

**UNTERNEHMENS PERFORMANCE UND VORSTANDSWECHSEL –  
EINE EMPIRISCHE ANALYSE  
ZUR EFFIZIENZ DEUTSCHER AUFSICHTSRÄTE**

Inaugural-Dissertation  
zur Erlangung des akademischen Grades  
eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften  
an der wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät  
der Bayerischen Julius-Maximilians-Universität Würzburg

Vorgelegt von  
Diplom-Kauffrau Stephanie Roos  
aus Würzburg

Würzburg 2005

**Erstgutachter**

**Prof. Dr. Ekkehard Wenger**

## **Meiner Familie**

## INHALTSVERZEICHNIS

<b>ABBILDUNGSVERZEICHNIS</b> .....	<b>VII</b>
<b>TABELLENVERZEICHNIS</b> .....	<b>VIII</b>
<b>ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS</b> .....	<b>XI</b>
<b>SYMBOLVERZEICHNIS</b> .....	<b>XIV</b>
<b>1 EINLEITUNG</b> .....	<b>1</b>
1.1 PROBLEMSTELLUNG UND ZIELSETZUNG .....	1
1.2 AUFBAU DER UNTERSUCHUNG .....	4
<b>2 THEORETISCHE ASPEKTE DER MANAGEMENTÜBERWACHUNG IN PUBLIKUMSAKTIENGESELLSCHAFTEN</b> .....	<b>6</b>
2.1 AGENCY-PROBLEMATIK .....	6
2.2 KONTROLLMECHANISMEN .....	7
2.2.1 <i>Externe Kontrollmechanismen</i> .....	8
2.2.2 <i>Interne Kontrollmechanismen</i> .....	12
<b>3 DER AUFSICHTSRAT ALS INTERNES ÜBERWACHUNGSORGAN</b> .....	<b>15</b>
3.1 EINFÜHRUNG IN DIE THEMATIK .....	15
3.1.1 <i>Das deutsche Aufsichtsrats-/Vorstandsmodell</i> .....	15
3.1.1.1 Zusammensetzung und Aufgabenbereich des Vorstands.....	15
3.1.1.2 Zusammensetzung und Aufgabenbereich des Aufsichtsrats .....	16
3.1.2 <i>Effizienz der Managementüberwachung durch den Aufsichtsrat</i> .....	19
3.1.2.1 Potenzielle Anreizmechanismen für eine effiziente Aufsichtsrats­tätigkeit .....	20
3.1.2.2 Beurteilung der internen Managementkontrolle in der Öffentlichkeit....	24
3.1.2.3 Zukunftsperspektiven .....	27
3.1.3 <i>Das amerikanische Board-System als alternatives Unternehmensverfassungsmodell</i> .....	29
3.2 UNTERSUCHUNGS­GEGENSTAND .....	33

<b>4</b>	<b>STAND DER FORSCHUNG .....</b>	<b>35</b>
4.1	AMERIKANISCHE STUDIEN .....	35
4.2	DEUTSCHE STUDIEN .....	49
<b>5</b>	<b>EINFÜHRUNG IN DIE EMPIRISCHE UNTERSUCHUNG .....</b>	<b>59</b>
5.1	DARSTELLUNG DER DATENBASIS .....	59
5.1.1	<i>Datenauswahl</i> .....	59
5.1.2	<i>Beschreibung der Stichprobe</i> .....	63
5.2	UNTERSUCHUNGSDESIGN .....	64
5.3	OPERATIONALISIERUNG DER UNTERNEHMENS PERFORMANCE.....	66
5.4	ANALYSEMETHODEN.....	70
5.4.1	<i>Modell für die Analyse der Einflussfaktoren</i> .....	70
5.4.1.1	Modellbeschreibung .....	73
5.4.1.2	Schätzmethode .....	75
5.4.1.3	Signifikanz- und Modellgütetests.....	76
5.4.2	<i>Modell für die Analyse der Kurseffekte</i> .....	80
<b>6</b>	<b>ANALYSE VON VORSTANDSWECHSELN.....</b>	<b>85</b>
6.1	UNTERSUCHUNG DER EINFLUSSFAKTOREN .....	85
6.1.1	<i>Unternehmensbezogene Analysen</i> .....	86
6.1.1.1	Untersuchung der Turnover-Performance-Relation.....	86
6.1.1.1.1	Vorstandsvorsitz .....	87
6.1.1.1.2	Gesamtvorstand .....	97
6.1.1.1.3	Vergleich mit US-amerikanischen Ergebnissen .....	105
6.1.1.2	Entwicklung der Performancesensitivität im Verlauf des Untersuchungszeitraums.....	107
6.1.1.2.1	Vorstandsvorsitz .....	108
6.1.1.2.2	Gesamtvorstand .....	112
6.1.1.3	Auswirkungen der Branchenzugehörigkeit.....	113
6.1.1.3.1	Vorstandsvorsitz .....	115
6.1.1.3.2	Gesamtvorstand .....	116
6.1.1.4	Auswirkungen der Aktionärsstruktur .....	117
6.1.1.4.1	Vorstandsvorsitz .....	123
6.1.1.4.2	Gesamtvorstand .....	125

