150	0,100
Standardabweichung	0,172	0,163	0,196	0,205	0,199	0,201	0,190
Niedrigster Wert	0	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	0,55	0,55	0,70	0,70	0,70	0,70	0,70
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,296	0,279	0,276	0,263	0,275	0,278	0,278
Median	0,200	0,175	0,150	0,175	0,225	0,250	0,200
Standardabweichung	0,244	0,253	0,255	0,249	0,228	0,246	0,243
Niedrigster Wert	0,05	0	0	0	0	0	0
Höchster Wert	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85	0,85
Legende: AR: Aufsichtsrat; VA: Vergütungsausschuss							

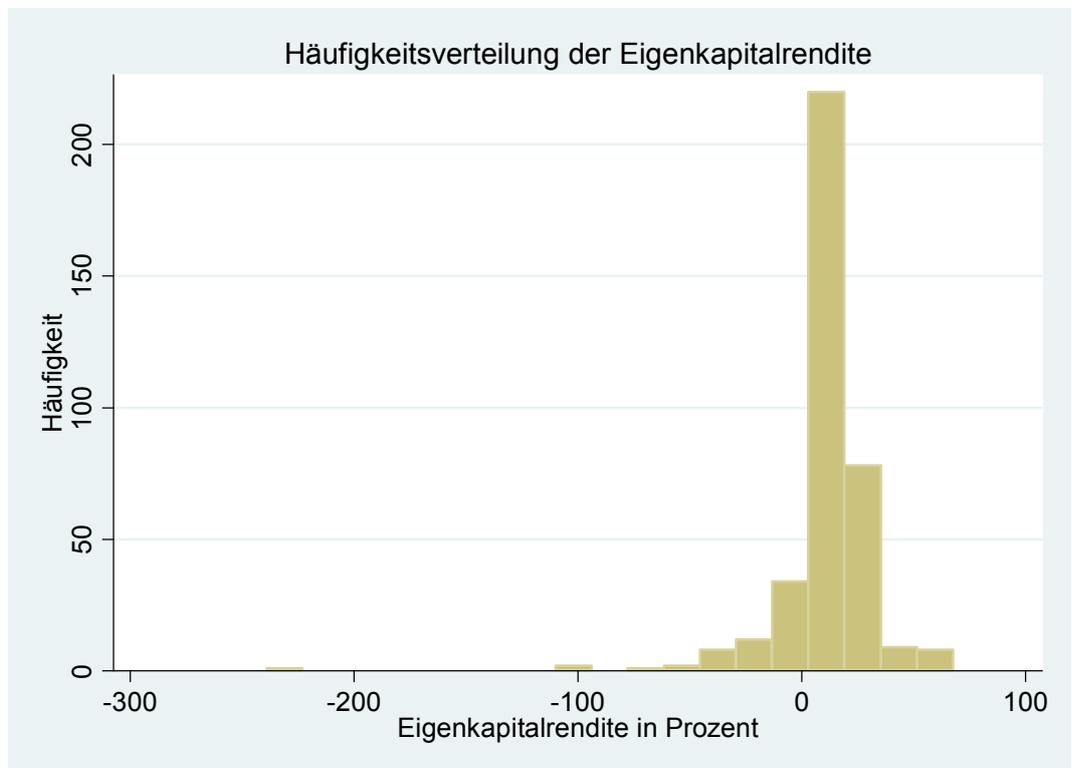
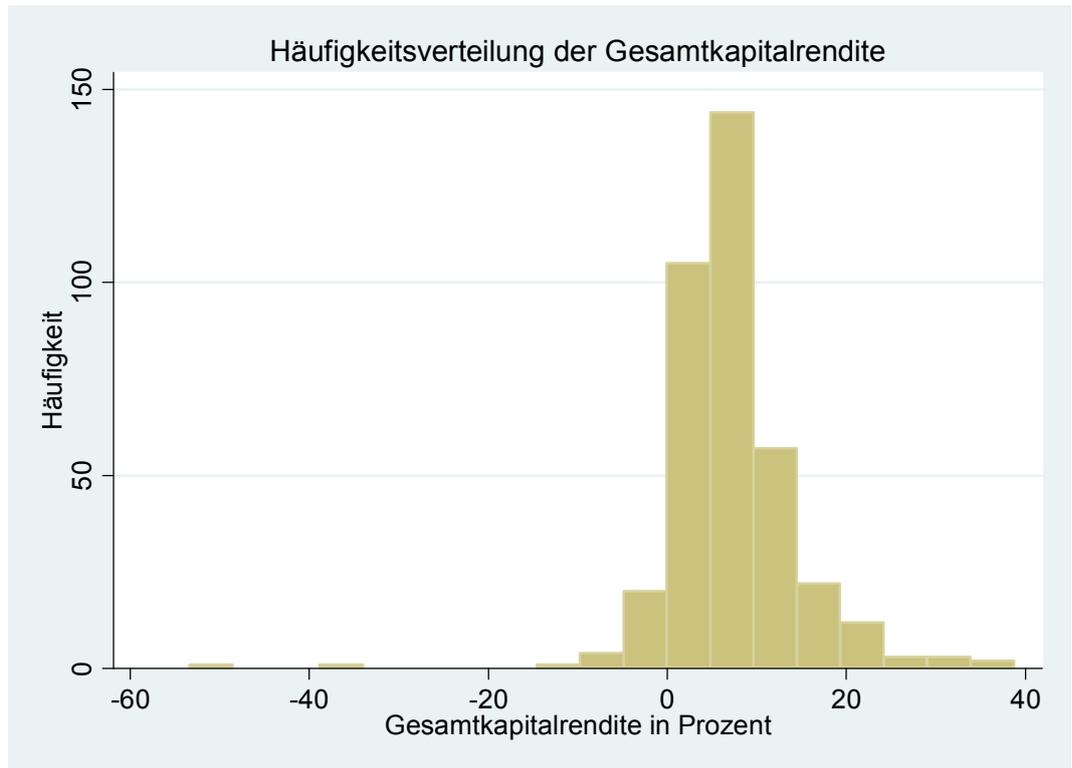
**Anhang F: Vollständige deskriptive Statistiken der Kontrollvariablen**

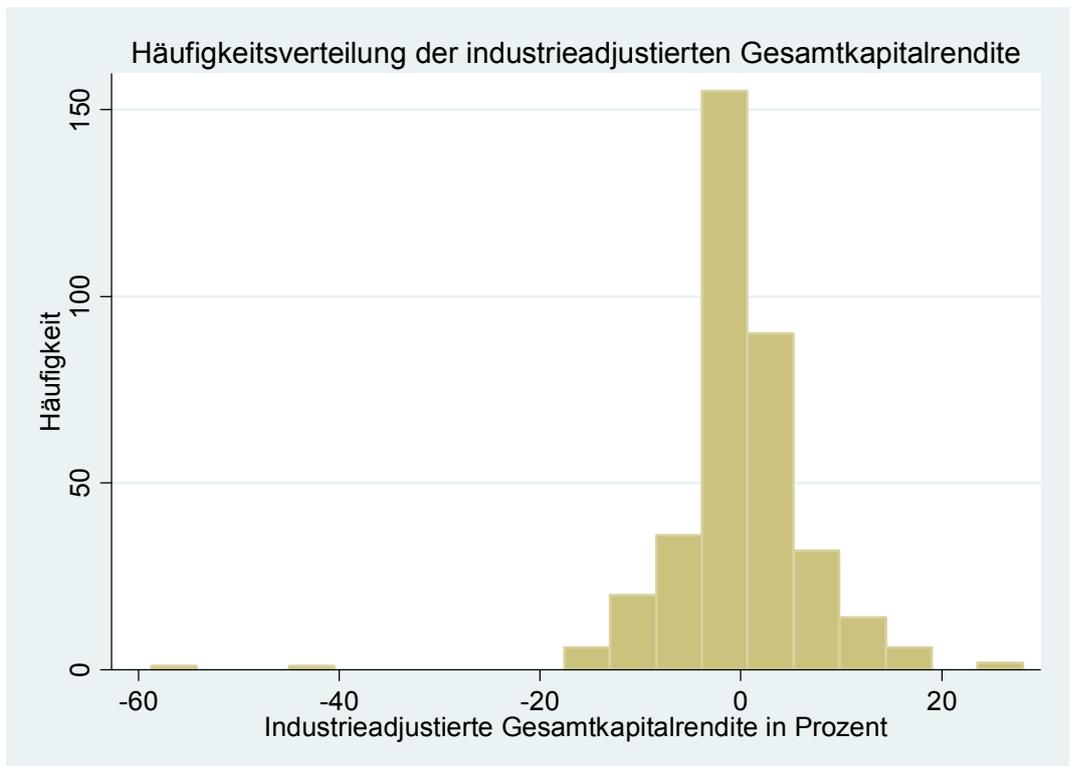
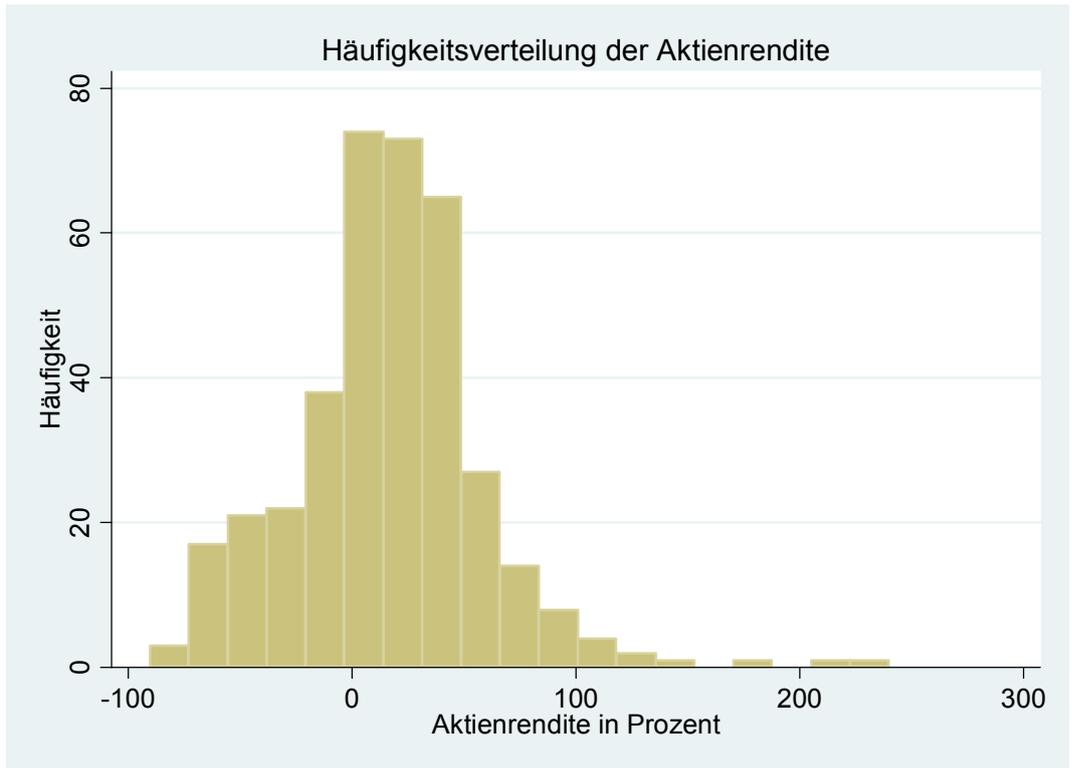
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Tobin's Q</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	1,467	1,561	1,518	1,174	1,274	1,341	1,391
Median	1,258	1,371	1,303	1,034	1,150	1,194	1,231
Standardabweichung	0,743	0,772	0,653	0,373	0,451	0,486	0,614
Niedrigster Wert	0,941	1,004	0,913	0,771	0,841	0,849	0,771
Höchster Wert	5,652	5,558	4,540	2,606	3,376	3,512	5,652
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	1,386	1,389	1,431	1,231	1,327	1,319	1,346
Median	1,098	1,139	1,247	1,059	1,185	1,121	1,129
Standardabweichung	0,892	0,848	0,662	0,471	0,547	0,471	0,658
Niedrigster Wert	0,941	1,006	1,002	0,842	0,955	0,849	0,842
Höchster Wert	5,652	5,558	4,540	2,606	3,376	2,762	5,652
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	1,526	1,694	1,590	1,124	1,225	1,363	1,429
Median	1,310	1,475	1,432	1,024	1,128	1,251	1,282
Standardabweichung	0,620	0,691	0,646	0,255	0,343	0,509	0,573
Niedrigster Wert	1,004	1,004	0,913	0,771	0,841	0,915	0,771
Höchster Wert	3,409	3,700	3,585	1,827	2,316	3,512	3,700
<b>Variationskoeffizient des Aktienkurses</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	63	63	63	63	61	58	371
Arithmetisches Mittel	0,347	0,357	0,370	0,340	0,327	0,307	0,342
Median	0,273	0,317	0,345	0,293	0,311	0,283	0,302
Standardabweichung	0,259	0,179	0,166	0,211	0,164	0,161	0,193
Niedrigster Wert	0,050	0,103	0,098	0,108	0,108	0,092	0,050
Höchster Wert	1,777	1,045	0,960	1,508	1,077	0,779	1,777
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	26	27	28	30	29	29	169
Arithmetisches Mittel	0,299	0,338	0,364	0,373	0,327	0,289	0,332
Median	0,268	0,274	0,310	0,287	0,245	0,246	0,276
Standardabweichung	0,138	0,182	0,176	0,286	0,204	0,168	0,199
Niedrigster Wert	0,108	0,137	0,098	0,108	0,126	0,092	0,092
Höchster Wert	0,617	1,045	0,929	1,508	1,077	0,779	1,508
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	33	32	29	202
Arithmetisches Mittel	0,380	0,372	0,375	0,311	0,326	0,325	0,350
Median	0,284	0,358	0,362	0,293	0,320	0,301	0,320
Standardabweichung	0,315	0,179	0,161	0,101	0,119	0,154	0,189
Niedrigster Wert	0,050	0,103	0,128	0,145	0,108	0,093	0,050
Höchster Wert	1,777	0,987	0,960	0,578	0,628	0,711	1,777

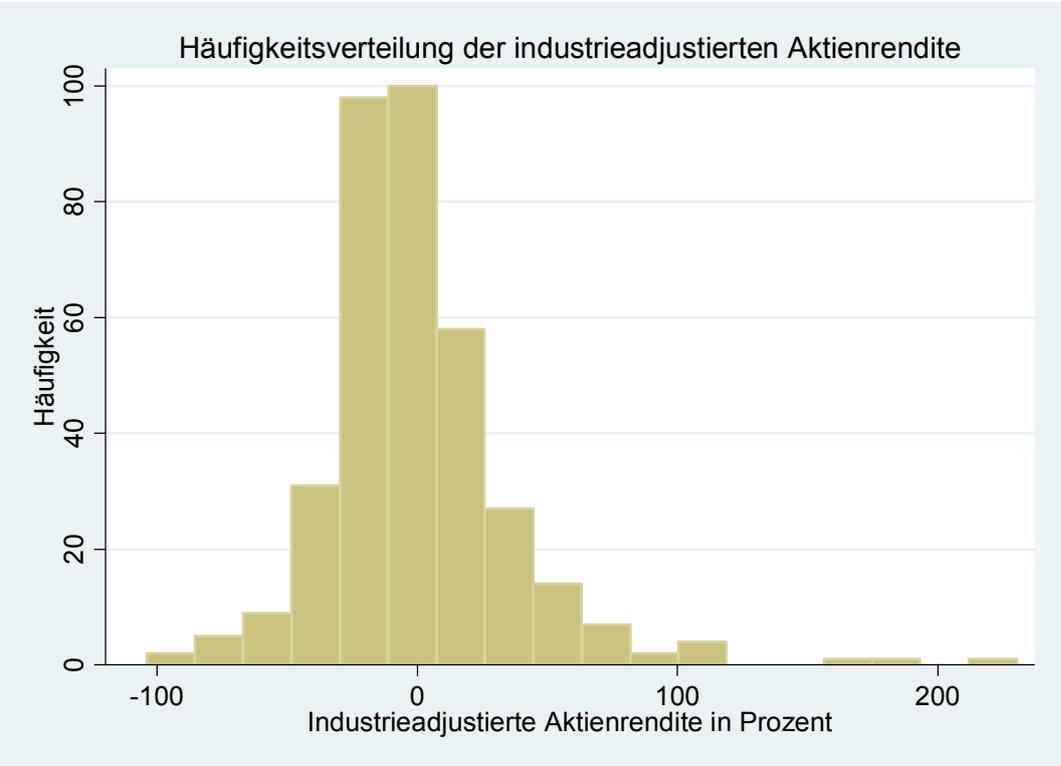
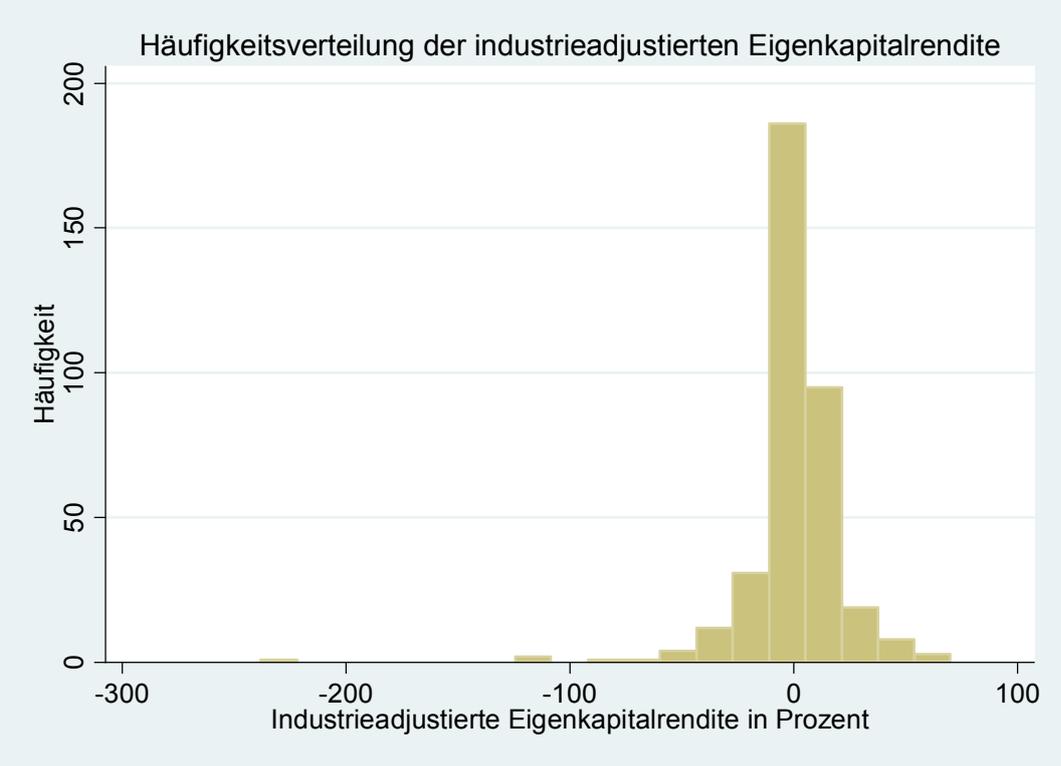
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	Gesamt
<b>Fremdkapitalquote</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	0,680	0,687	0,689	0,715	0,699	0,681	0,692
Median	0,656	0,670	0,674	0,699	0,702	0,682	0,686
Standardabweichung	0,169	0,159	0,155	0,154	0,150	0,138	0,154
Niedrigster Wert	0,312	0,349	0,353	0,353	0,346	0,389	0,312
Höchster Wert	0,978	0,978	0,985	1,004	0,979	0,977	1,004
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	0,740	0,761	0,739	0,717	0,697	0,691	0,724
Median	0,760	0,760	0,723	0,696	0,685	0,678	0,718
Standardabweichung	0,171	0,163	0,174	0,171	0,170	0,157	0,167
Niedrigster Wert	0,354	0,349	0,364	0,369	0,346	0,418	0,346
Höchster Wert	0,978	0,978	0,985	0,985	0,979	0,977	0,985
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	0,636	0,630	0,648	0,712	0,700	0,671	0,665
Median	0,619	0,627	0,661	0,699	0,705	0,686	0,666
Standardabweichung	0,155	0,132	0,125	0,140	0,132	0,118	0,137
Niedrigster Wert	0,312	0,358	0,353	0,353	0,363	0,389	0,312
Höchster Wert	0,967	0,908	0,889	1,004	0,977	0,894	1,004
<b>Diversifikationsgrad</b>							
<b>Alle Unternehmen</b>							
Anzahl Beobachtungen	64	64	64	64	61	58	375
Arithmetisches Mittel	3,67	3,67	3,67	3,67	3,62	3,67	3,66
Median	4	4	4	4	4	4	4
Standardabweichung	1,59	1,59	1,59	1,59	1,60	1,62	1,59
Niedrigster Wert	1	1	1	1	1	1	1
Höchster Wert	8	8	8	8	8	8	8
<b>DAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	27	28	29	30	29	29	172
Arithmetisches Mittel	3,67	3,61	3,55	3,50	3,55	3,52	3,56
Median	4	4	4	3,5	4	3	4
Standardabweichung	1,69	1,69	1,68	1,68	1,68	1,68	1,66
Niedrigster Wert	1	1	1	1	1	1	1
Höchster Wert	6	6	6	6	6	6	6
<b>MDAX</b>							
Anzahl Beobachtungen	37	36	35	34	32	29	203
Arithmetisches Mittel	3,68	3,72	3,77	3,82	3,69	3,83	3,75
Median	4	4	4	4	4	4	4
Standardabweichung	1,55	1,54	1,54	1,53	1,55	1,56	1,53
Niedrigster Wert	1	1	1	1	1	1	1
Höchster Wert	8	8	8	8	8	8	8

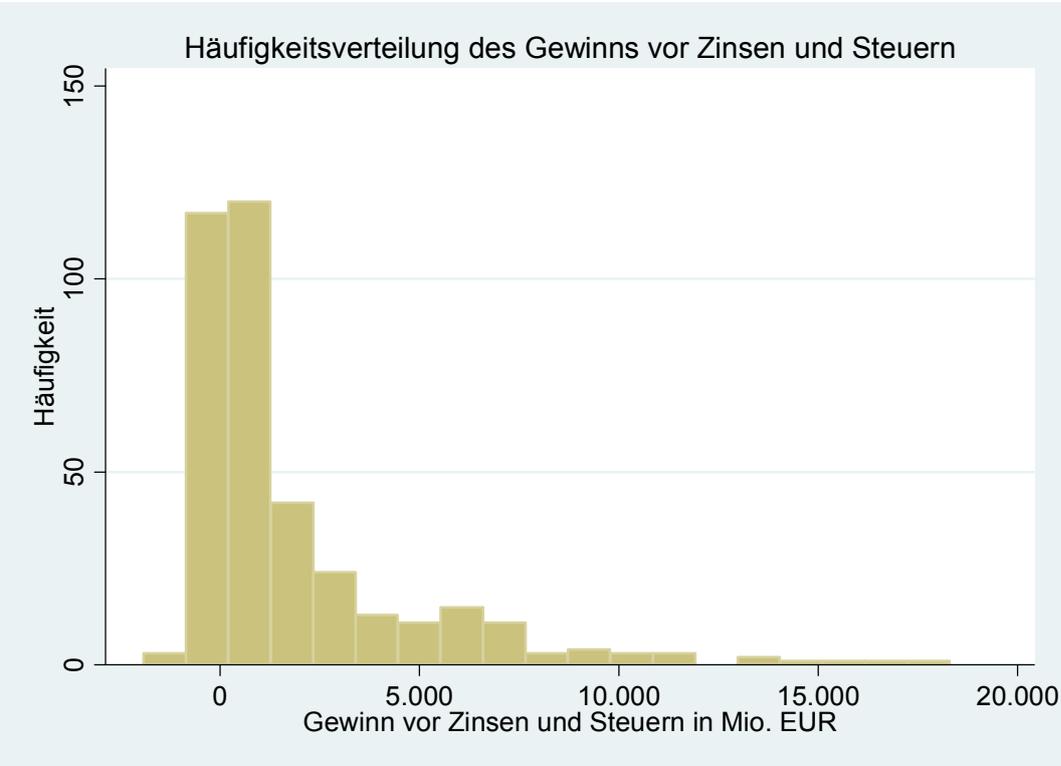
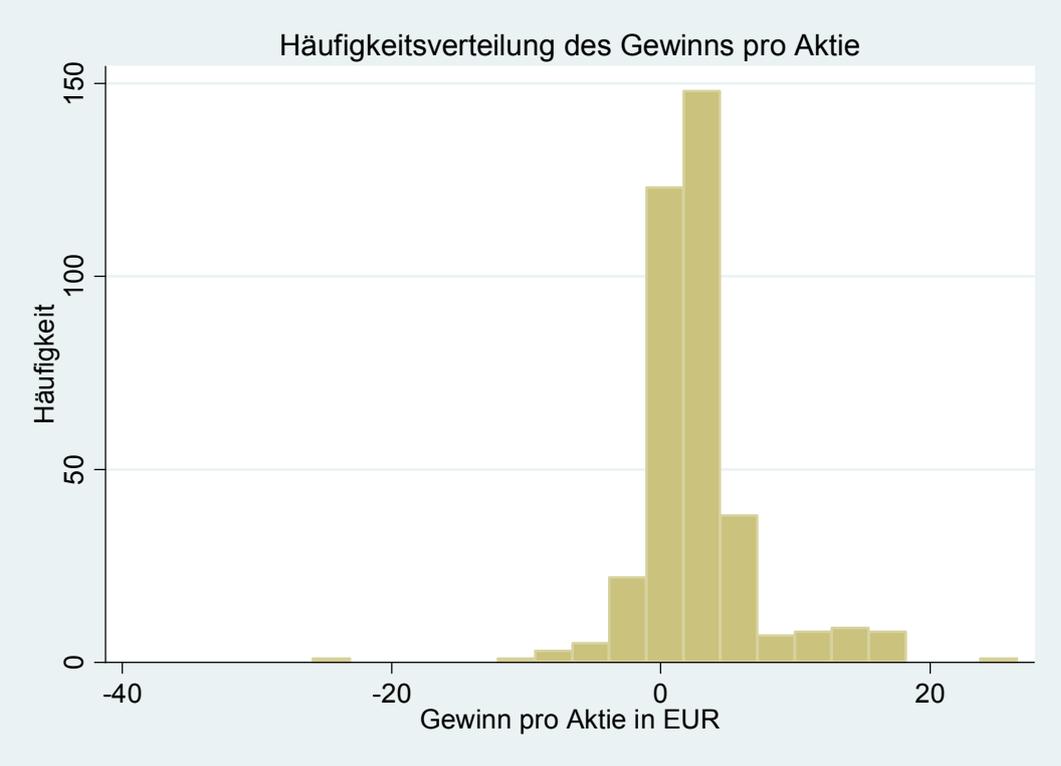
**Anhang G:** Häufigkeitsverteilung der Vergütung des Vorstandsvorsitzenden

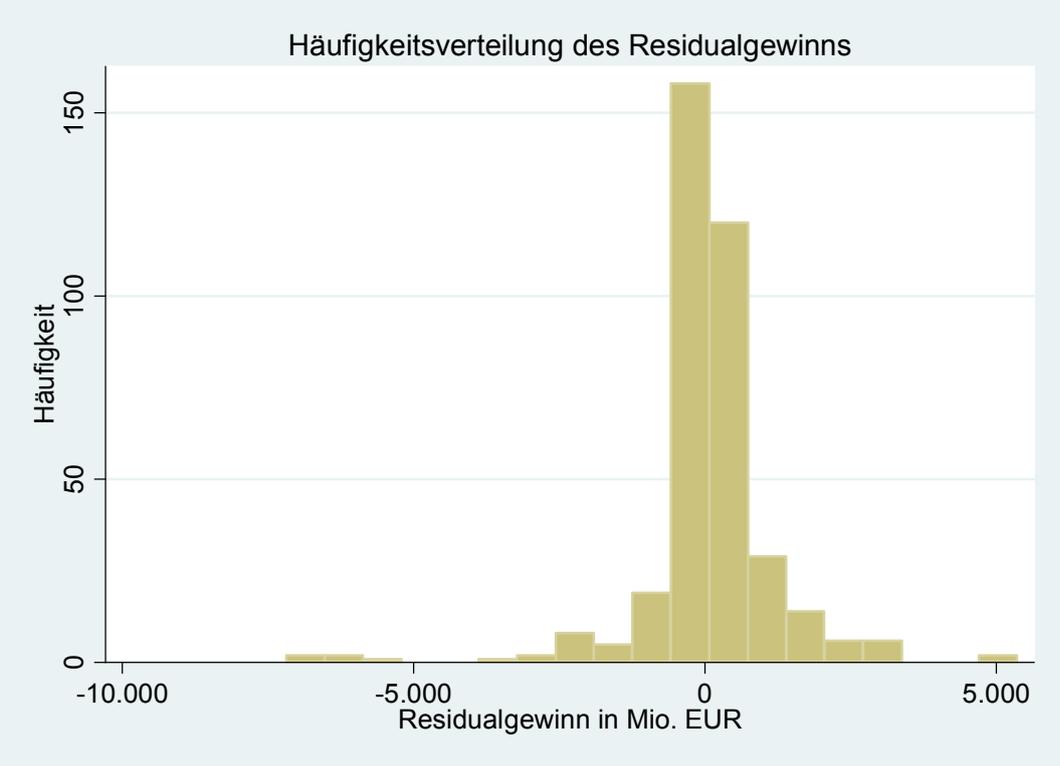
**Anhang H:** Häufigkeitsverteilungen der Performancemaße



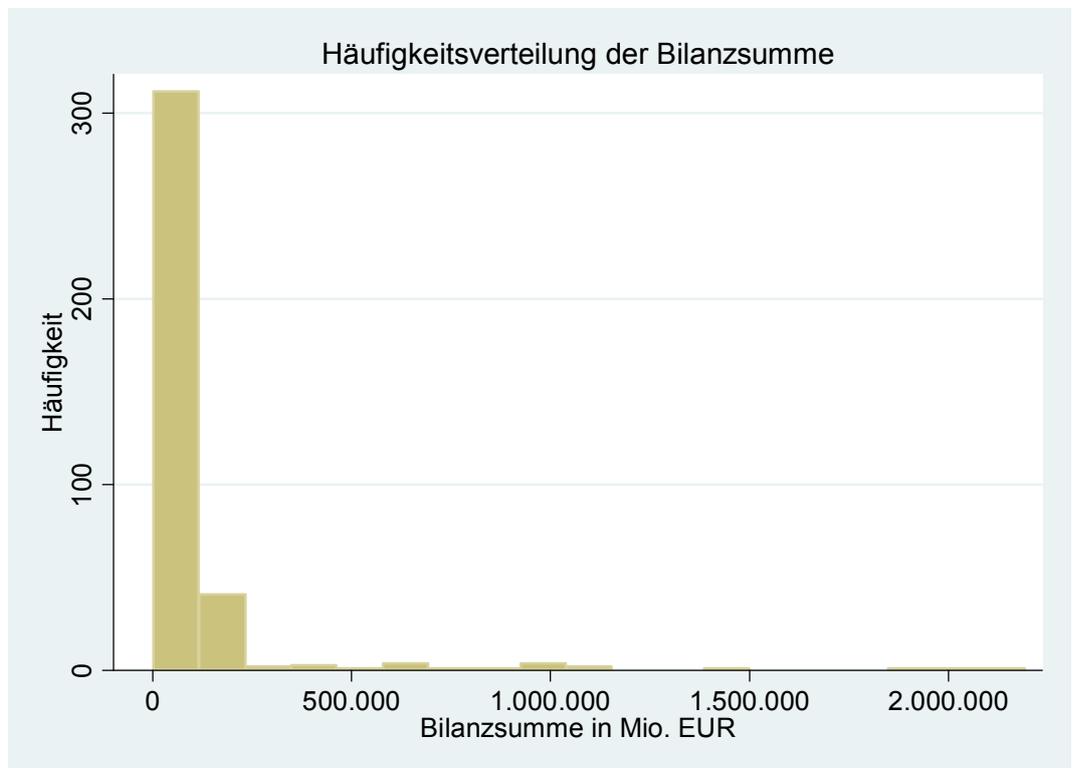
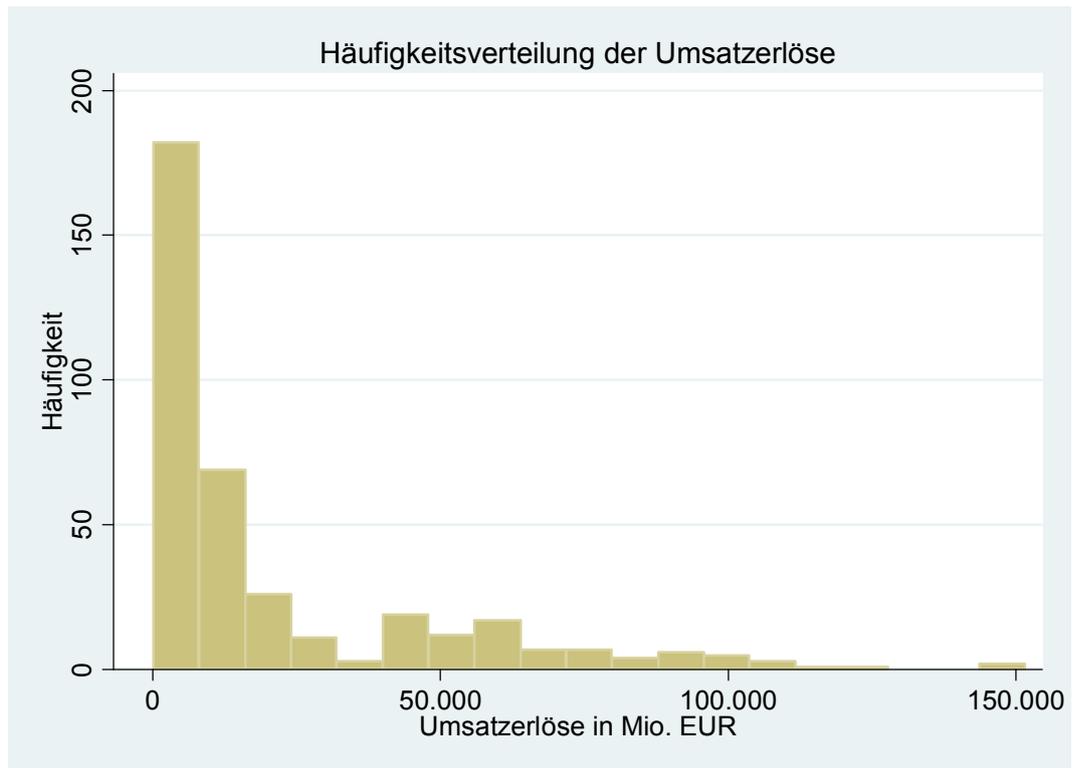




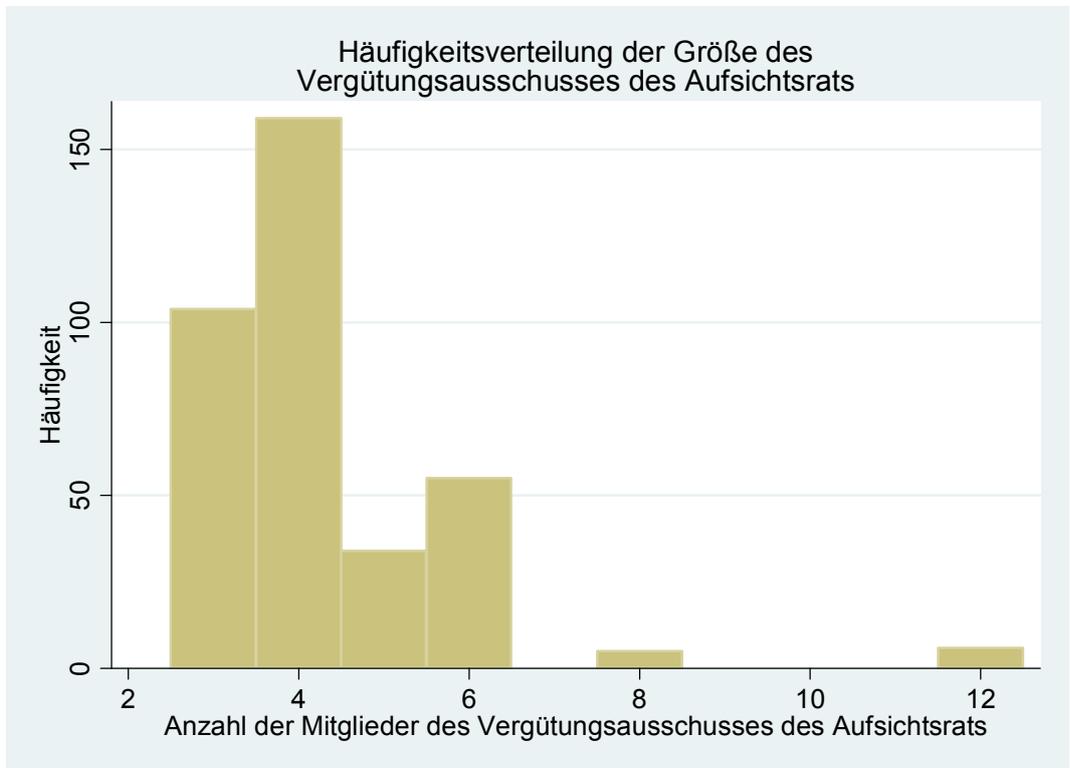
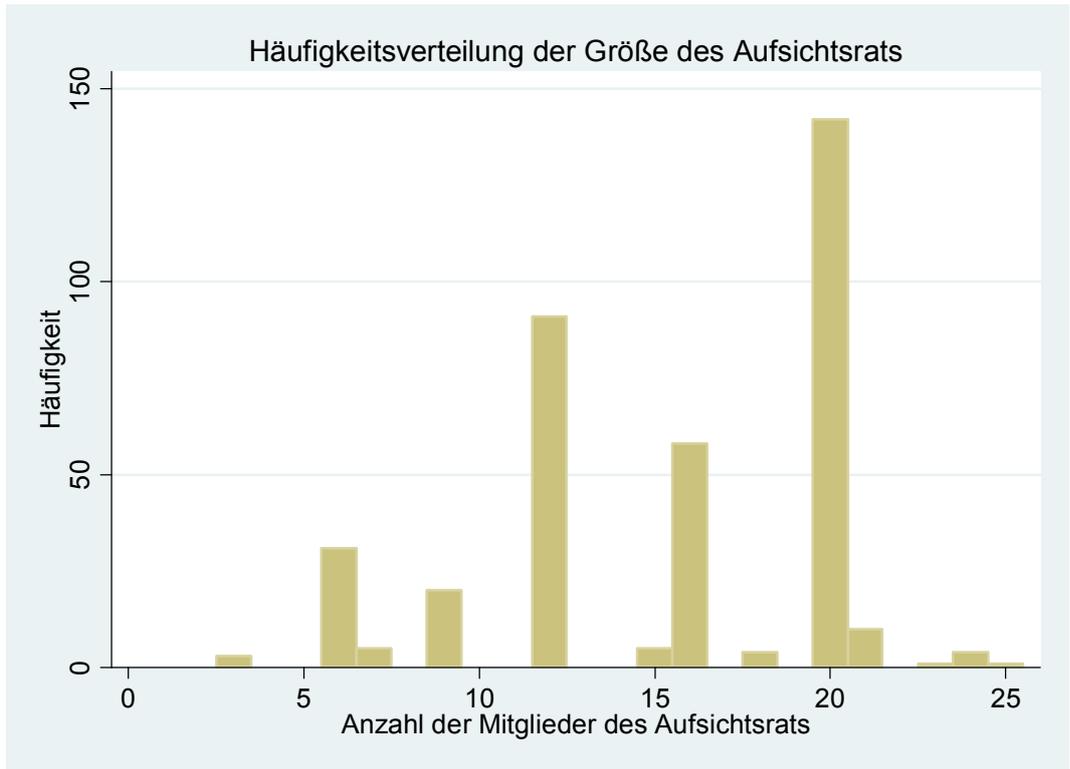


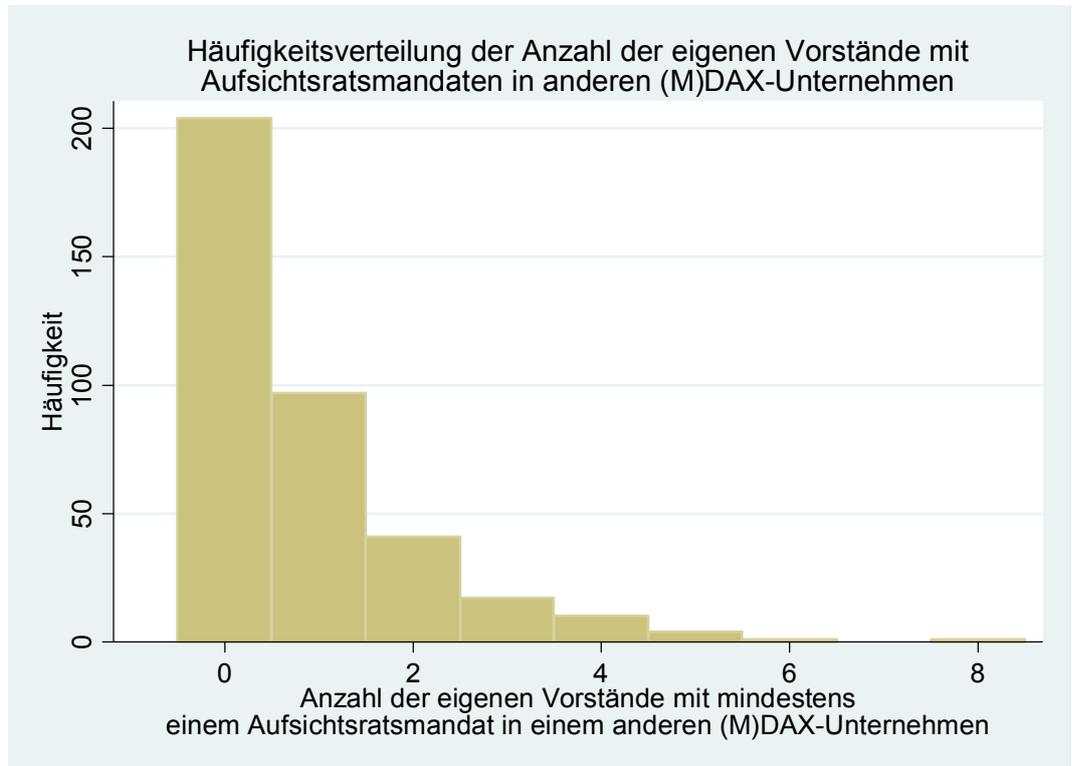
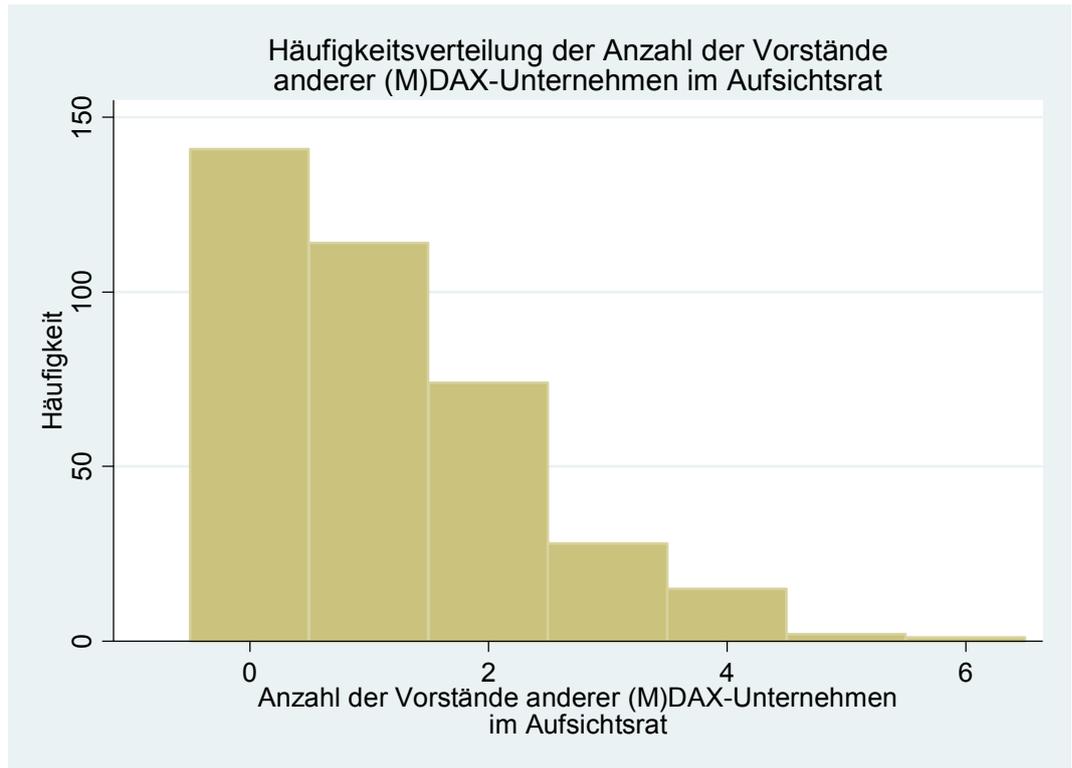