---

6.1.1.5	Auswirkungen der Unternehmensgröße.....	127
6.1.1.5.1	Vorstandsvorsitz .....	129
6.1.1.5.2	Gesamtvorstand .....	131
6.1.2	<i>Personenbezogene Analysen</i> .....	132
6.1.2.1	Einflussfaktoren und Untersuchungsmodelle.....	133
6.1.2.1.1	Alter .....	133
6.1.2.1.2	Dauer der Vorstandszugehörigkeit .....	136
6.1.2.1.3	Dauer der Unternehmenszugehörigkeit .....	139
6.1.2.2	Präsentation der Ergebnisse .....	142
6.1.2.2.1	Alter .....	142
6.1.2.2.2	Dauer der Vorstandszugehörigkeit .....	144
6.1.2.2.3	Dauer der Unternehmenszugehörigkeit .....	147
6.1.2.2.4	Multivariate Analysen.....	151
6.1.3	<i>Resümee und Implikationen</i> .....	153
6.2	UNTERSUCHUNG DER KURSEFFEKTE .....	155
6.2.1	<i>Präsentation der Auswertungen</i> .....	157
6.2.1.1	Vorstandsvorsitz.....	157
6.2.1.2	Gesamtvorstand.....	160
<b>7</b>	<b>ZUSAMMENFASSUNG UND AUSBLICK</b> .....	<b>162</b>
	<b>ANHANG</b> .....	<b>168</b>
	<b>LITERATURVERZEICHNIS</b> .....	<b>206</b>

## Abbildungsverzeichnis

Abb. 1: Prozentualer Anteil der ausgewechselten Vorstandschefs in den einzelnen Untersuchungsjahren.....	87
Abb. 2: Wechselwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der vergangenen Performance (VV) .....	96
Abb. 3: Prozentualer Anteil der ausgewechselten Vorstandsmitglieder in den einzelnen Untersuchungsjahren.....	98
Abb. 4: Wechselwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der vergangenen Performance (GV) .....	104
Abb. 5: Alter der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden zum Austrittszeitpunkt....	134
Abb. 6: Alter aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder zum Austrittszeitpunkt.....	135
Abb. 7: Dauer der Vorstandszugehörigkeit der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden .....	137
Abb. 8: Dauer der Vorstandszugehörigkeit aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder .....	137
Abb. 9: Dauer der Unternehmenszugehörigkeit der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden .....	140
Abb. 10: Dauer der Unternehmenszugehörigkeit aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder .....	141