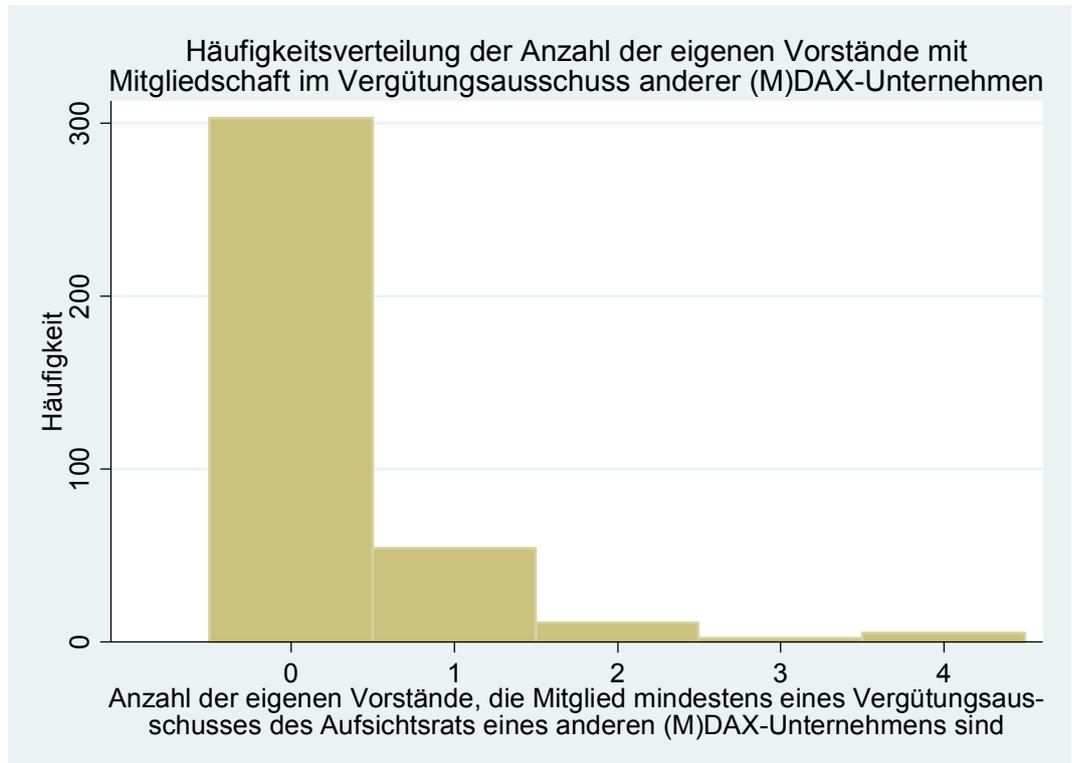
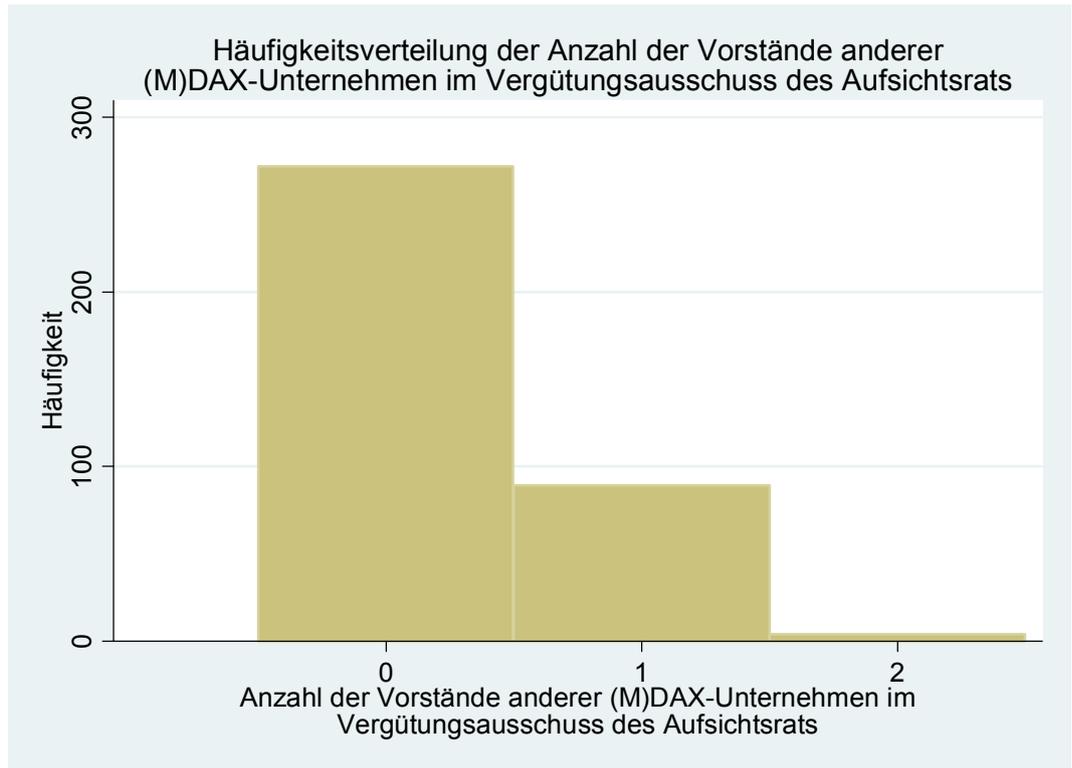
**Anhang I:** Häufigkeitsverteilungen der Größenmaße

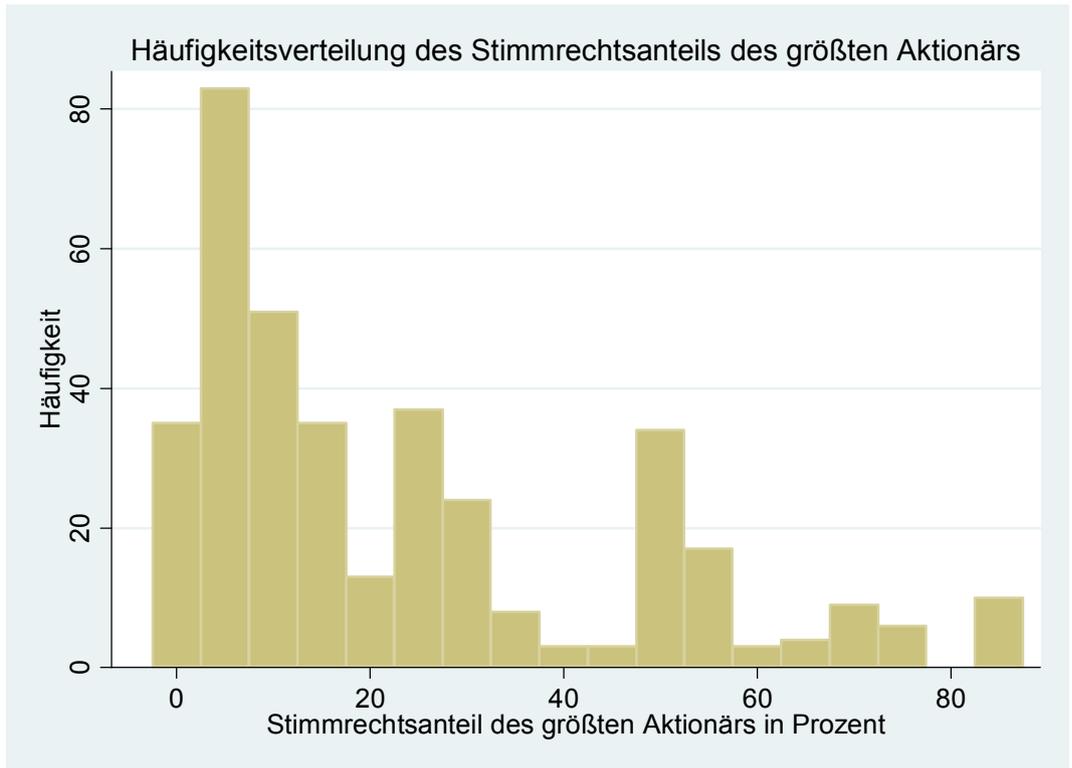


**Anhang J:** Häufigkeitsverteilungen der Corporate Governance-Variablen

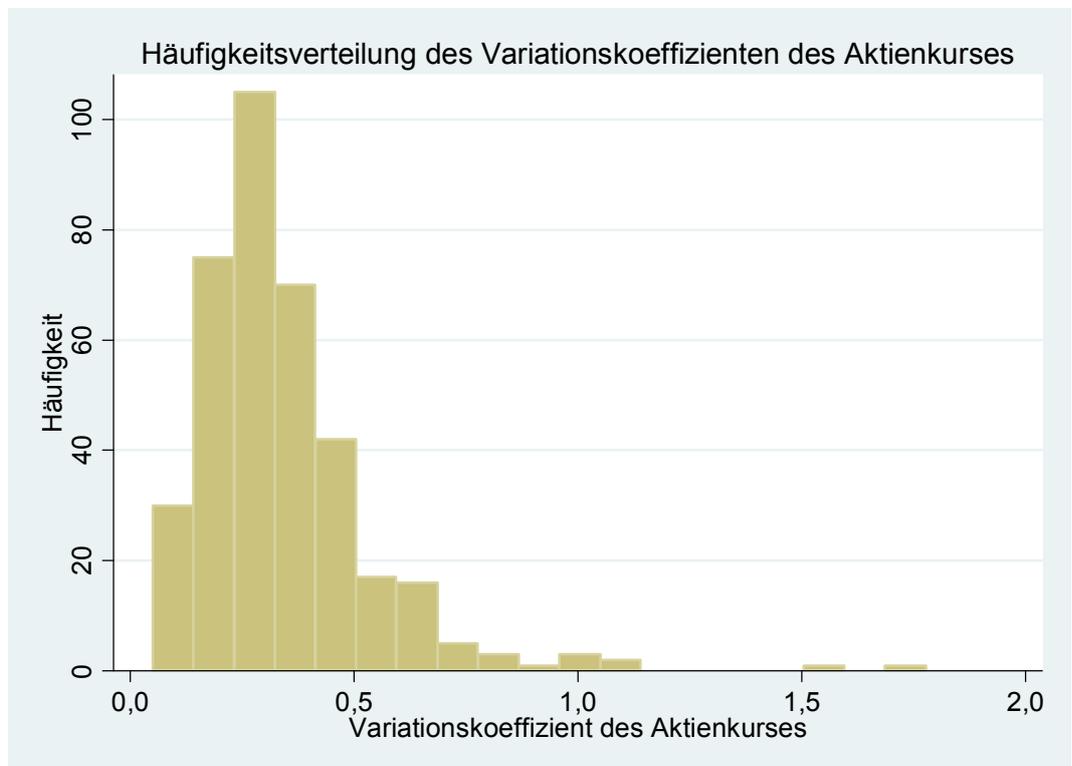
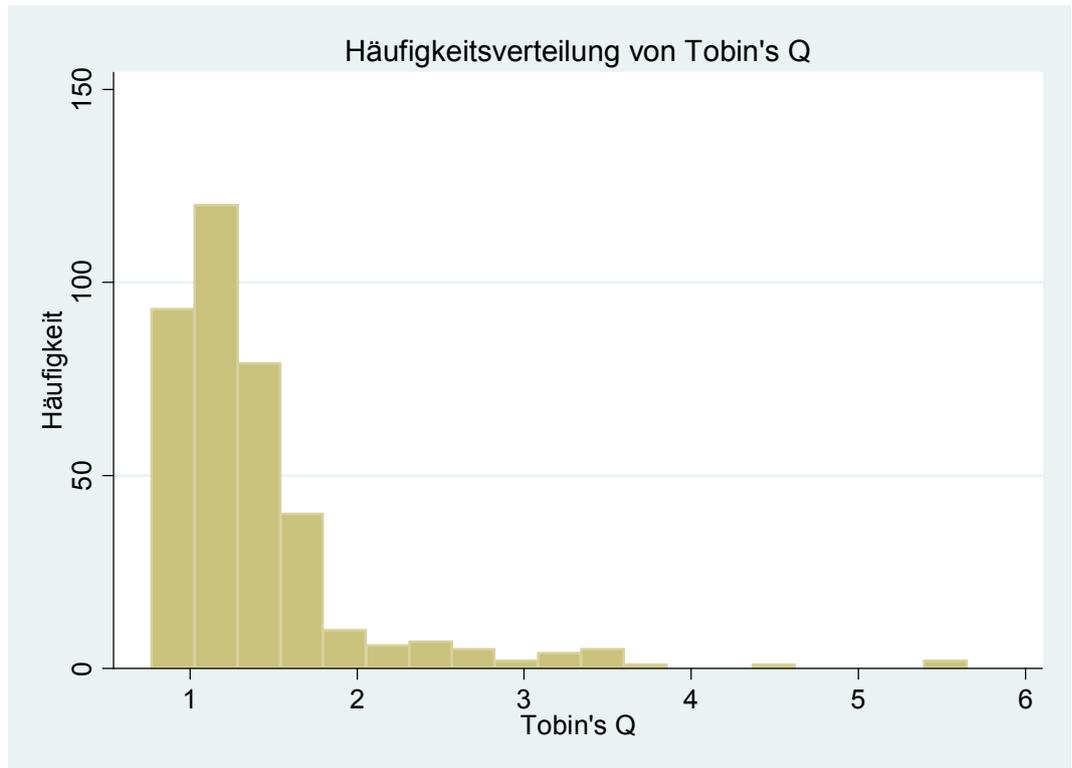


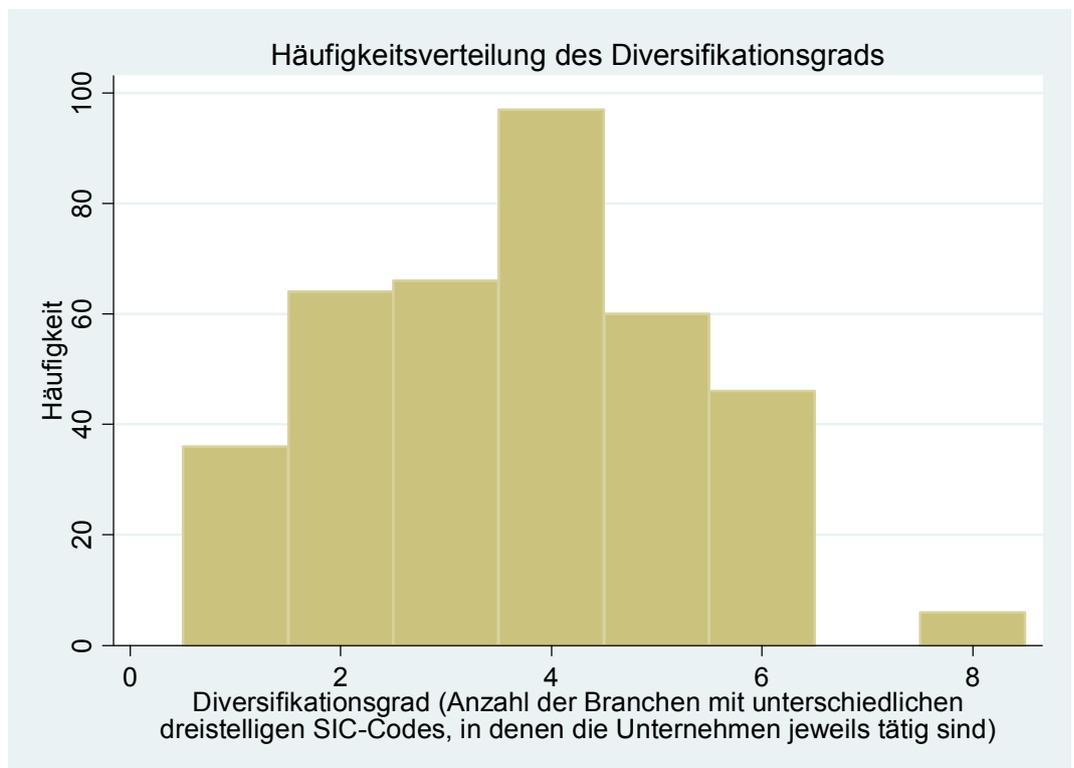
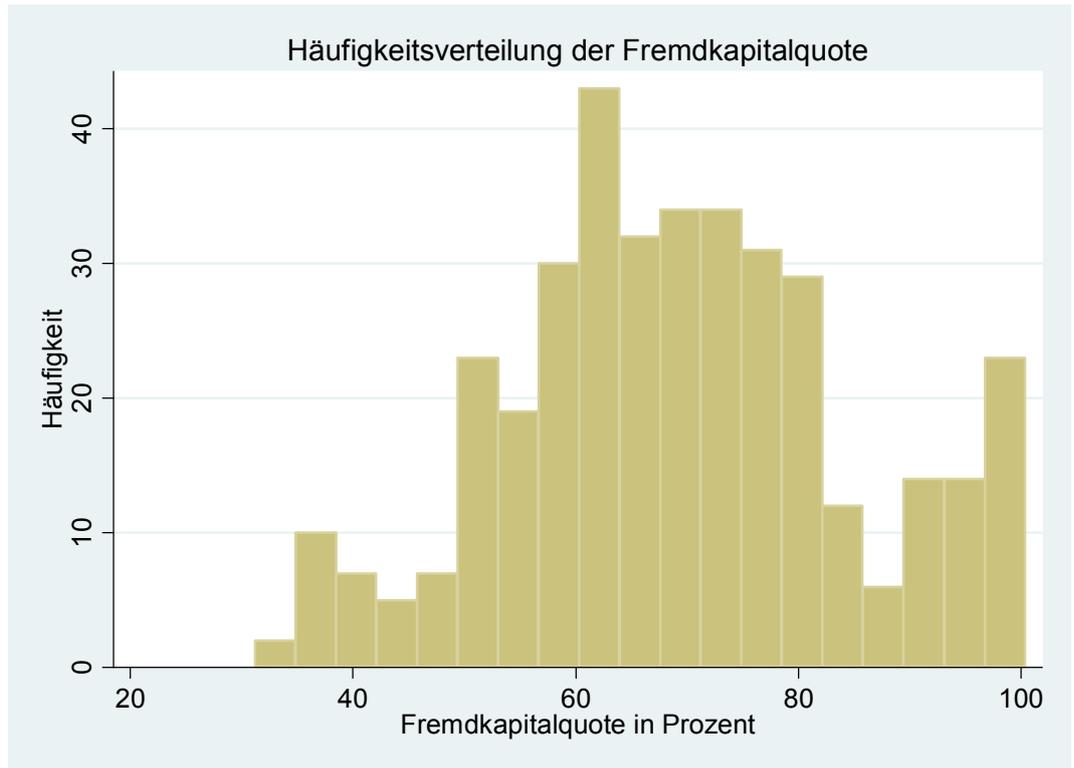






### Anhang K: Häufigkeitsverteilungen der Kontrollvariablen





### Anhang L: Liste aller Variablenamen mit Definition, Berechnung und Quelle

(Anmerkung: Geordnet nach Vergütungsvariablen, Performancevariablen, Größenvariablen, Corporate Governance-Variablen sowie Kontrollvariablen und weiteren Variablen)

Variablenname	Definition	Berechnung	Quelle
wage	Vergütung des Vorstandsvorsitzenden in Mio. EUR	-	Vergütungsstudien des Manager Magazins
ROA	Gesamtkapitalrendite (Return on Assets)	$\frac{\text{EBIT}}{(\text{Bilanzsumme zum Anfang des Geschäftsjahres} + \text{Bilanzsumme zum Ende des Geschäftsjahres})/2}$	Thomson Worldscope
ROE	Eigenkapitalrendite (Return on Equity)	-	Thomson Worldscope
TSR	Aktienrendite (Total Shareholder Return)	$\frac{(\text{Endaktienkurs Stammakt.} - \text{Anfangsaktienkurs}) + \text{Dividende}}{\text{Anfangsaktienkurs}}$	Thomson Datastream
ROA_indad	Industrieadjustierte Gesamtkapitalrendite	ROA – I_ROA (siehe unten)	Siehe ROA
ROE_indad	Industrieadjustierte Eigenkapitalrendite	ROE – I_ROE (siehe unten)	Siehe ROE
TSR_indad	Industrieadjustierte Aktienrendite	TSR – I_TSR (siehe unten)	Siehe TSR
EPS	Gewinn pro Aktie in EUR (Earnings per Share)	-	Thomson Worldscope
EBIT	Gewinn vor Zinsen und Steuern in Mio. EUR (Earnings before Interest and Taxes)	-	Thomson Worldscope

Variablenname	Definition	Berechnung	Quelle
Resinc	Residualgewinn in Mio. EUR	Konzernüberschuss – (Eigenkapitalkosten · Eigenkapital zum Anfang des Geschäftsjahres)	Thomson Worldscope, Vergütungsstudien des Manager Magazins
UM	Jahresumsatzerlöse in Mio. EUR	-	Thomson Worldscope
BS	Konzernbilanzsumme zum Bilanzstichtag in Mio. EUR	-	Thomson Worldscope
AR	Größe des Aufsichtsrats	-	Geschäftsberichte
VA	Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats	-	Geschäftsberichte, direkte Informationen der Unternehmen
V_AR_in	Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Aufsichtsrat	-	Geschäftsberichte, direkte Informationen der Unternehmen
V_AR_out	Anzahl der eigenen Vorstandsmitglieder im Aufsichtsrat anderer (M)DAX-Konzerne	-	Geschäftsberichte, direkte Informationen der Unternehmen
V_VA_in	Anzahl der Vorstandsmitglieder anderer (M)DAX-Konzerne im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats	-	Geschäftsberichte, direkte Informationen der Unternehmen
V_VA_out	Anzahl der eigenen Vorstandsmitglieder im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats anderer (M)DAX-Konzerne	-	Geschäftsberichte, direkte Informationen der Unternehmen
SR_Akt	Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs in 5 %-Schritten	Addition direkter und indirekter Stimmrechtsanteile	Geschäftsberichte, elektr. Bundesanzeiger, 20-F-Dokumente der SEC, jährliche Dokumente, Einzelabschlüsse der Mutterunternehmen
Tobin's Q	Verhältnis von Marktwert zu Substanzwert des Unternehmens	$\frac{\text{Marktkapitalisierung} + \text{Buchwert Fremdkapital}}{\text{Buchwert Bilanzsumme}}$	Thomson Worldscope, Geschäftsberichte

Variablenname	Definition	Berechnung	Quelle
Lev	Fremdkapitalquote	$\frac{\text{Buchwert Fremdkapital}}{\text{Buchwert Bilanzsumme}}$	Thomson Worldscope
Risk	Variationskoeffizient des täglichen Aktienchlusskurses über die letzten 60 Monate vor Ende des Geschäftsjahres	Standardabweichung des tägl. Aktienkurses der letzten 60 Monate Arithm. Mittel des täglichen Aktienkurses der letzten 60 Monate	Yahoo! Finance
Div	Diversifikationsgrad	Anzahl der unterschiedlichen Branchen gemäß dreistelliger SIC-Codes, in denen das jeweilige Unternehmen tätig ist	Hoppenstedt Firmendatenbank für Hochschulen
CG	Platzhalter für eine Corporate Governance-Variable	-	-
contr	Platzhalter für eine Kontrollvariable	-	-
perf	Platzhalter für eine Performancevariable	-	-
size	Platzhalter für eine Größenvariable	-	-
I_ROA	Durchschnittliche Gesamtkapitalrendite der Industrie des betrachteten Unternehmens	Arithmetisches Mittel der Gesamtkapitalrendite der Unternehmen derselben Industrie ohne das betrachtete Unternehmen	Siehe ROA
I_ROE	Durchschnittliche Eigenkapitalrendite der Industrie des betrachteten Unternehmens	Arithmetisches Mittel der Eigenkapitalrendite der Unternehmen derselben Industrie ohne das betrachtete Unternehmen	Siehe ROE
I_TSR	Durchschnittliche Aktienrendite der Industrie des betrachteten Unternehmens	Arithmetisches Mittel der Aktienrendite der Unternehmen derselben Industrie ohne das betrachtete Unternehmen	Siehe TSR
Luck	Geschätzte Eigenkapitalrendite, die aus dem Zufall resultiert	Firm Fixed Effects-Regression (vgl. Abschnitt 5.4)	-
Skill	Geschätzte Eigenkapitalrendite, die aus Managementleistung resultiert	Firm Fixed Effects-Regression (vgl. Abschnitt 5.4)	-
Exc	Übervergütungsmaß – Differenz aus geschätztem Logarithmus der Vergütung und Logarithmus der tatsächlichen Vergütung	Industry Fixed Effects-Regression (vgl. Abschnitt 5.5)	-

### Anhang M: Korrelationstabelle der Performance-, Größen-, Corporate Governance-, und Kontrollvariablen

(Anmerkung: Variablenamen entsprechen der Definition in Anhang L; signifikante Korrelationen sind gekennzeichnet.)

	ROA	ROE	TSR	ROA_indad	ROE_indad	TSR_indad	EPS	EBIT	Resinc	UM	BS	AR	VA	V_AR_in	V_AR_out	V_VA_in	V_VA_out	SR_Akt	Tobin's Q	Lev	Risk	Div	
ROA	1																						
ROE	0,61***	1																					
TSR	0,16***	0,29***	1																				
ROA_indad	0,83***	0,53***	0,18***	1																			
ROE_indad	0,51***	0,89***	0,24***	0,61***	1																		
TSR_indad	0,20***	0,29***	0,73***	0,24***	0,73***	1																	
EPS	0,34***	0,56***	0,18***	0,29***	0,43***	0,16***	1																
EBIT	-0,05	0,10**	-0,01	-0,04	0,03	0	0,37***	1															
Resinc	0,28***	0,47***	0,20***	0,16***	0,32***	0,12**	0,47***	0,30***	1														
UM	-0,18***	0	-0,04	-0,18***	-0,01	-0,02	0,22***	0,73***	0,03	1													
BS	-0,21***	-0,07	-0,10*	-0,09*	-0,03	-0,04	0,13**	0,63***	-0,21***	0,43***	1												
AR	-0,11**	0,07	0,02	-0,19***	0,04	0,02	0,07	0,34***	0,06	0,47***	0,20***	1											
VA	0,06	0,04	0,04	-0,01	0	0,03	-0,03	-0,06	0,08	-0,01	-0,08	0,19***	1										
V_AR_in	-0,13**	0,04	0,05	-0,13**	0,02	0,02	0,10**	0,29***	0,03	0,26***	0,26***	0,48***	-0,02	1									
V_AR_out	-0,16***	0,02	-0,03	-0,19***	-0,03	-0,06	0,14***	0,66***	0,02	0,71***	0,49***	0,41***	-0,05	0,16***	1								
V_VA_in	-0,01	0,03	0,04	0,05	0,04	0,01	0,02	0,03	0,07	0,04	-0,10*	0,10*	0,09*	0,52***	-0,03	1							
V_VA_out	-0,17***	0	-0,02	-0,10*	0,03	0,01	0,18***	0,54***	-0,06	0,55***	0,59***	0,17***	-0,06	0,06	0,72***	-0,12**	1						
SR_Akt	0,14***	0,05	0,03	0,21***	0,14***	0,07	0	-0,24***	0	-0,17***	-0,20***	-0,08	0,25***	-0,22***	-0,22***	-0,05	-0,12**	1					
Tobin's Q	0,59***	0,27***	0,17***	0,41***	0,21***	0,10*	0,05	-0,15***	0,15***	-0,24***	-0,18***	-0,20***	-0,01	-0,21***	-0,18***	-0,10*	-0,19***	0,18***	1				
Lev	-0,49***	-0,18***	-0,05	-0,26***	-0,09*	0,07	-0,05	0,32***	-0,17***	0,33***	0,46***	0,27***	-0,09*	0,31***	0,27***	0,04	0,32***	-0,20***	-0,51***	1			
Risk	0,11**	0,08	0,11**	0,10*	0,01	0,09*	0,14***	0,01	0,05	-0,06	-0,02	-0,07	-0,01	-0,03	-0,08	-0,09*	-0,05	0,03	0,13**	-0,05	1		
Div	0,16***	0,02	0,02	0,14***	0	-0,04	0,09*	-0,12**	0,17***	-0,17***	-0,24***	-0,20***	-0,15***	-0,14***	-0,06	0,01	-0,01	-0,03	0,16***	-0,16***	0,07	1	

Signifikanzniveaus: \* p<0,10; \*\* p<0,05; \*\*\* p<0,01

### Anhang N: Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf Performancemaße mit Bilanzsumme, Kontrollvariablen und Jahreseffekten

Unabhängige Variablen		Random Firm Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten Abhängige Variable: $\ln(wage_t)$																		
ROA <sub>t</sub>	0,517 (0,544)																			
ROE <sub>t</sub>		0,424 (1,532)																		
TSR <sub>t</sub>			0,0465 (0,643)																	
EPS <sub>t</sub>				0,0350** (2,325)																
EBIT <sub>t</sub>					0,0000868*** (3,023)															
ResinC <sub>t</sub>						0,000135*** (3,517)														
ROA_indad <sub>t</sub>							0,289 (0,356)													
ROE_indad <sub>t</sub>								0,188 (0,874)												
TSR_indad <sub>t</sub>									0,171*** (3,388)											
TSR <sub>t-1</sub>										0,174*** (3,230)										
ln(BS <sub>t</sub> )	0,174*** (3,603)	0,167*** (3,330)	0,178*** (3,435)	0,150*** (3,029)	0,0709 (1,136)	0,186*** (3,994)	0,174*** (3,455)	0,171*** (3,388)	0,174*** (3,230)	0,174*** (3,455)	0,186*** (3,994)	0,174*** (3,455)	0,171*** (3,388)	0,174*** (3,230)	0,186*** (3,994)	0,174*** (3,455)	0,171*** (3,388)	0,174*** (3,230)	0,186*** (3,994)	0,174*** (3,455)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,195** (2,034)	0,198** (2,385)	0,206** (2,488)	0,213*** (3,037)	0,221*** (3,286)	0,238*** (3,466)	0,221*** (3,286)	0,187 (1,548)	0,199 (1,520)	0,192 (1,513)	0,238*** (3,466)	0,221*** (3,286)	0,187 (1,548)	0,199 (1,520)	0,238*** (3,466)	0,221*** (3,286)	0,187 (1,548)	0,199 (1,520)	0,238*** (3,466)	0,221*** (3,286)
Risk <sub>t</sub>	-0,103 (-0,750)	-0,116 (-0,808)	-0,0586 (-0,406)	-0,215 (-1,588)	-0,167 (-1,456)	-0,138 (-1,235)	-0,0967 (-0,722)	-0,0878 (-0,668)	-0,0517 (-0,368)	-0,0967 (-0,722)	-0,138 (-1,235)	-0,0967 (-0,722)	-0,0878 (-0,668)	-0,0517 (-0,368)	-0,0967 (-0,722)	-0,138 (-1,235)	-0,0878 (-0,668)	-0,0517 (-0,368)	-0,0967 (-0,722)	-0,138 (-1,235)
Lev <sub>t</sub>	-0,119 (-0,318)	-0,0583 (-0,144)	-0,224 (-0,449)	-0,105 (-0,247)	-0,0473 (-0,110)	-0,112 (-0,261)	-0,161 (-0,405)	-0,142 (-0,332)	-0,168 (-0,312)	-0,161 (-0,405)	-0,112 (-0,261)	-0,161 (-0,405)	-0,142 (-0,332)	-0,168 (-0,312)	-0,161 (-0,405)	-0,112 (-0,261)	-0,142 (-0,332)	-0,168 (-0,312)	-0,161 (-0,405)	-0,112 (-0,261)
Div	0,0983** (2,504)	0,0999** (2,557)	0,100** (2,532)	0,0878*** (2,582)	0,0944** (2,445)	0,0848** (2,100)	0,100** (2,375)	0,102** (2,403)	0,102** (2,375)	0,100** (2,375)	0,0848** (2,100)	0,100** (2,375)	0,102** (2,403)	0,102** (2,375)	0,100** (2,375)	0,0848** (2,100)	0,102** (2,403)	0,102** (2,375)	0,100** (2,375)	0,0848** (2,100)
DAX <sub>t</sub>	0,188** (2,324)	0,185** (2,263)	0,186** (2,130)	0,196** (2,135)	0,167** (2,136)	0,116 (1,549)	0,184** (2,226)	0,181** (2,137)	0,184** (2,137)	0,184** (2,226)	0,116 (1,549)	0,184** (2,226)	0,181** (2,137)	0,184** (2,137)	0,184** (2,226)	0,116 (1,549)	0,181** (2,137)	0,184** (2,137)	0,184** (2,226)	0,116 (1,549)
n	371	371	368	370	371	371	359	359	356	371	359	359	359	356	371	359	359	356	371	
R <sup>2</sup> -Within	0,113	0,143	0,113	0,183	0,226	0,262	0,111	0,117	0,111	0,226	0,262	0,111	0,117	0,111	0,226	0,262	0,117	0,111	0,226	
R <sup>2</sup> -Between	0,523	0,513	0,532	0,553	0,506	0,520	0,498	0,497	0,509	0,506	0,520	0,498	0,497	0,509	0,506	0,520	0,497	0,509	0,506	
R <sup>2</sup> -Overall	0,430	0,430	0,438	0,470	0,445	0,462	0,409	0,410	0,419	0,445	0,462	0,409	0,410	0,419	0,445	0,462	0,410	0,419	0,445	
Hausman	0,391	0,260	0,126	0,00537***	0,140	0,485	0,119	0,209	0,0876*	0,140	0,485	0,119	0,209	0,0876*	0,140	0,485	0,209	0,0876*	0,140	
Lagrange Multiplier	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***	
Robuste z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert); Legende: Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; n: Beobachtungen																				

**Anhang O: Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Performancemaße mit Bilanzsumme, Kontrollvariablen und Jahreseffekten**

Unabhängige Variablen		Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten																		
		Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$																		
ROA <sub>t</sub>	0,559 (0,649)																			
ROE <sub>t</sub>		0,454* (1,802)																		
TSR <sub>t</sub>			0,0252 (0,341)																	
EPS <sub>t</sub>				0,0342** (2,172)																
EBIT <sub>t</sub>					0,0000911*** (3,140)															
Resinc <sub>t</sub>						0,000135*** (3,653)														
ROA_indad <sub>t</sub>							0,507 (0,636)													
ROE_indad <sub>t</sub>								0,227 (1,175)												
TSR_indad <sub>t</sub>									0,00674 (0,0816)											
TSR <sub>t-1</sub>																				
$\ln(\text{BS}_t)$	-0,00835 (-0,0612)	-0,00721 (-0,0498)	-0,0159 (-0,106)	-0,00533 (-0,0425)	-0,0375 (-0,289)	0,0515 (0,438)	-0,0153 (-0,111)	-0,0194 (-0,141)	-0,0300 (-0,199)	0,0515 (0,438)										
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,129 (1,238)	0,141 (1,465)	0,135 (1,322)	0,147* (1,697)	0,179** (2,250)	0,195** (2,443)	0,106 (0,739)	0,106 (0,762)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)	0,110 (0,702)
Risk <sub>t</sub>	-0,0835 (-0,639)	-0,100 (-0,728)	-0,0250 (-0,171)	-0,196 (-1,517)	-0,158 (-1,387)	-0,129 (-1,149)	-0,0830 (-0,640)	-0,0683 (-0,527)	-0,0211 (-0,147)	-0,129 (-1,149)										
Lev <sub>t</sub>	0,229 (0,522)	0,333 (0,639)	0,148 (0,238)	0,148 (0,289)	0,179 (0,354)	0,144 (0,287)	0,228 (0,510)	0,229 (0,450)	0,191 (0,288)	0,144 (0,287)										
DAX <sub>t</sub>	0,137* (1,850)	0,143* (1,869)	0,130 (1,567)	0,134 (1,449)	0,115 (1,568)	0,0762 (1,099)	0,133* (1,703)	0,130 (1,630)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)	0,129 (1,470)
n	371	371	368	370	371	371	359	359	356	371	371	359	359	356	371	371	359	359	356	371
R <sup>2</sup> -Within	0,125	0,155	0,126	0,193	0,233	0,269	0,124	0,130	0,126	0,269	0,269	0,124	0,130	0,126	0,269	0,269	0,124	0,130	0,126	0,269
R <sup>2</sup> -Between	0,248	0,244	0,199	0,388	0,382	0,410	0,165	0,144	0,0556	0,410	0,410	0,165	0,144	0,0556	0,410	0,410	0,165	0,144	0,0556	0,410
R <sup>2</sup> -Overall	0,174	0,193	0,134	0,292	0,338	0,335	0,110	0,104	0,0600	0,335	0,335	0,110	0,104	0,0600	0,335	0,335	0,110	0,104	0,0600	0,335
Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert); Legende: Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; n: Beobachtungen																				

**Anhang P:** Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die industrieadjustierten Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und Jahreseffekten

<b>Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten</b>						
<b>Unabhängige Variablen</b>	<b>Abhängige Variable: <math>\ln(\text{wage}_t)</math></b>					
	<b>Random Firm Effects</b>			<b>Firm Fixed Effects</b>		
ROA_indad <sub>t</sub>	0,289 (0,354)			0,420 (0,505)		
ROE_indad <sub>t</sub>		0,199 (0,922)			0,221 (1,090)	
TSR_indad <sub>t</sub>			0,0176 (0,221)			0,0184 (0,218)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,257*** (7,339)	0,256*** (7,344)	0,258*** (7,127)	0,305* (1,696)	0,316* (1,837)	0,304 (1,613)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,176 (1,525)	0,170 (1,554)	0,182 (1,555)	0,127 (0,867)	0,128 (0,889)	0,126 (0,782)
Risk <sub>t</sub>	-0,0770 (-0,580)	-0,0681 (-0,519)	-0,0305 (-0,218)	-0,0865 (-0,663)	-0,0748 (-0,579)	-0,0322 (-0,232)
Lev <sub>t</sub>	-0,00358 (-0,0112)	0,00540 (0,0162)	-0,0142 (-0,0337)	0,132 (0,350)	0,144 (0,339)	0,0764 (0,133)
Div	0,0731* (1,742)	0,0753* (1,796)	0,0745* (1,763)			
DAX <sub>t</sub>	0,153** (2,123)	0,147** (2,070)	0,153** (2,056)	0,107 (1,370)	0,103 (1,340)	0,100 (1,171)
n	359	359	356	359	359	356
R <sup>2</sup> -Within	0,133	0,140	0,134	0,137	0,143	0,137
R <sup>2</sup> -Between	0,574	0,575	0,584	0,509	0,507	0,517
R <sup>2</sup> -Overall	0,473	0,474	0,483	0,421	0,421	0,429
Hausman	0,0932*	0,503	0,0749*	-	-	-
Lagrange Multiplier	0***	0***	0***	-	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang Q: Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Performancemaße mit Bilanzsumme, Kontrollvariablen und Jahreseffekten**

Unabhängige Variablen		Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten																		
		Abhängige Variable: $\ln(wage_t)$																		
ROA <sub>t</sub>	0,246 (0,258)																			
ROE <sub>t</sub>		0,389 (1,218)																		
TSR <sub>t</sub>			0,0515 (0,593)																	
EPS <sub>t</sub>				0,0463*** (3,043)																
EBIT <sub>t</sub>					0,000072*** (2,774)															
Resinc <sub>t</sub>						0,000124** (2,586)														
ROA_indad <sub>t</sub>							0,119 (0,143)													
ROE_indad <sub>t</sub>								0,202 (0,758)												
TSR_indad <sub>t</sub>																				
TSR <sub>t-1</sub>																				
$\ln(BS_t)$	0,257*** (4,815)	0,257*** (4,855)	0,259*** (4,807)	0,204*** (4,382)	0,166*** (2,948)	0,270*** (5,072)	0,258*** (4,790)	0,258*** (4,807)	0,260*** (4,786)	0,177 (1,370)										
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,293*** (2,074)	0,262* (1,936)	0,305** (2,316)	0,292** (2,555)	0,283** (2,343)	0,315** (2,398)	0,283* (1,937)	0,290* (1,820)	0,322** (2,109)	0,252*** (4,156)										
Risk <sub>t</sub>	0,0573 (0,266)	0,0612 (0,280)	0,0866 (0,398)	-0,0514 (-0,236)	0,0161 (0,0792)	0,0598 (0,293)	0,0522 (0,239)	0,0643 (0,295)	0,0851 (0,385)	0,109 (0,367)										
Lev <sub>t</sub>	0,0290 (0,0618)	0,0184 (0,0410)	0,0180 (0,0369)	0,391 (1,113)	0,184 (0,387)	0,0764 (0,167)	0,0280 (0,0602)	0,0168 (0,0368)	0,0476 (0,0976)	0,0314 (0,0578)										
Div	0,0875** (2,149)	0,0895** (2,200)	0,0905** (2,197)	0,0691** (2,231)	0,0919** (2,342)	0,0848** (2,029)	0,0871** (2,145)	0,0884** (2,164)	0,0896** (2,183)	0,100** (2,227)										
DAX <sub>t</sub>	0,139 (1,010)	0,122 (0,870)	0,138 (1,000)	0,193 (1,599)	0,153 (1,118)	0,0783 (0,556)	0,137 (1,001)	0,127 (0,912)	0,136 (0,994)	0,147 (0,977)										
n	371	371	368	370	371	371	359	359	356	305										
R <sup>2</sup> -Within	0,461	0,470	0,469	0,530	0,500	0,498	0,462	0,465	0,470	0,456										
R <sup>2</sup> -Between	0,675	0,657	0,673	0,580	0,657	0,742	0,526	0,515	0,529	0,628										
R <sup>2</sup> -Overall	0,406	0,409	0,413	0,437	0,428	0,441	0,389	0,388	0,396	0,396										

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert); Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang R:** Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die industrieadjustierten Performancemaße mit Umsatzerlösen, Kontrollvariablen und Jahreseffekten

Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten			
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$		
ROA_indad <sub>t</sub>	-0,141 (-0,167)		
ROE_indad <sub>t</sub>		0,135 (0,489)	
TSR_indad <sub>t</sub>			0,0447 (0,490)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,236*** (4,552)	0,233*** (4,454)	0,240*** (4,594)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,275* (1,796)	0,245 (1,626)	0,264* (1,862)
Risk <sub>t</sub>	0,0600 (0,274)	0,0667 (0,303)	0,0933 (0,418)
Lev <sub>t</sub>	0,0932 (0,190)	0,120 (0,255)	0,127 (0,258)
Div	0,0761* (1,823)	0,0762* (1,811)	0,0786* (1,873)
DAX <sub>t</sub>	0,248* (1,808)	0,247* (1,764)	0,242* (1,764)
n	359	359	356
R <sup>2</sup> -Within	0,447	0,448	0,457
R <sup>2</sup> -Between	0,845	0,839	0,832
R <sup>2</sup> -Overall	0,480	0,479	0,488
Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)			
Legende: Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; n: Beobachtungen			



**Anhang T:** Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performance mit Vorjahres-Tobin's Q, Kontrollvariablen, Jahreseffekten

Unabhängige Variablen		Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten																		
		Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$																		
ROA <sub>t</sub>	0,128 (0,0986)																			
ROE <sub>t</sub>	0,365 (0,991)																			
TSR <sub>t</sub>	0,136* (1,828)																			
EPS <sub>t</sub>		0,0295* (1,853)																		
EBIT <sub>t</sub>			0,0000881** (2,644)																	
Resinc <sub>t</sub>				0,000116*** (2,968)																
ROA_indad <sub>t</sub>					0,175 (0,148)															
ROE_indad <sub>t</sub>						0,165 (0,560)														
TSR_indad <sub>t</sub>							0,106 (1,347)													
TSR <sub>t-1</sub>																				
$\ln(\text{UM}_t)$	0,434* (1,924)	0,384* (1,854)	0,470** (2,241)	0,219 (1,336)	0,118 (0,677)	0,197 (1,210)	0,433* (1,992)	0,136 (0,560)	0,197 (1,210)											
Tobin's Q <sub>t-1</sub>	0,139 (1,334)	0,133* (1,923)	0,209** (2,401)	0,128* (1,839)	0,174** (2,173)	0,138** (2,027)	0,183 (1,491)	0,191* (1,920)	0,138** (2,027)											
Risk <sub>t</sub>	0,168 (0,583)	0,0976 (0,343)	0,0931 (0,392)	-0,0273 (-0,118)	0,0507 (0,245)	0,0723 (0,340)	0,122 (0,402)	0,107 (0,417)	0,0723 (0,340)											
Lev <sub>t</sub>	0,140 (0,369)	0,317 (0,778)	0,166 (0,336)	0,193 (0,390)	0,186 (0,383)	0,197 (0,409)	0,300 (0,905)	0,354 (0,961)	0,197 (0,409)											
DAX <sub>t</sub>	0,0763 (0,937)	0,0913 (1,270)	0,0862 (1,039)	0,0997 (1,225)	0,0684 (1,082)	0,0488 (0,743)	0,0833 (1,050)	0,0854 (1,145)	0,0488 (0,743)											
n	308	308	308	307	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308	308
R <sup>2</sup> -Within	0,147	0,167	0,160	0,202	0,260	0,260	0,155	0,160	0,260	0,260	0,260	0,155	0,160	0,260	0,260	0,260	0,260	0,260	0,260	0,260
R <sup>2</sup> -Between	0,471	0,472	0,484	0,538	0,452	0,536	0,472	0,472	0,536	0,536	0,536	0,472	0,472	0,536	0,536	0,536	0,536	0,536	0,536	0,536
R <sup>2</sup> -Overall	0,395	0,401	0,406	0,465	0,408	0,470	0,396	0,397	0,470	0,470	0,470	0,396	0,397	0,470	0,470	0,470	0,470	0,470	0,470	0,470
Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert); Legende: Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; n: Beobachtungen																				

**Anhang U: Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Performance mit Vorjahres-Tobin's Q, Kontrollvariablen, Jahreseffekten**

Unabhängige Variablen		Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten																			
		Abhängige Variable: $\ln(wage_t)$																			
ROA <sub>t</sub>	-0,349 (-0,355)																				
ROE <sub>t</sub>		0,261 (0,675)																			
TSR <sub>t</sub>			0,172* (1,880)																		
EPS <sub>t</sub>				0,0443*** (2,840)																	
EBIT <sub>t</sub>					0,0000733*** (2,733)																
Resinc <sub>t</sub>						0,000110** (2,454)															
ROA_indad <sub>t</sub>							-0,416 (-0,502)														
ROE_indad <sub>t</sub>								0,101 (0,305)													
TSR_indad <sub>t</sub>																				0,133 (1,386)	
TSR <sub>t-1</sub>																					
$\ln(UIM)_t$	0,241*** (4,195)	0,233*** (4,073)	0,241*** (4,142)	0,169*** (3,218)	0,147** (2,554)	0,238*** (4,161)	0,242*** (4,173)	0,236*** (4,065)	0,240*** (4,082)	0,238*** (4,161)	0,147** (2,554)	0,169*** (3,218)	0,241*** (4,142)	0,233*** (4,073)	0,241*** (4,142)	0,169*** (3,218)	0,147** (2,554)	0,238*** (4,161)	0,242*** (4,173)	0,236*** (4,065)	0,240*** (4,082)
Tobin's Q <sub>t-1</sub>	0,272 (1,636)	0,211 (1,367)	0,268* (1,792)	0,212* (1,681)	0,238* (1,752)	0,231 (1,630)	0,305 (1,662)	0,256 (1,457)	0,286* (1,717)	0,231 (1,630)	0,238* (1,752)	0,212* (1,681)	0,268* (1,792)	0,211 (1,367)	0,272 (1,636)	0,211 (1,367)	0,268* (1,792)	0,238* (1,752)	0,305 (1,662)	0,256 (1,457)	0,286* (1,717)
Risk <sub>t</sub>	0,228 (0,795)	0,237 (0,797)	0,184 (0,607)	0,0980 (0,332)	0,169 (0,617)	0,228 (0,821)	0,217 (0,752)	0,225 (0,763)	0,186 (0,605)	0,228 (0,821)	0,169 (0,617)	0,0980 (0,332)	0,184 (0,607)	0,237 (0,797)	0,228 (0,795)	0,184 (0,607)	0,0980 (0,332)	0,169 (0,617)	0,217 (0,752)	0,225 (0,763)	0,186 (0,605)
Lev <sub>t</sub>	0,114 (0,212)	0,141 (0,274)	0,115 (0,223)	0,566 (1,353)	0,301 (0,570)	0,220 (0,429)	0,158 (0,300)	0,190 (0,369)	0,162 (0,315)	0,220 (0,429)	0,301 (0,570)	0,566 (1,353)	0,115 (0,223)	0,141 (0,274)	0,114 (0,212)	0,114 (0,212)	0,566 (1,353)	0,301 (0,570)	0,158 (0,300)	0,190 (0,369)	0,162 (0,315)
Div	0,0878* (1,976)	0,0880* (1,960)	0,0864* (1,947)	0,0714* (1,958)	0,0961** (2,290)	0,0850* (1,870)	0,0869* (1,965)	0,0864* (1,936)	0,0857* (1,935)	0,0850* (1,870)	0,0961** (2,290)	0,0714* (1,958)	0,0864* (1,947)	0,0880* (1,960)	0,0878* (1,976)	0,0878* (1,976)	0,0864* (1,947)	0,0961** (2,290)	0,0869* (1,965)	0,0864* (1,936)	0,0857* (1,935)
DAX <sub>t</sub>	0,230 (1,554)	0,236 (1,594)	0,235 (1,595)	0,310** (2,317)	0,225 (1,520)	0,204 (1,352)	0,228 (1,551)	0,236 (1,584)	0,235 (1,592)	0,236 (1,584)	0,225 (1,520)	0,310** (2,317)	0,235 (1,595)	0,236 (1,594)	0,230 (1,554)	0,230 (1,554)	0,310** (2,317)	0,225 (1,520)	0,228 (1,551)	0,236 (1,584)	0,235 (1,592)
n	308	308	308	307	308	308	298	298	298	308	308	307	308	308	308	308	307	298	298	298	
R <sup>2</sup> -Within	0,438	0,441	0,445	0,501	0,480	0,469	0,443	0,442	0,447	0,469	0,480	0,501	0,445	0,441	0,438	0,438	0,501	0,443	0,442	0,447	
R <sup>2</sup> -Between	0,868	0,870	0,871	0,772	0,784	0,893	0,821	0,812	0,822	0,893	0,784	0,772	0,871	0,870	0,868	0,868	0,772	0,821	0,812	0,822	
R <sup>2</sup> -Overall	0,479	0,482	0,485	0,504	0,482	0,508	0,472	0,469	0,475	0,508	0,482	0,504	0,485	0,482	0,479	0,479	0,504	0,472	0,469	0,475	

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert); Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang V:** Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf ausgewählte Performancemaße sowie Interaktionsvariablen der Performancemaße mit dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses, Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Die Aktienrendite weist einen zentrierten VIF von 10,08 auf.)

Random Firm Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten			
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$		
ROE <sub>t</sub>	1,175*** (2,938)		
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,593* (-1,719)		
EBIT <sub>t</sub>		0,000109** (2,431)	
EBIT <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>		-0,000077 (-1,236)	
TSR <sub>t</sub>			0,424*** (3,140)
TSR <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>			-0,630*** (-2,758)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,254*** (8,039)	0,164*** (3,751)	0,267*** (7,495)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,163*** (2,914)	0,217*** (3,444)	
Tobin's Q <sub>t-1</sub>			0,232*** (3,509)
Risk <sub>t</sub>	0,254 (1,082)	-0,0339 (-0,261)	0,148 (0,648)
Lev <sub>t</sub>	-0,0355 (-0,137)	-0,0709 (-0,204)	0,0402 (0,108)
Div	0,0760** (1,984)	0,0871** (2,284)	0,0775* (1,880)
DAX <sub>t</sub>	0,164** (2,546)	0,105 (1,571)	0,117 (1,572)
n	371	371	308
R <sup>2</sup> -Within	0,191	0,236	0,169
R <sup>2</sup> -Between	0,607	0,593	0,572
R <sup>2</sup> -Overall	0,512	0,512	0,486
Hausman	0,0534*	0,478	0,736
L. Multiplier	0***	0***	0***

Robuste z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Anhang W:** Quantilregressionen der Vergütung auf die Aktienrendite sowie Interaktionsvariablen der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkungen: Die Aktienrendite weist einen zentrierten VIF von 10,64 auf. Die Koeffizienten der Aktienrendite und des Interaktionsterms der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit wurden auch jeweils paarweise auf Gleichheit getestet. In keinem Fall konnte die Nullhypothese auf Gleichheit bei einem Signifikanzniveau von 10 % oder kleiner abgelehnt werden.)

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
TSR <sub>t</sub>	0,567* (1,729)	0,572** (2,545)	0,345 (1,509)	0,326 (1,264)	0,133 (0,474)	0,0899 (0,292)	0,499 (1,367)	0,766
TSR <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	0,128 (0,452)	0,0900 (0,442)	0,103 (0,554)	0,249 (1,238)	0,133 (0,619)	0,150 (0,657)	-0,0485 (-0,199)	0,837
TSR <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-0,704 (-0,953)	-0,875** (-2,087)	-0,552 (-1,258)	-0,637 (-1,225)	-0,217 (-0,368)	-0,101 (-0,146)	-1,007 (-1,183)	
$\ln(\text{UM}_t)$	0,221*** (3,448)	0,234*** (4,587)	0,214*** (3,972)	0,195*** (3,386)	0,204*** (3,406)	0,248*** (3,837)	0,285*** (3,640)	
Tobin's Q <sub>t-1</sub>	0,140 (0,722)	0,250* (1,647)	0,241 (1,563)	0,228 (1,340)	0,305 (1,573)	0,528** (2,322)	0,374 (1,485)	
Risk <sub>t</sub>	0,0376 (0,0706)	0,0604 (0,170)	0,146 (0,401)	0,308 (0,781)	0,275 (0,619)	0,131 (0,259)	0,706 (1,174)	
Lev <sub>t</sub>	-0,353 (-0,534)	-0,196 (-0,336)	0,313 (0,622)	0,419 (0,870)	0,436 (0,896)	0,488 (0,880)	0,0544 (0,0786)	
Div	0,101** (2,076)	0,0890** (2,388)	0,0643* (1,793)	0,0584 (1,359)	0,0616 (1,170)	0,0473 (0,759)	0,0793 (1,254)	
DAX <sub>t</sub>	0,382* (1,657)	0,275* (1,706)	0,311* (1,791)	0,329* (1,740)	0,254 (1,371)	0,129 (0,702)	0,133 (0,544)	
n	308	308	308	308	308	308	308	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,348	0,357	0,343	0,328	0,310	0,287	0,348	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

**Anhang X:** Random Firm Effects-, Firm Fixed Effects- und Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Aktienrendite sowie Interaktionsvariablen der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2006 bis 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Die Aktienrendite weist einen zentrierten VIF von 26,64 auf.)

Regressionen mit fixen Jahreseffekten			
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$		
	RFE	FFE	IFE
TSR <sub>t</sub>	0,213 (0,761)	0,218 (0,716)	0,198 (0,801)
TSR <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	0,153 (1,093)	0,126 (0,915)	0,305* (1,777)
TSR <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-0,540** (-2,434)	-0,552** (-2,540)	-0,617** (-2,067)
TSR <sub>t</sub> · 2007	0,00840 (0,0406)	-0,0102 (-0,0480)	0,0515 (0,207)
TSR <sub>t</sub> · 2008	0,208 (0,628)	0,311 (0,929)	-0,119 (-0,318)
TSR <sub>t</sub> · 2009	0,153 (0,544)	0,107 (0,362)	0,373 (1,539)
TSR <sub>t</sub> · 2010	0,213 (0,682)	0,199 (0,585)	0,226 (0,783)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,267*** (7,266)	0,390* (1,883)	0,247*** (4,292)
Tobin's Q <sub>t-1</sub>	0,221*** (3,262)	0,164** (2,202)	0,274* (1,871)
Risk <sub>t</sub>	0,141 (0,596)	0,136 (0,523)	0,314 (1,007)
Lev <sub>t</sub>	0,00327 (0,00836)	0,154 (0,288)	0,0423 (0,0820)
Div	0,0780* (1,912)		0,0820* (1,882)
DAX <sub>t</sub>	0,0987 (1,160)	0,0254 (0,299)	0,187 (1,237)
n	308	308	308
R <sup>2</sup> -Within	0,180	0,187	0,464
R <sup>2</sup> -Between	0,575	0,480	0,864
R <sup>2</sup> -Overall	0,490	0,411	0,500
Hausman	0,0601*	-	-
L. Multiplier	0***	-	-

Robuste z/-t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: FFE: Firm Fixed Effects; IFE: Industry Fixed Effects; RFE: Random Firm Effects;  
 Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Anhang Y:** Quantilregressionen der Vergütung auf die Aktienrendite sowie Interaktionsvariablen der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit, dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses und den Indikatorvariablen der Jahre 2007 bis 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkungen: Die Aktienrendite weist einen zentrierten VIF von 26,64 auf. Die Koeffizienten der Aktienrendite und des Interaktionsterms der Aktienrendite mit der DAX-Zugehörigkeit wurden auch jeweils paarweise auf Gleichheit getestet. In keinem Fall konnte die Nullhypothese auf Gleichheit bei einem Signifikanzniveau von 10 % oder kleiner abgelehnt werden. Die Koeffizienten der Interaktionsterme der Aktienrendite mit den einzelnen Jahren wurden ebenfalls jeweils paarweise auf Gleichheit getestet. Nur für die Koeffizienten des Interaktionsterms mit dem Jahr 2007 kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 25 %- und beim 40 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden.)

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TSR <sub>t</sub>	0,271 (0,540)	0,284 (0,797)	-0,143 (-0,398)	-0,0884 (-0,243)	-0,00513 (-0,0127)	0,188 (0,422)	0,601 (0,945)	0,865
TSR <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	0,304 (0,954)	0,125 (0,642)	0,0797 (0,453)	0,0647 (0,327)	0,0908 (0,430)	0,288 (1,394)	0,197 (0,793)	0,946
TSR <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-0,501 (-0,673)	-0,666 (-1,469)	-0,226 (-0,497)	-0,208 (-0,417)	-0,360 (-0,627)	-0,318 (-0,444)	-1,935** (-2,419)	
TSR <sub>t</sub> · 2007	-0,0531 (-0,125)	0,157 (0,439)	0,624 (1,631)	0,468 (1,228)	0,293 (0,780)	-0,0730 (-0,171)	0,0362 (0,0572)	0,554
TSR <sub>t</sub> · 2008	0,202 (0,256)	-0,169 (-0,278)	0,0367 (0,0694)	-0,176 (-0,361)	-0,0427 (-0,0906)	-0,138 (-0,295)	-0,0827 (-0,125)	0,973
TSR <sub>t</sub> · 2009	0,325 (0,573)	0,298 (0,725)	0,576 (1,429)	0,485 (1,268)	0,406 (1,099)	0,144 (0,363)	0,584 (1,036)	0,939
TSR <sub>t</sub> · 2010	0,0797 (0,142)	0,287 (0,841)	0,297 (0,816)	0,147 (0,384)	0,0446 (0,103)	-0,298 (-0,680)	0,0365 (0,0574)	0,875
$\ln(\text{UM}_t)$	0,237*** (3,493)	0,210*** (3,755)	0,197*** (3,783)	0,193*** (3,590)	0,188*** (3,187)	0,256*** (4,034)	0,304*** (3,853)	
Tobin's Q <sub>t-1</sub>	0,0690 (0,373)	0,247* (1,798)	0,242* (1,670)	0,235 (1,419)	0,290 (1,575)	0,507** (2,306)	0,518** (2,058)	
Risk <sub>t</sub>	0,150 (0,318)	0,101 (0,295)	0,0688 (0,193)	0,194 (0,500)	0,328 (0,757)	0,176 (0,352)	0,870 (1,574)	
Lev <sub>t</sub>	-0,400 (-0,561)	-0,161 (-0,283)	0,321 (0,656)	0,424 (0,885)	0,371 (0,736)	0,435 (0,770)	0,0369 (0,0561)	
Div	0,0934** (1,979)	0,0850** (2,485)	0,0657** (1,998)	0,0657 (1,606)	0,0591 (1,156)	0,0376 (0,598)	0,0871 (1,395)	
DAX <sub>t</sub>	0,264 (1,116)	0,313* (1,856)	0,322* (1,952)	0,299* (1,750)	0,279 (1,560)	0,137 (0,742)	0,115 (0,450)	
n	308	308	308	308	308	308	308	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,35	0,365	0,35	0,335	0,317	0,292	0,32	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

**Anhang Z:** Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und Jahreseffekten

Random Firm Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	$AR_t$	-0,00998 (-1,087)					
$VA_t$		0,00444 (0,223)					
$V\_AR\_in_t$			-0,0201 (-0,668)				
$V\_AR\_out_t$				0,0455 (1,122)			
$V\_VA\_in_t$					0,0169 (0,334)		
$V\_VA\_out_t$						0,0303 (0,573)	
$SR\_Akt_t$							0,000655 (0,00304)
$ROE_t$	0,873*** (3,369)	0,810*** (3,110)	0,884*** (3,349)	0,879*** (3,367)	0,770** (2,370)	0,880*** (3,398)	0,871*** (3,407)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,821*** (4,113)	1,939*** (4,019)	1,797*** (4,175)	1,789*** (4,219)	1,844*** (4,230)	1,802*** (4,108)	1,794*** (4,084)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,698*** (-3,146)	-1,632*** (-3,045)	-1,681*** (-3,181)	-1,662*** (-3,170)	-1,571*** (-2,870)	-1,681*** (-3,185)	-1,665*** (-3,221)
$\ln(UM_t)$	0,277*** (6,990)	0,259*** (7,921)	0,261*** (7,968)	0,241*** (6,700)	0,255*** (7,408)	0,253*** (7,564)	0,257*** (8,092)
Tobin's $Q_t$	0,162*** (3,117)	0,155*** (2,749)	0,165*** (3,271)	0,171*** (3,443)	0,143** (2,556)	0,163*** (3,173)	0,164*** (3,217)
$Risk_t$	0,130 (0,694)	0,0364 (0,183)	0,129 (0,697)	0,132 (0,725)	0,118 (0,598)	0,130 (0,709)	0,123 (0,683)
$Lev_t$	-0,0838 (-0,337)	-0,0967 (-0,374)	-0,0632 (-0,245)	-0,0987 (-0,391)	-0,110 (-0,433)	-0,100 (-0,400)	-0,0827 (-0,332)
Div	0,0635* (1,667)	0,0687* (1,709)	0,0668* (1,682)	0,0682* (1,748)	0,0724* (1,757)	0,0677* (1,723)	0,0683* (1,703)
$DAX_t$	-0,0764 (-0,884)	-0,0830 (-0,918)	-0,0717 (-0,845)	-0,0921 (-1,008)	-0,0724 (-0,814)	-0,0792 (-0,908)	-0,0758 (-0,837)
n	371	359	371	371	361	371	371
$R^2$ -Within	0,290	0,288	0,290	0,295	0,285	0,291	0,292
$R^2$ -Between	0,628	0,614	0,624	0,623	0,609	0,621	0,616
$R^2$ -Overall	0,550	0,543	0,547	0,547	0,537	0,545	0,541
Hausman	0,428	0,000012***	0,122	0,661	0,570	0,168	0,549
L. Multiplier	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***

Robuste z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; L.: Lagrange; n: Beobachtungen;  
 unabh.: unabhängige

**Anhang AA:** Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und Jahreseffekten

Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	AR <sub>t</sub>	0,00477 (0,547)					
VA <sub>t</sub>		0,0175 (0,516)					
V_AR_in <sub>t</sub>			0,00390 (0,0942)				
V_AR_out <sub>t</sub>				0,0403 (0,851)			
V_VA_in <sub>t</sub>					0,0442 (0,794)		
V_VA_out <sub>t</sub>						-0,00521 (-0,0873)	
SR_Akt <sub>t</sub>							0,105 (0,280)
ROE <sub>t</sub>	0,819*** (3,007)	0,778*** (2,793)	0,818*** (2,932)	0,837*** (3,030)	0,703** (2,086)	0,818*** (2,993)	0,817*** (3,033)
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,784*** (4,091)	1,950*** (4,066)	1,797*** (4,175)	1,784*** (4,297)	1,848*** (4,230)	1,796*** (4,158)	1,786*** (3,988)
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,534*** (-2,840)	-1,528*** (-2,762)	-1,553*** (-2,767)	-1,562*** (-2,810)	-1,450** (-2,547)	-1,552*** (-2,785)	-1,532*** (-2,924)
$\ln(\text{UM}_t)$	0,268* (1,698)	0,291* (1,876)	0,271* (1,732)	0,275* (1,741)	0,294* (1,825)	0,271* (1,725)	0,270* (1,724)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,151** (2,139)	0,157* (1,891)	0,150** (2,156)	0,160** (2,332)	0,130 (1,597)	0,151** (2,141)	0,151** (2,160)
Risk <sub>t</sub>	0,0749 (0,397)	-0,0269 (-0,130)	0,0784 (0,406)	0,0886 (0,468)	0,0713 (0,346)	0,0776 (0,412)	0,0732 (0,406)
Lev <sub>t</sub>	0,0217 (0,0708)	0,0841 (0,215)	0,0104 (0,0346)	0,00501 (0,0164)	-0,00460 (-0,0146)	0,0139 (0,0461)	0,0140 (0,0464)
DAX <sub>t</sub>	-0,0927 (-1,165)	-0,0979 (-1,158)	-0,0941 (-1,194)	-0,103 (-1,253)	-0,0922 (-1,098)	-0,0938 (-1,188)	-0,0846 (-0,924)
n	371	359	371	371	361	371	371
R <sup>2</sup> -Within	0,293	0,290	0,293	0,296	0,287	0,293	0,293
R <sup>2</sup> -Between	0,561	0,565	0,570	0,576	0,554	0,572	0,569
R <sup>2</sup> -Overall	0,498	0,501	0,505	0,510	0,493	0,506	0,504
Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)							
Legende: Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; n: Beobachtungen; unabh.: unabhängige							

**Anhang BB:** Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf jeweils zwei korrespondierende Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme mit dem Jahr 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10:  $AR_t \cdot 2010$  (12,03);  $VA_t \cdot 2010$  (10,47).)

Regressionen mit fixen Jahreseffekten						
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$					
	Random Firm Effects			Firm Fixed Effects		
$AR_t$	-0,0115 (-1,202)			0,00223 (0,233)		
$AR_t \cdot 2010$	-0,00154 (-0,176)			-0,00182 (-0,208)		
$VA_t$	0,00744 (0,344)			0,0158 (0,462)		
$VA_t \cdot 2010$	0,0205 (1,116)			0,0219 (1,235)		
$V\_AR\_in_t$		-0,0253 (-0,673)			-0,00311 (-0,0615)	
$V\_AR\_in_t \cdot 2010$		-0,0526 (-0,628)			-0,0542 (-0,636)	
$V\_AR\_out_t$			0,0475 (1,123)			0,0481 (0,956)
$V\_AR\_out_t \cdot 2010$			-0,0112 (-0,254)			-0,0155 (-0,384)
$V\_VA\_in_t$		0,0152 (0,245)			0,0229 (0,317)	
$V\_VA\_in_t \cdot 2010$		0,143 (0,893)			0,142 (0,841)	
$V\_VA\_out_t$			-0,00279 (-0,0567)			-0,0334 (-0,558)
$V\_VA\_out_t \cdot 2010$			-0,0260 (-0,383)			-0,0185 (-0,285)
$ROE_t$	0,813*** (3,076)	0,758** (2,289)	0,872*** (3,346)	0,778*** (2,775)	0,683* (1,975)	0,819*** (2,984)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,978*** (3,978)	1,865*** (4,259)	1,797*** (4,226)	1,942*** (3,890)	1,869*** (4,151)	1,790*** (4,325)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,678*** (-3,033)	-1,570*** (-2,914)	-1,648*** (-3,181)	-1,529*** (-2,797)	-1,439** (-2,557)	-1,533*** (-2,808)
$\ln(UM_t)$	0,282*** (6,878)	0,258*** (7,303)	0,242*** (6,612)	0,285* (1,799)	0,265 (1,554)	0,262 (1,652)
Tobin's $Q_t$	0,154*** (2,654)	0,139** (2,413)	0,171*** (3,461)	0,156* (1,869)	0,123 (1,445)	0,162** (2,369)
$Risk_t$	0,0477 (0,235)	0,120 (0,633)	0,127 (0,700)	-0,0219 (-0,105)	0,0737 (0,373)	0,0770 (0,416)
$Lev_t$	-0,0816 (-0,315)	-0,0887 (-0,336)	-0,0986 (-0,393)	0,0863 (0,219)	-0,0159 (-0,0506)	0,00556 (0,0182)
Div	0,0638 (1,628)	0,0691* (1,664)	0,0684* (1,741)			
$DAX_t$	-0,0866 (-0,926)	-0,0612 (-0,704)	-0,0937 (-1,018)	-0,0982 (-1,121)	-0,0910 (-1,106)	-0,105 (-1,274)
n	359	361	371	359	361	371
$R^2$ -Within	0,288	0,289	0,296	0,291	0,291	0,298
$R^2$ -Between	0,628	0,620	0,622	0,561	0,564	0,574
$R^2$ -Overall	0,554	0,546	0,547	0,498	0,502	0,509
Hausman	1,04E-06***	0,423	0,437	-	-	-
L. Multiplier	0***	0***	0***	-	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Anhang CC:** Quantilregressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite, Interaktionstermen der Eigenkapitalrendite mit der Indexzugehörigkeit und dem Variationskoeffizienten des Aktienkurses sowie Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkungen: Die Koeffizienten der Corporate Governance-Variablen wurden auch jeweils paarweise auf Gleichheit getestet. Für die Aufsichtsratsgröße kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 60 %- und beim 90 %-Quantil auf 5 %-Signifikanzniveau sowie beim 75 %- und beim 90 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. Für die Größe des Vergütungsausschusses kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 75 %- und beim 90 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.)

#### Größe des Aufsichtsrats

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$AR_t$	-0,0224 (-1,258)	-0,0159 (-1,064)	-0,0152 (-1,063)	-0,0160 (-1,096)	-0,00679 (-0,415)	-0,0142 (-0,714)	-0,0424* (-1,893)	0,374
$ROE_t$	0,624 (1,018)	0,935* (1,699)	1,059** (1,972)	0,843 (1,565)	0,943* (1,670)	0,777 (1,274)	0,928 (1,297)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,887** (2,424)	1,647** (2,221)	1,639** (2,393)	1,980*** (3,112)	1,505** (2,446)	1,384*** (2,620)	1,592** (2,402)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,000 (-0,861)	-1,682 (-1,624)	-2,326** (-2,402)	-2,106** (-2,183)	-2,103** (-2,078)	-1,866 (-1,547)	-2,074 (-1,481)	
$\ln(UM_t)$	0,261*** (4,045)	0,255*** (4,738)	0,264*** (4,851)	0,256*** (4,449)	0,242*** (3,707)	0,274*** (3,576)	0,338*** (3,832)	
Tobin's $Q_t$	0,141 (1,094)	0,199* (1,676)	0,202 (1,600)	0,224* (1,663)	0,222 (1,616)	0,310** (1,973)	0,233 (1,243)	
$Risk_t$	0,105 (0,231)	0,369 (0,990)	0,530 (1,592)	0,419 (1,320)	0,459 (1,408)	0,214 (0,551)	0,127 (0,304)	
$Lev_t$	-0,315 (-0,640)	0,0602 (0,138)	0,103 (0,258)	0,242 (0,621)	0,181 (0,423)	0,223 (0,456)	-0,249 (-0,484)	
Div	0,105** (2,374)	0,0541 (1,482)	0,0394 (1,069)	0,0446 (1,115)	0,0422 (0,928)	0,0410 (0,781)	0,0292 (0,493)	
$DAX_t$	0,162 (0,765)	0,111 (0,604)	0,0576 (0,293)	-0,0286 (-0,143)	-0,0467 (-0,251)	-0,0221 (-0,125)	0,00438 (0,0200)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,393	0,395	0,382	0,367	0,347	0,327	0,346	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile

## Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$VA_t$	0,0292 (0,845)	0,0129 (0,378)	0,00487 (0,130)	0,00622 (0,151)	0,00552 (0,118)	0,0144 (0,254)	-0,0653 (-0,922)	0,72
$ROE_t$	0,932 (1,270)	0,846 (1,413)	0,782 (1,414)	0,782 (1,436)	0,936* (1,665)	0,823 (1,384)	1,259 (1,626)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,994** (2,310)	1,771** (2,395)	1,649** (2,440)	1,565** (2,404)	1,456** (2,171)	1,323* (1,715)	1,696* (1,662)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,420 (-0,887)	-1,775 (-1,374)	-1,717 (-1,569)	-2,131** (-2,091)	-2,146** (-2,135)	-1,838 (-1,620)	-2,526* (-1,751)	
$\ln(UM_t)$	0,218*** (3,885)	0,223*** (5,352)	0,216*** (5,178)	0,217*** (4,915)	0,232*** (4,596)	0,252*** (3,916)	0,371*** (4,178)	
Tobin's $Q_t$	0,129 (0,908)	0,144 (1,017)	0,173 (1,149)	0,252* (1,673)	0,237 (1,519)	0,220 (1,145)	0,194 (0,761)	
$Risk_t$	0,206 (0,369)	0,318 (0,758)	0,366 (1,051)	0,423 (1,325)	0,560* (1,662)	0,247 (0,645)	0,426 (0,929)	
$Lev_t$	-0,356 (-0,762)	-0,251 (-0,563)	0,211 (0,518)	0,372 (0,947)	0,224 (0,560)	-0,00282 (-0,00620)	-0,145 (-0,255)	
Div	0,114** (2,438)	0,0772* (1,946)	0,0566 (1,493)	0,0596 (1,470)	0,0558 (1,182)	0,0532 (0,902)	0,0863 (1,191)	
$DAX_t$	0,156 (0,712)	0,187 (0,995)	0,117 (0,621)	0,0605 (0,318)	-0,0400 (-0,213)	-0,0690 (-0,352)	-0,294 (-1,145)	
n	359	359	359	359	359	359	359	
Pseudo- $R^2$	0,396	0,397	0,386	0,368	0,346	0,322	0,312	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile

**Anzahl fremder DAX- oder MDAX-Vorstände im Aufsichtsrat  
des betrachteten Unternehmens**

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_AR\_in_t$	-0,0688* (-1,691)	-0,0650 (-1,483)	-0,0684* (-1,665)	-0,0844** (-2,057)	-0,0969** (-2,198)	-0,0993** (-2,037)	-0,0563 (-0,760)	0,953
$ROE_t$	0,659 (0,941)	0,942* (1,728)	1,147** (2,341)	0,828 (1,640)	1,168** (2,170)	1,181* (1,952)	1,124 (1,396)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,722** (2,231)	1,691** (2,462)	1,424** (2,368)	1,999*** (3,416)	1,762*** (3,054)	1,433*** (2,607)	1,665** (2,069)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,049 (-0,756)	-1,638 (-1,479)	-2,208** (-2,284)	-2,163** (-2,257)	-2,461** (-2,553)	-2,360** (-2,158)	-2,454 (-1,551)	
$\ln(UM_t)$	0,232*** (4,240)	0,237*** (5,293)	0,234*** (5,275)	0,243*** (5,023)	0,240*** (4,500)	0,283*** (4,593)	0,315*** (4,029)	
Tobin's $Q_t$	0,185 (1,485)	0,145 (1,174)	0,157 (1,199)	0,209 (1,523)	0,176 (1,264)	0,269* (1,760)	0,218 (1,086)	
$Risk_t$	0,0615 (0,129)	0,316 (0,855)	0,415 (1,258)	0,400 (1,275)	0,519 (1,644)	0,358 (1,029)	0,221 (0,476)	
$Lev_t$	-0,230 (-0,437)	-0,0389 (-0,0864)	0,139 (0,345)	0,162 (0,418)	0,0290 (0,0762)	0,192 (0,422)	-0,242 (-0,374)	
Div	0,0755* (1,700)	0,0610* (1,844)	0,0576* (1,792)	0,0484 (1,323)	0,0282 (0,655)	0,0428 (0,774)	0,0666 (0,919)	
$DAX_t$	0,266 (1,242)	0,170 (0,969)	0,124 (0,732)	0,0165 (0,0971)	-0,00410 (-0,0235)	-0,0611 (-0,366)	-0,0594 (-0,251)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,391	0,395	0,39	0,375	0,36	0,334	0,318	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile

**Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit Aufsichtsratsmandaten  
in anderen DAX- oder MDAX-Konzernen**

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_AR\_out_t$	0,0845 (1,385)	0,0493 (1,099)	0,0225 (0,557)	0,0226 (0,477)	0,0304 (0,557)	0,0327 (0,432)	0,0969 (0,800)	0,923
$ROE_t$	1,011 (1,438)	0,842 (1,422)	1,140** (2,007)	0,863 (1,600)	1,021* (1,833)	0,718 (1,273)	1,218* (1,779)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,047** (2,563)	1,641** (2,276)	1,532** (2,177)	1,901*** (2,852)	1,472** (2,375)	1,413** (2,317)	1,788** (2,297)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,392 (-0,968)	-1,686 (-1,455)	-2,233** (-2,138)	-2,180** (-2,206)	-2,257** (-2,404)	-1,838* (-1,803)	-2,538* (-1,889)	
$\ln(UM_t)$	0,212*** (3,721)	0,215*** (4,694)	0,214*** (4,828)	0,220*** (4,463)	0,203*** (3,722)	0,254*** (3,889)	0,281*** (3,435)	
Tobin's $Q_t$	0,166 (1,324)	0,184 (1,350)	0,171 (1,207)	0,216 (1,498)	0,205 (1,401)	0,334** (1,983)	0,173 (0,870)	
$Risk_t$	0,215 (0,408)	0,395 (0,949)	0,459 (1,320)	0,470 (1,424)	0,477 (1,543)	0,195 (0,577)	0,275 (0,627)	
$Lev_t$	-0,438 (-0,915)	-0,177 (-0,418)	0,0548 (0,136)	0,0677 (0,168)	0,0276 (0,0659)	0,136 (0,300)	-0,527 (-0,969)	
Div	0,0791* (1,814)	0,0658** (1,988)	0,0585* (1,702)	0,0511 (1,283)	0,0390 (0,842)	0,0288 (0,533)	0,0604 (0,892)	
$DAX_t$	0,108 (0,483)	0,143 (0,762)	0,0802 (0,418)	-0,0263 (-0,136)	-0,0363 (-0,198)	-0,0895 (-0,497)	-0,192 (-0,814)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,389	0,391	0,381	0,365	0,347	0,325	0,322	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)								
Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;								
Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile								

**Anzahl fremder DAX- oder MDAX- Vorstände im Vergütungsausschuss  
des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens**

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_VA\_in_t$	0,0293 (0,300)	-0,0238 (-0,293)	-0,0716 (-0,881)	-0,0706 (-0,741)	-0,0769 (-0,686)	-0,0954 (-0,660)	-0,0365 (-0,176)	0,931
$ROE_t$	0,944 (1,084)	0,838 (1,116)	0,668 (0,971)	0,576 (0,947)	0,978* (1,671)	0,978 (1,517)	1,102 (1,240)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,851** (2,228)	1,794** (2,419)	1,626** (2,454)	1,792*** (3,047)	1,609*** (2,733)	1,304** (2,295)	1,663* (1,828)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,448 (-0,915)	-1,819 (-1,486)	-1,623* (-1,672)	-1,820** (-2,058)	-2,235** (-2,400)	-2,009* (-1,677)	-2,409 (-1,397)	
$\ln(UM_t)$	0,243*** (4,274)	0,229*** (5,301)	0,232*** (5,569)	0,227*** (5,433)	0,230*** (5,020)	0,250*** (4,270)	0,298*** (3,788)	
Tobin's $Q_t$	0,112 (0,821)	0,127 (1,071)	0,187 (1,371)	0,236* (1,648)	0,205 (1,339)	0,213 (1,087)	0,180 (0,674)	
$Risk_t$	0,150 (0,280)	0,415 (1,034)	0,342 (1,044)	0,327 (1,057)	0,494 (1,590)	0,329 (0,942)	0,207 (0,439)	
$Lev_t$	-0,765 (-1,563)	-0,445 (-0,964)	0,177 (0,435)	0,275 (0,684)	0,150 (0,365)	0,0642 (0,135)	-0,505 (-0,873)	
Div	0,0924* (1,957)	0,0650* (1,774)	0,0555 (1,582)	0,0559 (1,408)	0,0538 (1,175)	0,0616 (1,106)	0,0681 (0,964)	
$DAX_t$	0,152 (0,650)	0,170 (0,906)	0,0641 (0,359)	0,00615 (0,0361)	-0,0512 (-0,300)	-0,0375 (-0,217)	-0,101 (-0,422)	
n	361	361	361	361	361	361	361	
Pseudo- $R^2$	0,39	0,39	0,379	0,365	0,344	0,319	0,307	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)								
Legende: Signifikanzniveaus: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1; n: Beobachtungen;								
Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile								

**Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats in anderen DAX- oder MDAX-Konzernen sind**

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_VA\_out_t$	0,128 (1,225)	0,0711 (0,934)	0,0298 (0,382)	0,0200 (0,238)	0,0301 (0,313)	-0,0251 (-0,187)	0,181 (0,948)	0,583
$ROE_t$	1,186* (1,648)	0,901 (1,534)	1,149** (2,302)	0,929* (1,868)	1,079** (2,126)	0,901 (1,644)	1,401** (1,969)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,042*** (2,745)	1,646** (2,119)	1,631** (2,221)	1,796*** (2,593)	1,358** (2,176)	1,373** (2,267)	1,715** (2,345)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,627 (-1,142)	-1,787 (-1,534)	-2,248** (-2,273)	-2,265** (-2,379)	-2,358** (-2,533)	-2,023* (-1,935)	-2,936** (-1,995)	
$\ln(UM_t)$	0,190*** (3,153)	0,210*** (4,264)	0,214*** (4,627)	0,223*** (4,591)	0,212*** (4,065)	0,247*** (4,226)	0,332*** (4,454)	
Tobin's $Q_t$	0,141 (1,051)	0,180 (1,226)	0,189 (1,172)	0,221 (1,382)	0,210 (1,357)	0,257 (1,610)	0,243 (1,221)	
$Risk_t$	0,251 (0,482)	0,424 (1,059)	0,448 (1,389)	0,523* (1,815)	0,517* (1,843)	0,310 (0,945)	0,470 (1,034)	
$Lev_t$	-0,369 (-0,741)	-0,260 (-0,563)	0,106 (0,246)	0,0510 (0,119)	0,0386 (0,0897)	0,117 (0,247)	-0,594 (-1,100)	
Div	0,0935** (2,307)	0,0710** (2,028)	0,0556 (1,618)	0,0457 (1,210)	0,0454 (1,031)	0,0388 (0,727)	0,0612 (0,925)	
$DAX_t$	0,151 (0,715)	0,150 (0,757)	0,0758 (0,403)	0,0135 (0,0703)	-0,00886 (-0,0490)	-0,0322 (-0,183)	-0,180 (-0,803)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,396	0,393	0,38	0,363	0,346	0,323	0,326	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)								
Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;								
Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile								

## Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SR_Akt <sub>t</sub>	-0,603 (-1,356)	-0,157 (-0,511)	-0,0846 (-0,319)	-0,0773 (-0,270)	-0,163 (-0,532)	-0,0263 (-0,0816)	0,135 (0,413)	0,655
ROE <sub>t</sub>	0,783 (1,214)	0,897 (1,558)	1,165** (2,173)	0,965* (1,906)	1,160** (2,244)	0,862 (1,497)	1,090 (1,536)	
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,745** (2,032)	1,335* (1,796)	1,448** (2,100)	1,751*** (2,663)	1,265** (2,057)	1,320** (2,333)	1,675** (2,109)	
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-0,883 (-0,621)	-1,767 (-1,482)	-2,192** (-2,027)	-2,329** (-2,414)	-2,474*** (-2,643)	-1,968* (-1,880)	-2,355 (-1,633)	
$\ln(\text{UM}_t)$	0,242*** (4,436)	0,244*** (5,613)	0,220*** (5,288)	0,229*** (5,129)	0,220*** (4,599)	0,242*** (4,349)	0,289*** (3,732)	
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,157 (1,221)	0,190 (1,429)	0,216 (1,470)	0,226 (1,471)	0,212 (1,336)	0,275* (1,740)	0,207 (0,998)	
Risk <sub>t</sub>	-0,0379 (-0,0819)	0,438 (1,106)	0,392 (1,108)	0,530* (1,675)	0,600* (1,882)	0,281 (0,798)	0,184 (0,415)	
Lev <sub>t</sub>	-0,403 (-0,861)	-0,273 (-0,627)	0,173 (0,449)	0,180 (0,463)	0,0933 (0,235)	0,136 (0,302)	-0,312 (-0,506)	
Div	0,0645 (1,490)	0,0612* (1,702)	0,0538 (1,538)	0,0494 (1,236)	0,0409 (0,869)	0,0408 (0,698)	0,0581 (0,843)	
DAX <sub>t</sub>	0,156 (0,666)	0,128 (0,662)	0,0970 (0,521)	0,00420 (0,0222)	-0,00614 (-0,0339)	-0,0228 (-0,131)	-0,0834 (-0,336)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,401	0,39	0,38	0,363	0,347	0,323	0,315	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile

**Anhang DD:** Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10:  $AR_t$  (44,94);  $AR_t^2$  (44,2);  $VA_t$  (15,96);  $VA_t^2$  (16);  $SR\_Akt_t$  (11,9);  $SR\_Akt_t^2$  (11,94).)

Random Firm Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$						
	$AR_t$	0,0102 (0,217)					
$AR_t^2$	-0,000686 (-0,448)						
$VA_t$		0,160*** (2,676)					
$VA_t^2$		-0,0137*** (-2,838)					
$V\_AR\_in_t$			-0,0122 (-0,210)				
$V\_AR\_in_t^2$			-0,00218 (-0,127)				
$V\_AR\_out_t$				0,0635 (1,073)			
$V\_AR\_out_t^2$				-0,00423 (-0,565)			
$V\_VA\_in_t$					-0,133 (-1,449)		
$V\_VA\_in_t^2$					0,118** (2,285)		
$V\_VA\_out_t$						0,0354 (0,580)	
$V\_VA\_out_t^2$						-0,00248 (-0,142)	
$SR\_Akt_t$							-1,331* (-1,943)
$SR\_Akt_t^2$							1,866** (2,327)
$ROE_t$	0,867*** (3,350)	0,801*** (3,089)	0,884*** (3,348)	0,886*** (3,370)	0,759** (2,336)	0,880*** (3,399)	0,816*** (3,137)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,816*** (4,118)	1,933*** (3,995)	1,798*** (4,179)	1,790*** (4,218)	1,832*** (4,210)	1,803*** (4,111)	1,848*** (4,248)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,666*** (-3,172)	-1,621*** (-3,009)	-1,681*** (-3,160)	-1,668*** (-3,179)	-1,559*** (-2,850)	-1,680*** (-3,184)	-1,684*** (-3,152)
$\ln(UM_t)$	0,275*** (6,684)	0,250*** (7,772)	0,261*** (8,092)	0,241*** (6,588)	0,256*** (7,517)	0,253*** (7,573)	0,262*** (8,697)
Tobin's $Q_t$	0,158*** (3,093)	0,159*** (2,797)	0,165*** (3,231)	0,171*** (3,429)	0,140** (2,499)	0,163*** (3,165)	0,163*** (3,265)
$Risk_t$	0,118 (0,632)	0,0434 (0,219)	0,129 (0,688)	0,139 (0,775)	0,112 (0,568)	0,130 (0,708)	0,163 (0,890)
$Lev_t$	-0,0897 (-0,363)	-0,137 (-0,527)	-0,0648 (-0,255)	-0,0925 (-0,363)	-0,107 (-0,428)	-0,0985 (-0,391)	-0,187 (-0,787)
Div	0,0641* (1,665)	0,0628 (1,542)	0,0668* (1,674)	0,0686* (1,751)	0,0728* (1,761)	0,0677* (1,719)	0,0598 (1,530)
$DAX_t$	-0,0729 (-0,834)	-0,0896 (-1,000)	-0,0714 (-0,838)	-0,0956 (-1,030)	-0,0729 (-0,828)	-0,0794 (-0,912)	-0,0841 (-0,949)
n	371	359	371	371	361	371	371
$R^2$ -Within	0,292	0,293	0,290	0,296	0,289	0,291	0,296
$R^2$ -Between	0,624	0,619	0,625	0,622	0,608	0,621	0,658
$R^2$ -Overall	0,547	0,546	0,548	0,547	0,537	0,545	0,576
Hausman	0,0929*	2,32E-08***	0,0458**	0,734	0,307	0,203	0,364
L. Multiplier	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***

Robuste z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Anhang EE:** Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10:  $AR_t$  (44,94);  $AR_t^2$  (44,2);  $VA_t$  (15,96);  $VA_t^2$  (16);  $SR\_Akt_t$  (11,9);  $SR\_Akt_t^2$  (11,94).)

Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(wage_t)$						
	$AR_t$	0,139** (2,098)					
$AR_t^2$	-0,00443** (-2,063)						
$VA_t$		0,370*** (3,601)					
$VA_t^2$		-0,0362*** (-3,583)					
$V\_AR\_in_t$			-0,000187 (-0,00301)				
$V\_AR\_in_t^2$			0,00114 (0,0521)				
$V\_AR\_out_t$				0,0634 (0,915)			
$V\_AR\_out_t^2$				-0,00541 (-0,642)			
$V\_VA\_in_t$					-0,121 (-1,220)		
$V\_VA\_in_t^2$					0,127** (2,428)		
$V\_VA\_out_t$						0,0165 (0,260)	
$V\_VA\_out_t^2$						-0,0127 (-0,406)	
$SR\_Akt_t$							-0,783 (-0,816)
$SR\_Akt_t^2$							1,269 (1,159)
$ROE_t$	0,798*** (2,987)	0,761*** (2,762)	0,818*** (2,917)	0,849*** (3,038)	0,692** (2,049)	0,821*** (3,006)	0,791*** (2,940)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,718*** (4,044)	1,942*** (4,023)	1,796*** (4,161)	1,781*** (4,308)	1,833*** (4,202)	1,798*** (4,159)	1,815*** (4,047)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,307*** (-3,025)	-1,574*** (-2,807)	-1,552*** (-2,733)	-1,579*** (-2,828)	-1,437** (-2,524)	-1,556*** (-2,788)	-1,550*** (-2,946)
$\ln(UM_t)$	0,294* (1,827)	0,321** (2,142)	0,271* (1,681)	0,286* (1,823)	0,290* (1,840)	0,277* (1,754)	0,283* (1,848)
Tobin's $Q_t$	0,135** (2,066)	0,178** (2,133)	0,150** (2,143)	0,160** (2,333)	0,125 (1,531)	0,150** (2,134)	0,162** (2,322)
$Risk_t$	-0,000755 (-0,00406)	-0,00297 (-0,0143)	0,0780 (0,396)	0,0997 (0,534)	0,0695 (0,339)	0,0781 (0,415)	0,103 (0,569)
$Lev_t$	0,00984 (0,0311)	-0,239 (-0,596)	0,0110 (0,0365)	0,00693 (0,0224)	-0,00294 (-0,00955)	0,0145 (0,0481)	-0,0444 (-0,147)
$DAX_t$	-0,0834 (-1,033)	-0,112 (-1,343)	-0,0946 (-1,209)	-0,106 (-1,268)	-0,0952 (-1,161)	-0,0945 (-1,196)	-0,0873 (-0,989)
n	371	359	371	371	361	371	371
$R^2$ -Within	0,300	0,297	0,293	0,297	0,291	0,293	0,299
$R^2$ -Between	0,500	0,553	0,570	0,573	0,553	0,569	0,606
$R^2$ -Overall	0,448	0,489	0,505	0,507	0,493	0,504	0,534

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)

Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang FF:** Industry Fixed Effects-Regressionsen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10:  $AR_t$  (44,94);  $AR_t^2$  (44,2);  $VA_t$  (15,96);  $VA_t^2$  (16);  $SR\_Akt_t$  (11,9);  $SR\_Akt_t^2$  (11,94).)

Industry Fixed Effects-Regressionsen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: $\ln(wage_t)$						
	$AR_t$	-0,0836 (-1,343)					
$AR_t^2$	0,00220 (1,074)						
$VA_t$		0,148* (1,678)					
$VA_t^2$		-0,0114** (-2,023)					
$V\_AR\_in_t$			-0,00478 (-0,0627)				
$V\_AR\_in_t^2$			-0,0166 (-1,136)				
$V\_AR\_out_t$				0,0884 (1,036)			
$V\_AR\_out_t^2$				-0,00349 (-0,311)			
$V\_VA\_in_t$					-0,0977 (-0,526)		
$V\_VA\_in_t^2$					0,0189 (0,168)		
$V\_VA\_out_t$						0,145 (0,909)	
$V\_VA\_out_t^2$						-0,0127 (-0,320)	
$SR\_Akt_t$							-2,024*** (-3,409)
$SR\_Akt_t^2$							2,567*** (3,587)
$ROE_t$	1,086*** (3,812)	1,093*** (3,686)	1,168*** (3,895)	1,156*** (3,786)	1,057*** (2,740)	1,148*** (3,770)	0,985*** (3,097)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,789*** (3,475)	1,789*** (3,035)	1,753*** (3,583)	1,784*** (3,307)	1,780*** (3,330)	1,759*** (3,293)	1,859*** (3,636)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-2,117*** (-3,686)	-2,261*** (-3,670)	-2,351*** (-3,862)	-2,253*** (-3,676)	-2,176*** (-3,199)	-2,275*** (-3,664)	-2,204*** (-3,348)
$\ln(UM_t)$	0,289*** (4,865)	0,258*** (5,168)	0,257*** (5,100)	0,224*** (4,329)	0,253*** (4,941)	0,231*** (4,488)	0,267*** (5,735)
Tobin's $Q_t$	0,212* (1,827)	0,188 (1,240)	0,203 (1,605)	0,213* (1,733)	0,188 (1,402)	0,201 (1,594)	0,176 (1,585)
$Risk_t$	0,415 (1,599)	0,444 (1,564)	0,449* (1,677)	0,455* (1,716)	0,397 (1,418)	0,446* (1,695)	0,432 (1,628)
$Lev_t$	0,248 (0,630)	-0,180 (-0,395)	0,0607 (0,133)	0,0355 (0,0779)	-0,0109 (-0,0246)	-0,0470 (-0,103)	-0,320 (-0,749)
Div	0,0624 (1,578)	0,0803* (1,733)	0,0740* (1,691)	0,0795* (1,897)	0,0826* (1,859)	0,0740* (1,736)	0,0711 (1,668)
$DAX_t$	-0,0347 (-0,201)	-0,0502 (-0,304)	0,0114 (0,0724)	-0,0616 (-0,346)	-0,00842 (-0,0517)	-0,0330 (-0,198)	-0,0621 (-0,403)
n	371	359	371	371	361	371	371
$R^2$ -Within	0,516	0,503	0,513	0,511	0,498	0,510	0,542
$R^2$ -Between	0,911	0,936	0,929	0,909	0,922	0,916	0,920
$R^2$ -Overall	0,553	0,551	0,557	0,548	0,542	0,552	0,580

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang GG:** Random Firm Effects- und Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf jeweils zwei korrespondierende unquadierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme mit dem Jahr 2010 mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10:  $V\_AR\_out_t \cdot 2010$  (17,21);  $V\_AR\_in_t \cdot 2010$  (17,19);  $V\_VA\_in_t \cdot 2010$  (15,72);  $V\_VA\_in_t^2$  (14,08);  $V\_VA\_in_t$  (13,85);  $V\_VA\_out_t \cdot 2010$  (13,76);  $V\_VA\_in_t^2 \cdot 2010$  (13,68);  $V\_AR\_out_t^2 \cdot 2010$  (12,13);  $V\_AR\_in_t^2 \cdot 2010$  (12);  $V\_AR\_in_t$  (11,03);  $V\_VA\_out_t^2$  (10,58);  $V\_AR\_out_t$  (10,14).)

Unabh. Variablen	Regressionen mit fixen Jahreseffekten (abhängige Variable: $\ln(wage_t)$ )			
	Random Firm Effects		Firm Fixed Effects	
$V\_AR\_in_t$	-0,0113 (-0,207)		0,00551 (0,0902)	
$V\_AR\_in_t \cdot 2010$	0,107 (1,124)		0,0889 (0,927)	
$V\_AR\_in_t^2$	-0,00297 (-0,176)		-0,00160 (-0,0772)	
$V\_AR\_in_t^2 \cdot 2010$	-0,0560 (-1,603)		-0,0499 (-1,419)	
$V\_AR\_out_t$		0,0648 (0,983)		0,0740 (0,957)
$V\_AR\_out_t \cdot 2010$		0,0164 (0,158)		0,00658 (0,0681)
$V\_AR\_out_t^2$		-0,00385 (-0,486)		-0,00580 (-0,633)
$V\_AR\_out_t^2 \cdot 2010$		-0,00701 (-0,280)		-0,00630 (-0,252)
$V\_VA\_in_t$	-0,111 (-1,161)		-0,128 (-1,228)	
$V\_VA\_in_t \cdot 2010$	0,0410 (0,177)		0,0489 (0,197)	
$V\_VA\_in_t^2$	0,0865* (1,710)		0,101* (1,916)	
$V\_VA\_in_t^2 \cdot 2010$	0,0728 (0,877)		0,0695 (0,745)	
$V\_VA\_out_t$		0,0285 (0,442)		0,0203 (0,215)
$V\_VA\_out_t \cdot 2010$		-0,178 (-1,410)		-0,126 (-0,917)
$V\_VA\_out_t^2$		-0,00984 (-0,490)		-0,0262 (-0,433)
$V\_VA\_out_t^2 \cdot 2010$		0,0636 (1,435)		0,0363 (0,535)
$ROE_t$	0,748** (2,252)	0,874*** (3,320)	0,671* (1,926)	0,833*** (3,005)
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,871*** (4,233)	1,809*** (4,272)	1,868*** (4,109)	1,800*** (4,408)
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,600*** (-2,949)	-1,648*** (-3,176)	-1,459** (-2,575)	-1,552*** (-2,835)
$\ln(UM_t)$	0,254*** (7,482)	0,240*** (6,373)	0,246 (1,399)	0,279* (1,760)
Tobin's $Q_t$	0,129** (2,187)	0,171*** (3,443)	0,108 (1,243)	0,163** (2,370)
$Risk_t$	0,143 (0,758)	0,128 (0,714)	0,103 (0,525)	0,0862 (0,471)
$Lev_t$	-0,0728 (-0,282)	-0,103 (-0,400)	0,00490 (0,0160)	-0,00251 (-0,00802)
Div	0,0701* (1,662)	0,0691* (1,743)		
$DAX_t$	-0,0662 (-0,761)	-0,0984 (-1,062)	-0,0985 (-1,203)	-0,110 (-1,318)
n	361	371	361	371
$R^2$ -Within	0,296	0,299	0,299	0,300
$R^2$ -Between	0,623	0,622	0,568	0,567
$R^2$ -Overall	0,550	0,547	0,506	0,504
Hausman	0,000501***	0,724	-	-
L. Multiplier	0***	0***	-	-

Robuste z-/t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)

Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Anhang HH:** Quantilregressionen der Vergütung auf unquadrierte und quadrierte Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkungen: Die Abbildung der Ergebnisse der Untersuchung der Anzahl fremder Vorstände im Aufsichtsrat erfolgt zur Vermeidung einer unnötigen Doppeldarstellung nur in Tab. 23. Zentrierte VIFs über 10:  $AR_t$  (44,94);  $AR_t^2$  (44,2);  $VA_t$  (15,96);  $VA_t^2$  (16);  $SR\_Akt_t$  (11,9);  $SR\_Akt_t^2$  (11,94). Erläuterungen zu Signifikanzniveaus der Tests auf Gleichheit einzelner Koeffizienten verschiedener Quantile erfolgen jeweils direkt über den Tabellen der Regressionsergebnisse der jeweiligen untersuchten Corporate Governance-Variable.)

**Größe des Aufsichtsrats**

Bei der Aufsichtsratsgröße kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 60 %- und beim 90 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
$AR_t$	0,0589 (0,658)	-0,0355 (-0,479)	-0,0525 (-0,688)	-0,0340 (-0,417)	0,00985 (0,108)	-0,0393 (-0,380)	-0,154 (-1,186)	0,367
$AR_t^2$	-0,00291 (-0,919)	0,000687 (0,275)	0,00137 (0,535)	0,000690 (0,253)	-0,000594 (-0,198)	0,000918 (0,272)	0,00398 (0,926)	0,424
$ROE_t$	0,918 (1,596)	0,958* (1,810)	1,107** (2,084)	0,890* (1,646)	0,928* (1,693)	0,763 (1,235)	0,956 (1,353)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,759** (2,240)	1,692** (2,326)	1,724** (2,505)	1,907*** (2,895)	1,438** (2,322)	1,304** (2,411)	1,244* (1,882)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,243 (-1,130)	-1,732 (-1,640)	-2,544*** (-2,650)	-2,130** (-2,221)	-2,118** (-2,254)	-1,813 (-1,528)	-2,060 (-1,392)	
$\ln(UM_t)$	0,250*** (3,613)	0,259*** (4,457)	0,266*** (4,449)	0,262*** (4,004)	0,221*** (3,054)	0,284*** (3,552)	0,338*** (3,970)	
Tobin's $Q_t$	0,0691 (0,563)	0,197 (1,562)	0,228* (1,760)	0,235* (1,776)	0,206 (1,481)	0,315** (2,108)	0,250 (1,587)	
$Risk_t$	0,220 (0,510)	0,386 (1,014)	0,542* (1,693)	0,466 (1,508)	0,454 (1,465)	0,236 (0,657)	0,189 (0,470)	
$Lev_t$	-0,303 (-0,574)	0,0130 (0,0298)	0,122 (0,312)	0,255 (0,643)	0,118 (0,278)	0,265 (0,540)	-0,152 (-0,288)	
Div	0,0951** (2,175)	0,0527 (1,431)	0,0433 (1,188)	0,0452 (1,150)	0,0477 (1,066)	0,0327 (0,638)	0,0406 (0,726)	
$DAX_t$	0,230 (0,964)	0,104 (0,561)	0,0115 (0,0572)	-0,0389 (-0,189)	0,0244 (0,117)	-0,0442 (-0,212)	0,0374 (0,152)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,4	0,395	0,383	0,367	0,348	0,327	0,355	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert) Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile; unabh.: unabhängige								

### Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats

Alle paarweisen Tests auf Gleichheit der Koeffizienten führen zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$VA_t$	0,131 (0,411)	0,0841 (0,353)	0,0859 (0,385)	0,147 (0,661)	0,203 (0,877)	0,204 (0,769)	0,136 (0,369)	0,996
$VA_t^2$	-0,00751 (-0,236)	-0,00435 (-0,182)	-0,00638 (-0,284)	-0,0111 (-0,494)	-0,0156 (-0,668)	-0,0165 (-0,632)	-0,0134 (-0,365)	0,999
$ROE_t$	0,801 (1,049)	0,787 (1,374)	0,850 (1,530)	0,904* (1,660)	0,901 (1,557)	0,857 (1,437)	1,198 (1,362)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,134** (2,451)	1,928*** (2,619)	1,707*** (2,676)	1,581** (2,545)	1,597*** (2,598)	1,355** (2,059)	1,887* (1,947)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,410 (-0,885)	-1,511 (-1,232)	-1,742* (-1,665)	-2,332** (-2,369)	-2,249** (-2,042)	-1,954* (-1,693)	-2,566 (-1,499)	
$\ln(UM_t)$	0,203*** (3,453)	0,223*** (4,922)	0,218*** (5,144)	0,222*** (5,029)	0,224*** (4,634)	0,229*** (3,859)	0,316*** (3,502)	
Tobin's $Q_t$	0,124 (0,909)	0,135 (1,005)	0,185 (1,269)	0,219 (1,478)	0,216 (1,374)	0,224 (1,189)	0,213 (0,850)	
$Risk_t$	0,199 (0,383)	0,180 (0,452)	0,333 (1,035)	0,568* (1,853)	0,593* (1,736)	0,312 (0,822)	0,262 (0,564)	
$Lev_t$	-0,337 (-0,675)	-0,161 (-0,371)	0,232 (0,551)	0,299 (0,720)	0,129 (0,312)	0,0779 (0,186)	-0,427 (-0,710)	
Div	0,129*** (2,660)	0,0740* (1,769)	0,0567 (1,482)	0,0465 (1,179)	0,0352 (0,794)	0,0409 (0,744)	0,0668 (0,929)	
$DAX_t$	0,100 (0,448)	0,156 (0,809)	0,0709 (0,400)	0,0102 (0,0587)	-0,0543 (-0,312)	-0,0664 (-0,396)	-0,214 (-0,838)	
n	359	359	359	359	359	359	359	
Pseudo- $R^2$	0,398	0,399	0,389	0,375	0,358	0,338	0,317	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveau: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

**Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit Aufsichtsratsmandaten  
in anderen DAX- oder MDAX-Konzernen**

Alle paarweisen Tests auf Gleichheit der Koeffizienten führen zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
$V\_AR\_out_t$	0,00755 (0,0591)	-0,000808 (-0,00832)	0,0211 (0,214)	0,0432 (0,427)	0,0430 (0,407)	0,0945 (0,795)	0,0765 (0,440)	0,991
$V\_AR\_out_t^2$	0,00893 (0,278)	0,00733 (0,301)	0,000156 (0,00592)	-0,00311 (-0,119)	-0,00293 (-0,106)	-0,0106 (-0,313)	0,00469 (0,0965)	0,997
$ROE_t$	0,958 (1,344)	0,845 (1,441)	1,141** (2,086)	0,953* (1,792)	0,978* (1,787)	0,758 (1,321)	1,221* (1,709)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,066** (2,569)	1,592** (2,175)	1,516** (2,188)	1,992*** (3,048)	1,449** (2,284)	1,439** (2,425)	1,778** (2,391)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,331 (-0,941)	-1,761 (-1,507)	-2,239** (-2,188)	-2,306** (-2,365)	-2,200** (-2,374)	-1,883* (-1,862)	-2,546* (-1,827)	
$\ln(UM_t)$	0,237*** (4,057)	0,223*** (4,827)	0,215*** (4,718)	0,222*** (4,399)	0,201*** (3,623)	0,236*** (3,515)	0,285*** (3,333)	
Tobin's $Q_t$	0,141 (1,111)	0,177 (1,337)	0,177 (1,267)	0,212 (1,513)	0,208 (1,432)	0,329** (1,983)	0,173 (0,903)	
$Risk_t$	0,100 (0,192)	0,420 (1,017)	0,459 (1,310)	0,521 (1,595)	0,468 (1,528)	0,175 (0,525)	0,275 (0,624)	
$Lev_t$	-0,594 (-1,252)	-0,381 (-0,882)	0,0613 (0,150)	0,0453 (0,111)	0,0534 (0,125)	0,0626 (0,139)	-0,548 (-0,993)	
Div	0,0830* (1,940)	0,0708** (2,140)	0,0584* (1,670)	0,0483 (1,201)	0,0394 (0,852)	0,0298 (0,544)	0,0614 (0,912)	
$DAX_t$	0,104 (0,429)	0,153 (0,773)	0,0820 (0,424)	-0,0633 (-0,332)	-0,0332 (-0,182)	-0,0668 (-0,376)	-0,188 (-0,824)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,391	0,393	0,381	0,365	0,348	0,326	0,322	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

**Anzahl fremder DAX- oder MDAX- Vorstände im Vergütungsausschuss  
des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens**

Bei der quadrierten Anzahl fremder DAX- oder MDAX-Vorstände im Vergütungsausschuss des Aufsichtsrats kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 40 %- und beim 50 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_VA_{in_t}$	0,00427 (0,0175)	0,00775 (0,0425)	-0,00285 (-0,0155)	-0,161 (-0,773)	-0,141 (-0,594)	-0,222 (-0,659)	0,145 (0,327)	0,722
$V\_VA_{in_t}^2$	0,0149 (0,0918)	-0,0168 (-0,131)	-0,0567 (-0,410)	0,0903 (0,593)	0,0539 (0,339)	0,0623 (0,324)	-0,150 (-0,615)	0,476
$ROE_t$	0,850 (1,005)	0,833 (1,128)	0,702 (1,056)	0,576 (0,886)	0,857 (1,322)	0,981 (1,579)	1,037 (1,314)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	1,911** (2,376)	1,704** (2,346)	1,665** (2,530)	1,792*** (3,036)	1,537*** (2,632)	1,328** (2,332)	1,639* (1,850)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,330 (-0,833)	-1,752 (-1,336)	-1,666 (-1,575)	-1,820* (-1,720)	-2,065* (-1,856)	-2,022* (-1,826)	-2,293 (-1,601)	
$\ln(UM_t)$	0,244*** (4,228)	0,229*** (5,179)	0,231*** (5,689)	0,227*** (5,622)	0,229*** (5,154)	0,250*** (4,224)	0,300*** (3,746)	
Tobin's $Q_t$	0,116 (0,964)	0,140 (1,243)	0,184 (1,469)	0,236* (1,765)	0,210 (1,461)	0,209 (1,148)	0,175 (0,708)	
$Risk_t$	0,115 (0,205)	0,410 (0,930)	0,352 (0,966)	0,327 (0,962)	0,447 (1,268)	0,328 (0,935)	0,197 (0,440)	
$Lev_t$	-0,725 (-1,404)	-0,382 (-0,828)	0,167 (0,393)	0,275 (0,637)	0,173 (0,392)	0,0575 (0,115)	-0,454 (-0,775)	
Div	0,0924* (1,781)	0,0644* (1,695)	0,0563 (1,587)	0,0559 (1,438)	0,0586 (1,314)	0,0611 (1,102)	0,0663 (0,924)	
$DAX_t$	0,130 (0,619)	0,175 (0,971)	0,0584 (0,333)	0,00615 (0,0369)	-0,0353 (-0,213)	-0,0407 (-0,248)	-0,148 (-0,609)	
n	361	361	361	361	361	361	361	
Pseudo- $R^2$	0,390	0,390	0,380	0,365	0,345	0,319	0,309	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert) Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile; unabh.: unabhängige								

**Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats in anderen DAX- oder MDAX-Konzernen sind**

Alle paarweisen Tests auf Gleichheit der Koeffizienten führen zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_VA\_out_t$	0,139 (0,505)	0,0214 (0,115)	0,0212 (0,118)	0,0660 (0,363)	0,0654 (0,347)	0,0927 (0,371)	0,181 (0,461)	0,995
$V\_VA\_out_t^2$	-0,00343 (-0,0356)	0,0133 (0,162)	0,00458 (0,0489)	-0,0113 (-0,107)	-0,0105 (-0,0899)	-0,0311 (-0,176)	0,000331 (0,00136)	0,999
$ROE_t$	1,168 (1,645)	0,877 (1,465)	1,151** (2,301)	0,935* (1,925)	1,105** (2,202)	0,737 (1,272)	1,398* (1,877)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,013** (2,545)	1,566** (2,112)	1,664** (2,420)	1,896*** (2,936)	1,395** (2,295)	1,298** (2,353)	1,717** (2,357)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,557 (-1,100)	-1,764 (-1,441)	-2,253** (-2,224)	-2,281** (-2,333)	-2,406** (-2,443)	-1,769 (-1,515)	-2,932** (-2,009)	
$\ln(UM_t)$	0,192*** (2,756)	0,215*** (4,326)	0,215*** (4,496)	0,224*** (4,436)	0,212*** (3,958)	0,261*** (4,224)	0,332*** (4,608)	
Tobin's $Q_t$	0,150 (1,196)	0,182 (1,368)	0,190 (1,313)	0,215 (1,464)	0,208 (1,442)	0,315** (2,019)	0,243 (1,282)	
$Risk_t$	0,217 (0,416)	0,436 (1,086)	0,450 (1,323)	0,524 (1,607)	0,526 (1,638)	0,214 (0,609)	0,468 (1,070)	
$Lev_t$	-0,306 (-0,640)	-0,303 (-0,660)	0,119 (0,258)	0,0606 (0,134)	0,0475 (0,107)	0,224 (0,473)	-0,593 (-1,103)	
Div	0,0901** (2,051)	0,0691* (1,928)	0,0550 (1,595)	0,0473 (1,203)	0,0410 (0,898)	0,0338 (0,604)	0,0613 (0,936)	
$DAX_t$	0,153 (0,701)	0,158 (0,868)	0,0700 (0,369)	-0,00750 (-0,0391)	-0,0173 (-0,0908)	-0,0558 (-0,314)	-0,180 (-0,780)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,396	0,393	0,380	0,364	0,347	0,325	0,326	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

### Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs

Alle paarweisen Tests auf Gleichheit der Koeffizienten führen zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SR_Akt <sub>t</sub>	-2,089** (-2,115)	-1,790** (-2,484)	-1,841** (-2,502)	-1,623** (-2,105)	-1,997*** (-2,592)	-2,241*** (-2,636)	-2,614** (-2,196)	0,918
SR_Akt <sub>t</sub> <sup>2</sup>	2,450** (1,988)	2,509*** (2,638)	2,559*** (2,700)	2,144** (2,132)	2,715*** (2,648)	2,938*** (2,606)	3,793** (2,379)	0,833
ROE <sub>t</sub>	1,073* (1,721)	0,818 (1,467)	0,773 (1,390)	0,522 (0,923)	0,730 (1,262)	0,569 (0,896)	0,878 (1,188)	
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,545** (1,984)	1,707** (2,441)	1,855*** (2,868)	1,763*** (3,017)	1,712*** (3,068)	1,763*** (3,297)	1,035 (1,471)	
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,206 (-0,914)	-1,636 (-1,477)	-1,955* (-1,857)	-1,698* (-1,650)	-1,836* (-1,944)	-1,924* (-1,839)	-2,284* (-1,733)	
$\ln(\text{UM}_t)$	0,228*** (4,472)	0,230*** (4,827)	0,231*** (4,663)	0,216*** (4,399)	0,220*** (4,562)	0,258*** (5,389)	0,300*** (4,810)	
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,154 (1,301)	0,150 (1,232)	0,140 (1,048)	0,156 (1,104)	0,193 (1,301)	0,231 (1,455)	0,198 (0,976)	
Risk <sub>t</sub>	0,177 (0,378)	0,345 (0,947)	0,476 (1,350)	0,345 (0,988)	0,261 (0,793)	0,239 (0,678)	0,565 (1,279)	
Lev <sub>t</sub>	-0,383 (-0,951)	-0,276 (-0,724)	-0,170 (-0,458)	-0,104 (-0,276)	-0,0226 (-0,0592)	-0,0966 (-0,236)	-0,317 (-0,581)	
Div	0,0565 (1,325)	0,0351 (0,939)	0,0234 (0,589)	0,0402 (0,908)	0,0386 (0,822)	0,0250 (0,483)	0,0809 (1,324)	
DAX <sub>t</sub>	0,185 (0,862)	0,155 (0,825)	0,0405 (0,217)	0,0133 (0,0739)	-0,0517 (-0,310)	-0,0874 (-0,549)	-0,0163 (-0,0855)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,42	0,415	0,398	0,383	0,375	0,361	0,358	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

**Anhang II:** Random Firm Effects-Regressionen der Vergütung auf Corporate Governance-Variablen und Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10: ROE<sub>t</sub> (25,55) (Spalte (2)); ROE<sub>t</sub> 18,26 (Spalte (1)); VA<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (15,74); AR<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (11,04).)

Random Firm Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: ln(wage <sub>t</sub> )						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AR <sub>t</sub>	-0,00944 (-0,997)						
AR <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>	-0,00308 (-0,129)						
VA <sub>t</sub>		0,0170 (0,611)					
VA <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>		-0,105 (-0,903)					
V_AR_in <sub>t</sub>			-0,0491 (-1,196)				
V_AR_in <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>			0,223 (1,440)				
V_AR_out <sub>t</sub>				0,0360 (0,744)			
V_AR_out <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>				0,0846 (0,413)			
V_VA_in <sub>t</sub>					0,00431 (0,0609)		
V_VA_in <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>					0,0927 (0,250)		
V_VA_out <sub>t</sub>						0,0166 (0,268)	
V_VA_out <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>						0,112 (0,224)	
SR_Akt <sub>t</sub>							0,172 (0,718)
SR_Akt <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>							-1,219* (-1,948)
ROE <sub>t</sub>	0,919** (2,392)	1,309** (2,192)	0,649** (2,428)	0,838*** (3,046)	0,745** (2,173)	0,863*** (3,384)	1,174*** (3,510)
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,837*** (4,237)	1,984*** (4,175)	1,668*** (4,671)	1,679*** (3,473)	1,842*** (4,215)	1,752*** (4,204)	1,697*** (4,097)
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,709*** (-3,323)	-1,774*** (-3,293)	-1,558*** (-3,540)	-1,591*** (-2,876)	-1,545*** (-2,747)	-1,649*** (-3,147)	-1,456*** (-3,435)
ln(UM <sub>t</sub> )	0,276*** (6,915)	0,257*** (7,821)	0,263*** (8,175)	0,239*** (6,907)	0,255*** (7,413)	0,252*** (7,692)	0,252*** (7,978)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,162*** (3,043)	0,152*** (2,594)	0,161*** (3,379)	0,175*** (3,406)	0,143** (2,561)	0,166*** (3,196)	0,174*** (3,531)
Risk <sub>t</sub>	0,132 (0,712)	0,0698 (0,348)	0,118 (0,704)	0,119 (0,650)	0,114 (0,581)	0,122 (0,662)	0,0446 (0,254)
Lev <sub>t</sub>	-0,0834 (-0,334)	-0,0993 (-0,393)	-0,0805 (-0,318)	-0,0860 (-0,334)	-0,108 (-0,423)	-0,0964 (-0,380)	0,000465 (0,00183)
Div	0,0635* (1,666)	0,0685* (1,702)	0,0643 (1,590)	0,0681* (1,741)	0,0723* (1,749)	0,0677* (1,715)	0,0722* (1,790)
DAX <sub>t</sub>	-0,0778 (-0,897)	-0,0878 (-0,970)	-0,0610 (-0,739)	-0,0751 (-0,746)	-0,0750 (-0,849)	-0,0717 (-0,834)	-0,0658 (-0,744)
n	371	359	371	371	361	371	371
R <sup>2</sup> -Within	0,290	0,291	0,300	0,296	0,285	0,291	0,311
R <sup>2</sup> -Between	0,628	0,614	0,630	0,623	0,610	0,621	0,606
R <sup>2</sup> -Overall	0,550	0,543	0,554	0,548	0,538	0,545	0,538
Hausman	0,367	0,000001***	0,624	0,721	0,0562*	0,129	0,439
L. Multiplier	0***	0***	0***	0***	0***	0***	0***

Robuste z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; L.: Lagrange; n: Beobachtungen

**Anhang JJ:** Firm Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Corporate Governance-Variablen und Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10: ROE<sub>t</sub> (25,55) (Spalte (2)); ROE<sub>t</sub> 18,26 (Spalte (1)); VA<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (15,74); AR<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (11,04).)

Firm Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: ln(wage <sub>t</sub> )						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AR <sub>t</sub>	0,00613 (0,655)						
AR <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>	-0,00779 (-0,312)						
VA <sub>t</sub>		0,0356 (0,958)					
VA <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>		-0,113 (-0,927)					
V_AR_in <sub>t</sub>			-0,0255 (-0,484)				
V_AR_in <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>			0,207 (1,283)				
V_AR_out <sub>t</sub>				0,0315 (0,562)			
V_AR_out <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>				0,0806 (0,414)			
V_VA_in <sub>t</sub>					0,0398 (0,580)		
V_VA_in <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>					0,0318 (0,0908)		
V_VA_out <sub>t</sub>						-0,0226 (-0,288)	
V_VA_out <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>						0,137 (0,269)	
SR_Akt <sub>t</sub>							0,258 (0,669)
SR_Akt <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>							-1,393** (-2,212)
ROE <sub>t</sub>	0,936** (2,327)	1,309** (2,141)	0,599** (2,193)	0,795*** (2,670)	0,694* (1,924)	0,796*** (2,950)	1,159*** (3,282)
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,826*** (4,264)	2,001*** (4,237)	1,684*** (4,727)	1,681*** (3,613)	1,847*** (4,213)	1,737*** (4,279)	1,693*** (4,036)
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,560*** (-2,960)	-1,662*** (-2,965)	-1,444*** (-3,019)	-1,489** (-2,504)	-1,441** (-2,430)	-1,507*** (-2,731)	-1,286*** (-3,012)
ln(UM <sub>t</sub> )	0,263 (1,630)	0,270* (1,753)	0,255* (1,736)	0,261* (1,681)	0,293* (1,813)	0,259* (1,759)	0,246* (1,680)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,151** (2,113)	0,155* (1,822)	0,138** (2,110)	0,164** (2,344)	0,130 (1,600)	0,155** (2,189)	0,163** (2,469)
Risk <sub>t</sub>	0,0806 (0,423)	0,00631 (0,0302)	0,0738 (0,420)	0,0750 (0,389)	0,0701 (0,339)	0,0653 (0,344)	-0,0232 (-0,129)
Lev <sub>t</sub>	0,0258 (0,0857)	0,110 (0,293)	-0,0287 (-0,100)	0,0216 (0,0709)	-0,00347 (-0,0110)	0,0213 (0,0710)	0,150 (0,495)
DAX <sub>t</sub>	-0,0954 (-1,180)	-0,104 (-1,224)	-0,0852 (-1,095)	-0,0865 (-0,990)	-0,0935 (-1,128)	-0,0853 (-1,156)	-0,0762 (-0,847)
n	371	359	371	371	361	371	371
R <sup>2</sup> -Within	0,293	0,293	0,302	0,297	0,287	0,293	0,312
R <sup>2</sup> -Between	0,560	0,564	0,583	0,578	0,554	0,573	0,553
R <sup>2</sup> -Overall	0,497	0,501	0,517	0,512	0,493	0,507	0,496

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang KK:** Industry Fixed Effects-Regressionen der Vergütung auf Corporate Governance-Variablen und Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung: Zentrierte VIFs über 10: ROE<sub>t</sub> (25,55) (Spalte (2)); ROE<sub>t</sub> 18,26 (Spalte (1)); VA<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (15,74); AR<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (11,04).)

Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten							
Unabhängige Variablen	Abhängige Variable: ln(wage <sub>t</sub> )						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
AR <sub>t</sub>	-0,0216* (-1,718)						
AR <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>	0,0146 (0,474)						
VA <sub>t</sub>		0,0110 (0,335)					
VA <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>		-0,0831 (-0,686)					
V_AR_in <sub>t</sub>			-0,0974** (-2,365)				
V_AR_in <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>			0,297* (1,795)				
V_AR_out <sub>t</sub>				0,0594 (0,937)			
V_AR_out <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>				0,107 (0,335)			
V_VA_in <sub>t</sub>					-0,150 (-1,213)		
V_VA_in <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>					0,600 (1,063)		
V_VA_out <sub>t</sub>						0,121* (1,695)	
V_VA_out <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>						-0,0959 (-0,211)	
SR_Akt <sub>t</sub>							-0,164 (-0,555)
SR_Akt <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>							-0,491 (-0,600)
ROE <sub>t</sub>	0,822* (1,715)	1,485** (2,204)	0,834** (2,355)	1,100*** (3,594)	0,906** (2,286)	1,158*** (3,762)	1,310*** (3,968)
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,707*** (3,261)	1,814*** (3,142)	1,557*** (3,702)	1,643** (2,280)	1,768*** (3,308)	1,782*** (3,208)	1,612*** (3,132)
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,992*** (-3,719)	-2,348*** (-3,779)	-2,099*** (-3,773)	-2,159*** (-3,383)	-2,014*** (-2,930)	-2,289*** (-3,716)	-2,207*** (-3,487)
ln (UM <sub>t</sub> )	0,283*** (4,950)	0,256*** (5,046)	0,266*** (5,456)	0,222*** (4,302)	0,256*** (4,988)	0,231*** (4,552)	0,260*** (5,306)
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,197 (1,601)	0,185 (1,248)	0,216* (1,712)	0,214* (1,719)	0,191 (1,435)	0,199 (1,563)	0,224* (1,749)
Risk <sub>t</sub>	0,364 (1,454)	0,434 (1,524)	0,404 (1,572)	0,433 (1,643)	0,381 (1,369)	0,446* (1,694)	0,438 (1,581)
Lev <sub>t</sub>	0,133 (0,311)	-0,0678 (-0,151)	0,114 (0,248)	0,0471 (0,102)	-0,00387 (-0,00874)	-0,0383 (-0,0844)	-0,0468 (-0,105)
Div	0,0648 (1,570)	0,0787* (1,736)	0,0718 (1,626)	0,0784* (1,870)	0,0833* (1,880)	0,0736* (1,723)	0,0780* (1,774)
DAX <sub>t</sub>	0,00314 (0,0194)	-0,0276 (-0,165)	0,0168 (0,107)	-0,0330 (-0,168)	-0,0213 (-0,129)	-0,0317 (-0,193)	-0,0343 (-0,217)
n	371	359	371	371	361	371	371
R <sup>2</sup> -Within	0,512	0,497	0,518	0,511	0,501	0,510	0,507
R <sup>2</sup> -Between	0,921	0,934	0,924	0,909	0,921	0,913	0,906
R <sup>2</sup> -Overall	0,554	0,547	0,561	0,548	0,544	0,551	0,544

Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen

**Anhang LL:** Quantilregressionen der Vergütung auf die Corporate Governance-Variablen sowie Interaktionsterme der Corporate Governance-Variablen mit der Eigenkapitalrendite mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkungen: Erläuterungen zu Signifikanzniveaus der Tests auf Gleichheit einzelner Koeffizienten verschiedener Quantile sowie Angaben zu zentrierten VIFs von über 10 erfolgen jeweils direkt über den Tabellen der Regressionsergebnisse der jeweiligen untersuchten Corporate Governance-Variable.)

#### Größe des Aufsichtsrats

Alle paarweisen Tests auf Gleichheit der Koeffizienten führen zu insignifikanten Ergebnissen. Zentrierte VIFs über 10: ROE<sub>t</sub> (18,26); AR<sub>t</sub> · ROE<sub>t</sub> (11,04).

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
AR <sub>t</sub>	-0,0308 (-1,352)	-0,0144 (-0,748)	-0,0207 (-1,172)	-0,0179 (-1,058)	-0,00846 (-0,479)	-0,0117 (-0,580)	-0,0365 (-1,586)	0,523
AR <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>	0,0252 (0,262)	-0,0100 (-0,128)	0,0527 (0,736)	0,0169 (0,247)	0,0114 (0,173)	-0,0368 (-0,546)	-0,0230 (-0,291)	0,709
ROE <sub>t</sub>	0,326 (0,227)	1,127 (1,024)	0,381 (0,384)	0,731 (0,748)	0,816 (0,814)	1,491 (1,378)	1,433 (1,049)	
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,884* (1,828)	1,742** (1,983)	1,225 (1,502)	1,742** (2,242)	1,410** (2,023)	1,907*** (3,048)	1,800** (2,261)	
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-1,098 (-0,743)	-1,691 (-1,640)	-2,024** (-2,008)	-2,084** (-2,005)	-2,025** (-2,041)	-2,430** (-2,113)	-2,515* (-1,719)	
$\ln(\text{UM}_t)$	0,286*** (4,428)	0,255*** (4,692)	0,253*** (4,525)	0,253*** (4,161)	0,244*** (3,597)	0,284*** (3,543)	0,346*** (4,060)	
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,130 (0,956)	0,193 (1,544)	0,198 (1,446)	0,224 (1,592)	0,220 (1,545)	0,299** (2,009)	0,224 (1,303)	
Risk <sub>t</sub>	0,187 (0,405)	0,334 (0,921)	0,475 (1,490)	0,430 (1,382)	0,431 (1,366)	0,365 (1,055)	0,209 (0,519)	
Lev <sub>t</sub>	-0,273 (-0,519)	0,0343 (0,0779)	0,163 (0,425)	0,251 (0,661)	0,155 (0,370)	0,0923 (0,192)	-0,308 (-0,577)	
Div	0,0868* (1,918)	0,0577 (1,495)	0,0445 (1,178)	0,0430 (1,047)	0,0447 (0,986)	0,0284 (0,531)	0,0263 (0,445)	
DAX <sub>t</sub>	0,186 (0,820)	0,0959 (0,507)	0,130 (0,645)	0,0162 (0,0766)	-0,0350 (-0,176)	-0,0967 (-0,527)	-0,0711 (-0,313)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,394	0,395	0,384	0,367	0,347	0,33	0,348	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

### Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats

Bei der Größe des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 75 %- und beim 90 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen. Zentrierte VIFs über 10:  $ROE_t$  (25,55);  $VA_t \cdot ROE_t$  (15,74).