## Tabellenverzeichnis

Tab. 1: Überblick über bisherige Studien zum Thema Management Turnover für den amerikanischen Kapitalmarkt .....	48
Tab. 2: Überblick über bisherige Studien zum Thema Management Turnover für den deutschen Kapitalmarkt .....	58
Tab. 3: Anzahl der Stichprobenunternehmen in den jeweiligen Untersuchungsjahren .	60
Tab. 4: Offizielle Begründungen für personelle Veränderungen im Vorstand .....	62
Tab. 5: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/unbereinigte Stichprobe) .....	89
Tab. 6: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/bereinigte Stichprobe) .....	92
Tab. 7: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Performance) ....	95
Tab. 8: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/unbereinigte Stichprobe) .....	99
Tab. 9: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/bereinigte Stichprobe) .....	99
Tab. 10: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Performance)	103
Tab. 11: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Zeit) .....	108
Tab. 12: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Zeit) .....	112
Tab. 13: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (Vorstandsvorsitz/Branche/Referenzkategorie: Banks & Financial Services) ....	115
Tab. 14: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (Gesamtvorstand/Branche/Referenzkategorie: Banks & Financial Services) .....	117
Tab. 15: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Beteiligungsstruktur 1) .....	123
Tab. 16: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Beteiligungsstruktur 2) .....	124
Tab. 17: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Beteiligungsstruktur 1) .....	125
Tab. 18: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Beteiligungsstruktur 2) .....	126
Tab. 19: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Unternehmensgröße).....	129



Tab. 20: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Unternehmensgröße).....	131
Tab. 21: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Alter).....	143
Tab. 22: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Vorstandszugehörigkeit).....	144
Tab. 23: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Unternehmenszugehörigkeit).....	148
Tab. 24: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Alter/Vorstandszugehörigkeit).....	151
Tab. 25: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Alter/Betriebszugehörigkeit) .....	152
Tab. 26: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode I (VV) .....	158
Tab. 27: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode I (GV) .....	160
Tab. 28: Darstellung der Stichprobenunternehmen .....	169
Tab. 29: Übersicht über die Brancheneinteilung der Stichprobe.....	172
Tab. 30: Übersicht über die Aktionärsstruktur der Stichprobenunternehmen.....	172
Tab. 31: Ergebnisübersicht für Modell A .....	173
Tab. 32: Ergebnisübersicht für Modell B .....	174
Tab. 33: Ergebnisübersicht für Modell C .....	175
Tab. 34: Ergebnisübersicht für Modell D.....	176
Tab. 35: Ergebnisübersicht für Modell E .....	177
Tab. 36: Ergebnisübersicht für Modell F.....	178
Tab. 37: Ergebnisübersicht für Modell G.....	179
Tab. 38: Ergebnisübersicht für Modell H.....	180
Tab. 39: Ergebnisübersicht für Modell I .....	181
Tab. 40: Ergebnisübersicht für Modell J .....	182
Tab. 41: Ergebnisübersicht für Modell K.....	183
Tab. 42: Ergebnisübersicht für Modell L .....	184
Tab. 43: Ergebnisübersicht für Modell M .....	185
Tab. 44: Ergebnisübersicht für Modell N.....	186
Tab. 45: Ergebnisübersicht für Modell O.....	187

---

Tab. 46: Ergebnisübersicht für Modell P.....	188
Tab. 47: Ergebnisübersicht für Modell Q.....	189
Tab. 48: Ergebnisübersicht für Modell R.....	190
Tab. 49: Ergebnisübersicht für Modell S.....	191
Tab. 50: Ergebnisübersicht für Modell T.....	191
Tab. 51: Ergebnisübersicht für Modell U.....	192
Tab. 52: Ergebnisübersicht für Modell V.....	193
Tab. 53: Ergebnisübersicht für Modell W.....	194
Tab. 54: Ergebnisübersicht für Modell X.....	195
Tab. 55: Ergebnisübersicht für Modell Y.....	196
Tab. 56: Ergebnisübersicht für Modell Z.....	197
Tab. 57: Ergebnisübersicht für Modell AA.....	198
Tab. 58: Ergebnisübersicht für Modell AB.....	199
Tab. 59: Ergebnisübersicht für Modell AC.....	200
Tab. 60: Ergebnisübersicht für Modell AD.....	200
Tab. 61: Ergebnisübersicht für Modell AE.....	201
Tab. 62: Modellstatistiken für Modell AF.....	201
Tab. 63: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AG.....	201
Tab. 64: Modellstatistiken für Modell AH.....	202
Tab. 65: Modellstatistiken für Modell AI.....	202
Tab. 66: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AJ.....	202
Tab. 67: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AK.....	203
Tab. 68: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AL.....	203
Tab. 69: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AM.....	204
Tab. 70: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AN.....	204
Tab. 71: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode II (VV).....	205
Tab. 72: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode II (GV).....	205

## Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
Abs.	Absatz
AG	Aktiengesellschaft
AktG	Aktiengesetz
AR	abnormale Rendite
AT	Ankündigungstag
BGH	Bundesgerichtshof
BMJ	Bundesministerium für Justiz
branchenber.	branchenbereinigt
BZ	Börsenzeitung
bzw.	beziehungsweise
ca.	circa
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CDAX	Composite Dax
CEO	Chief Executive Officer
d. h.	das heißt
DAI	Deutsches Aktieninstitut
DAX	Deutscher Aktienindex
DCGK	Deutscher Corporate Governance Kodex
DFDB	Deutsche Finanzdatenbank
DKAR	durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite
DrittelbG	Drittelbeteiligungsgesetz
EBIT	Earnings before Interest and Taxes
EuroEG	Euro-Einführungsgesetz
f.	folgende Seite
FAZ	Frankfurter Allgemeine Zeitung
ff.	folgende Seiten
Fg.	Freiheitsgrad
FN	Fußnote
GV	Gesamtvorstand
HGB	Handelsgesetzbuch

---

HL	Hosmer Lemeshow
Hrsg.	Herausgeber
i. V. m.	in Verbindung mit
IDW	Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland
Jg.	Jahrgang
KAR	kumulierte abnormale Rendite
Konst.	Konstante
KonTraG	Gesetz zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich
KSchG	Kündigungsschutzgesetz
LK	Logit-Koeffizient
LL	Log-Likelihood
ln	natürlicher Logarithmus (deutsche Schreibweise)
LR	Likelihood-Ratio
marktber.	marktbereinigt
Mio.	Millionen
MitbestG	Mitbestimmungsgesetz
ML	Maximum-Likelihood
MMbG	Montan-Mitbestimmungsgesetz
Mrd.	Milliarden
Nr.	Nummer
o. V.	ohne Verfasser
OLS	Ordinary Least Squares
p. a.	per annum
Perf.	Performance
S.	Seite
SEC	Securities and Exchange Commission
Sign.	Signifikanzniveau
SOA	Sarbanes-Oxley-Act
sog.	so genannt
Sp.	Spalte
SPU	Stichprobenunternehmen
Tab.	Tabelle
TransPuG	Transparenz- und Publizitätsgesetz
u. a.	unter anderem

---

UMAG	Entwurf eines Gesetzes zur Unternehmensintegrität und Modernisierung des Anfechtungsrechts
UmwG	Umwandlungsgesetz
v. a.	vor allem
vgl.	vergleiche
VV	Vorstandsvorsitz
WKN	Wertpapierkennnummer
WpHG	Wertpapierhandelsgesetz
WpÜG	Wertpapiererwerbs- und Übernahmegesetz
WWW	World Wide Web
z. B.	zum Beispiel

## Symbolverzeichnis

### Symbole in den Logit-Modellen

<i>Alter</i>	Dummy-Variable
<i>AnzahlV</i>	Anzahl der Vorstandsmitglieder
<i>Bet</i>	Dummy-Variable
<i>Branche</i>	Dummy-Variable
<i>DauerV</i>	Dummy-Variable
<i>e</i>	Eulersche Zahl
$e^{(\beta_k)}$	Effektkoeffizienten
<i>K</i>	Anzahl der Einflussfaktoren
<i>l</i>	Laufindex
<i>Marketcap</i>	Marktkapitalisierung
$P(Y_i=0)$	Komplementärwahrscheinlichkeit zu $P(Y_i=1)$
$P(Y_i=1)$	Wahrscheinlichkeit für das Eintreten von Ereignis Y bei Beobachtung/Gesellschaft <i>i</i>
<i>Perf<sub>i</sub></i>	marktbereinigte Aktienkursentwicklung der Gesellschaft <i>i</i>
<i>Quartal</i>	Dummy-Variable
<i>UZ</i>	Unternehmenszugehörigkeit
<i>VZ</i>	Vorstandszugehörigkeit
$x_k$	Einflussfaktor k
<i>Z</i>	Erklärungsterm im Logit-Modell
<i>Zeit</i>	Dummy-Variable
<i>I</i>	Anzahl der Beobachtungen
$\alpha$	konstanter Wert
$\beta, \delta, \phi, \varphi, \lambda$	Effektstärken