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$VA_t$	0,0189 (0,410)	0,0345 (0,653)	0,0327 (0,596)	0,0164 (0,298)	0,0315 (0,561)	0,0229 (0,377)	-0,0639 (-0,921)	0,643
$VA_t \cdot ROE_t$	0,0625 (0,266)	-0,187 (-0,667)	-0,281 (-0,964)	-0,146 (-0,519)	-0,207 (-0,780)	-0,0700 (-0,263)	-0,0174 (-0,0541)	0,861
$ROE_t$	0,686 (0,520)	1,603 (1,216)	2,092 (1,486)	1,428 (1,030)	2,003 (1,488)	1,126 (0,770)	1,372 (0,730)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,000** (2,310)	1,622** (2,190)	1,653** (2,541)	1,663*** (2,653)	1,508** (2,211)	1,490** (1,968)	1,728* (1,672)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,429 (-0,849)	-1,483 (-1,194)	-1,979* (-1,810)	-2,398** (-2,232)	-2,793** (-2,534)	-2,026 (-1,625)	-2,602 (-1,553)	
$\ln(UM_t)$	0,219*** (3,729)	0,238*** (5,247)	0,217*** (4,919)	0,212*** (4,553)	0,226*** (4,187)	0,248*** (3,838)	0,365*** (4,261)	
Tobin's $Q_t$	0,123 (0,853)	0,160 (1,168)	0,178 (1,228)	0,232 (1,520)	0,212 (1,293)	0,236 (1,194)	0,190 (0,732)	
$Risk_t$	0,211 (0,380)	0,221 (0,504)	0,360 (0,977)	0,502 (1,422)	0,712* (1,942)	0,315 (0,773)	0,446 (0,929)	
$Lev_t$	-0,456 (-0,912)	-0,321 (-0,714)	0,180 (0,450)	0,288 (0,709)	0,152 (0,345)	0,0363 (0,0741)	-0,142 (-0,231)	
Div	0,110** (2,305)	0,0724* (1,869)	0,0576 (1,595)	0,0560 (1,418)	0,0518 (1,101)	0,0512 (0,902)	0,0863 (1,276)	
$DAX_t$	0,159 (0,722)	0,177 (0,909)	0,0924 (0,497)	0,0789 (0,426)	-0,0291 (-0,153)	-0,0570 (-0,293)	-0,278 (-1,142)	
n	359	359	359	359	359	359	359	
Pseudo- $R^2$	0,396	0,4	0,388	0,369	0,346	0,323	0,312	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert) Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile; unabh.: unabhängige								

**Anzahl fremder DAX- oder MDAX-Vorstände im Aufsichtsrat  
des betrachteten Unternehmens**

Bei der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 10 %- und beim 60 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. Beim Interaktionsterm der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Aufsichtsrat des betrachteten Unternehmens mit der Eigenkapitalrendite kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 75 %- und beim 90 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_AR\_in_t$	-0,0530 (-0,933)	-0,108* (-1,705)	-0,132** (-2,307)	-0,121** (-2,227)	-0,155*** (-2,833)	-0,153** (-2,295)	-0,0532 (-0,605)	0,452
$V\_AR\_in_t \cdot ROE_t$	0,155 (0,575)	0,331 (1,161)	0,447* (1,674)	0,426 (1,562)	0,438 (1,582)	0,478 (1,538)	-0,116 (-0,288)	0,667
$ROE_t$	0,419 (0,519)	0,394 (0,587)	0,614 (1,064)	0,694 (1,344)	0,822 (1,566)	0,841 (1,472)	1,459* (1,657)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,199*** (2,591)	1,603** (2,156)	1,403** (2,363)	1,416** (2,448)	1,149* (1,932)	0,893 (1,534)	2,019** (2,364)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,154 (-0,758)	-1,352 (-1,289)	-1,816** (-1,961)	-1,926** (-2,229)	-2,006** (-2,287)	-1,848** (-1,975)	-2,915* (-1,885)	
$\ln(UM_t)$	0,239*** (4,324)	0,244*** (5,863)	0,229*** (5,734)	0,250*** (5,425)	0,263*** (5,259)	0,287*** (4,997)	0,305*** (3,899)	
Tobin's $Q_t$	0,169 (1,358)	0,153 (1,257)	0,194 (1,466)	0,206 (1,550)	0,206 (1,556)	0,211 (1,414)	0,215 (1,042)	
$Risk_t$	0,148 (0,290)	0,212 (0,617)	0,364 (1,229)	0,400 (1,438)	0,389 (1,398)	0,290 (0,909)	0,305 (0,682)	
$Lev_t$	-0,288 (-0,592)	-0,0961 (-0,229)	0,178 (0,501)	0,123 (0,356)	0,0265 (0,0703)	0,0519 (0,113)	-0,270 (-0,433)	
Div	0,0870* (1,935)	0,0512 (1,492)	0,0532 (1,619)	0,0481 (1,313)	0,0238 (0,567)	0,0379 (0,682)	0,0645 (0,862)	
$DAX_t$	0,100 (0,451)	0,154 (0,873)	0,132 (0,793)	0,0284 (0,164)	0,00873 (0,0504)	-0,0148 (-0,0842)	-0,0482 (-0,194)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,394	0,399	0,4	0,386	0,37	0,34	0,319	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert) Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile; unabh.: unabhängige								

**Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit Aufsichtsratsmandaten  
in anderen DAX- oder MDAX-Konzernen**

Beim Interaktionsterm der Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens mit Aufsichtsratsmandaten in anderen (M)DAX-Konzernen mit der Eigenkapitalrendite kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 10 %- und beim 40 %- sowie beim 75 %- und beim 90 %-Quantil jeweils auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_AR\_out_t$	-0,0123 (-0,128)	0,0253 (0,290)	0,0724 (0,944)	0,0597 (0,857)	0,0372 (0,528)	0,0538 (0,723)	0,0263 (0,274)	0,945
$V\_AR\_out_t \cdot ROE_t$	0,562 (1,145)	0,115 (0,247)	-0,300 (-0,679)	-0,226 (-0,533)	-0,113 (-0,267)	-0,131 (-0,269)	0,815 (1,220)	0,311
$ROE_t$	0,295 (0,404)	0,825 (1,524)	1,130** (2,127)	0,939* (1,745)	1,142* (1,926)	0,851 (1,393)	0,784 (1,003)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	0,815 (0,628)	1,510 (1,552)	2,081** (2,380)	2,072*** (2,640)	1,639** (2,244)	1,622** (2,172)	0,818 (0,905)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-0,569 (-0,395)	-1,686 (-1,489)	-2,235** (-2,244)	-2,304** (-2,344)	-2,423** (-2,344)	-2,071* (-1,856)	-1,833 (-1,193)	
$\ln(UM_t)$	0,226*** (4,137)	0,218*** (4,974)	0,222*** (4,838)	0,225*** (4,473)	0,212*** (3,800)	0,253*** (3,729)	0,245*** (2,887)	
Tobin's $Q_t$	0,203* (1,781)	0,179 (1,410)	0,193 (1,400)	0,221 (1,549)	0,194 (1,281)	0,323* (1,913)	0,215 (1,097)	
$Risk_t$	0,00400 (0,00830)	0,440 (1,151)	0,463 (1,419)	0,487 (1,553)	0,523* (1,690)	0,264 (0,760)	0,307 (0,657)	
$Lev_t$	-0,476 (-1,034)	-0,276 (-0,670)	0,0678 (0,168)	0,0750 (0,177)	-0,0490 (-0,110)	0,177 (0,361)	-0,269 (-0,485)	
Div	0,0735* (1,697)	0,0657* (1,932)	0,0592* (1,716)	0,0490 (1,242)	0,0403 (0,884)	0,0320 (0,597)	0,0601 (0,914)	
$DAX_t$	0,281 (0,956)	0,165 (0,752)	-0,0278 (-0,131)	-0,0756 (-0,362)	-0,0727 (-0,352)	-0,131 (-0,626)	0,0154 (0,0598)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,395	0,391	0,383	0,366	0,348	0,325	0,326	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)								
Legende: Signifikanzniveau: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen;								
Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;								
unabh.: unabhängige								

**Anzahl fremder DAX- oder MDAX- Vorstände im Vergütungsausschuss  
des Aufsichtsrats des betrachteten Unternehmens**

Beim Interaktionsterm der Anzahl fremder (M)DAX-Vorstände im Vergütungsausschuss des betrachteten Unternehmens mit der Eigenkapitalrendite kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 40 %- und beim 90 %-, beim 50 %- und beim 90 %- sowie beim 60 %- und beim 90 %-Quantil jeweils auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$V\_VA_{in_t}$	-0,0898 (-0,575)	-0,107 (-0,724)	-0,248* (-1,773)	-0,247* (-1,688)	-0,299* (-1,806)	-0,140 (-0,695)	0,0466 (0,179)	0,552
$V\_VA_{in_t} \cdot ROE_t$	0,557 (0,744)	0,938 (1,180)	1,316 (1,637)	1,229 (1,566)	1,370* (1,676)	0,563 (0,687)	-0,642 (-0,637)	0,701
$ROE_t$	0,611 (0,680)	0,803 (1,108)	0,273 (0,409)	0,530 (0,822)	0,672 (1,089)	0,734 (1,127)	1,322 (1,447)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,144** (2,406)	1,402* (1,884)	1,712*** (2,780)	1,707*** (3,044)	1,436** (2,542)	1,485** (2,509)	1,894** (2,274)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-1,143 (-0,684)	-1,531 (-1,319)	-1,499 (-1,518)	-1,724* (-1,760)	-1,750* (-1,674)	-1,965 (-1,593)	-2,763 (-1,566)	
$\ln(UM_t)$	0,245*** (4,185)	0,223*** (4,685)	0,240*** (5,353)	0,228*** (5,010)	0,230*** (4,865)	0,259*** (4,476)	0,301*** (3,898)	
Tobin's $Q_t$	0,131 (1,139)	0,192* (1,680)	0,237* (1,788)	0,240* (1,686)	0,217 (1,406)	0,219 (1,099)	0,144 (0,571)	
$Risk_t$	0,0494 (0,0908)	0,350 (0,907)	0,343 (1,036)	0,306 (0,961)	0,312 (0,956)	0,323 (0,876)	0,293 (0,644)	
$Lev_t$	-0,476 (-1,038)	-0,186 (-0,417)	0,273 (0,658)	0,273 (0,655)	0,148 (0,342)	-0,0341 (-0,0698)	-0,533 (-0,882)	
Div	0,0888* (1,940)	0,0583* (1,661)	0,0583* (1,700)	0,0557 (1,425)	0,0380 (0,832)	0,0579 (1,016)	0,0756 (1,060)	
$DAX_t$	0,0689 (0,314)	0,177 (0,962)	0,00875 (0,0499)	0,0118 (0,0700)	-0,0162 (-0,0978)	-0,0775 (-0,440)	-0,126 (-0,532)	
n	361	361	361	361	361	361	361	
Pseudo- $R^2$	0,392	0,392	0,384	0,370	0,349	0,324	0,309	
Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert) Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile; unabh.: unabhängige								

**Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats in anderen DAX- oder MDAX-Konzernen sind**

Bei der Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats in anderen (M)DAX-Konzernen sind, kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 10 %- und beim 75 %-Quantil auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. Beim Interaktionsterm der Anzahl der Vorstände des betrachteten Unternehmens, die Mitglieder des Vergütungsausschusses des Aufsichtsrats in anderen (M)DAX-Konzernen sind, mit der Eigenkapitalrendite kann die Hypothese der Gleichheit der Koeffizienten beim 10 %- und beim 90 %-Quantil auf 5 %-Signifikanzniveau, beim 25 %- und beim 90 %-, beim 40 %- und beim 90 %-, beim 50 %- und beim 90 %- sowie beim 60 %- und beim 90 %-Quantil jeweils auf 10 %-Signifikanzniveau verworfen werden. In allen anderen Fällen führen die paarweisen Tests zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 % (1)	25 % (2)	40 % (3)	50 % (4)	60 % (5)	75 % (6)	90 % (7)	
$V\_VA\_out_t$	0,300* (1,924)	0,109 (1,077)	0,0830 (0,864)	0,0612 (0,671)	0,0360 (0,381)	-0,0284 (-0,268)	0,0455 (0,348)	0,678
$V\_VA\_out_t \cdot ROE_t$	-0,817 (-1,208)	-0,221 (-0,335)	-0,311 (-0,411)	-0,232 (-0,316)	-0,0516 (-0,0680)	0,170 (0,205)	1,546 (1,449)	0,548
$ROE_t$	1,234* (1,806)	0,939 (1,636)	1,156** (2,150)	0,941* (1,775)	1,120** (1,970)	0,796 (1,368)	1,216* (1,697)	
$ROE_t \cdot DAX_t$	2,857*** (2,843)	1,756** (2,301)	1,854*** (2,688)	1,907*** (2,769)	1,462** (2,305)	1,298** (2,293)	1,690*** (2,650)	
$ROE_t \cdot Risk_t$	-2,052 (-1,506)	-1,816* (-1,665)	-2,266** (-2,340)	-2,291** (-2,427)	-2,415** (-2,489)	-1,861* (-1,700)	-2,609* (-1,810)	
$\ln(UM_t)$	0,177*** (2,926)	0,205*** (4,197)	0,216*** (4,933)	0,224*** (4,728)	0,215*** (4,146)	0,252*** (4,241)	0,317*** (4,251)	
Tobin's $Q_t$	0,137 (1,082)	0,180 (1,344)	0,190 (1,333)	0,214 (1,501)	0,201 (1,402)	0,276* (1,724)	0,211 (1,082)	
$Risk_t$	0,361 (0,743)	0,398 (0,985)	0,460 (1,382)	0,529* (1,652)	0,530* (1,722)	0,266 (0,765)	0,293 (0,647)	
$Lev_t$	-0,410 (-0,863)	-0,164 (-0,373)	0,126 (0,301)	0,0601 (0,144)	-0,0129 (-0,0304)	0,146 (0,325)	-0,593 (-1,129)	
Div	0,105** (2,485)	0,0692** (2,030)	0,0553 (1,565)	0,0480 (1,219)	0,0413 (0,902)	0,0386 (0,711)	0,0579 (0,893)	
$DAX_t$	0,000601 (0,00252)	0,140 (0,724)	0,0262 (0,140)	-0,0124 (-0,0650)	-0,0336 (-0,183)	-0,0356 (-0,203)	-0,165 (-0,733)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo- $R^2$	0,404	0,393	0,382	0,365	0,347	0,324	0,329	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

### Stimmrechtsanteil des größten Aktionärs

Alle paarweisen Tests auf Gleichheit der Koeffizienten führen zu insignifikanten Ergebnissen.

Quantilregressionen mit Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $\ln(\text{wage}_t)$							Sign. Koeff.
	10 %	25 %	40 %	50 %	60 %	75 %	90 %	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
SR_Akt <sub>t</sub>	-0,510 (-1,006)	-0,121 (-0,313)	-0,00969 (-0,0265)	0,0623 (0,173)	-0,106 (-0,292)	-0,0283 (-0,0775)	0,232 (0,607)	0,682
SR_Akt <sub>t</sub> · ROE <sub>t</sub>	-0,317 (-0,180)	-0,428 (-0,255)	-0,277 (-0,183)	-0,524 (-0,380)	-0,242 (-0,188)	-0,305 (-0,271)	-0,455 (-0,321)	0,999
ROE <sub>t</sub>	0,831 (1,182)	0,870 (1,428)	1,203** (1,999)	1,219** (2,034)	1,228** (1,966)	0,999 (1,568)	1,258 (1,485)	
ROE <sub>t</sub> · DAX <sub>t</sub>	1,742** (2,054)	1,089 (1,527)	1,599** (2,444)	1,452** (2,282)	1,187* (1,832)	1,253** (2,066)	1,583* (1,921)	
ROE <sub>t</sub> · Risk <sub>t</sub>	-0,886 (-0,622)	-1,319 (-1,176)	-2,254** (-2,099)	-2,395** (-2,179)	-2,431** (-2,269)	-2,008* (-1,783)	-2,358* (-1,663)	
$\ln(\text{UM}_t)$	0,243*** (4,448)	0,243*** (5,522)	0,215*** (4,815)	0,218*** (4,561)	0,217*** (4,331)	0,245*** (4,290)	0,299*** (3,916)	
Tobin's Q <sub>t</sub>	0,159 (1,409)	0,195 (1,596)	0,222 (1,616)	0,235 (1,601)	0,215 (1,388)	0,293* (1,654)	0,226 (1,090)	
Risk <sub>t</sub>	-0,0329 (-0,0681)	0,313 (0,771)	0,424 (1,202)	0,555 (1,599)	0,583* (1,796)	0,290 (0,818)	0,198 (0,446)	
Lev <sub>t</sub>	-0,388 (-0,888)	-0,267 (-0,620)	0,213 (0,506)	0,259 (0,637)	0,104 (0,245)	0,126 (0,259)	-0,250 (-0,410)	
Div	0,0617 (1,380)	0,0585 (1,618)	0,0520 (1,405)	0,0519 (1,205)	0,0450 (0,896)	0,0369 (0,627)	0,0570 (0,796)	
DAX <sub>t</sub>	0,153 (0,678)	0,176 (0,935)	0,0844 (0,451)	0,0780 (0,409)	0,00855 (0,0458)	-0,0221 (-0,127)	-0,0958 (-0,413)	
n	371	371	371	371	371	371	371	
Pseudo-R <sup>2</sup>	0,401	0,391	0,380	0,364	0,347	0,323	0,316	

Bootstrap-z-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)  
 Legende: Signifikanzniveaus: \*\*\* p<0,01, \*\* p<0,05, \* p<0,1; n: Beobachtungen;  
 Sign. Koeff.: Signifikanzniveau des Tests auf Gleichheit der Koeffizienten aller Quantile;  
 unabh.: unabhängige

**Anhang MM:** Firm Fixed Effects-Regression der Eigenkapitalrendite auf die durchschnittliche Eigenkapitalrendite der Industrie als Indikator für den Zufall mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkung:  $I\_ROE_t$  ist die durchschnittliche von den jeweiligen anderen Firmen in der Industrie des betrachteten Unternehmens erreichte Eigenkapitalrendite im Jahr  $t$  (vgl. Anhang L).)

<b>Firm Fixed Effects-Regression mit fixen Jahreseffekten</b>	
<b>Unabhängige Variable</b>	<b>Abhängige Variable: <math>ROE_t</math></b>
$I\_ROE_t$	0,216 (1,158)
n	363
$R^2$ -Within	0,103
$R^2$ -Between	0,0254
$R^2$ -Overall	0,0598
Robuste t-Statistik in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)	
Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen	

**Anhang NN:** Industry Fixed Effects-Regressionen der zukünftigen Eigenkapitalrendite auf Excess Pay und Interaktionsterme von Excess Pay mit Corporate Governance-Variablen mit Kontrollvariablen und Jahreseffekten

(Anmerkungen:  $Exc_t$  entspricht den Residuen der Industry Fixed Effects-Regression in Tab. 15 auf Seite 120 und stellt somit die Differenz des geschätzten und des tatsächlichen Logarithmus der Vergütung im Jahr  $t$  dar. Zentrierte VIFs über 10:  $AR_t \cdot Exc_t$  (10,63);  $Exc_t$  (10,38) (Spalte (2));  $VA_t \cdot Exc_t$  (15,65);  $Exc_t$  (15,39) (Spalte (3)).)

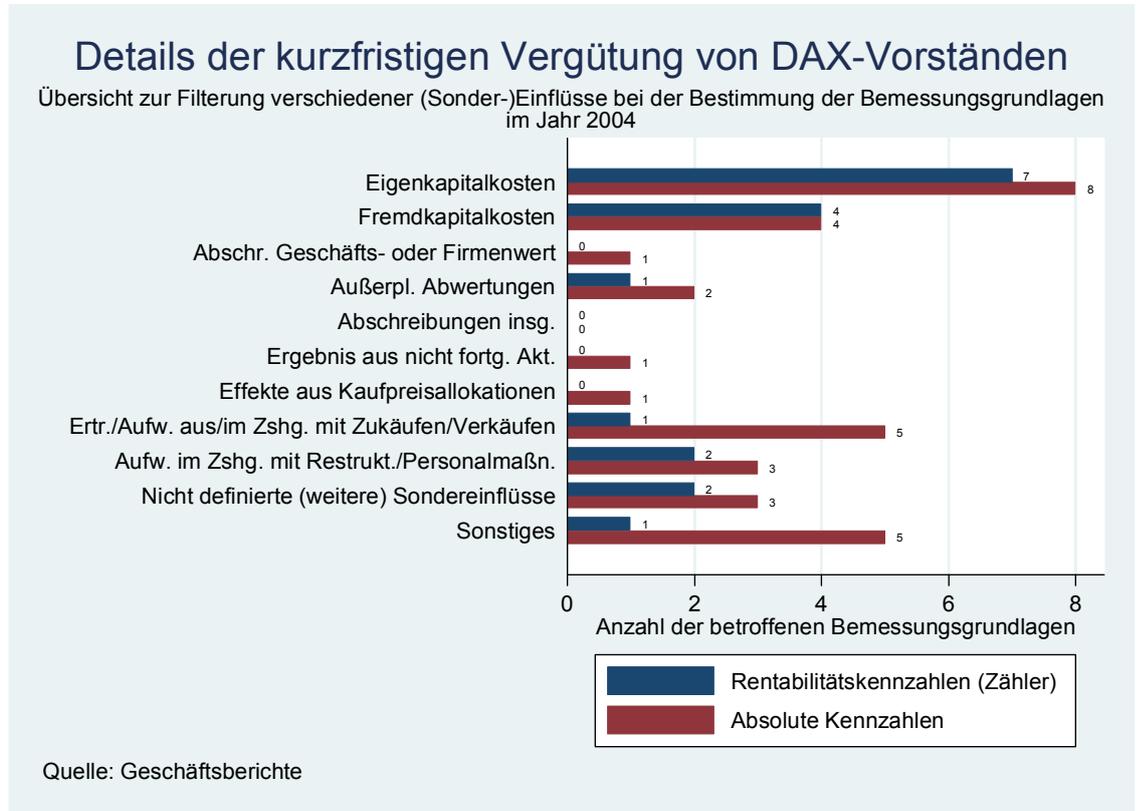
Industry Fixed Effects-Regressionen mit fixen Jahreseffekten								
Unabh. Variablen	Abhängige Variable: $ROE_{t+1}$							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
$Exc_t$	-0,00494 (-0,193)	-0,0556 (-0,717)	-0,0854 (-0,846)	-0,0191 (-0,546)	-0,0125 (-0,364)	-0,0127 (-0,417)	0,00421 (0,150)	-0,0386 (-1,051)
$AR_t$		0,00158 (0,432)						
$AR_t \cdot Exc_t$		0,00349 (0,739)						
$VA_t$			0,00337 (0,389)					
$VA_t \cdot Exc_t$			0,0185 (0,846)					
$V\_AR\_in_t$				-0,00495 (-0,627)				
$V\_AR\_in_t \cdot Exc_t$				0,0105 (0,592)				
$V\_AR\_out_t$					-0,0115 (-1,107)			
$V\_AR\_out_t \cdot Exc_t$					0,0104 (0,626)			
$V\_VA\_in_t$						0,00578 (0,370)		
$V\_VA\_in_t \cdot Exc_t$						0,0291 (0,622)		
$V\_VA\_out_t$							0,00507 (0,397)	
$V\_VA\_out_t \cdot Exc_t$							-0,0296 (-1,548)	
$SR\_Akt_t$								0,128** (2,021)
$SR\_Akt_t \cdot Exc_t$								0,149* (1,752)
$\ln(UM_t)$	-0,00204 (-0,128)	-0,00478 (-0,330)	0,000402 (0,0257)	-0,00141 (-0,0878)	0,00208 (0,115)	-0,00215 (-0,133)	-0,00201 (-0,119)	-0,00570 (-0,398)
Tobin's $Q_t$	0,174*** (5,111)	0,173*** (5,031)	0,165*** (4,492)	0,174*** (5,112)	0,171*** (4,949)	0,164*** (4,757)	0,176*** (5,195)	0,167*** (5,227)
$Risk_t$	-0,0584 (-1,026)	-0,0566 (-1,007)	-0,0661 (-1,000)	-0,0563 (-1,007)	-0,0584 (-1,038)	-0,0532 (-0,967)	-0,0621 (-1,080)	-0,0793 (-1,350)
$Lev_t$	0,451*** (3,306)	0,436*** (3,271)	0,375*** (2,841)	0,456*** (3,286)	0,441*** (3,229)	0,434*** (3,229)	0,454*** (3,305)	0,485*** (3,841)
$Div$	-0,00297 (-0,532)	-0,000375 (-0,0472)	-0,00331 (-0,453)	-0,00273 (-0,464)	-0,00229 (-0,380)	-0,00165 (-0,270)	-0,00414 (-0,732)	-0,00359 (-0,582)
$DAX_t$	-0,00189 (-0,0522)	-0,00444 (-0,117)	0,00417 (0,111)	0,000468 (0,0124)	0,00300 (0,0864)	0,000779 (0,0203)	-0,00375 (-0,103)	0,0146 (0,422)
$n$	308	308	297	308	308	300	308	308
$R^2$ -Within	0,253	0,256	0,230	0,256	0,257	0,252	0,256	0,283
$R^2$ -Between	0,378	0,397	0,406	0,378	0,360	0,407	0,374	0,277
$R^2$ -Overall	0,200	0,207	0,183	0,200	0,203	0,201	0,202	0,201
Robuste t-Statistiken in Klammern (Standardfehler auf Firmenebene geclustert)								
Legende: Signifikanzniveaus: *** $p < 0,01$ , ** $p < 0,05$ , * $p < 0,1$ ; n: Beobachtungen; unabh.: unabhängige								

**Anhang OO:** Alphabetische Übersicht aller Unternehmen der Untersuchungsstichprobe der Detailanalyse der kurzfristigen variablen Vergütung in Kapitel 6

(Anmerkung: Stand der Unternehmensnamen und -rechtsformen: 25. Juli 2013)

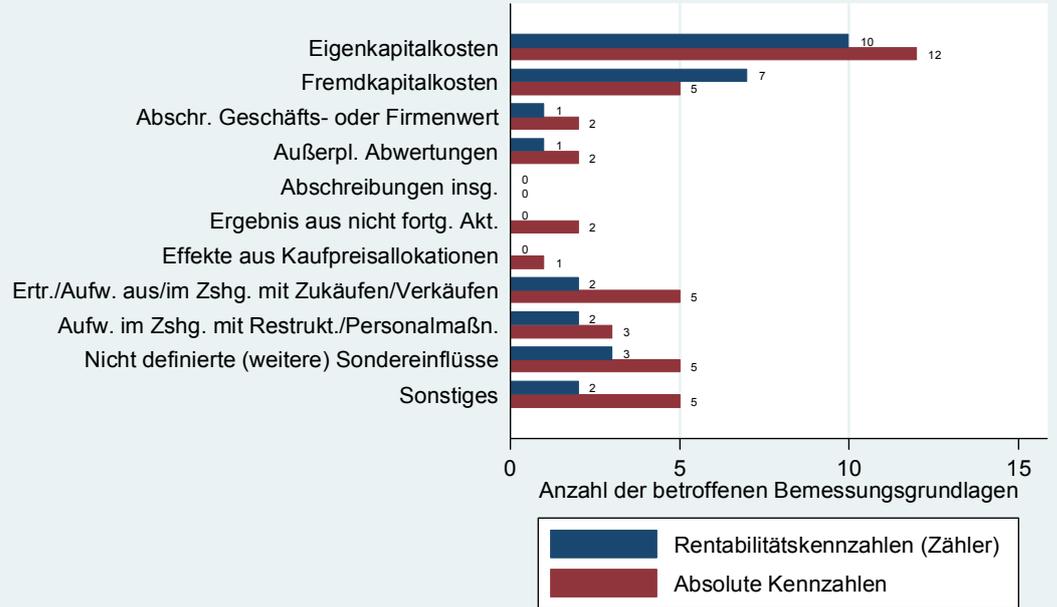
Unternehmen
adidas AG
Allianz SE
BASF SE
Bayer AG
Beiersdorf AG
BMW AG
Commerzbank AG
Daimler AG
Deutsche Bank AG
Deutsche Börse AG
Deutsche Lufthansa AG
Deutsche Post AG
Deutsche Telekom AG
E.ON SE
Fresenius Medical Care AG & Co. KGaA
Fresenius SE & Co. KGaA
HeidelbergCement AG
Henkel AG & Co. KGaA
Infineon Technologies AG
K+S AG
Linde AG
MAN SE
Merck KGaA
Metro AG
Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft AG
RWE AG
SAP AG
Siemens AG
ThyssenKrupp AG
Volkswagen AG

**Anhang PP:** Abbildungen zur absoluten Häufigkeit der Filterung von Sondereinflüssen bei den Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung für die Jahre 2004 bis 2010 getrennt nach Rentabilitätskennzahlen und absoluten Erfolgskennzahlen



### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

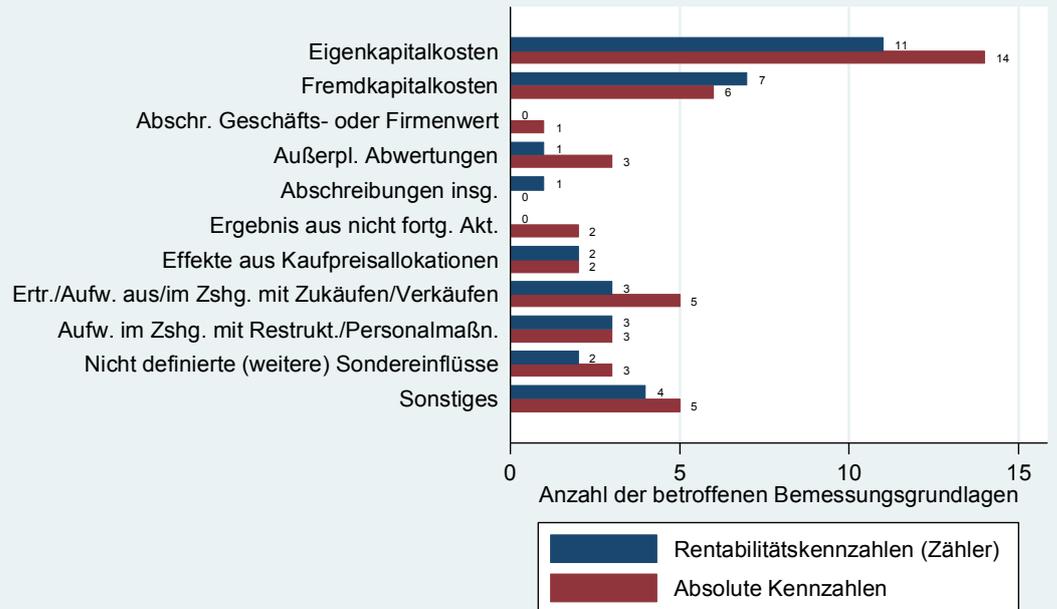
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

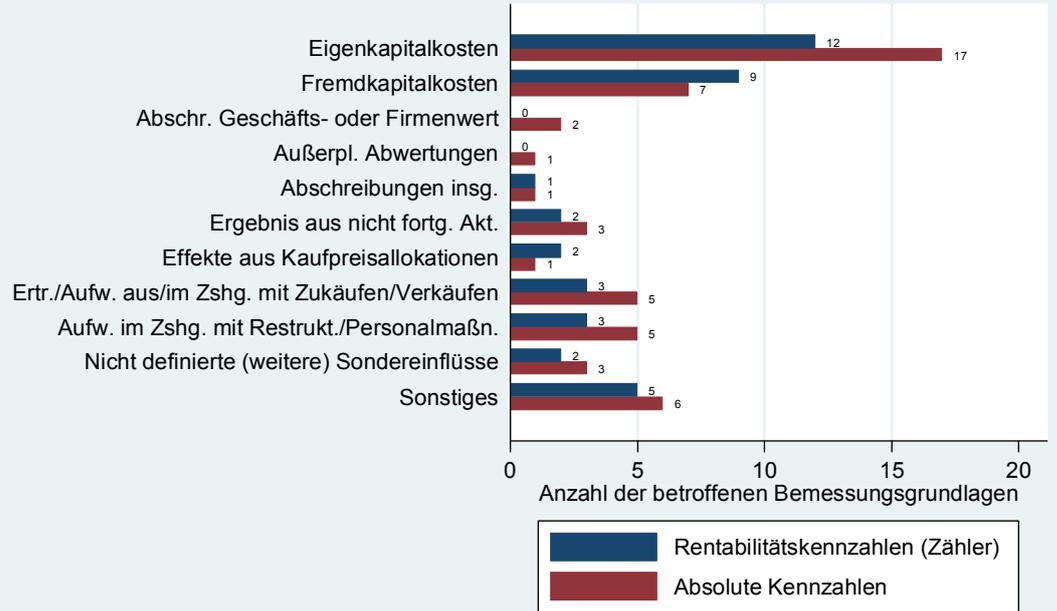
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

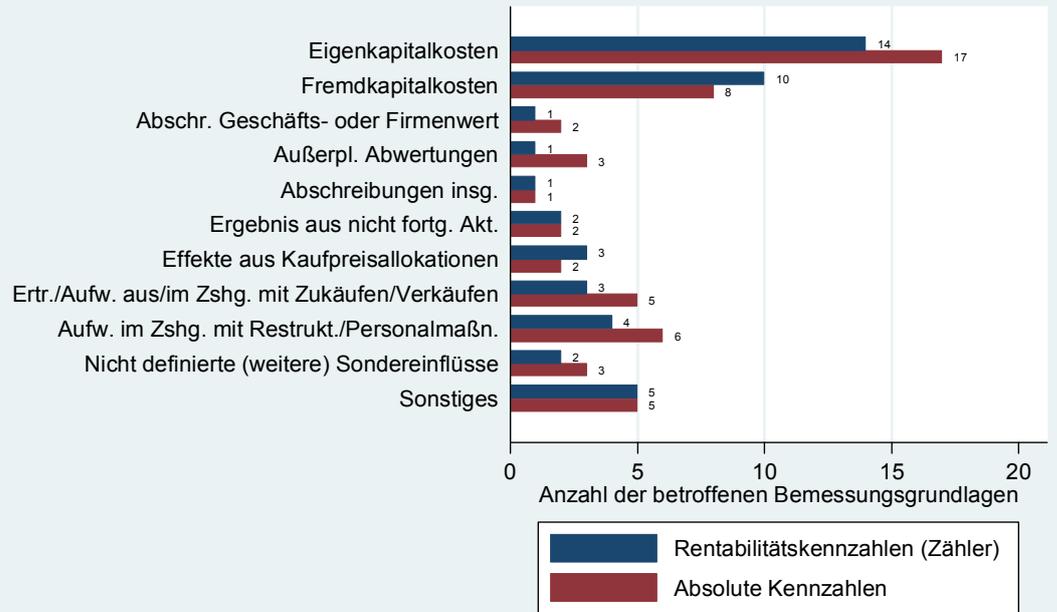
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

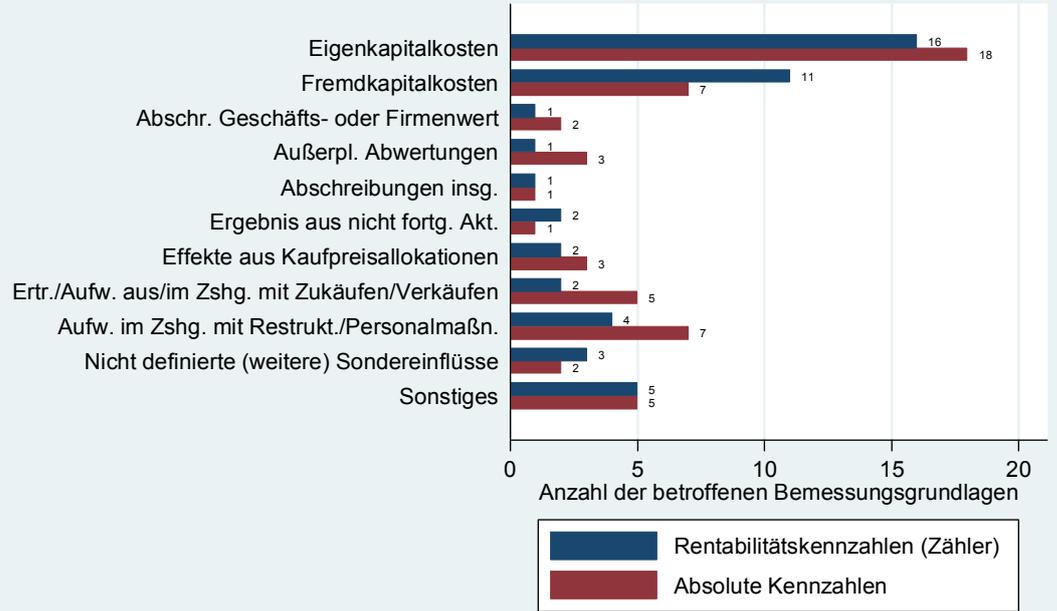
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

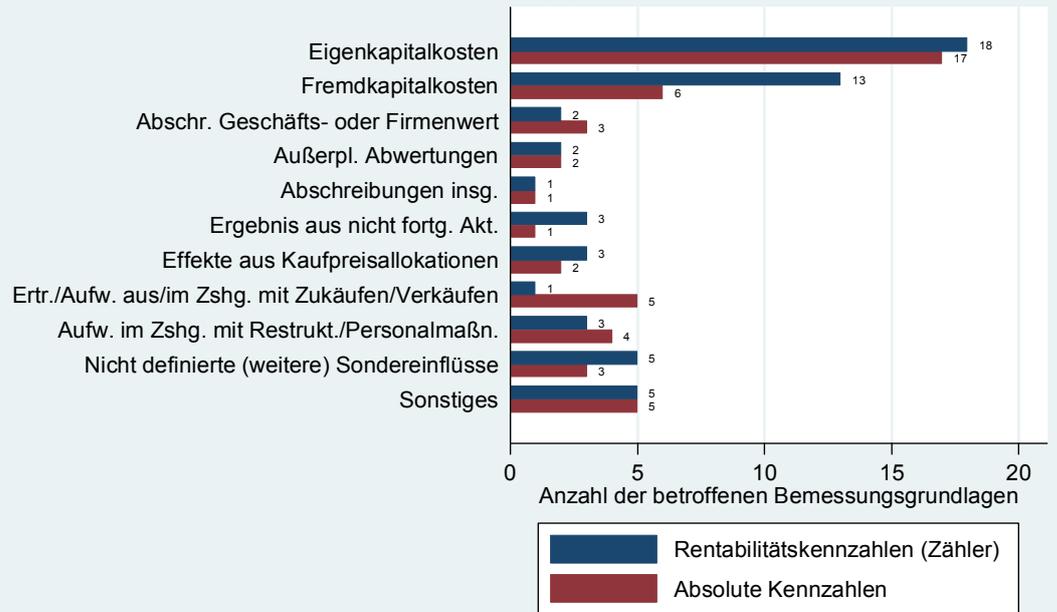
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

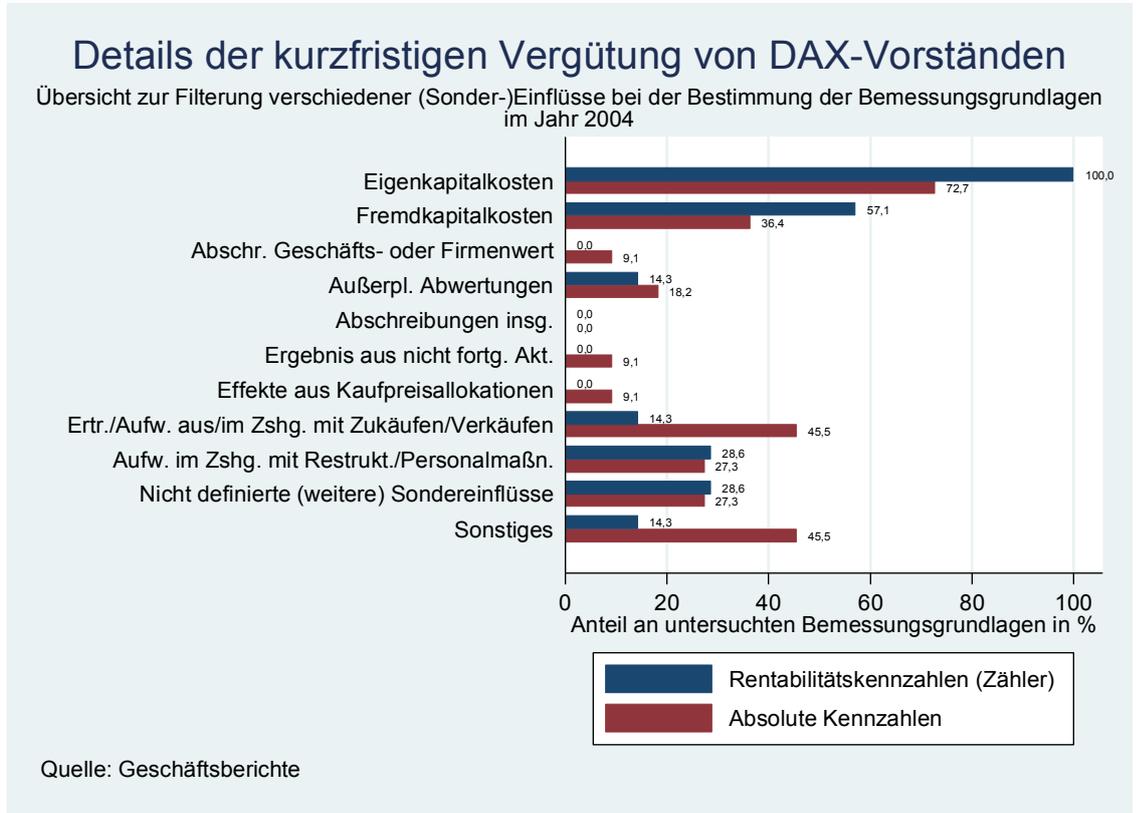
### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2010



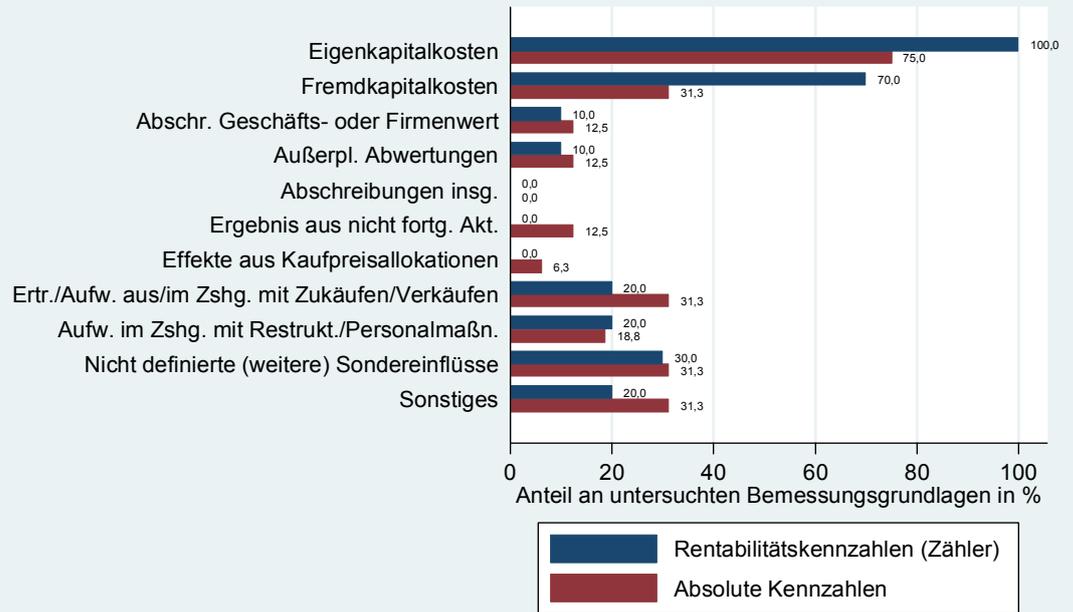
Quelle: Geschäftsberichte

**Anhang QQ:** Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen für die Jahre 2004 bis 2010 getrennt nach Rentabilitätskennzahlen und absoluten Erfolgskennzahlen



### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

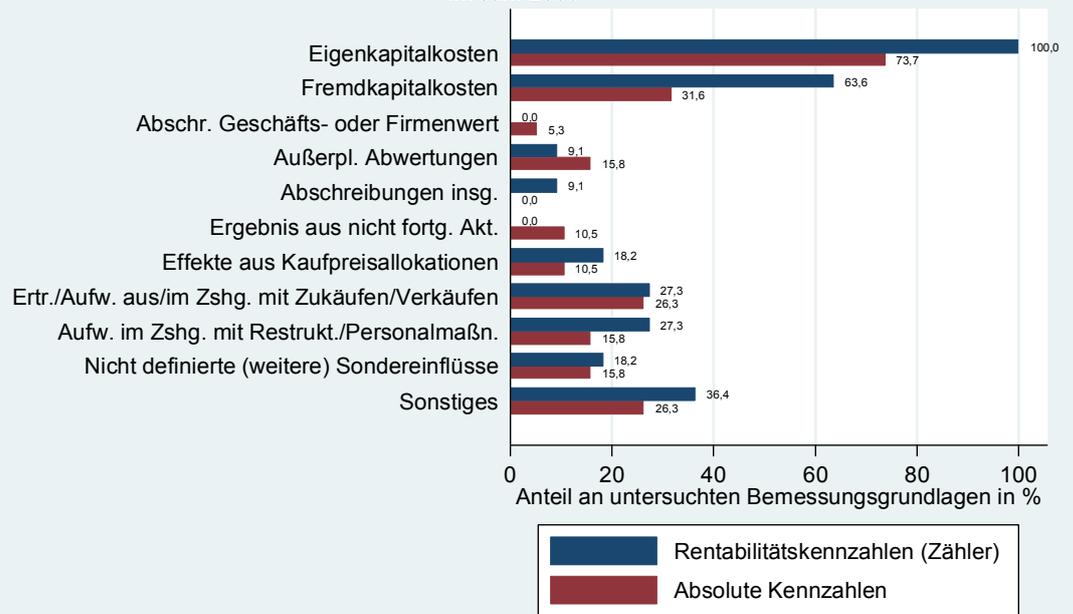
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

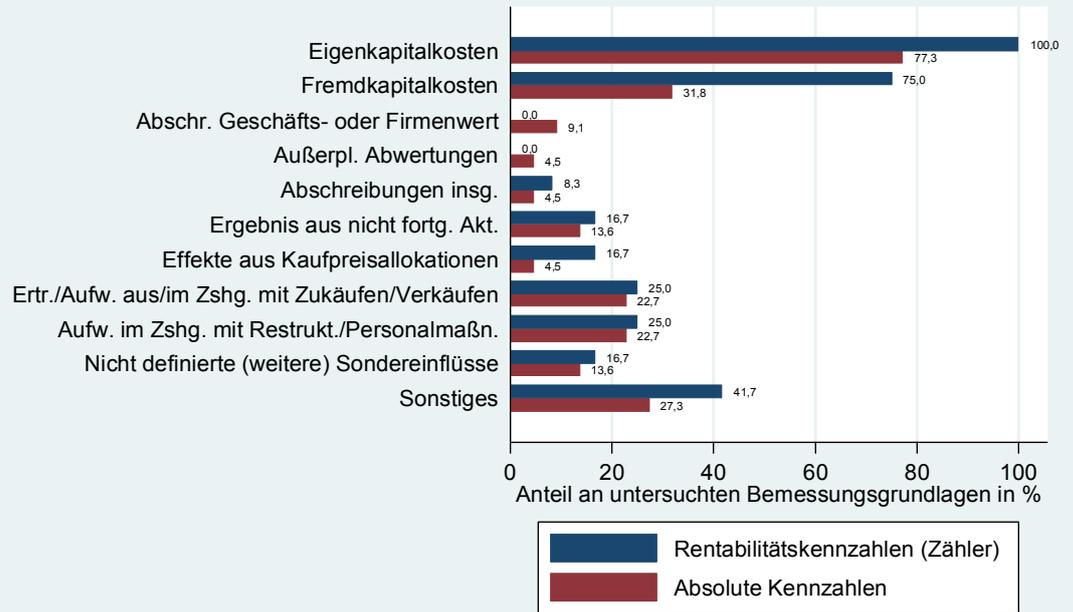
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

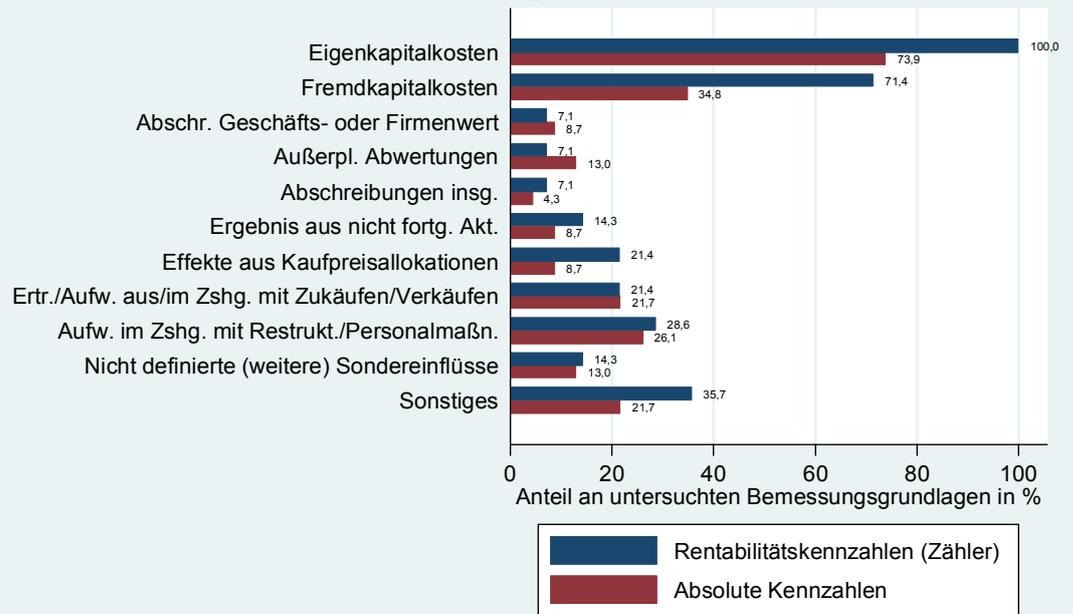
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