**Symbole in den Modellen für die Kursanalysen und Performanceberechnungen**

$E[R_{jt}]$	erwarteter Wert der Größe $R_{jt}$
$HL$	Teststatistik des Hosmer-Lemeshow-Tests
$J$	Anzahl der Wechsel
$LL_e$	Log-Likelihood-Wert des eingeschränkten Modells ohne die zu testende Größe
$LL_u$	Log-Likelihood-Wert des uneingeschränkten Modells mit der zu testenden Größe
$LR$	Teststatistik des Likelihood-Ratio-Tests
$Perf$	Performancevariable
$q$	Beobachtungsquartal
$R^2$	Bestimmtheitsmaß
$r_i$	Rendite der Gesellschaft $i$
$R_j$	logarithmierte Rendite der Gesellschaft, in der Vorstandswechsel $j$ erfolgt
$R_m$	logarithmierte Rendite des Vergleichsportfolios
$r_m$	Rendite des Vergleichsportfolios
$S$	Aktienkurs
$t$	Bezugstag
$\varepsilon$	Störgröße
$y_g, h_g, \pi_g$	Parameter im HL-Test

# 1 Einleitung

## 1.1 *Problemstellung und Zielsetzung*

Nach Unternehmensskandalen wie bei Enron, Worldcom, Comroad oder Refugium steht das Thema Corporate Governance in vielen Ländern wieder ganz oben auf der Agenda. Als Reaktion auf die spektakulären Unternehmenskrisen wird weltweit in zahlreichen Ausschüssen über die optimale Ausgestaltung und die Qualität der Unternehmensführung und der Unternehmenskontrolle diskutiert. Die Bundesregierung berief im Juni 2000 eine Expertenkommission mit der Zielvorgabe, Empfehlungen zur Modernisierung des deutschen Systems der Unternehmensführung und -kontrolle zu entwickeln. Auf Vorschlag dieser Kommission wurde ein weiteres Gremium gebildet, das einen Kodex von Verhaltensmaßstäben für Vorstände und Aufsichtsräte von Aktiengesellschaften erarbeiten sollte. Als Ergebnis dieser Beratungen wurde im Februar 2002 der Deutsche Corporate Governance Kodex (DCGK) verabschiedet, der auf geltendem Recht basiert und eng mit dem im Juli 2002 in Kraft getretenen Transparenz- und Publizitätsgesetz (TransPuG) verzahnt ist. Da der Kodex jedoch lediglich empfehlenden Charakter hat<sup>1</sup> und größtenteils geltendes Recht wiedergibt, wurden durch die Kodex-Einführung keine grundlegenden Verbesserungen des deutschen Corporate-Governance-Systems erwartet.<sup>2</sup>

Die Schwächen des DCGK führten in Wissenschaft und Praxis vielmehr zu einer weiteren Intensivierung der Debatte über die Effizienz der Unternehmensführung und -kontrolle in deutschen Unternehmen. Die Unternehmenskontrolle kann in Publikumsgesellschaften über externe und interne Kontrollmechanismen erfolgen. Externe Kontrollmechanismen stützen sich auf die Existenz eines wettbewerblich ausgerichteten Umfelds. In der Literatur wird bei der Darstellung externer Kontrollmechanismen insbesondere auf die Disziplinierungswirkungen des Gütermarktes, des Arbeitsmarktes für

---

<sup>1</sup> Börsennotierte Gesellschaften müssen über die so genannte Entsprechenserklärung nach § 161 AktG Abweichungen von den Kodexempfehlungen lediglich gegenüber den Aktionären erklären. Gesetzliche Sanktionen drohen bei Regelverstößen nicht.