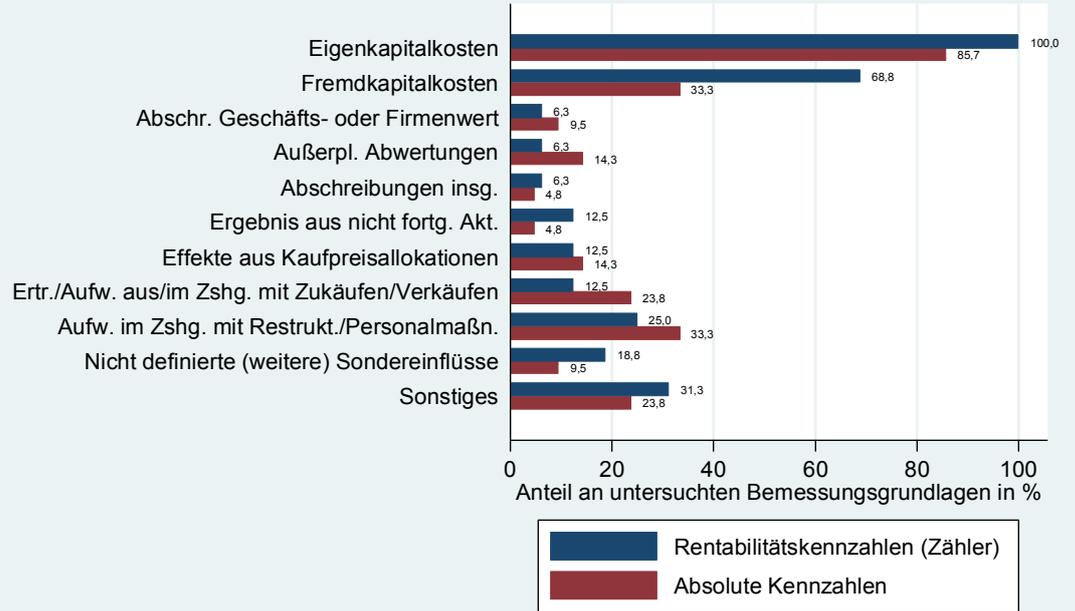
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

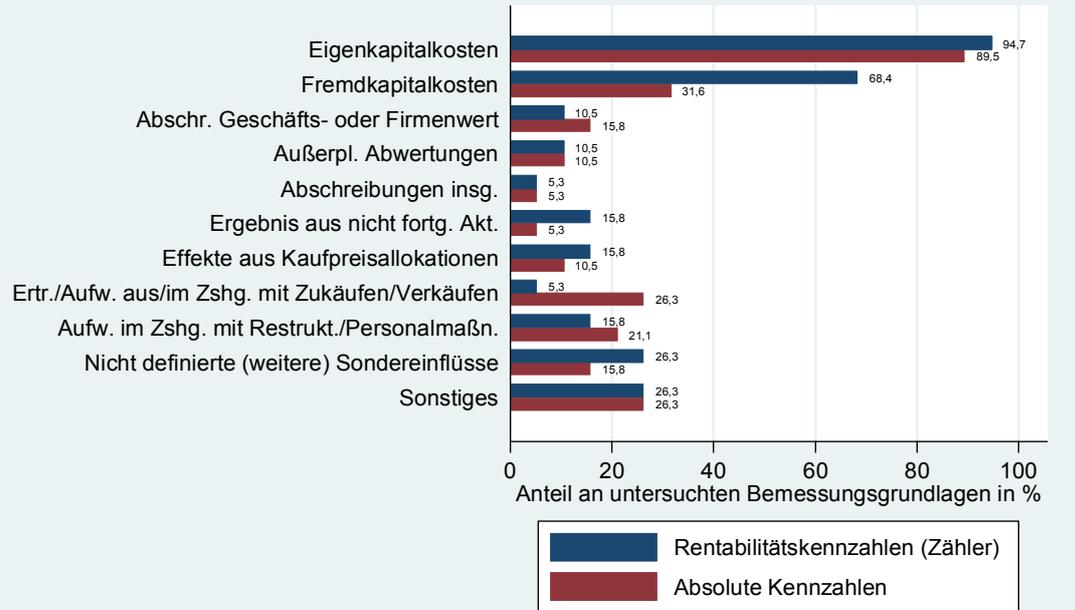
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

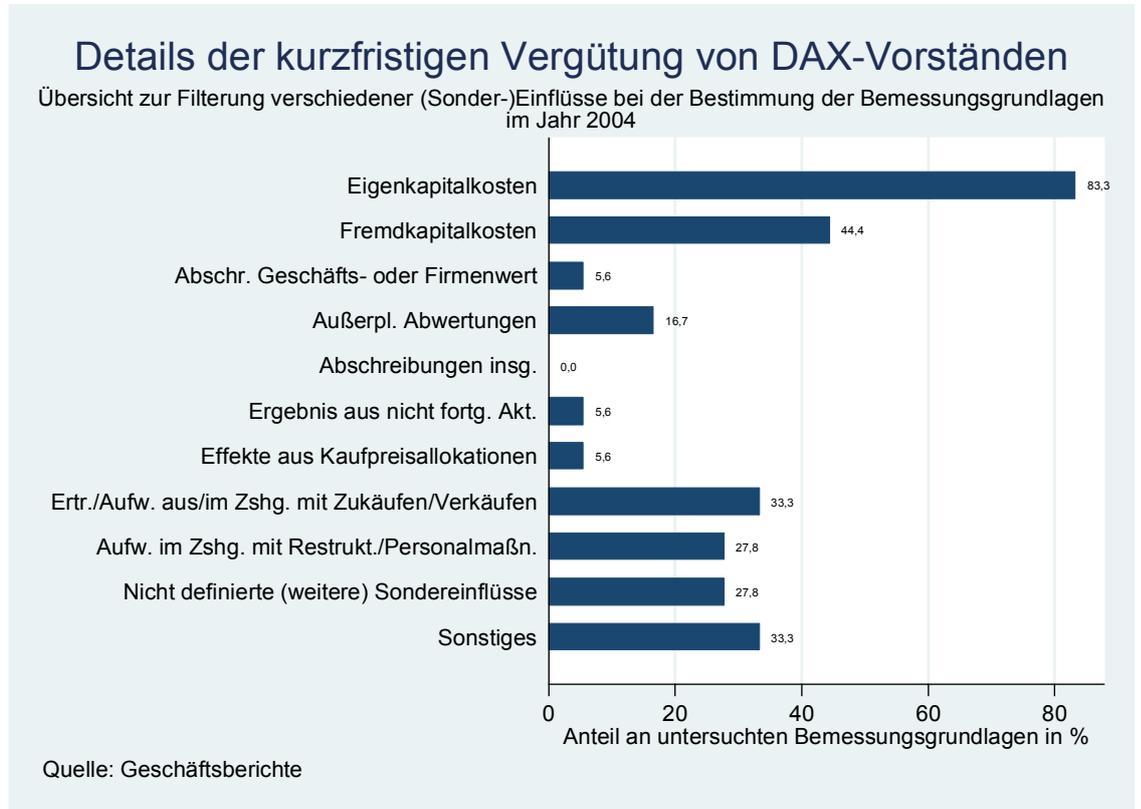
### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2010



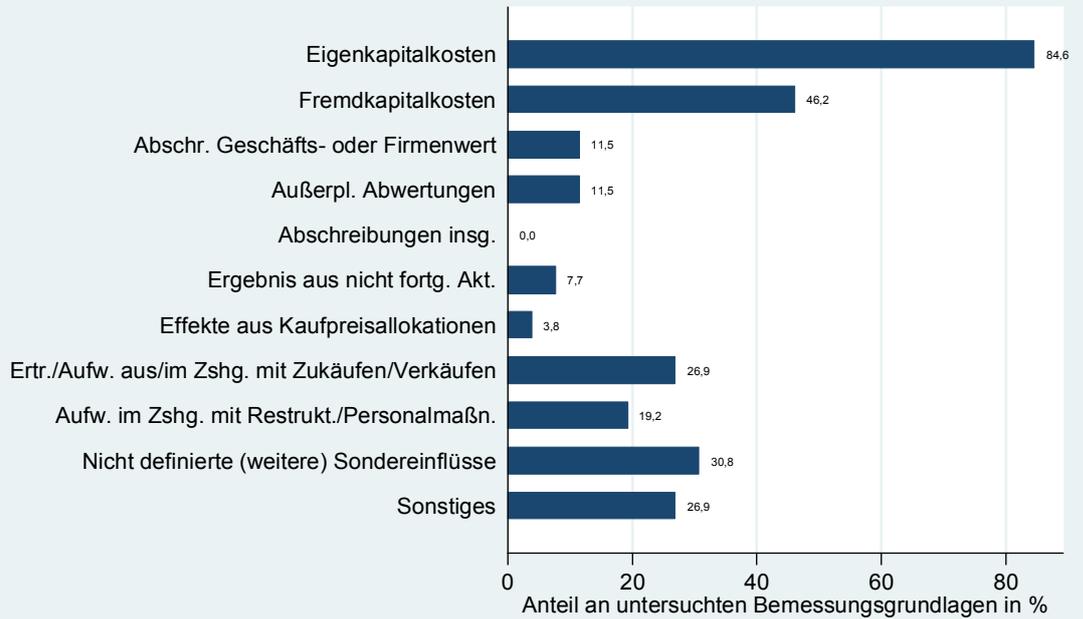
Quelle: Geschäftsberichte

**Anhang RR:** Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung an den insgesamt untersuchten Bemessungsgrundlagen für die Jahre 2004 bis 2010



### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

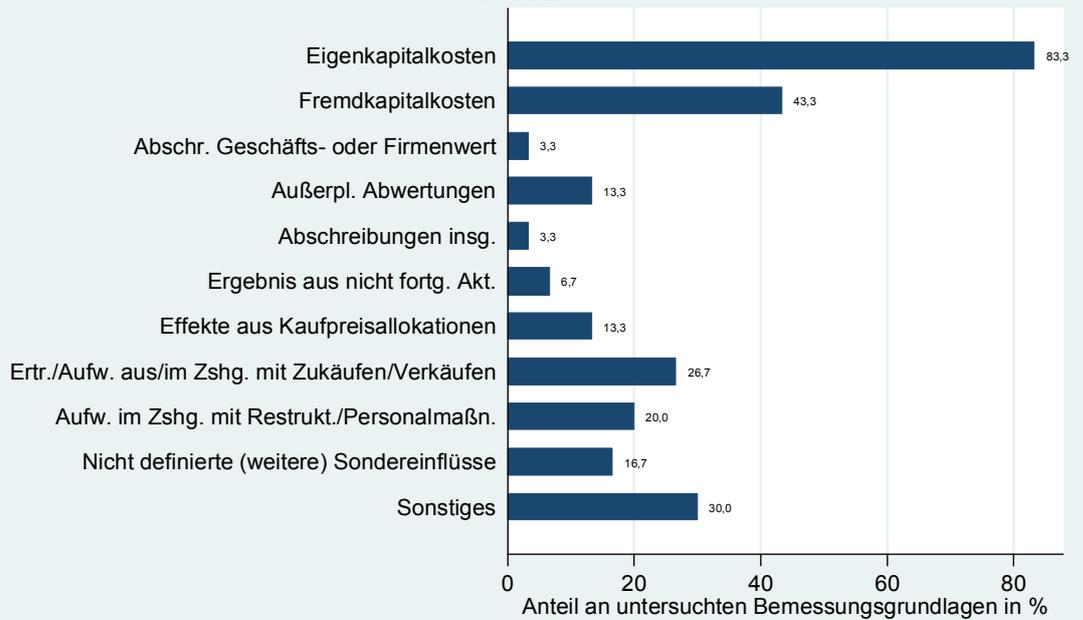
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

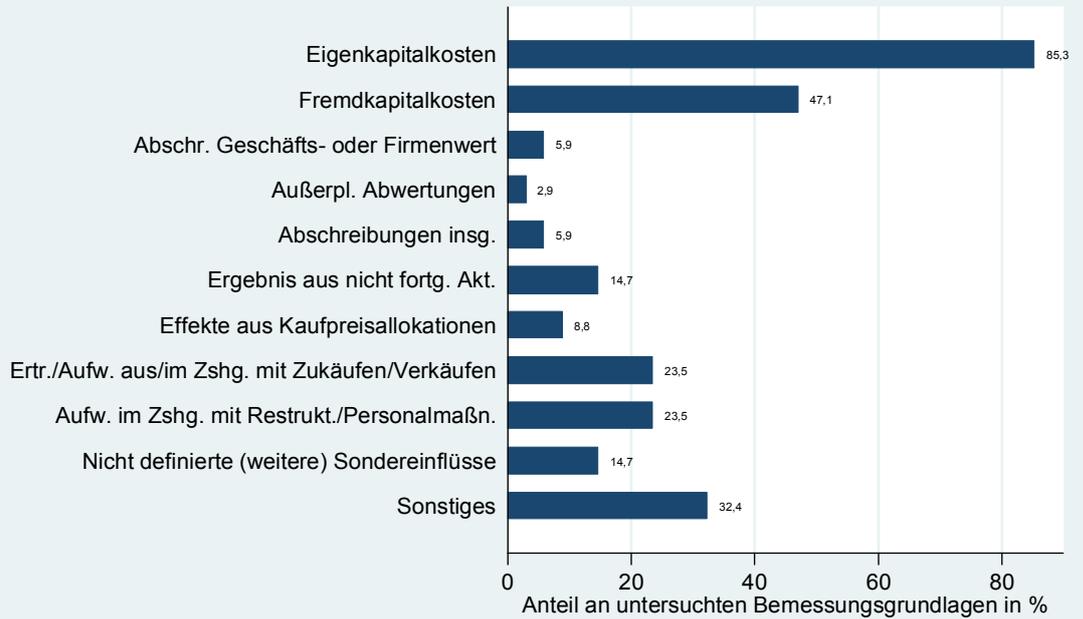
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

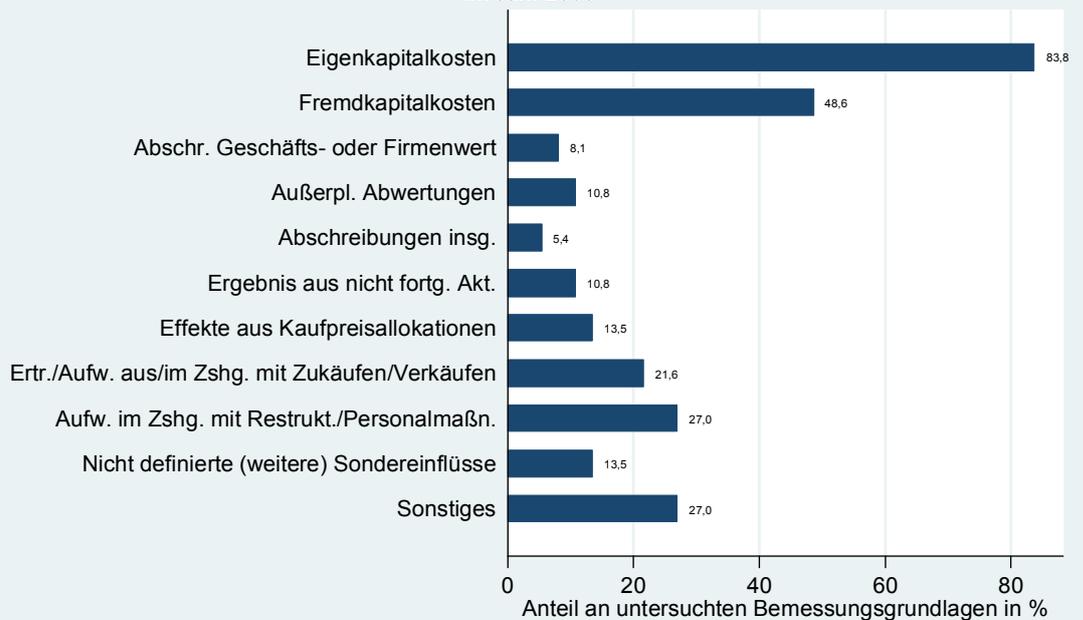
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

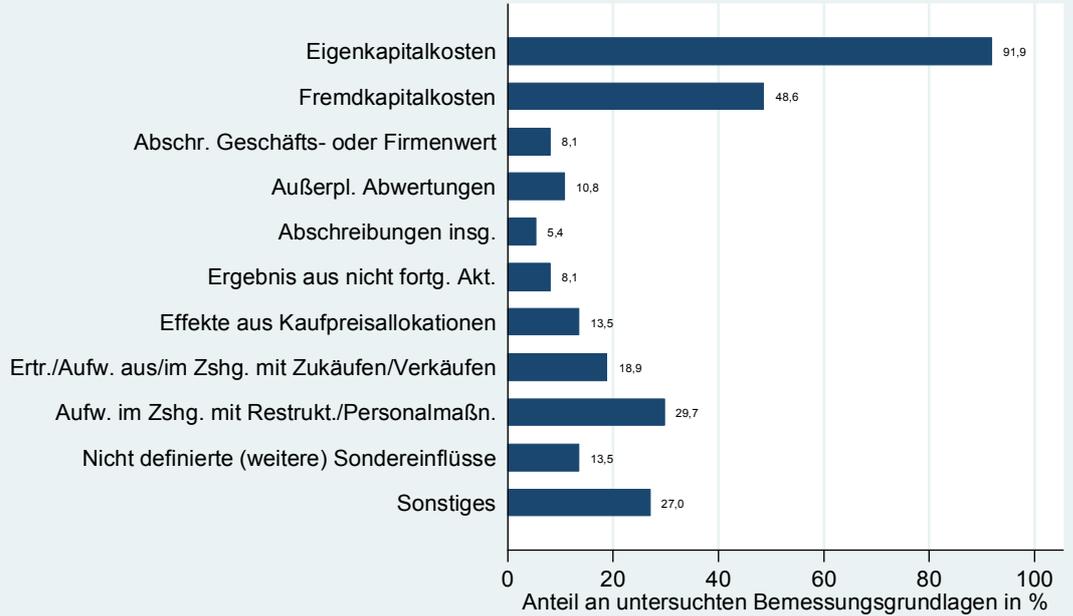
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

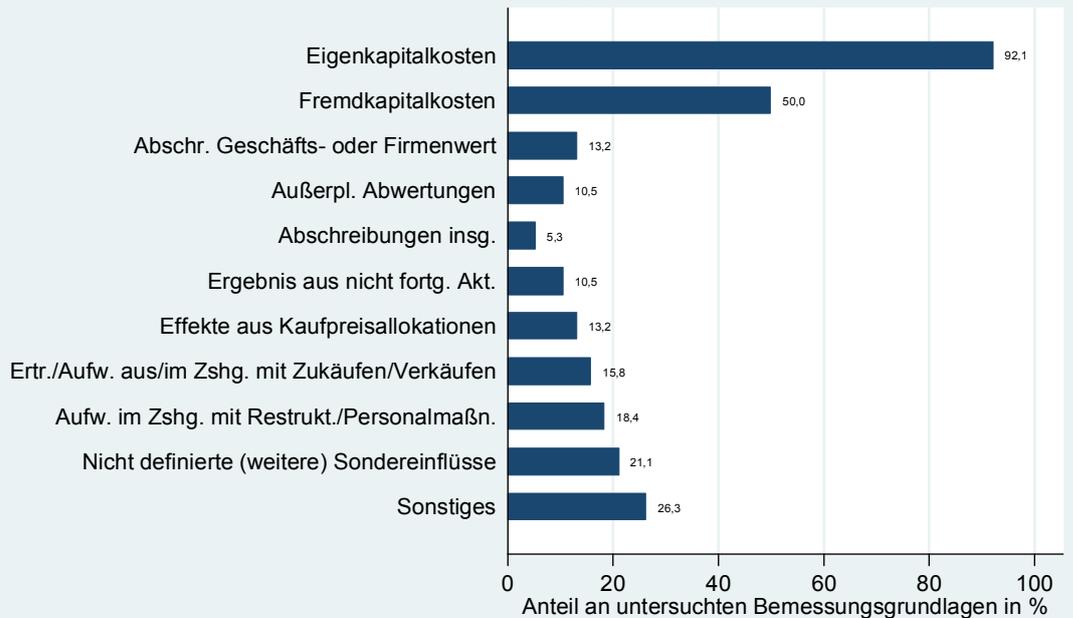
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

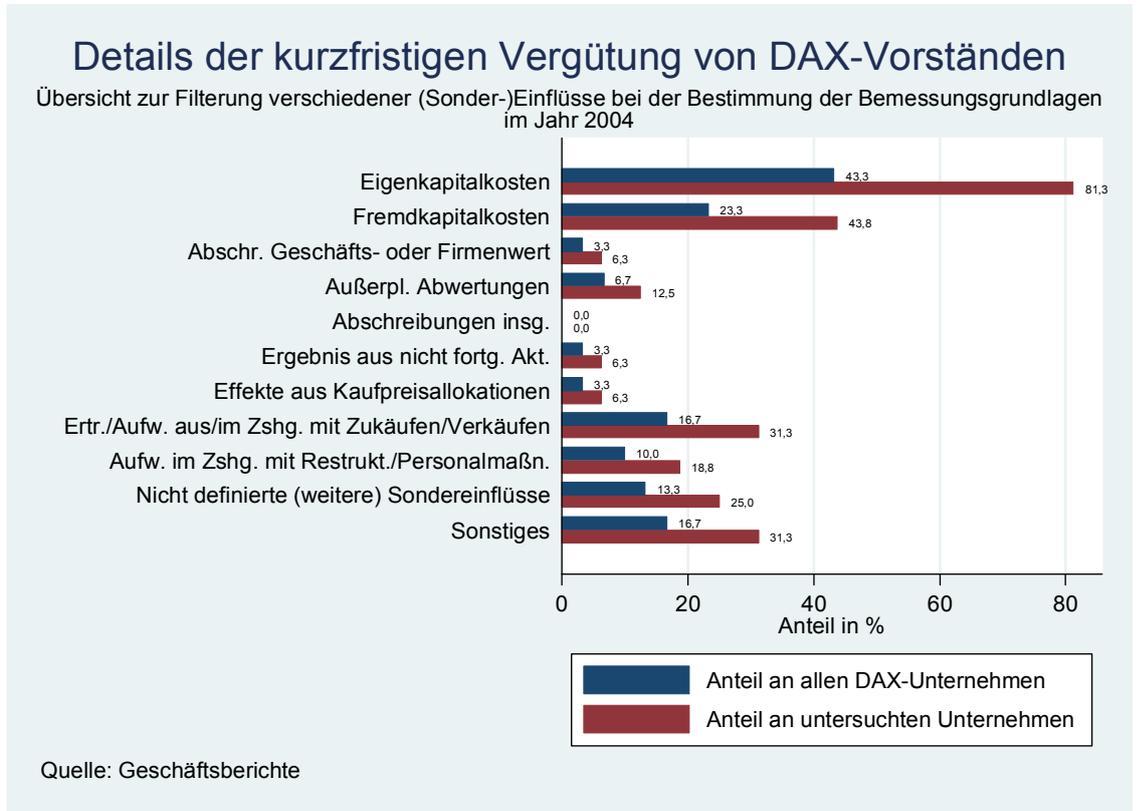
### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2010



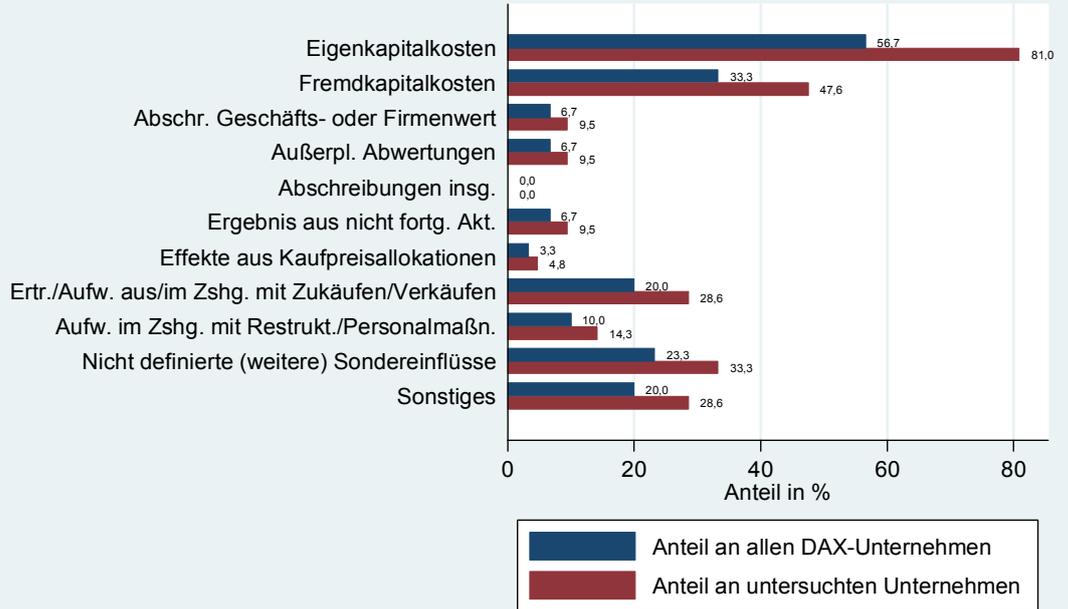
Quelle: Geschäftsberichte

**Anhang SS:** Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Unternehmen an allen DAX-Unternehmen sowie an den insgesamt untersuchten Unternehmen für die Jahre 2004 bis 2010



### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

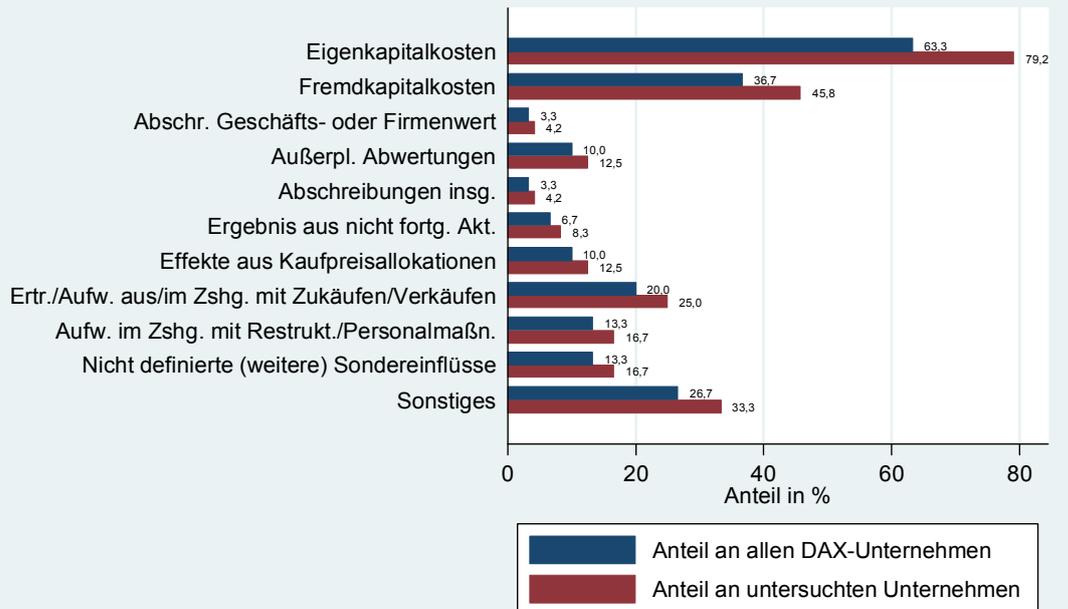
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

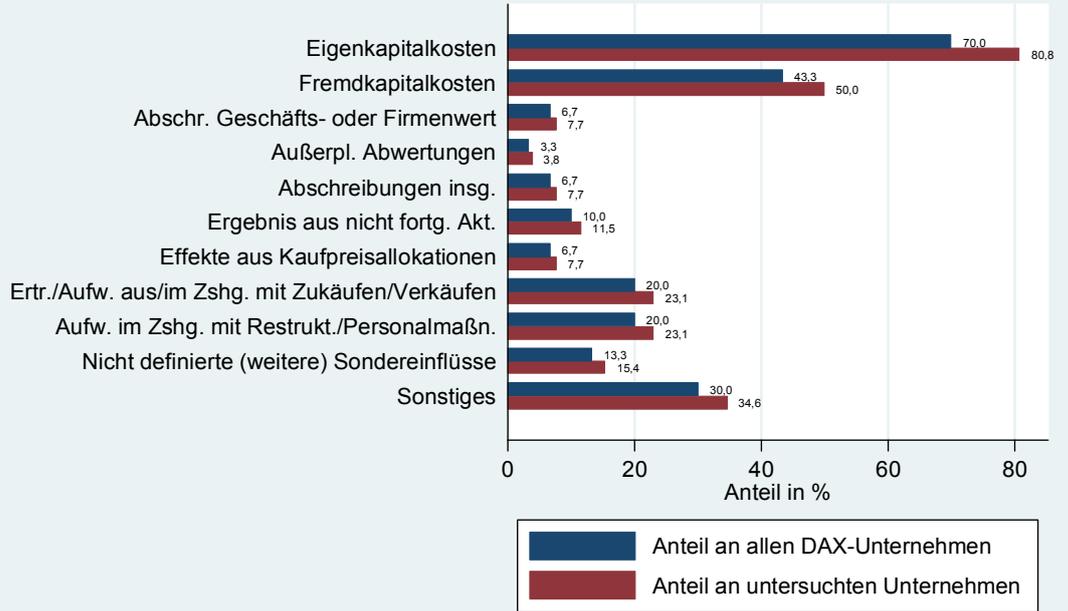
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

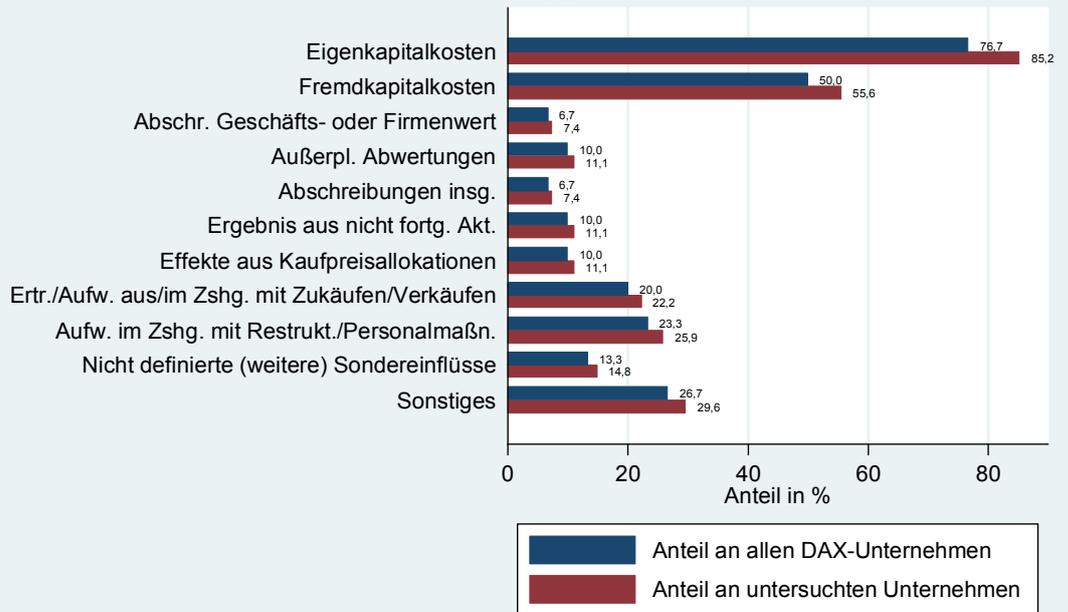
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

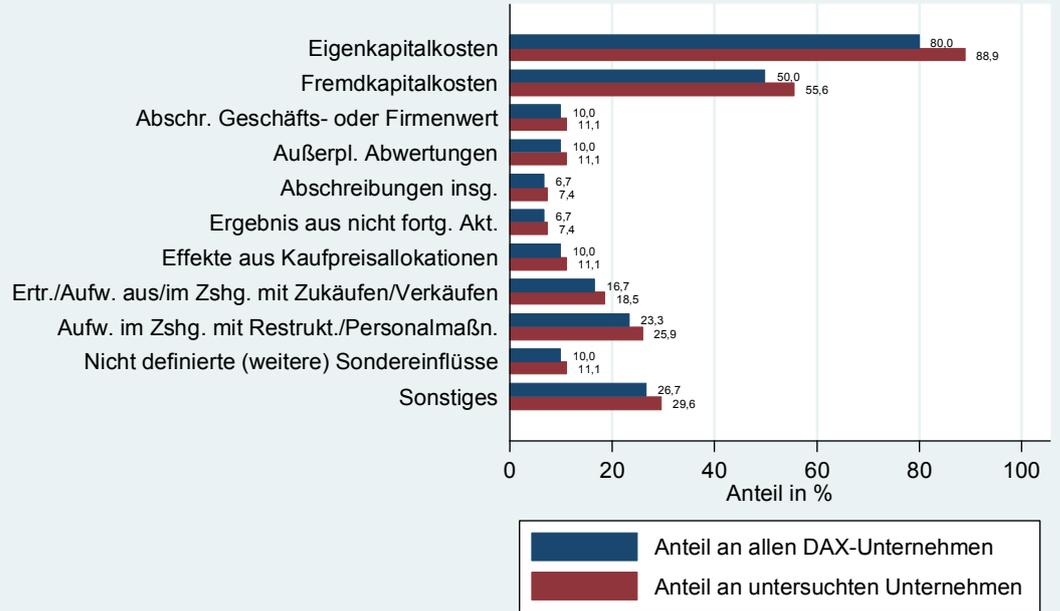
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

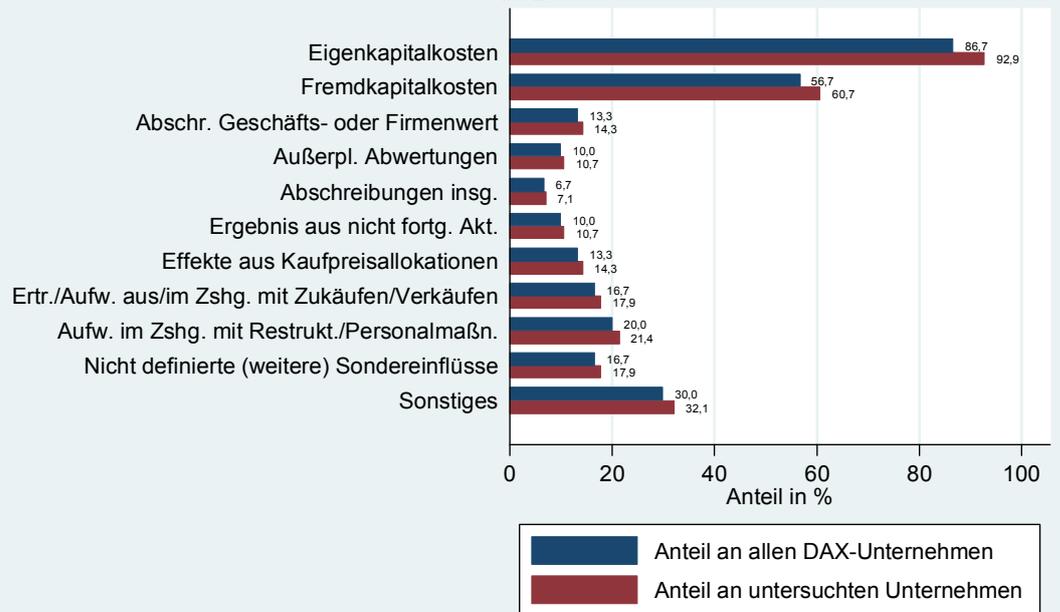
Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Übersicht zur Filterung verschiedener (Sonder-)Einflüsse bei der Bestimmung der Bemessungsgrundlagen im Jahr 2010



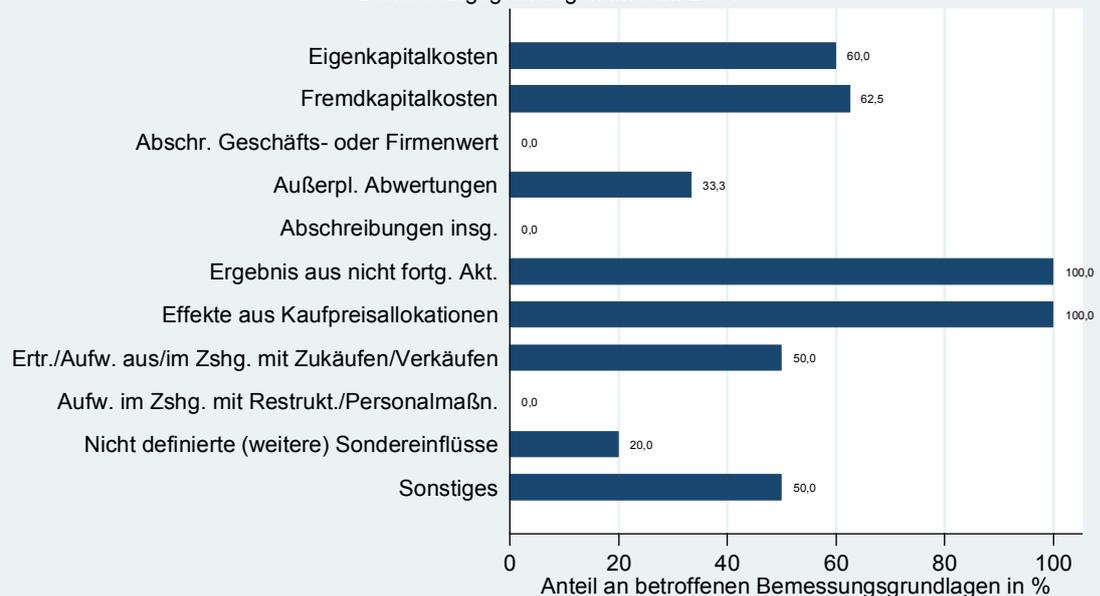
Quelle: Geschäftsberichte

**Anhang TT:** Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung, die in Unternehmen verwendet wurden, die ausschließlich entweder auf absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen für die Jahre 2004 bis 2010

(Anmerkung: Es ist zu beachten, dass die Zuordnung der Unternehmen zur (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von absoluten (größenabhängigen) Erfolgskennzahlen“ als Teil jener Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendeten (neben den Unternehmen der (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von Rentabilitätskennzahlen“), gemäß der Definition in Abschnitt 6.2.1 erfolgt. Gemäß dieser Definition sind demnach keine Unternehmen in der Kategorie enthalten, die (neben anderen absoluten Erfolgskennzahlen) absolute Wertbeitragskennzahlen verwendeten, bei denen keine Filterung der Eigenkapitalkosten stattfand.)

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

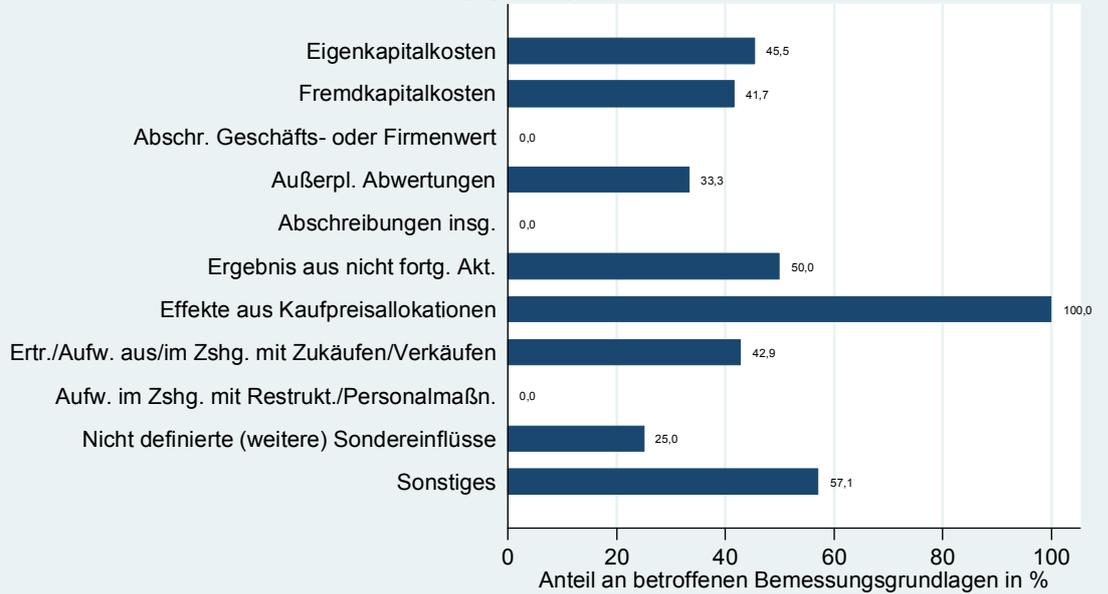
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2004



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

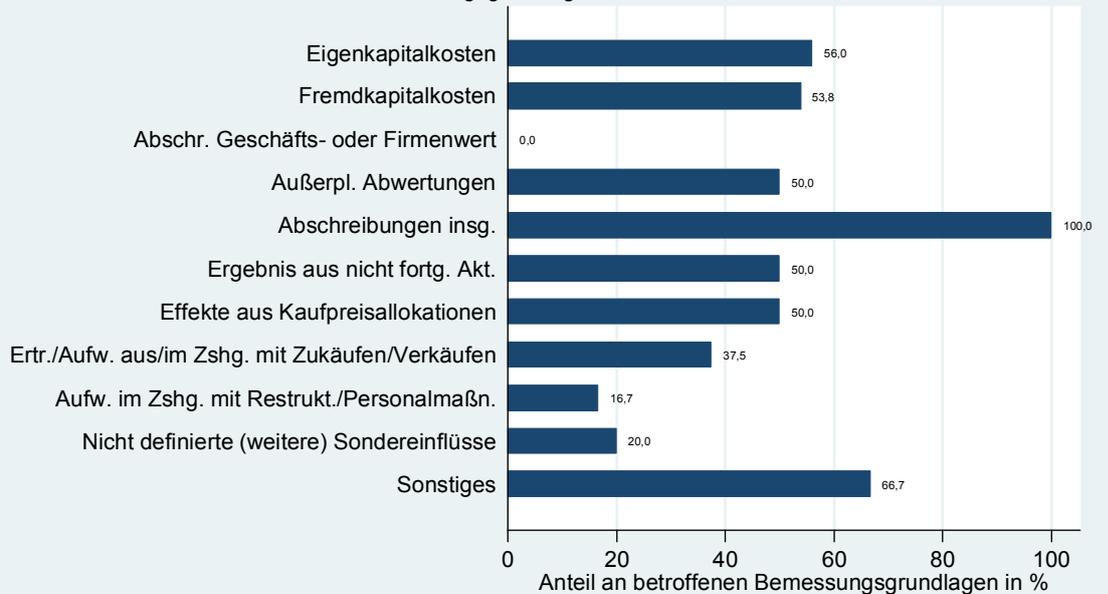
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

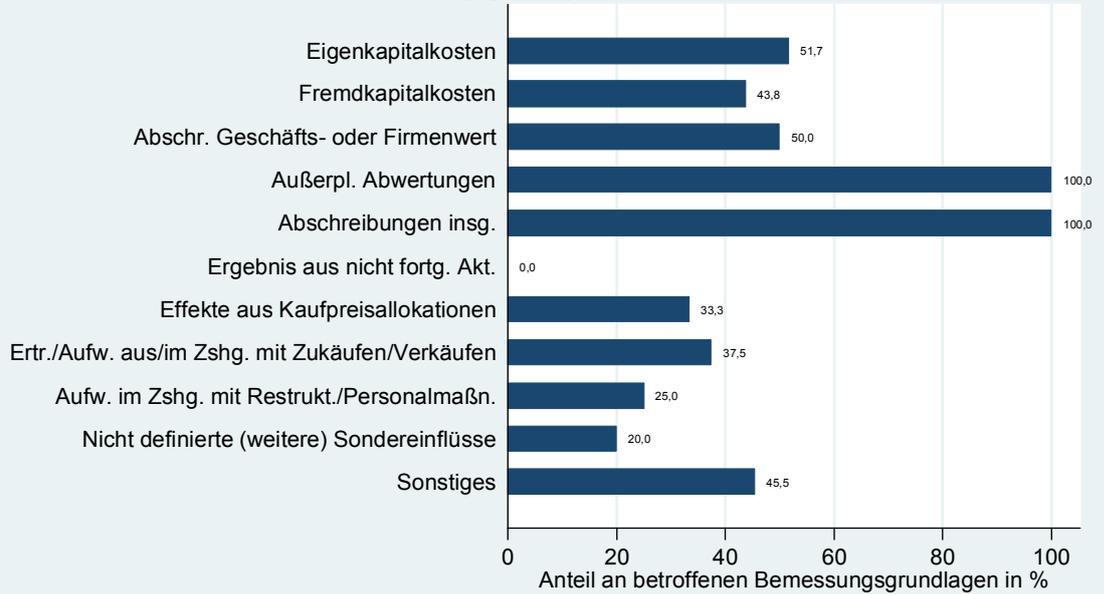
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

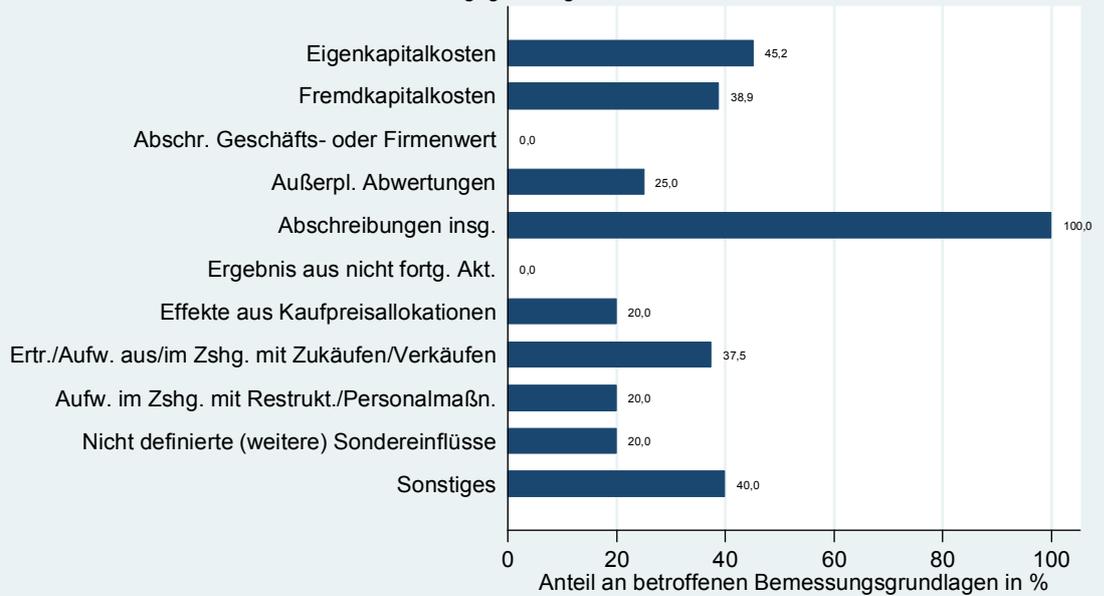
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

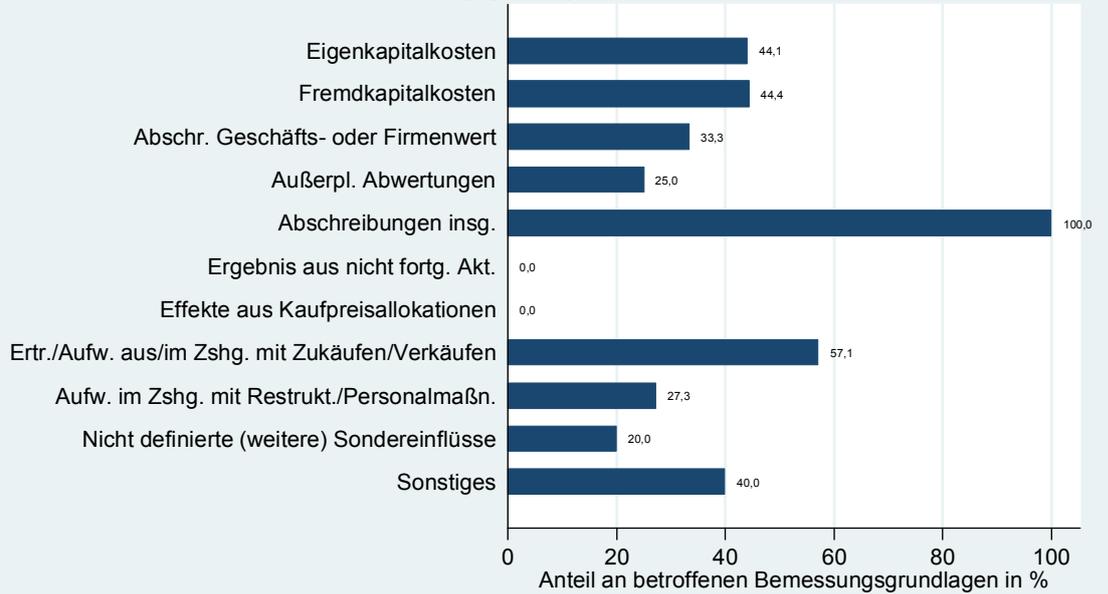
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

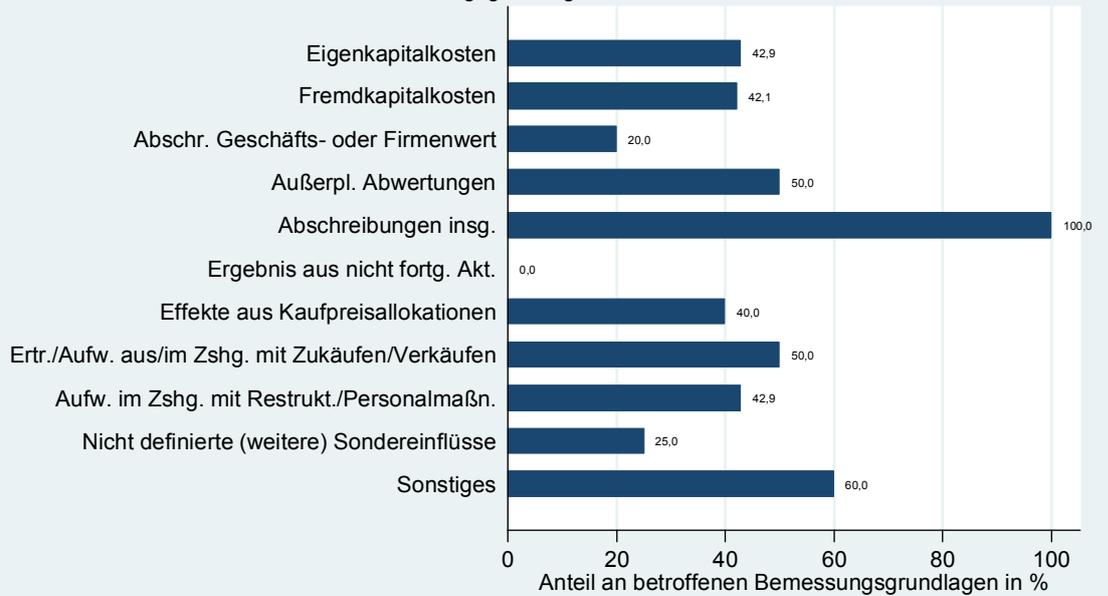
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet wurden, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen verwendeten, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2010



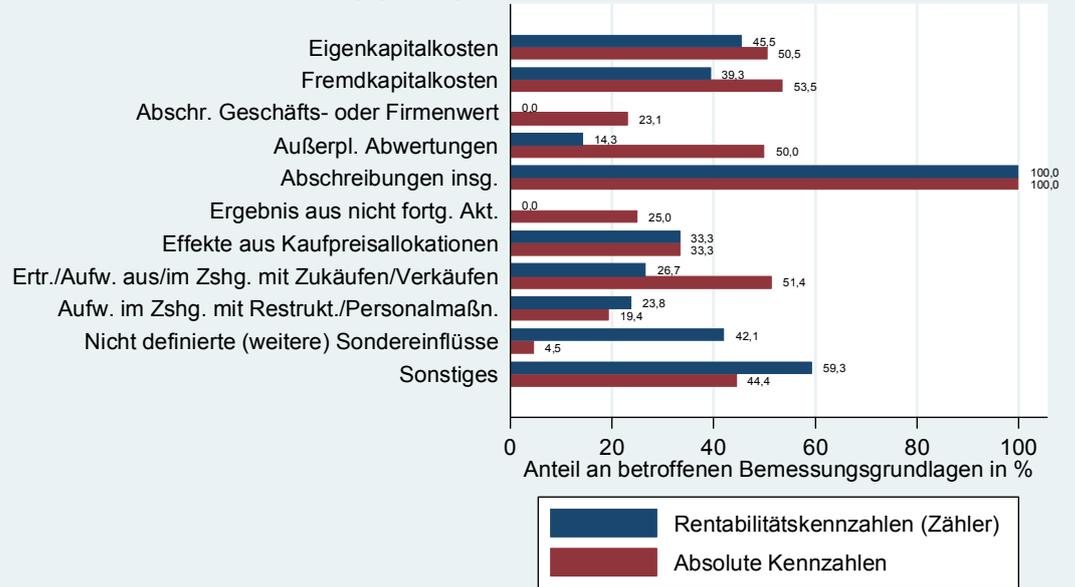
Quelle: Geschäftsberichte

**Anhang UU:** Abbildungen zum prozentualen Anteil der von der jeweiligen Filterung von Sondereinflüssen betroffenen Bemessungsgrundlagen der kurzfristigen Vorstandsvergütung, die in Unternehmen verwendet wurden, die ausschließlich auf absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Bemessungsgrundlagen für den gesamten untersuchten Zeitraum sowie einzeln für die Jahre 2004 bis 2010 (getrennt nach absoluten Kennzahlen und Rentabilitätskennzahlen)

(Anmerkung: Es ist zu beachten, dass die Zuordnung der Unternehmen zur (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von absoluten (größenabhängigen) Erfolgskennzahlen“ (neben den Unternehmen der (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von Rentabilitätskennzahlen“) als Teil jener Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendeten, gemäß der Definition in Abschnitt 6.2.1 erfolgt. Gemäß dieser Definition sind demnach keine Unternehmen in der Kategorie enthalten, die (neben anderen absoluten Erfolgskennzahlen) absolute Wertbeitragskennzahlen verwendeten, bei denen keine Filterung der Eigenkapitalkosten stattfand. Absolute Wertbeitragskennzahlen werden allerdings unter den absoluten Erfolgskennzahlen erfasst. Die unterschiedliche Zuordnung ist dem Fokus der Abschnitte geschuldet, da absolute Wertbeitragskennzahlen zwar zu den absoluten Erfolgskennzahlen zu zählen sind, jedoch nicht die negativen Anreizwirkungen absoluter größenabhängiger Kennzahlen induzieren und somit nicht als suboptimale Bemessungsgrundlagen zu werten sind (vgl. Abschnitt 6.2.1). Für die Berechnung des dargestellten Anteils der Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten von 23,1 % für den Gesamtzeitraum gilt hier beispielsweise: Häufigkeit der Filterung der Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten bei allen Bemessungsgrundlagen derjenigen Unternehmen, die gemäß der Kategorisierung aus Abschnitt 6.2.1 zu den Unternehmen gezählt wurden, die nur absolute Kennzahlen zur kurzfristigen Vergütungsbemessung verwendeten, geteilt durch die Gesamthäufigkeit der Filterung der Abschreibungen von Geschäfts- oder Firmenwerten bei allen absoluten Kennzahlen (inklusive etwaiger absoluter Wertbeitragskennzahlen).)

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

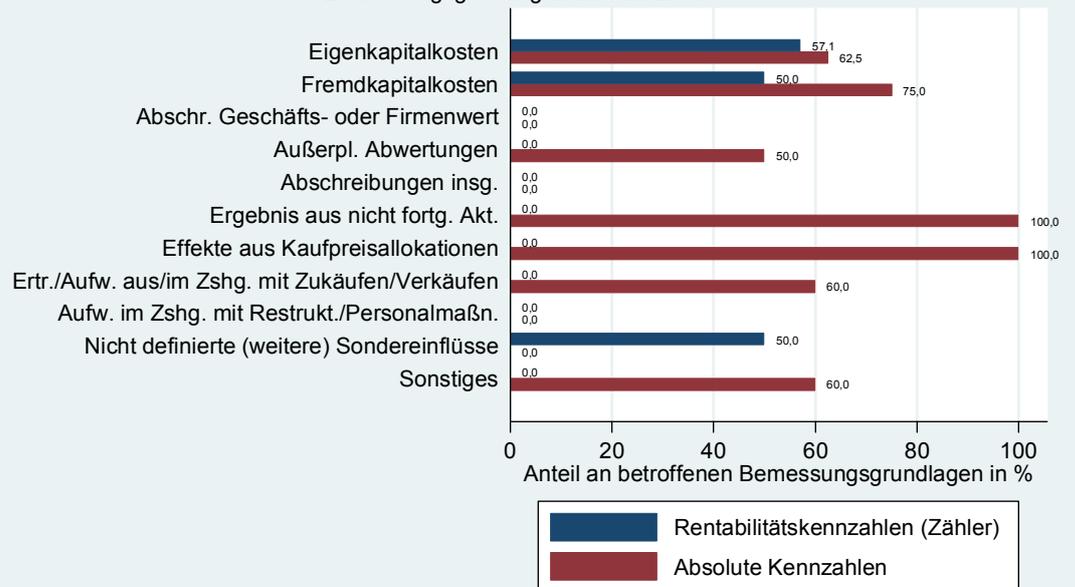
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen in den Jahren 2004 bis 2010



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

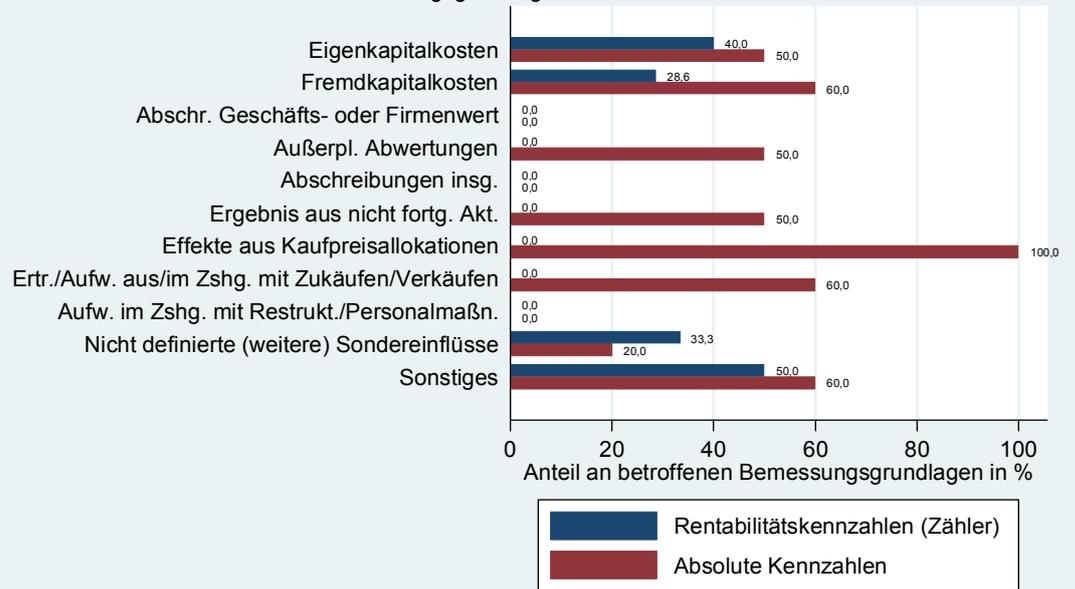
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2004



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

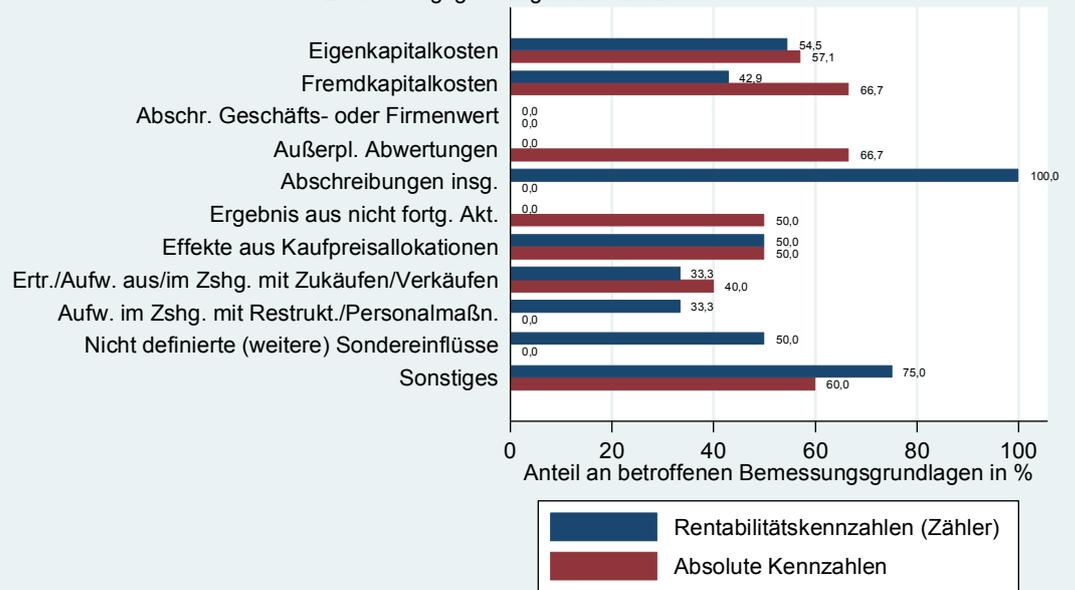
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

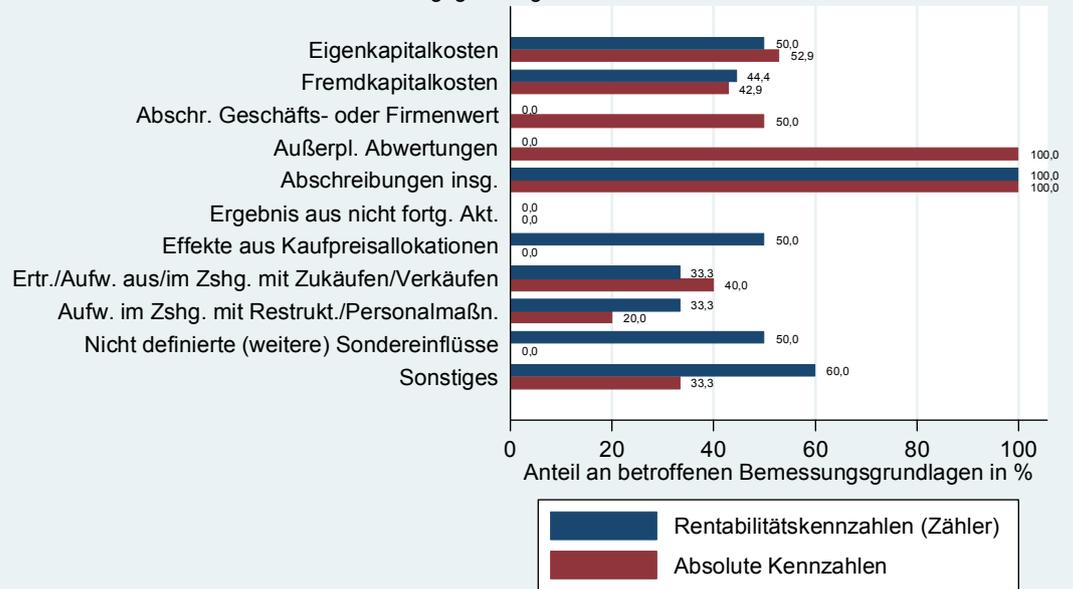
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

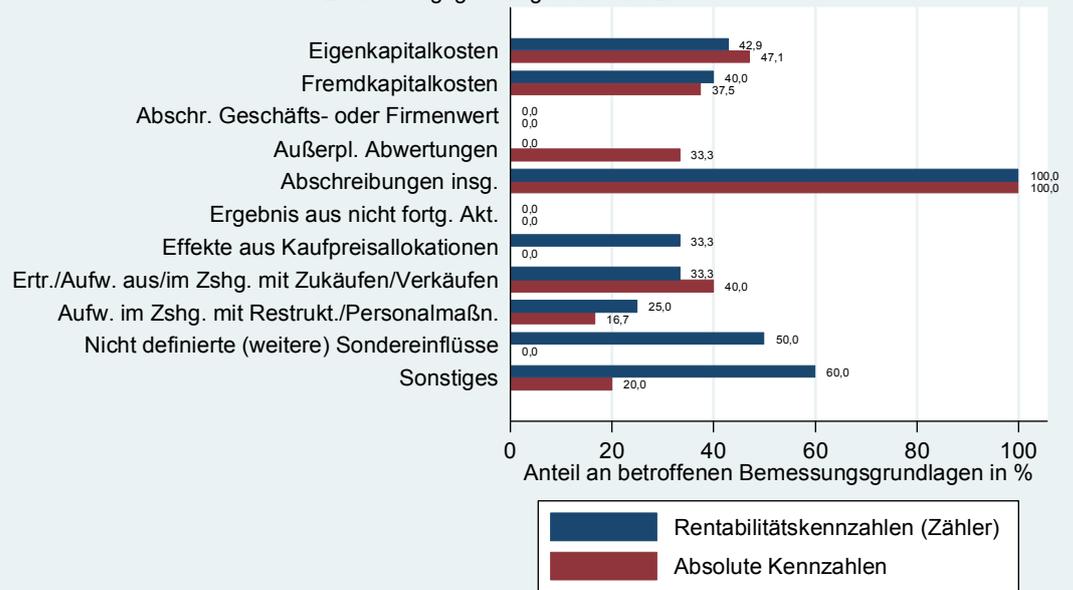
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

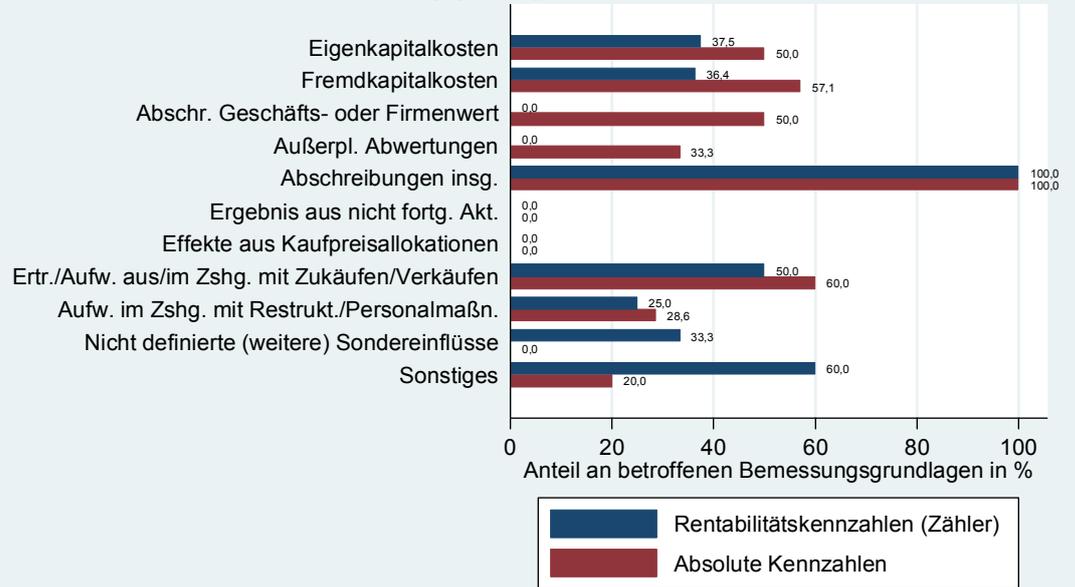
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

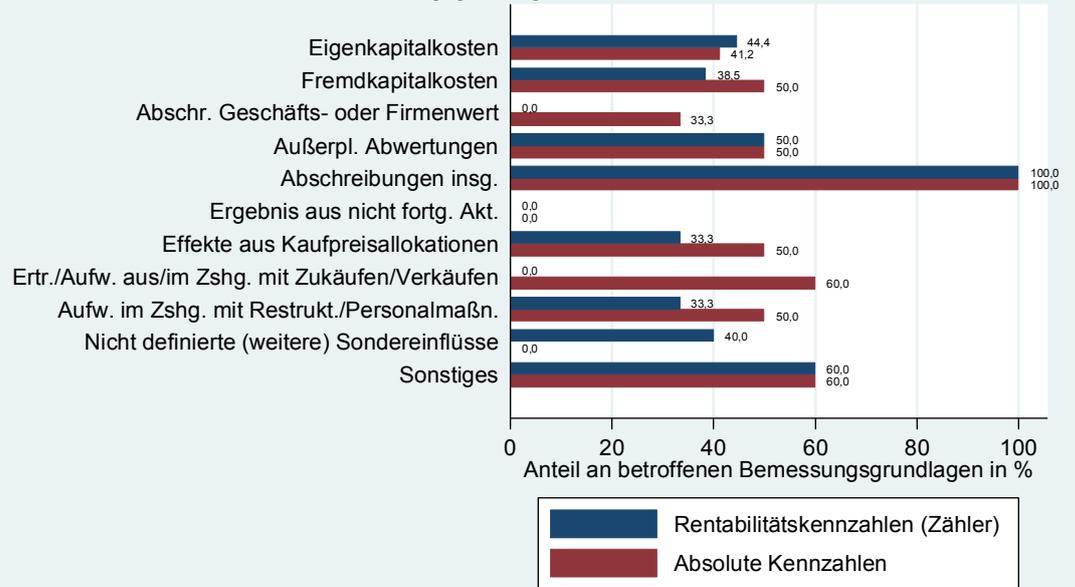
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Bemessungsgrundlagen, die in Unternehmen verwendet werden, die nur absolute Kennzahlen bzw. Rentabilitätskennzahlen verwenden, an insgesamt betroffenen Bemessungsgrundlagen im Jahr 2010



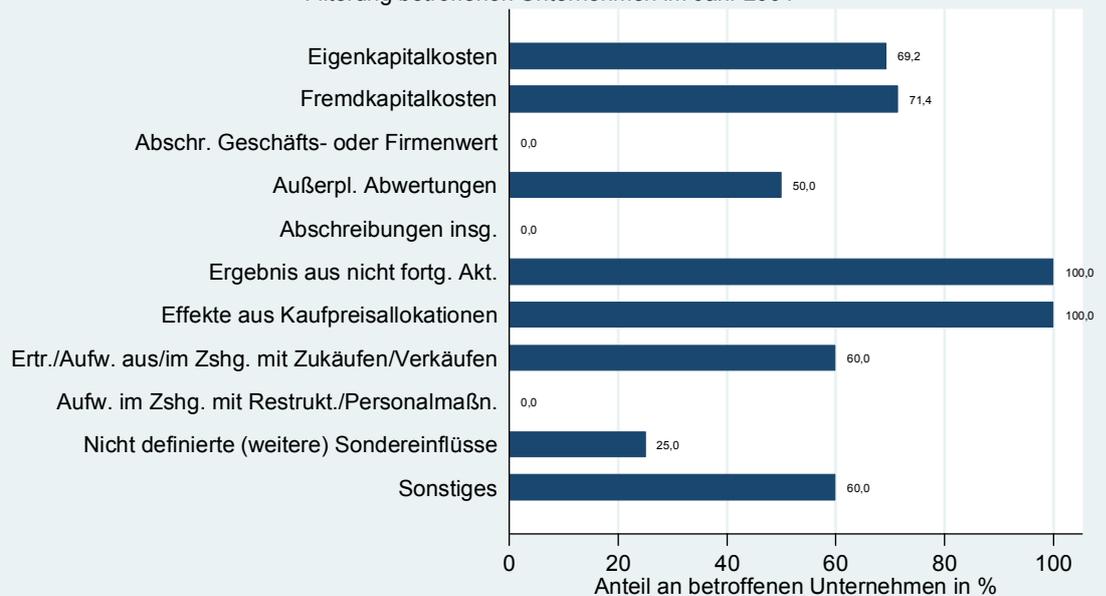
Quelle: Geschäftsberichte

**Anhang VV:** Abbildungen des prozentualen Anteils der Unternehmen, die entweder ausschließlich auf absolute Kennzahlen oder nur auf Rentabilitätskennzahlen zur Bemessung der Vergütung zurückgriffen, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen für die Jahre 2004 bis 2010

(Anmerkung: Es ist zu beachten, dass die Zuordnung der Unternehmen zur (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von absoluten (größenabhängigen) Erfolgskennzahlen“ als Teil jener Unternehmen, die suboptimale Bemessungsgrundlagen verwendeten (neben den Unternehmen der (Sub-)Kategorie „Nur Verwendung von Rentabilitätskennzahlen“), gemäß der Definition in Abschnitt 6.2.1 erfolgt. Gemäß dieser Definition sind demnach keine Unternehmen in der Kategorie enthalten, die (neben anderen absoluten Erfolgskennzahlen) absolute Wertbeitragskennzahlen verwendeten, bei denen keine Filterung der Eigenkapitalkosten stattfand.)

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

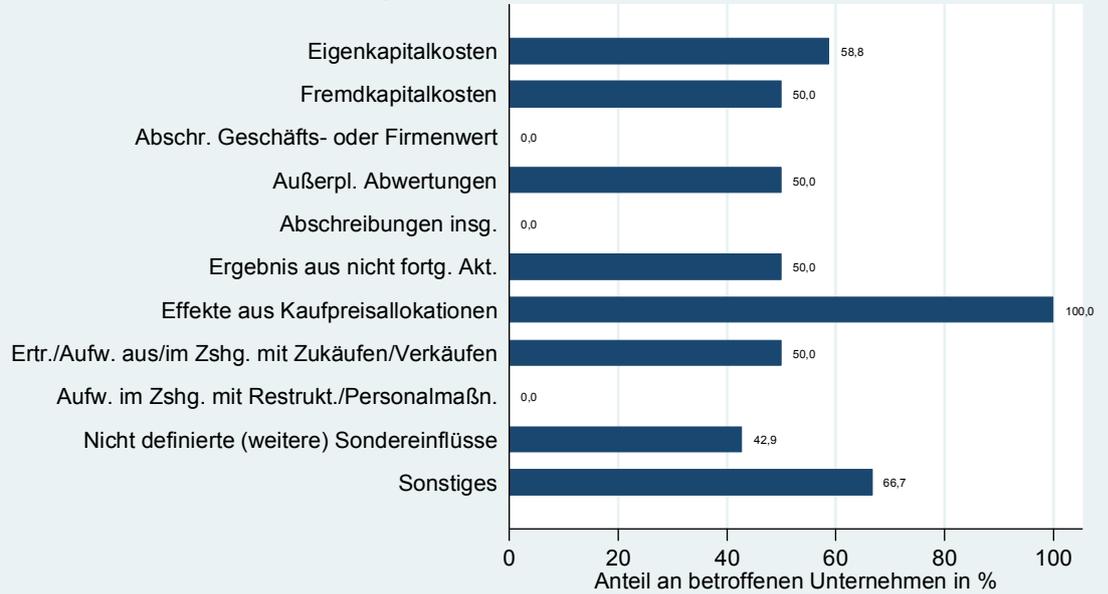
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2004



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

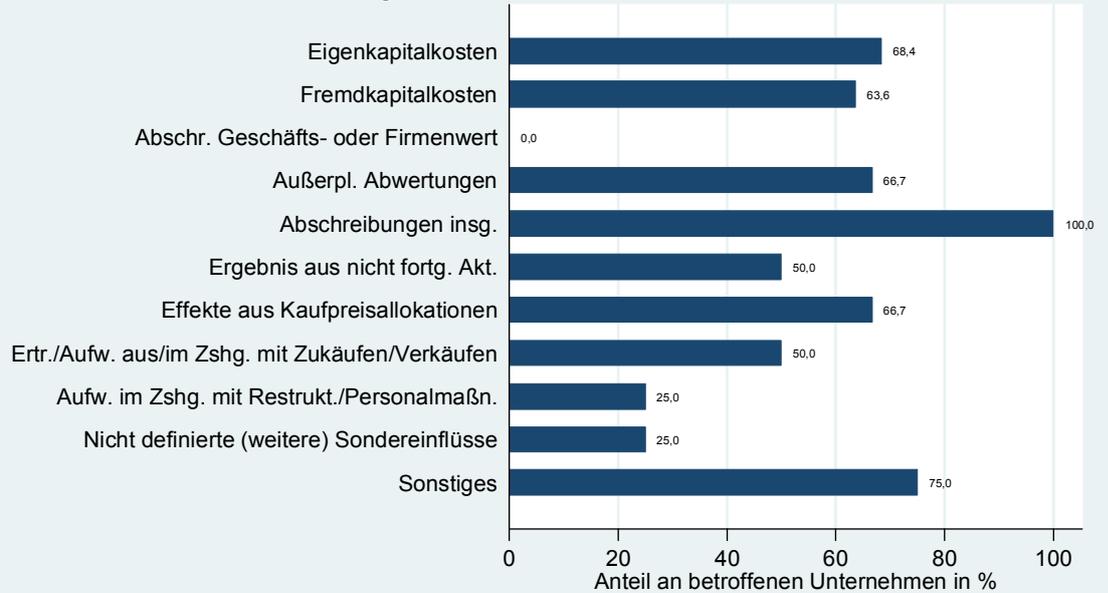
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2005



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

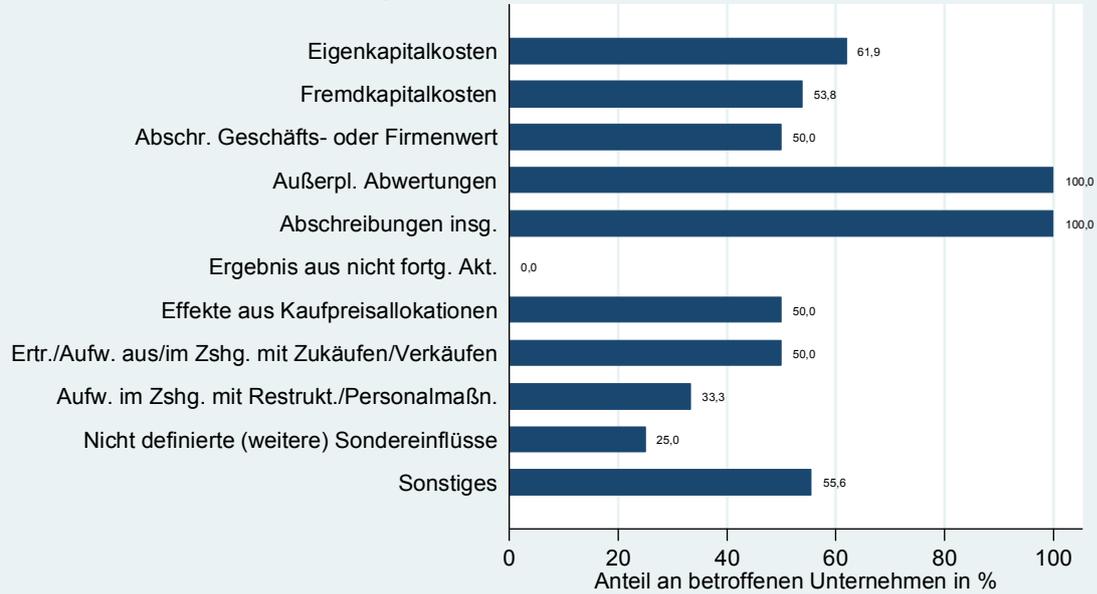
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2006



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

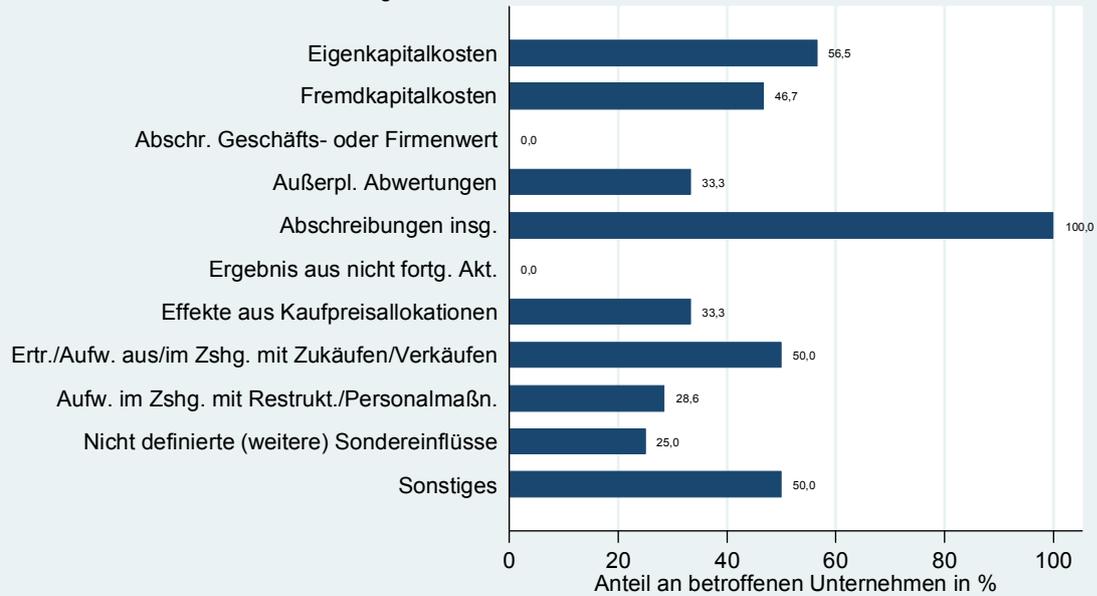
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2007



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

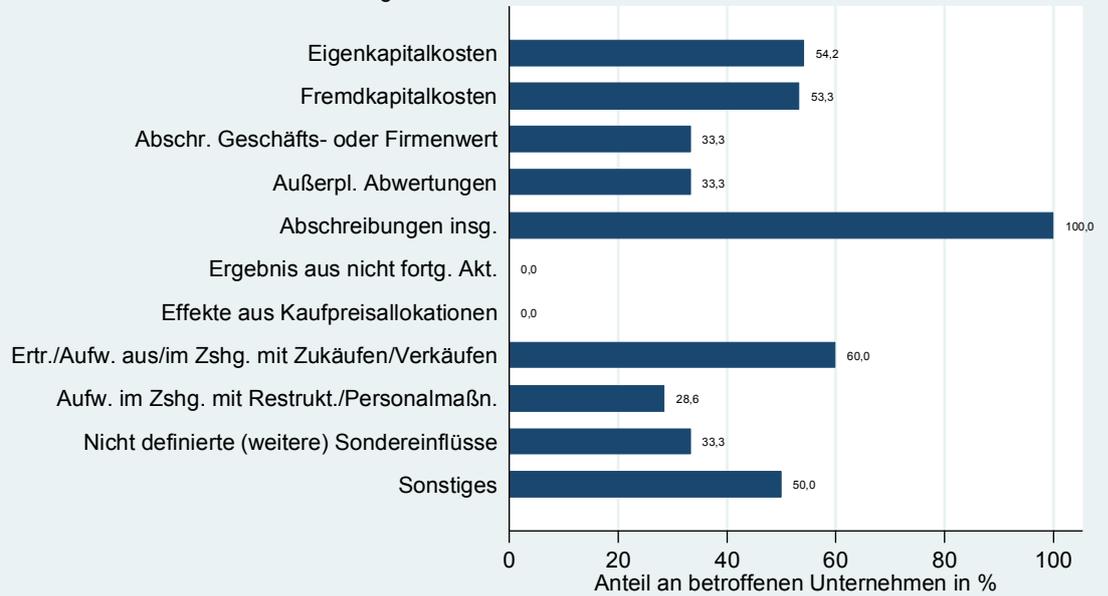
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2008



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

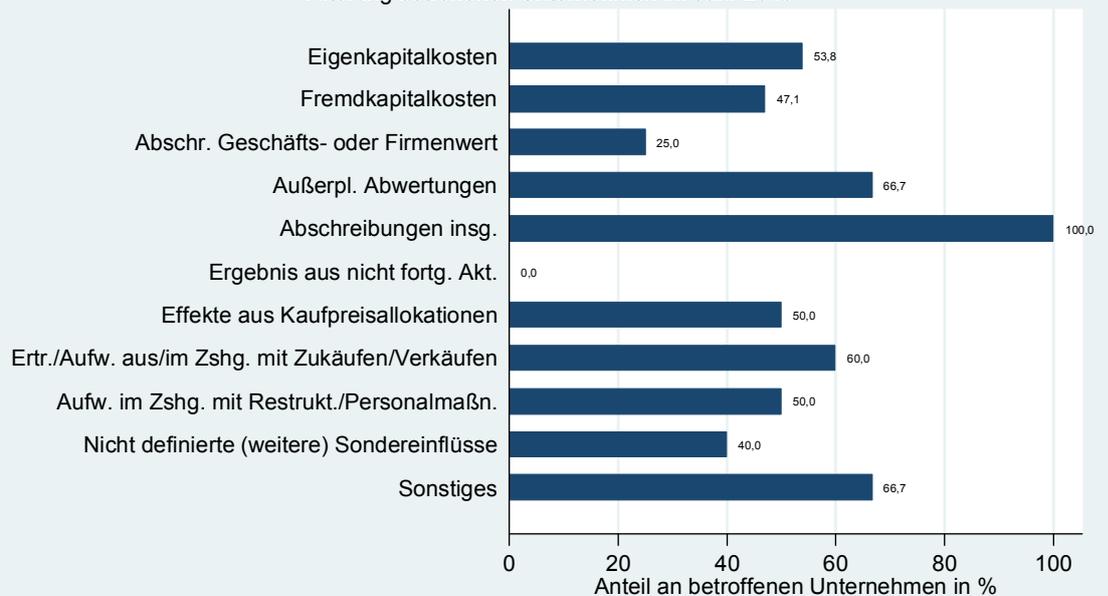
Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2009



Quelle: Geschäftsberichte

### Details der kurzfristigen Vergütung von DAX-Vorständen

Filterung von (Sonder-)Einflüssen: Anteil der Unternehmen, die nur absolute Kennzahlen oder Rentabilitätskennzahlen als Bemessungsgrundlage(n) verwendeten, an den insgesamt von der jeweiligen Filterung betroffenen Unternehmen im Jahr 2010



Quelle: Geschäftsberichte

## Literaturverzeichnis

- ACHARYA, V. V.; JOHN, K.; SUNDARAM, R. K. (2000): On the optimality of resetting executive stock options, *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, S. 65–101.
- ADAMS, M. (2004): Transparenz bei Managervergütung – ist die Akzeptanz des Corporate Governance Kodex in Gefahr?, *ifo Schnelldienst*, 57. Jg., S. 3–9.
- ADAMS, R. B.; HERMALIN, B. E.; WEISBACH, M. S. (2010): The Role of Boards of Directors in Corporate Governance: A Conceptual Framework & Survey, *Journal of Economic Literature*, Vol. 48, No. 1, S 58-107.
- ADAMS, R. B.; SANTOS, J. A. C. (2006): Identifying the effect of managerial control on firm performance, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 41, No. 1–2, S. 55–85.
- ADITHIPYANGKUL, P.; ALON, I.; ZHANG, T. (2011): Executive perks: Compensation and corporate performance in China, *Asia Pacific Journal of Management*, Vol. 28, No. 2, S. 401–425.
- AGGARWAL, R. K.; SAMWICK, A. A. (1999): The Other Side of the Trade-Off: The Impact of Risk on Executive Compensation, *The Journal of Political Economy*, Vol. 107, No. 1, S. 65–105.
- AKTIENGESETZ (2013): Vom 6. September 1965 (Bundesgesetzblatt I, S. 1089), zuletzt geändert durch Artikel 26 des Gesetzes vom 23. Juli 2013 (Bundesgesetzblatt I, S. 2586).
- ALBUQUERQUE, A. M.; DE FRANCO, G.; VERDI, R. S. (2013): Peer choice in CEO compensation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, S. 160–181.
- ANDERSON, R. C.; BIZJAK, J. M. (2003): An empirical examination of the role of the CEO and the compensation committee in structuring executive pay, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 27, S. 1323–1348.
- ARROW, K. J. (1976): *Essays in the Theory of Risk-Bearing*, 3. Auflage, North Holland, Amsterdam, Oxford, American Elsevier, New York.
- BACKHAUS, K.; ERICHSON, B.; PLINKE, W.; WEIBER, R. (2011): *Multivariate Analysemethoden – Eine anwendungsorientierte Einführung*, 13. Auflage, Springer-Verlag, Berlin (u.a.).

- BALLI, H. O.; SØRENSEN, B. E. (2013): Interaction effects in econometrics, *Empirical Economics*, Vol. 45, No. 1, S. 583–603.
- BALSMEIER, B.; PETERS, H. (2009): Personelle Unternehmensverflechtung und Vorstandsgehälter, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 79. Jg., Nr. 9, S. 967–984.
- BARAK, R.; COHEN, S.; LAUTERBACH, B. (2008): The Effect of CEO Pay on Firm Valuation in Closely Held Firms, EFMA 2008 Athens Meetings Paper.
- BARNEA, A.; GUEDJ, I. (2009): Director Networks, Working Paper, Claremont McKenna College.
- BARNES, M. L.; HUGHES, A. W. (2002): A Quantile Regression Analysis of the Cross Section of Stock Market Returns, Federal Reserve Bank of Boston Working Paper, No. 02-2.
- BARONTINI, R.; BOZZI, S. (2010): CEO compensation and performance in family firms, Working Paper, Sant’Anna School of Advanced Studies.
- BATES, T. W.; BECHER, D. A.; LEMMON, M. L. (2008): Board classification and managerial entrenchment: Evidence from the market for corporate control, *Journal of Financial Economics*, Vol. 87, S. 656–677.
- BAUM, C. F. (2006): *An Introduction to Modern Econometrics Using Stata*. Stata Press, College Station.
- BEBCHUK, L. A. (1999): A Rent-Protection Theory of Corporate Ownership and Control, NBER Working Paper, No. 7203.
- BEBCHUK, L. A.; COHEN, A. (2005): The costs of entrenched boards, *Journal of Financial Economics*, Vol. 78, S. 409–433.
- BEBCHUK, L. A.; COHEN, A.; FERRELL, A. (2009): What Matters in Corporate Governance?, *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, No. 2, S. 783–827.
- BEBCHUK, L. A.; COHEN, A.; SPAMANN, H. (2010): The Wages of Failure: Executive Compensation at Bear Stearns and Lehman 2000-2008; Harvard Law and Economics Discussion Paper, No. 657.
- BEBCHUK, L. A.; COHEN, A.; WANG, C. C. Y. (2012): Golden Parachutes and the Wealth of Shareholders, Harvard Law and Economics Discussion Paper, No. 683.
- BEBCHUK, L. A.; FRIED, J. M. (2003): Executive Compensation as an Agency Problem, *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 17, No. 3, S. 71–92.