<sup>2</sup> Vgl. etwa AUSTMANN (2002), GOERGEN (2002A) und GOERGEN (2002B).



Manager und des Kapitalmarktes verwiesen. Aufgrund von bestehenden Marktineffizienzen wird die Disziplinierungswirkung der einzelnen Märkte in Deutschland jedoch als gering erachtet. Interne Anreizsysteme basieren auf der Gestaltung von Anreiz- und Organisationsstrukturen. Die Ausgestaltung der internen Disziplinierungssysteme obliegt in deutschen Aktiengesellschaften weitgehend dem Aufsichtsrat, der dem Gesetzeswortlaut nach mit der Überwachung der Geschäftsführung betraut ist.<sup>3</sup> Die Qualität der internen Managementkontrolle wird in der wissenschaftlichen Literatur und in der Presse häufig in Frage gestellt.<sup>4</sup> Den vermeintlichen Kontrolleuren wird vorgeworfen, bei der Ausübung ihrer Überwachungsfunktion die Zielvorstellungen ihrer Auftraggeber zunehmend aus den Augen zu verlieren. HILLMANN/NÖLTING (2001) beschreiben deutsche Aufsichtsräte gar als „eine Ansammlung verschlafener und sachfremder Manager, die lieber von einem edlen Seezungenessen mit anschließender Golfpartie träumen, als den ihnen gesetzlich auferlegten Überwachungs- und Lenkungsaufgaben hartnäckig und intensiv nachzukommen“.

Als Erklärung für die mangelnde Funktionsfähigkeit deutscher Kontrollgremien wird in der Literatur und der Wirtschaftspresse auf die Besonderheiten der deutschen Unternehmenslandschaft und der hiesigen Corporate-Governance-Strukturen verwiesen, die bis über die Jahrtausendwende hinaus durch starke Überkreuzbeteiligungen deutscher Unternehmen, die umfassende Präsenz der Banken in Gesellschaften aller Branchen und die schwache Ausprägung des Marktes für externe Unternehmenskontrolle geprägt waren. Die starken wechselseitige Kapitalverflechtungen<sup>5</sup> zwischen den großen börsennotierten Unternehmen und die damit verbundenen zirkulären personellen Verflechtungen in den Aufsichtsräten hatten zur Folge, dass die Geschäfts- und Kontrollpolitik der heimischen Industrie von einigen wenigen Managern koordiniert wurde.<sup>6</sup> Die engen Banden zwischen den Mitgliedern dieses elitären Managerzirkels verhinderten nach

---

<sup>3</sup> Vgl. § 76 I AktG.

<sup>4</sup> Artikel in führenden Tageszeitungen mit Überschriften wie „Der Aufsichtsrat macht Sorgen“ (Handelsblatt vom 17.04.2003, S. 6), „Der Aufsichtsrat wankt“ (Handelsblatt vom 01.04.2003, S. 7), „Abnicken im Aufsichtsrat“ (Süddeutsche vom 22.01.2004, S. 8) oder „Der Aufsichtsrat soll wachsamer werden“ (FAZ vom 22.04.2004, S. 13) verdeutlichen die Wahrnehmung der Aufsichtsräte in der Öffentlichkeit.

<sup>5</sup> Vgl. für eine ausführliche Darstellung des Beteiligungsgeflechts der Deutschland AG WENGER/KASERER (1998A), S. 51-61 sowie WENGER/KASERER (1998B), S. 503-508. Im weltweiten Vergleich rangierte Deutschland im Hinblick auf den prozentualen Anteil der Unternehmen mit wechselseitigen Beteiligungen ganz oben. Vgl. dazu die Studie von LAPORTA/LOPEZ-DE-SILANES/SHLEIFER (1999), S. 499-500, in der die Beteiligungsstrukturen von 27 Ländern analysiert werden.

<sup>6</sup> Vgl. GRIES ET AL. (2001).

HETZER/PAPENDICK (2001) eine effiziente Kontrolle.<sup>7</sup> In dem Beteiligungsgeflecht der „Deutschland AG“ spielte der Bankensektor aufgrund seines hohen Anteilsbesitzes an anderen Unternehmen, der in diesem Ausmaß in anderen Ländern kaum beobachtet werden konnte<sup>8</sup>, eine zentrale Rolle. Die deutschen Großbanken waren in nahezu allen Aufsichtsräten großer Industrie- und Handelsunternehmen vertreten und hatten damit enorme Einflussmöglichkeiten auf die hiesige Wirtschaft. Die Art der Einflussnahme war dabei nicht immer unumstritten. Den Kreditinstituten wurde und wird auch heute noch vorgeworfen, mit den Führungskräften ihrer Beteiligungsunternehmen zu koalieren und damit eine effiziente Managementüberwachung zu verhindern.<sup>9</sup> Den Grund für das Verhalten der Kreditinstitute sieht SEGER (1997) in deren multifunktionaler Stellung und der damit verbundenen tendenziellen Interessensverflechtung zwischen dem Management der Beteiligungsunternehmen und den Bankenvertretern. Obgleich sich die gegenseitigen Verflechtungen deutscher Unternehmen in den letzten zwei bis drei Jahren zunehmend aufgelöst haben und die Banken ihre Beteiligungen an hiesigen Industrieunternehmen verstärkt abgebaut haben, herrscht die Überzeugung vor, dass die Nachwirkungen der in Deutschland lange Zeit vorherrschenden Corporate-Governance-Kultur auch heute noch in der personellen Besetzung der Aufsichtsräte sowie in der oft mangelhaften Qualität der Kontrollpolitik erkennbar sind.<sup>10</sup>

Als weitere mögliche Erklärung für die mangelhafte Qualität der internen Managementüberwachung wird auch immer wieder die Unterentwicklung des hiesigen Marktes für externe Unternehmenskontrolle angeführt.<sup>11</sup> Auf einem entwickelten Kontrollmarkt droht bei Abweichungen vom Ziel der Unternehmenswertmaximierung die Übernahme der Gesellschaft durch externe Aufkäufer.<sup>12</sup> Zur Abwehr derartiger Kontrollwechsel wird der Aufsichtsrat bestrebt sein, den Unternehmenswert durch eine effiziente Managementüberwachung möglichst hoch zu halten. Da in Deutschland jedoch zahlreiche Übernahmehindernisse<sup>13</sup> den externen Kontrollmechanismus erheblich beeinträchtigen, sind die von latenten Übernahmehindernissen auf die Aufsichtsratsaktivität ausgehenden

---

<sup>7</sup> GÖTZ (1995) bezeichnet diese Gruppe von Managern als ein „Kartell des wechselseitigen Wohlverhaltens mit wenig Überwachungsintensität“.

<sup>8</sup> Vgl. dazu die Ergebnisse der Studie von LAPORTA/LOPEZ-DE-SILANES/SHLEIFER (1999), S. 491ff.

<sup>9</sup> Vgl. etwa SEGER (1997), S. 136 ff. oder WENGER (1992), S. 81-90.

<sup>10</sup> Vgl. PAPENDIECK/STUDENT (2005).

<sup>11</sup> Vgl. BAUMS (1992A), S. 1 ff.

<sup>12</sup> Vgl. WENGER (1994), Sp. 1410.

<sup>13</sup> Die diversen Übernahmehindernisse werden in Abschnitt 2.2.1 ausführlich erläutert.

Disziplinierungseffekte vergleichsweise gering. Die Barrieren des deutschen Corporate Governance-Systems sind im Vergleich zu früheren Jahren zwar schwächer geworden, wie die feindliche Übernahme der Mannesmann AG durch Vodafone-Airtouch gezeigt hat. Allerdings kann man noch nicht von der Entstehung eines „freien“ und entwickelten Marktes für Unternehmenskontrolle in Deutschland sprechen.