- BEBCHUK, L. A.; FRIED, J. M. (2004): Pay without Performance: The Unfulfilled Promise of Executive Compensation, Harvard University Press, Cambridge, London.
- BEBCHUK, L. A.; FRIED, J. M. (2005): Pay Without Performance: Overview of the Issues, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 17, No. 4, S. 8–23.
- BEBCHUK, L. A.; FRIED, J. M. (2010): How to Tie Equity Compensation to Long-Term Results, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 22, No. 1, S. 99–106.
- BEBCHUK, L. A.; FRIED, J. M.; WALKER, D. I. (2002): Managerial Power and Rent Extraction in the Design of Executive Compensation, *The University of Chicago Law Review*, Vol. 69, S. 751–846.
- BEBCHUK, L. A.; GRINSTEIN, Y. (2005): The Growth of Executive Pay, *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 21, No. 2, S. 283–303.
- BEBCHUK, L. A.; GRINSTEIN, Y.; PEYER, U. (2010): Lucky CEOs and Lucky Directors, *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 6, S. 2363–2401.
- BENMELECH, E.; KANDEL, E.; VERONESI, P. (2010): Stock-Based Compensation and CEO (Dis)Incentives, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 125, No. 4, S. 1769–1820.
- BENZ, M.; STUTZER, A. (2003): Was erklärt die gestiegenen Managerlöhne?, *Die Unternehmung*, 57. Jg., Nr. 1, S. 5–19.
- BERGER, P. G.; OFEK, E.; YERMACK, D. L. (1997): Managerial Entrenchment and Capital Structure Decisions, *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 4, S. 1411–1438.
- BERLE, A. A.; MEANS, G. C. (1932): *The Modern Corporation & Private Property*, 2. Neuauflage (1991), Transaction Publishers, New Brunswick.
- BERRONE, P.; GOMEZ-MEJIA, L. R. (2009): Environmental Performance and Executive Compensation: An Integrated Agency-Institutional Perspective, *The Academy of Management Journal*, Vol. 52, No. 1, S. 103–126.
- BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S. (2000): Do CEOs set their own pay? The Ones without Principles do, MIT Department of Economics Working Paper, No. 00–26.
- BERTRAND, M.; MULLAINATHAN, S. (2001): Are CEOs Rewarded for Luck? The Ones without Principles Are, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 116, No. 3, S. 901–932.

- BILLETT, M. T.; QIAN, Y. (2008): Are Overconfident CEOs Born or Made? Evidence of Self-Attribution Bias from Frequent Acquirers, *Management Science*, Vol. 54, No. 6, S. 1037–1051.
- BIZJAK, J. M.; LEMMON, M. L.; NAVEEN, L. (2008): Does the use of peer groups contribute to higher pays and less efficient compensation?, *Journal of Financial Economics*, Vol. 90, S. 152–168.
- BIZJAK, J. M.; LEMMON, M. L.; NGUYEN, T. (2011): Are all CEOs above average? An empirical analysis of compensation peer groups and pay design, *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, S. 538–555.
- BLANCHARD, O. J.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. (1994): What do firms do with cash windfalls?, *Journal of Financial Economics*, Vol. 36, S. 337–360.
- BÖRSCH-SUPAN, A.; KÖKE, J. (2002): An Applied Econometricians' View of Empirical Corporate Governance Studies, *German Economic Review*, Vol. 3, No. 3, S. 295–326.
- BOLTON, P.; SCHEINKMAN, J.; XIONG, W. (2006): Pay for Short-Term Performance: Executive Compensation in Speculative Markets, NBER Working Paper, No. 12107.
- BOOZ & COMPANY (2011): Deutsche Chefetagen sind der neue weltweite Hafen der Stabilität: Fluktuationsquote erreicht mit 8,7% Rekordtief, Internet: <http://www.booz.com/de/home/Presse/Pressemitteilungen/pressemitteilung-detail/49490176> (08.09.2013).
- BRENNER, S.; SCHWALBACH, J. (2003): Management Quality, Firm Size, and Managerial Compensation: A Comparison between Germany and the UK, *Schmalenbach Business Review*, Vol. 55, S. 280–293.
- BRENNER, M.; SUNDARAM, R. K.; YERMACK, D. (2000): Altering the terms of executive stock options, *Journal of Financial Economics*, Vol. 57, S. 103–128.
- BREUSCH, T. S.; PAGAN, A. R. (1980): The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics, *Review of Economic Studies*, Vol. 47, No. 1, S. 239–253.
- BRICK, I. E.; PALMON, O.; WALD, J. K. (2006): CEO compensation, director compensation, and firm performance: Evidence of cronyism?, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 12, No. 3, S. 403–423.

- BROWN, R.; GAO, N.; LEE, E.; STATHOPOULOS, K. (2012): What Are Friends for? CEO Networks, Pay and Corporate Governance; in: Boubaker, S.; Nguyen, B. D.; Nguyen, D. K. (Hrsg.): *Corporate Governance: Recent Developments and New Trends*, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- BURKART, M.; PANUNZI, F.; SHLEIFER, A. (2003): Family Firms, *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 5, S. 2167–2201.
- CADMAN, B.; CARTER, M. E. (2012): Compensation Peer Groups and their Relation with CEO Pay, Working Paper, University of Utah.
- CADMAN, B.; KLASA, S.; MATSUNAGA, S. (2010): Determinants of CEO Pay: A Comparison of ExecuComp and Non-ExecuComp Firms, *The Accounting Review*, Vol. 85, No. 5, S. 1511–1543.
- CAMERON, A. C.; TRIVEDI, P. K. (2010): *Microeconometrics Using Stata, 2., überarbeitete Auflage*, Stata Press, College Station.
- CANAY, I. A. (2011): A simple approach to quantile regression for panel data, *The Econometrics Journal*, Vol. 14, No. 3, S. 368–386.
- CHANG, Y. Y.; DASGUPTA, S.; HILARY, G. (2010): CEO Ability, Pay, and Firm Performance, *Management Science*, Vol. 56, No. 10, S. 1633–1652.
- CHENG, S.; INDJEKIAN, R. (2009): Managerial influence and CEO performance incentives, *International Review of Law and Economics*, Vol. 29, No. 2, S. 115–126.
- CHHAOCHHARIA, V.; GRINSTEIN, Y. (2009): CEO Compensation and Board Structure, *The Journal of Finance*, Vol. 64, No. 1, S. 231–261.
- CLEMENTI, G. L.; COOLEY, T. F. (2009): Executive Compensation: Facts, NBER Working Paper, No. 15426.
- COMBS, J. G.; PENNEY, C. R.; CROOK, T. R.; SHORT, J. C. (2010): The Impact of Family Representation on CEO Compensation, *Entrepreneurship Theory and Practice*, Vol. 34, No. 6, S. 1125–1144.
- CONYON, M. J. (2011): Executive Compensation Consultants and CEO Pay, *Vanderbilt Law Review*, Vol. 64, No. 2, S. 399–428.
- CONYON, M. J.; CORE, J. E.; GUAY, W. R. (2011): Are U.S. CEOs Paid More Than U.K. CEOs? Inferences from Risk-adjusted Pay, *The Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 2, S. 402–438.

- CONYON, M. J.; FERNANDES, N.; FERREIRA, M. A.; MATOS, P.; MURPHY, K. J. (2011): The Executive Compensation Controversy: A Transatlantic Analysis, Cornell University, Institute for Compensation Studies Paper, No. 2011-002.
- CONYON, M. J.; MURPHY, K. J. (2000): The Prince and the Pauper? CEO Pay in the United States and United Kingdom, *The Economic Journal*, Vol. 110, No. 467, S. 640–671.
- CONYON, M. J.; SCHWALBACH, J. (2000): Executive Compensation: Evidence from the UK and Germany, *Long Range Planning*, Vol. 33, No. 4, S. 504–526.
- CORE, J. E.; GUAY, W.; LARCKER, D. F. (2008): The power of the pen and executive compensation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 88, S. 1–25.
- CORE, J. E.; HOLTHAUSEN, R. W.; LARCKER, D. F. (1999): Corporate Governance, chief executive officer compensation, and firm performance, *Journal of Financial Economics*, Vol. 51, S. 371–406.
- CREMERS, M.; GRINSTEIN, Y. (2013): Does the Market for CEO Talent Explain Controversial CEO Pay Practices?, *Review of Finance* (Advance Access), S. 1–40.
- CREMERS, M.; PALIA, D. (2011): Tenure and CEO Pay, Working Paper, Yale School of Management.
- CYERT, R. M.; KANG, S.-H.; KUMAR, P. (2002): Corporate Governance, Takeovers, and Top-Management Compensation: Theory and Evidence, *Management Science*, Vol. 48, No. 4, S. 453–469.
- DANTHINE, J.-P.; DONALDSON, J. B. (2010): Executive Compensation: A General Equilibrium Perspective, Swiss National Bank Working Paper, No. 2010-19.
- DEUTSCHE BÖRSE AG (2013): Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse, Internet: [http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden\\_Aktienindizes.pdf](http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden_Aktienindizes.pdf) (08.09.2013).
- DITTMANN, I; MAUG, E. (2007): Lower Salaries and No Options? On the Optimal Structure of Executive Pay, *The Journal of Finance*, Vol. 62, No. 1, S. 303–343.
- DITTMANN, I.; MAUG, E.; SCHNEIDER, C. (2010): Bankers on the Boards of German Firms: What They Do, What They Are Worth, and Why They Are (Still) There, *Review of Finance*, Vol. 14, No. 1, S. 35–71.

- DITTMANN, I.; MAUG, E.; SPALT, O. (2010): Sticks or Carrots? Optimal CEO Compensation when Managers are Loss Averse, *The Journal of Finance*, Vol. 65, No. 6, S. 2015–2050.
- DITTMANN, I.; MAUG, E.; SPALT, O. (2013): Indexing Executive Compensation Contracts, *The Review of Financial Studies* (Advance Access), S. 1–43.
- DITTMANN, I.; YU, K.-C. (2011): How Important are Risk-Taking Incentives in Executive Compensation?, Working Paper, Erasmus University Rotterdam.
- DRUCKSACHE DES BUNDESRATS 637/13 (BESCHLUSS) (2013): Vom 20.09.2013: Anrufung des Vermittlungsausschusses durch den Bundesrat: Gesetz zur Verbesserung der Kontrolle der Vorstandsvergütung und zur Änderung weiterer aktienrechtlicher Vorschriften (VorstKoG).
- DRUCKSACHE DES DEUTSCHEN BUNDESTAGS 17/14214 (2013): Vom 26.06.2013: Beschlussempfehlung und Bericht des Rechtsausschusses.
- DYCK, A.; ZINGALES, L. (2004): Private Benefits of Control: An International Comparison, *The Journal of Finance*, Vol. 59, No. 2, S. 537–600.
- EADS (2013): Pressemitteilung: EADS veröffentlicht solide Halbjahresergebnisse (H1) und bestätigt Prognose für 2013, Internet: [http://www.eads.com/dms/eads/int/en/press/documents/h1\\_2013/EADS-H1-2013-Results-Press-Release---ge/EADS%20H1%202013%20Results%20Press%20Release%20-%20ge.pdf](http://www.eads.com/dms/eads/int/en/press/documents/h1_2013/EADS-H1-2013-Results-Press-Release---ge/EADS%20H1%202013%20Results%20Press%20Release%20-%20ge.pdf) (12.08.2013).
- EDMANS, A.; GABAIX, X. (2009): Is CEO Pay Really Inefficient? A Survey of New Optimal Contracting Theories, *European Financial Management*, Vol. 15, No. 3, S. 486–496.
- EDWARDS, J. S. S.; EGGERT, W.; WEICHENRIEDER, A. J. (2009): Corporate governance and pay for performance: evidence from Germany, *Economics of Governance*, Vol. 10, No. 1, S. 1–26.
- ELSTON, J. A.; GOLDBERG, L. G. (2003): Executive compensation and agency costs in Germany, *Journal of Banking & Finance*, Vol. 27, S. 1391–1410.
- ENTORF, H.; GATTUNG, F.; MÖBERT, J.; PAHLKE, I. (2009): Aufsichtsratsverflechtungen und ihr Einfluss auf die Vorstandsbezüge von DAX-Unternehmen, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 79. Jg., Nr. 10, S. 1113–1141.

- EUROPEAN COMMISSION (2010): List of NACE codes, Internet: [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/index/nace\\_all.html](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/index/nace_all.html) (08.09.2013).
- EWERT, R.; WAGENHOFER, A. (2008): *Interne Unternehmensrechnung*, 7., überarbeitete Auflage, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- EZZAMEL, M.; WATSON, R. (1998): Market Comparison Earnings and the Bidding-Up of Executive Cash Compensation: Evidence from the United Kingdom, *The Academy of Management Journal*, Vol. 41, No. 2, S. 221–231.
- FABBRI, F.; MARIN, D. (2012): What Explains the Rise in CEO Pay in Germany? A Panel Data Analysis for 1977-2009, IZA Discussion Paper, No. 6420.
- FAHLENBRACH, R. (2009): Shareholder Rights, Boards, and CEO Compensation, *Review of Finance*, Vol. 13, No. 1, S. 81–113.
- FAHLENBRACH, R.; LOW, A.; STULZ, R. M. (2010): Why do firms appoint CEOs as outside directors?, *Journal of Financial Economics*, Vol. 97, S. 12–32.
- FAHLENBRACH, R.; STULZ, R. M. (2011): Bank CEO incentives and the credit crisis, *Journal of Financial Economics*, Vol. 99, S. 11–26.
- FAHRMEIR, L.; KNEIB, T.; LANG, S. (2009): *Regression – Modelle, Methoden und Anwendungen*, 2. Auflage, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- FAHRMEIR, L.; KNEIB, T.; LANG, S.; MARX, B. (2013): *Regression – Models, Methods and Applications*, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- FAHRMEIR, L.; KÜNSTLER, R.; PIGEOT, I.; TUTZ, G. (2007): *Statistik*, 6., überarbeitete Auflage, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- FALATO, A. (2007): Superstars or Superlemons? Top Executive Pay and Corporate Acquisitions, EFA 2008 Athens Meetings Paper.
- FAMA, E. F. (1980): Agency Problems and the Theory of the Firm, *The Journal of Political Economy*, Vol. 88, No. 2, S. 288–307.
- FAMA, E. F.; JENSEN, M. C. (1983): Separation of Ownership and Control, *Journal of Law and Economics*, Vol. 26, No. 2, S. 301–325.
- FAULKENDER, M.; KADYRZHANOVA, D.; PRABHALA, N.; SENBET, L. (2010): Executive Compensation: An Overview of Research on Corporate Practices and Proposed Reforms, *Journal of Applied Corporate Finance*, Vol. 22, No. 1, S. 107–118.

- FAZ.NET (2013): Baumarktkette insolvent: Spott für Praktiker, Internet: <http://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/unternehmen/baumarktkette-insolvent-spott-fuer-praktiker-12278615.html> (26.07.2013).
- FERNANDES, N. (2005): Board Compensation and Firm Performance: The Role of “Independent” Board Members, ECGI Finance Working Paper, No. 104/2005.
- FERNANDES, N.; FERREIRA, M. A.; MATOS, P.; MURPHY, K. J. (2013): Are U.S. CEOs Paid More? New International Evidence, *The Review of Financial Studies*, Vol. 26, No. 2, S. 323–367.
- FERRI, F.; MABER, D. A. (2013): Say on Pay Votes and CEO Compensation: Evidence from the UK, *Review of Finance*, Vol. 17, No. 2, S. 527–563.
- FERSTL, J. (2000): *Managerversgütung und Shareholder Value*, Gabler Verlag, Deutscher Universitäts-Verlag, Wiesbaden.
- FICH, E. M. (2005): Are Some Outside Directors Better than Others? Evidence from Director Appointments by Fortune 1000 Firms, *The Journal of Business*, Vol. 78, No. 5, S. 1943–1972.
- FICH, E. M.; SHIVDASANI, A. (2006): Are Busy Boards Effective Monitors?, *The Journal of Finance*, Vol. 61, No. 2, S. 689–724.
- FICH, E. M.; TRAN, A. L.; WALKLING, R. A. (2012): On the Importance of Golden Parachutes, Working Paper, Drexel University.
- FICH, E. M.; WHITE, L. J. (2005): Why do CEOs reciprocally sit on each other’s boards?, *Journal of Corporate Finance*, Vol. 11, No. 1–2, S. 175–195.
- FRANKS, J.; MAYER, C.; WAGNER, H. F. (2006): The Origins of the German Corporation – Finance, Ownership and Control, *Review of Finance*, Vol. 10, No. 4, S. 537–585.
- FRYDMAN, C.; JENTER, D. (2010): CEO Compensation, NBER Working Paper, No. 16585.
- FRYDMAN, C.; SAKS, R. E. (2010): Executive Compensation: A New View from a Long-Term Perspective, 1936–2005, *The Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 5, S. 2099–2138.
- GABAIX, X.; LANDIER, A. (2008): Why Has CEO Pay Increased So Much?, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, No. 1, S. 49–100.

- GABOR, G. (2006): Systeme der externen Qualitätskontrolle im Berufsstand der Wirtschaftsprüfer. Eine spieltheoretische Betrachtung, Deutscher Universitäts-Verlag, GWV Fachverlage, Wiesbaden.
- GARVEY, G. T.; MILBOURN, T. T. (2006): Asymmetric benchmarking in compensation: Executives are rewarded for good luck but not penalized for bad, *Journal of Financial Economics*, Vol. 82, S. 197–225.
- GAYLE, G.-L.; MILLER, R. A. (2009): Has Moral Hazard Become a More Important Factor in Managerial Compensation?, *The American Economic Review*, Vol. 99, No. 5, S. 1740–1769.
- GESETZ ÜBER DEN WERTPAPIERHANDEL (WERTPAPIERHANDELSGESETZ – WPHG) (2013): In der Fassung der Bekanntmachung vom 9. September 1998 (Bundesgesetzblatt I, S. 2708), zuletzt geändert durch Artikel 6 Absatz 3 des Gesetzes vom 28. August 2013 (Bundesgesetzblatt I, S. 3395).
- GESETZ ÜBER DIE AUFSICHTSRECHTLICHEN ANFORDERUNGEN AN DIE VERGÜTUNGSSYSTEME VON INSTITUTEN UND VERSICHERUNGSUNTERNEHMEN (2010): Vom 21. Juli 2010 (Bundesgesetzblatt I, S. 950–952) ausgegeben zu Bonn am 26. Juli 2010.
- GESETZ ÜBER DIE OFFENLEGUNG DER VORSTANDSVERGÜTUNGEN (VORSTANDSVERGÜTUNGS-OFFENLEGUNGSGESETZ – VORSTOG) (2005): Vom 3. August 2005 (Bundesgesetzblatt I, S. 2267–2268) ausgegeben zu Bonn am 10. August 2005.
- GESETZ ZUR ANGEMESSENHEIT DER VORSTANDSVERGÜTUNG (VORSTAG) (2009): Vom 31. Juli 2009 (Bundesgesetzblatt I, S. 2509–2511) ausgegeben zu Bonn am 4. August 2009.
- GESETZ ZUR KONTROLLE UND TRANSPARENZ IM UNTERNEHMENSBEREICH (KONTRAG) (1998): Vom 27. April 1998 (Bundesgesetzblatt I, S. 786–794) ausgegeben zu Bonn am 30. April 1998.
- GIESECKE, M. (2009): Ökonomische Analyse von Vorstandsgehältern, unveröffentlichte Diplomarbeit, Hannover.
- GILLENKIRCH, R. M. (2000): Principal-Agent-Theorie und empirische Ergebnisse zur Erfolgsabhängigkeit der Managerentlohnung, *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 6, S. 347–349.

- GOERGEN, M.; MANJON, M. C.; RENNEBOOG, L. (2008): Recent Developments in German corporate governance, *International Review of Law and Economics*, Vol. 28, No. 3, S. 175–193.
- GÖX, R. F. (2004): Erfolgsabhängige Gehälter, Belohnung für den Zufall und der Einfluss des Managements auf die Gestaltung seines eigenen Vergütungssystems, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Sonderheft 51, S. 27–55.
- GÖX, R. F. (2008): Tax incentives for inefficient executive pay and reward for luck, *Review of Accounting Studies*, Vol. 13, No. 4, S. 452–478.
- GÖX, R. F.; BUDDE, J.; SCHÖNDUBE, J. R. (2002): Das lineare Agency Modell bei asymmetrischer Information über den Agentennutzen, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 72. Jg., Nr. 1, S. 65–79.
- GÖX, R. F.; HELLER, U. (2008): Risiken und Nebenwirkungen der Offenlegungspflicht von Vorstandsbezügen: Individual- vs. Kollektivausweis, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 60. Jg., S. 98–123.
- GONG, G.; LI, L. Y.; SHIN, J. Y. (2010): Relative Performance Evaluation and Related Peer Groups in Executive Compensation Contracts, Working Paper, Pennsylvania State University.
- GRAHAM, J. R.; LI, S.; QIU, J. (2012): Managerial Attributes and Executive Compensation, *The Review of Financial Studies*, Vol. 25, No. 1, S. 144–186.
- GRABHOFF, U.; SCHWALBACH, J. (1999): Agency-Theorie, Informationskosten und Managervergütung, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 51. Jg., S. 437–453.
- GREENE, W. H. (2012): *Econometric Analysis*, 7. Auflage, Pearson Education Limited, Harlow (Essex).
- GREGORY-SMITH, I. (2012): Chief Executive Pay and Remuneration Committee Independence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 4, S. 510–531.
- GRINSTEIN, Y.; HRIBAR, P. (2004): CEO compensation and incentives: Evidence from M&A bonuses, *Journal of Financial Economics*, Vol. 73, S. 119–143.

- GRINSTEIN, Y.; WEINBAUM, D.; YEHUDA, N. (2008): Perks and Excess: Evidence from the New Executive Compensation Disclosure Rules, Working Paper, Cornell University.
- GROß, J. (2003): Linear Regression, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- GUTHRIE, K.; SOKOLOWSKY, J.; WAN, K.-M. (2012): CEO Compensation and Board Structure Revisited, *The Journal of Finance*, Vol. 67, No. 3, S. 1149–1168.
- HABIB, M. A.; LJUNGQVIST, A. (2005): Firm Value and Managerial Incentives: A Stochastic Frontier Approach, *Journal of Business*, Vol. 78, No. 6, S. 2053–2093.
- HAIID, A.; YURTOGLU, B. B. (2006): Ownership Structure and Executive Compensation in Germany, Working Paper, Universität Erlangen-Nürnberg.
- HALL, B. J.; MURPHY, K. J. (2002): Stock options for undiversified executives, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 33, No. 1, S. 3–42.
- HALLOCK, K. F. (1997): Reciprocally Interlocking Boards of Directors and Executive Compensation, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 32, No. 3, S. 331–344.
- HALLOCK, K. F.; MADALOZZO, R.; RECK, C. G. (2010): CEO Pay-For-Performance Heterogeneity Using Quantile Regression, *The Financial Review*, Vol. 45, No. 1, S. 1–19.
- HANDELSGESETZBUCH (2013): In der im Bundesgesetzblatt Teil III, Gliederungsnummer 4100-1, veröffentlichten bereinigten Fassung, zuletzt geändert durch Artikel 6 Absatz 2 des Gesetzes vom 28. August 2013 (Bundesgesetzblatt I, S. 3395).
- HARTZELL, J. C.; STARKS, L. T. (2003): Institutional Investors and Executive Compensation, *The Journal of Finance*, Vol. 58, No. 6, S. 2351–2374.
- HAUGEN, R. A.; SENBET, L. W. (1981): Resolving the Agency Problems of External Capital through Options, *The Journal of Finance*, Vol. 36, No. 3, S. 629–647.
- HAUSMAN, J. A. (1978): Specification Tests in Econometrics, *Econometrica*, Vol. 46, No. 6, S. 1251–1271.
- HAYES, R. M.; SCHAEFER, S. (2009): CEO pay and the Lake Wobegon Effect, *Journal of Financial Economics*, Vol. 94, S. 280–290.

- HERMALIN, B. E.; WEISBACH, M. S. (2003): Boards of Directors as an Endogenously Determined Institution: A Survey of the Economic Literature, *FRBNY Economic Policy Review*, S. 7–26.
- HIMMELBERG, C. P.; HUBBARD, R. G. (2000): Incentive Pay and the Market for CEOs: An Analysis of Pay-for-Performance Sensitivity, Working Paper, Columbia University.
- HOFFMANN, F.; PFEIL, S. (2010): Reward for Luck in a Dynamic Agency Model, *The Review of Financial Studies*, Vol. 23, No. 9, S. 3329–3345.
- HUBBARD, R. G. (2005): Pay without Performance: A Market Equilibrium Critique, *The Journal of Corporation Law*, Vol. 30, No. 4, S. 717–720.
- HUANG, J. (2012): Risk Aversion or Downside Risk Aversion, Which Explains the Convexity of Optimal Compensation Contracts?, Working Paper, Lancaster University.
- JENSEN, M. C. (1986): Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers, *The American Economic Review*, Vol. 76, No. 2, S. 323–329.
- JENSEN, M. C.; MECKLING, W. H. (1976): Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, Vol. 3, S. 305–360.
- JENSEN, M. C.; MURPHY, K. J. (1990a): CEO Incentives – It’s Not How Much You Pay, But How, *Harvard Business Review*, Vol. 68, No. 3, S. 138–153.
- JENSEN, M. C.; MURPHY, K. J. (1990b): Performance and Top-Management Incentives, *The Journal of Political Economy*, Vol. 98, No. 2, S. 225–264.
- JENSEN, M. C.; MURPHY, K. J.; WRUCK, E. G. (2004): Remuneration: Where we’ve been, how we got to here, what are the problems, and how to fix them, ECGI Finance Working Paper, No. 44/2004.
- JONES, R. A.; WU, Y. W. (2010): Executive compensation, earnings management and shareholder litigation, *Review of Quantitative Finance and Accounting*, Vol. 35, No. 1, S. 1–20.
- KANDEL, E. (2009): In Search of Reasonable Executive Compensation, *CESifo Economic Studies*, Vol. 55, No. 3–4, S. 405–433.

- KAPLAN, S. N.; KLEBANOV, M. M.; SORENSEN, M. (2012): Which CEO Characteristics and Abilities Matter?, *The Journal of Finance*, Vol. 67, No. 3, S. 973–1007.
- KARA, M. (2010): Vorstandsvergütung in der deutschen Corporate Governance: Eine ökonomische Analyse der Vorstandsvergütung am Beispiel der DAX 30 Unternehmen, Düsseldorf University Press, Düsseldorf.
- KARUNA, C. (2006): CEO reputation and the use of earnings- and stock-based performance measures in CEO evaluation, Working Paper, University of California.
- KASERER, C.; WAGNER, N. (2004): Executive Pay, Free Float, and Firm Performance: Evidence from Germany, CEFS Working Paper, No. 6.
- KOCH, R.; RAIBLE, K.-F.; STADTMANN, G. (2011): Vorstandsvergütung in Deutschland – Ist eine Trendwende in Sicht?, European University Viadrina Frankfurt (Oder), Department of Business Administration and Economics Discussion Paper, No. 299.
- KOCH, R.; STADTMANN, G. (2010): Das Gesetz zur Angemessenheit der Vorstandsvergütung, European University Viadrina Frankfurt (Oder), Department of Business Administration and Economics Discussion Paper, No. 288.
- KOENKER, R. (2004): Quantile regression for longitudinal data, *Journal of Multivariate Analysis*, Vol. 91, No. 1, S. 74–89.
- KOENKER, R. (2005): Quantile Regression, Cambridge University Press, Cambridge.
- KOHLER, U.; KREUTER, F. (2012): Datenanalyse mit Stata – Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung, 4. Auflage, Oldenbourg Wissenschaftsverlag, München.
- KUHNEN, C. M.; ZWIEBEL, J. (2008): Executive Pay, Hidden compensation and Managerial Entrenchment, Rock Center for Corporate Governance Working Paper, No. 16.
- LAMBERT, R. A.; LARCKER, D. F.; WEIGELT, K. (1993): The Structure of Organizational Incentives, *Administrative Science Quarterly*, Vol. 38, No. 3, S. 438–461.
- LAMBRECHT, B. M.; MYERS, S. C. (2007): A Theory of Takeovers and Disinvestment, *The Journal of Finance*, Vol. 62, No. 2, S. 809–845.
- LA PORTA, R.; LOPEZ-DE-SILANES, F.; SHLEIFER, A. (1999): Corporate Ownership around the World, *The Journal of Finance*, Vol. 54, No. 2, S. 471–517.
- LARCKER, D. F.; ORMAZABAL, G.; TAYLOR, D. J. (2011): The market reaction to corporate governance regulation, *Journal of Financial Economics*, Vol. 101, S. 431–448.

- LARCKER, D. F.; RICHARDSON, S. A.; SEARY, A. J.; TUNA, İ (2005): Back Door Links Between Directors and Executive Compensation, Working Paper, University of Pennsylvania.
- LAUX, H. (2006): Unternehmensrechnung, Anreiz und Kontrolle: Die Messung, Zurechnung und Steuerung des Erfolges als Grundprobleme der Betriebswirtschaftslehre, 3., vollständig überarbeitete Auflage, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- LAZAR, C. (2007): Managementvergütung, Corporate Governance und Unternehmensperformance. Eine modelltheoretische und empirische Untersuchung, Deutscher Universitäts-Verlag, GWV Fachverlage, Wiesbaden.
- LINDNER, U.; KLEDITZSCH, T. (2013): Merkel: Maßlosigkeit darf es nicht geben – Die Bundeskanzlerin im Gespräch über Top-Verdiener, drohende Altersarmut im Osten und ein mögliches NPD-Verbot, *Freie Presse Chemnitzer Zeitung*, 51. Jg., Nr. 61, S. 5.
- LOWRIE, M.; MURPHY, K. J. (2007): Executive stock options and IPO underpricing, *Journal of Financial Economics*, Vol. 85, S. 39–65.
- MANAGER MAGAZIN ONLINE (2009): 20 Millionen Euro Pension für Zumwinkel, Internet: <http://www.manager-magazin.de/unternehmen/karriere/a-613268.html> (18.09.2013).
- MASULIS, R. W.; MOBBS, S. (2011): Are All Inside Directors the Same? Evidence from the External Directorship Market, *The Journal of Finance*, Vol. 66, No. 3, S. 823–872.
- MATOLCSY, Z.; WRIGHT, A. (2011): CEO compensation structure and firm performance, *Accounting and Finance*, Vol. 51, No. 3, S. 745–763.
- MAUG, E.; ALBRECHT, B. (2011): Struktur und Höhe der Vorstandsvergütung: Fakten und Mythen, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 63. Jg., S. 858–881.
- MAUG, E.; SPALT, O. (2008): The Optimal Design of Stock Options: A Loss-aversion Approach, Working Paper, University of Mannheim.
- MAVRUK, T. (2011): Do ownership concentration and executive compensation exacerbate managerial myopia? Evidence from Sweden, Working Paper, Göteborg University.

- MAYERS, D.; SMITH, C. W. (2010): Compensation and Board Structure: Evidence From the Insurance Industry, *The Journal of Risk and Insurance*, Vol. 77, No. 2, S. 297–327.
- MEYER, M. (2004): Prinzipale, Agenten und ökonomische Methode, Mohr Siebeck, Tübingen.
- MINNICK, K.; UNAL, H.; YANG, L. (2011): Pay for Performance? CEO Compensation and Acquirer Returns in BHCs, *The Review of Financial Studies*, Vol. 24, No. 2, S. 439–472.
- MURPHY, K. J. (1985): Corporate Performance and Managerial Remuneration, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 7, No. 1–3, S. 11–42.
- MURPHY, K. J. (1999): Executive compensation; in: Ashenfelter, O.; Card, D. (Hrsg.): *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3b, Elsevier, Amsterdam.
- MURPHY, K. J. (2002): Explaining Executive Compensation: Managerial Power versus the Perceived Cost of Stock Options, *The University of Chicago Law Review*, Vol. 69, No. 3, S. 847–869.
- MURPHY, K. J. (2003): Stock-based pay in new economy firms, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 34, No. 1–3, S. 129–147.
- MURPHY, K. J. (2013): Executive Compensation: Where We Are, and How We Got There; in: Constantinides, G. M.; Harris, M.; Stulz, R. M. (Hrsg.): *Handbook of the Economics of Finance*, Vol. 2a, Elsevier, Amsterdam.
- MURPHY, K. J.; SANDINO, T. (2010): Executive pay and “independent” compensation consultants, *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 49, No. 3, S. 247–262.
- MURPHY, K. J.; ZÁBOJNÍK, J. (2004): CEO Pay and Appointments: A Market-Based Explanation for Recent Trends, *The American Economic Review*, Vol. 94, No. 2, S. 192–196.
- MURPHY, K. J.; ZÁBOJNÍK, J. (2007): Managerial Capital and the Market for CEOs, Working Paper, University of Southern California.
- NOE, T. H.; REBELLO, M. J. (2011): To each according to her luck and power: Optimal corporate governance and compensation in a dynamic world, Working Paper, University of Oxford.

- O'REILLY III, C. A.; MAIN, B. G. M. (2007): It's more than Simple Economics, *Organizational Dynamics*, Vol. 36, No. 1, S. 1–12.
- OZKAN, N. (2011): CEO Compensation and Firm Performance: an Empirical Investigation of UK Panel Data, *European Financial Management*, Vol. 17, No. 2, S. 260–285.
- PETERSEN, T. (1989): *Optimale Anreizsysteme*, Gabler Verlag, Wiesbaden.
- PONOMAREVA, M. (2011): Identification in Quantile Regression Panel Data Models with Fixed Effects and Small T, Job Market Paper, University of Western Ontario.
- POWELL, D. (2012): Unconditional Quantile Regression for Panel Data with Exogenous or Endogenous Regressors, RAND Labor & Population Working Paper, No. WR-710-2.
- POWELL, D.; WAGNER, J. (2011): The Exporter Productivity Premium along the Productivity Distribution: Evidence from Unconditional Quantile Regression with Firm Fixed Effects, RAND Labor and Population Working Paper, No. WR-837.
- PRATT, J. W. (1964): Risk Aversion in the Small and in the Large, *Econometrica*, Vol. 32, No. 1/2, S. 122–136.
- PRINZ, E. (2006): Corporate Governance and the Uncertain Role of Interlocking Directorates - Director Networks in Germany and their Impact on Financial Performance -, Université de Bourgogne Working Papers FARGO, No. 1061001.
- PRINZ, E.; SCHWALBACH, J. (2011): Zum Stand der Managervergütung in Deutschland und Europa: Ein aktuelles Porträt, Working Paper, Université de Strasbourg.
- RABE-HESKETH, S.; SKRONDAL, A. (2008): *Multilevel and Longitudinal Modeling Using Stata*, 2. Auflage, Stata Press, College Station.
- RAJAN, R. G.; WULF, J. (2006): Are perks purely managerial excess?, *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, S. 1–33.
- RAPP, M. S.; SCHALLER, P.; WOLFF, M. (2009): Struktur und Höhe von Vorstandsbezü- gen in deutschen Prime-Standard-Unternehmen, *Die Aktiengesellschaft*, 54. Jg., Nr. 8, R. 156–160.
- RAPP, M. S.; WOLFF, M. (2008): Unternehmensmerkmale, Performance und Corporate Governance-Mechanismen als Determinanten der Vorstandsvergütung in deutschen

Aktiengesellschaften – Eine empirische Untersuchung für DAX, MDAX, SDAX und TecDAX-Unternehmen, Working Paper, Technische Universität München.

RAPP, M. S.; WOLFF, M. (2010): Determinanten der Vorstandsvergütung: Eine empirische Untersuchung der deutschen Prime-Standard-Unternehmen, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 80. Jg., Nr. 10, S. 1075–1112.

REGIERUNGSKOMMISSION DEUTSCHER CORPORATE GOVERNANCE KODEX (2013): Deutscher Corporate Governance Kodex (in der Fassung vom 13. Mai 2013 mit Beschlüssen aus der Plenarsitzung vom 13. Mai 2013), Internet: [http://www.corporate-governance-code.de/ger/download/kodex\\_2013/D\\_CorGov\\_Endfassung\\_Mai\\_2013.pdf](http://www.corporate-governance-code.de/ger/download/kodex_2013/D_CorGov_Endfassung_Mai_2013.pdf) (13.08.2013).

RICHTLINIE 2013/36/EU DES EUROPÄISCHEN PARLAMENTS UND DES RATES (2013): Vom 26. Juni 2013 über den Zugang zur Tätigkeit von Kreditinstituten und die Beaufsichtigung von Kreditinstituten und Wertpapierfirmen, zur Änderung der Richtlinie 2002/87/EG und zur Aufhebung der Richtlinien 2006/48/EG und 2006/49/EG.

ROMANO, R. (2004): The Sarbanes-Oxley Act and the Making of Quack Corporate Governance, New York University Law and Economics Working Paper, No. 3.

ROSE, N. L.; SHEPARD, A. (1997): Firm Diversification and CEO Compensation: Managerial Ability or Executive Entrenchment?, *The RAND Journal of Economics*, Vol. 28, No. 3, S. 489–514.

RUIZ-VERDÚ, P.; SINGH, R. (2011): Board Reputation, CEO Pay, and Camouflaged Compensation, Working Paper, Universidad Carlos III de Madrid.

SAUTNER, Z.; WEBER, M. (2011): Corporate Governance and the Design of Stock Option Contracts, *Die Betriebswirtschaft*, 71. Jg., Nr. 4, S. 331–354.

SCHMIDT, R., SCHWALBACH, J. (2007): Zu Höhe und Dynamik der Vorstandsvergütung in Deutschland, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 77. Jg., Sonderheft 1, S. 111–122.

SCHNEIDER, H. (2007): Nachweis und Behandlung von Multikollinearität; in: Albers, S.; Klapper, D.; Konradt, U.; Walter, A.; Wolf, J. (Hrsg.): *Methodik der empirischen Forschung*, 2. Auflage, Gabler Verlag, GWV Fachverlage, Wiesbaden.

SCHÖNDUBE, J. R. (2008): Top-Manager-Entlohnung, Arbeitsanreize und endogene Outside Options, FEMM Working Paper, No. 24.

- SCHONLAU, R.; SINGH, P. V. (2009): Board Networks and Merger Performance, Tepper School of Business Paper, No. 449.
- SCHWALBACH, J. (2001): Strategic Change, Multi-Task Managers And Executive Compensation, *Schmalenbach Business Review*, Vol. 53, S. 102–116.
- SCHWALBACH, J. (2011): Vergütungsstudie 2011: Vorstandsvergütung, Pay-for-Performance und Fair Pay – DAX30-Unternehmen 1987-2010, Internet: [http://www.wiwi.hu-berlin.de/professuren/bwl/management/managerverguetung/Verguetungsstudie\\_2011%20Schwalbach%20Humboldt-Uni.pdf/](http://www.wiwi.hu-berlin.de/professuren/bwl/management/managerverguetung/Verguetungsstudie_2011%20Schwalbach%20Humboldt-Uni.pdf/) (16.08.2013).
- SCHWALBACH, J., GRABHOFF, U. (1997): Managervergütung und Unternehmenserfolg, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 67. Jg., Nr. 2, S. 203–217.
- SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. (1986): Large Shareholders and Corporate Control, *The Journal of Political Economy*, Vol. 94, No. 3, S. 461–488.
- SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. (1989): Management Entrenchment, *Journal of Financial Economics*, Vol. 25, S. 123–139.
- SHLEIFER, A.; VISHNY, R. W. (1997): A Survey of Corporate Governance, *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 2, S. 737–783.
- SMITH, A. (1776): Der Wohlstand der Nationen. Eine Untersuchung seiner Natur und seiner Ursachen, C. H. Beck Verlag, München.
- SMITH, JR., C. W.; WATTS, R. L. (1992): The investment opportunity set and corporate financing, dividend, and compensation policies, *Journal of Financial Economics*, Vol. 32, S. 263–292.
- SPIEGEL ONLINE (2009a): Zumwinkels 20-Millionen-Pension verblüfft Rentenexperten, Internet: <http://www.spiegel.de/wirtschaft/ueppige-auszahlung-zumwinkels-20-millionen-pension-verbluefft-rentenexperten-a-614695.html> (18.09.2013).
- SPIEGEL ONLINE (2009b): Middelhoff bekommt Sonderbonus von 2,3 Millionen Euro, Internet: <http://www.spiegel.de/wirtschaft/trotz-hoher-verluste-middelhoff-bekommt-sonderbonus-von-2-3-millionen-euro-a-614125.html> (18.09.2013).
- SPIEGEL ONLINE (2013a): Gericht verdonnert Middelhoff zu Millionenzahlung, Internet: <http://www.spiegel.de/wirtschaft/unternehmen/middelhoff-muss-millionen-an-arcandor-insolvenzverwalter-zahlen-a-921210.html> (09.09.2013).

- SPIEGEL ONLINE (2013b): Prognose-Patzer bringt Siemens-Chef in Bedrängnis, Internet: <http://www.spiegel.de/wirtschaft/unternehmen/aerger-fuer-loescher-siemens-verfehlt-renditeziel-fuer-2014-a-913169.html> (27.07.2013).
- SPIEGEL ONLINE (2013c): Siemens-Chef Löscher muss gehen, Internet: <http://www.spiegel.de/wirtschaft/unternehmen/aufsichtsrat-wirft-siemens-vorstand-peter-loescher-raus-a-913517.html> (28.07.2013).
- SPREMANN, K. (1987): Agent and Principal; in: Bamberg, G.; Spremann, K. (Hrsg.): Agency Theory, Information, and Incentives, Springer-Verlag, Berlin u. a.
- STEHLE, R.; HUBER, R.; MAIER, J. (1996): Rückberechnung des DAX für die Jahre 1955 bis 1987, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Discussion Paper, No. 1996,7.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (2008): Heteroskedasticity-Robust Standard Errors for Fixed Effects Panel Data Regression, *Econometrica*, Vol. 76, No. 1, S. 155–174.
- STOCK, J. H.; WATSON, M. W. (2012): Introduction to Econometrics, 3. Auflage, Pearson Education Limited, Harlow (Essex).
- STOXX (2013): Factsheet EURO STOXX 50 INDEX, Internet: [http://www.stoxx.com/download/indices/factsheets/sx5e\\_fs.pdf](http://www.stoxx.com/download/indices/factsheets/sx5e_fs.pdf) (27.07.2013).
- STUDENMUND, A. H. (2001): Using Econometrics: A Practical Guide, 4. Auflage, Addison Wesley Longman, Boston u. a.
- SUBRAMANIAM, C. (2001): Are Golden Parachutes an Optimal Contracting Response or Evidence of Managerial Entrenchment?: Evidence from Successful Takeovers, *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 28, No. 1–2, S. 1–34.
- TAYLOR, L. A. (2013): CEO wage dynamics: Estimates from a learning model, *Journal of Financial Economics*, Vol. 108, S. 79–98.
- THORNTON, R. J.; INNES, J. T. (1989): Interpreting Semilogarithmic Regression Coefficients in Labor Research, *Journal of Labor Research*, Vol. 10, No. 4, S. 443–447.
- TIROLE, J. (2001): Corporate Governance, *Econometrica*, Vol. 69, No. 1, S. 1–35.
- VERORDNUNG ÜBER DIE AUFSICHTSRECHTLICHEN ANFORDERUNGEN AN VERGÜTUNGSSYSTEME VON INSTITUTEN (INSTITUTS-VERGÜTUNGSVERORDNUNG – INSTITUTSVERGV) (2010): Vom 6. Oktober 2010 (Bundesgesetzblatt I, S. 1374).

- VIEITO, J. P.; KHAN, W. A. (2012): Executive compensation and gender: S&P 1500 listed firms, *Journal of Economics and Finance*, Vol. 36, No. 2, S. 371–399.
- VOULGARIS, G.; STATHOPOULOS, K.; WALKER, M. (2010): Compensation Consultants and CEO Pay: UK Evidence, *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 18, No. 6, S. 511–526.
- WOOLRIDGE, J. M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, Cambridge u. a.
- WOOLRIDGE, J. M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2. Auflage, The MIT Press, Cambridge u. a.
- YERMACK, D. (1996): Higher market valuation of companies with a small board of directors, *Journal of Financial Economics*, Vol. 40, S. 185–211.
- YERMACK, D. (1997): Good Timing: CEO Stock Option Awards and Company News Announcements, *The Journal of Finance*, Vol. 52, No. 2, S. 449–476.
- YERMACK, D. (2006): Flights of fancy: Corporate jets, CEO perquisites, and inferior shareholder returns, *Journal of Financial Economics*, Vol. 80, S. 211–242.
- ZHOU, X. (1999): CEO Pay, Firm Size, and Corporate Performance: Evidence from Canada, *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, No. 1, S. 213–251.
- ZHOU, X. (2001): Understanding the determinants of managerial ownership and the link between ownership and performance: comment, *Journal of Financial Economics*, Vol. 62, S. 559–571.