Inwieweit sich die vorherrschenden Besonderheiten der deutschen Corporate-Governance-Strukturen auf die Qualität der internen Managementkontrolle ausgewirkt haben und ob die in der Öffentlichkeit lancierte Kritik an der Effizienz deutscher Aufsichtsräte gerechtfertigt ist, soll in der vorliegenden Studie empirisch überprüft werden. Die zentrale Frage lautet dabei, in welchem Maß die Aufsichtsräte ihrer Kontrollpflicht nachkommen. Die Annäherung an diese Fragestellung erfolgt über die Betrachtung des systematischen Zusammenhangs zwischen Unternehmensperformance und Wechseln in den Vorständen der DAX100-Gesellschaften über den Zeitraum von 1994 bis 2001. Neben der Turnover-Performance-Beziehung wird dabei auch die Reaktion der Kapitalmarktteilnehmer auf die Wechselankündigungen analysiert, die Aufschluss über die Bedeutung der personellen Eingriffe für die weitere Unternehmensentwicklung gibt. Mit den Bedingungen für einen Vorstandswechsel und den Kapitalmarkteffekten in Folge von Wechseln wird in der vorliegenden Arbeit der gesamte Wechselprozess betrachtet, wobei die Interaktion von Wechsel eines Managers und Performance stets im Vordergrund steht. Trotz des wichtigen Beitrags, den die Untersuchung von Wechselprozessen zur Beurteilung der Qualität der internen Managementkontrolle liefern kann, ist die Forschung auf diesem Gebiet in Deutschland bisher noch recht rudimentär.

## **1.2 Aufbau der Untersuchung**

Die vorliegende Arbeit gliedert sich in sieben Abschnitte. Die Studie beginnt in Kapitel 2 mit einer Einführung in die wissenschaftlichen Aspekte der Managementüberwachung in Publikumsaktiengesellschaften. Dabei erfolgt zunächst eine agency-theoretische Betrachtung der Eigentümer-Manager-Beziehung, bevor externe und interne Kontrollmechanismen aufgezeigt werden, die zur Disziplinierung des Managements beitragen.

Mit dem Aufsichtsrat als verantwortlichem Gremium für die Ausgestaltung der internen Kontrollmechanismen befasst sich das dritte Kapitel. Dabei wird neben den Aufgaben

und Pflichten des Aufsichtsrats die Stellung des Kontrollorgans im deutschen Unternehmensverfassungsmodell erläutert. Ferner erfolgt anhand einer Gegenüberstellung des deutschen Unternehmensverfassungsmodells mit dem amerikanischen Modell eine Darstellung der Vor- und Nachteile des deutschen internen Kontrollsystems. Kapitel 3 endet mit der Darstellung der Untersuchungshypothesen.

Der vierte Abschnitt beinhaltet eine zusammenfassende Darstellung bisheriger Untersuchungen zum Thema Vorstandswechsel und Performance für den amerikanischen und den deutschen Markt. Die Systematisierung der bisherigen Forschung liefert Hinweise auf Problemkomplexe, die noch einer eingehenderen Betrachtung bedürfen, und dient außerdem der Identifikation bedeutsamer Kontextfaktoren für die empirischen Analysen.

Kapitel 5 führt in den empirischen Teil der Arbeit ein. Dabei erfolgt zunächst eine Beschreibung der Datenbasis und des Untersuchungsdesigns, bevor die Eignung unterschiedlicher Performancekennzahlen als Indikator für die Managementleistung überprüft wird. Der fünfte Abschnitt schließt mit einer Präsentation der für die empirischen Untersuchungen relevanten Analysemethoden.

Im Mittelpunkt des sechsten Kapitels steht die empirische Überprüfung der theoretischen Untersuchungshypothesen. Dabei lassen sich zwei zentrale Bereiche voneinander unterscheiden. Während im ersten Teil die Bedingungen, die zu einem Wechsel im Vorstand führen, betrachtet werden, befasst sich der zweite Bereich mit den Effekten, die infolge eines Managementwechsels zu erwarten sind. Zur Ableitung differenzierter Aussagen zu den Kontextfaktoren und den Performanceeffekten werden in den Analysen grundsätzlich zwei Stichproben betrachtet. Die erste Stichprobe umfasst die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden. Die zweite Teilstichprobe enthält alle Vorstandsmitglieder.

Die Arbeit schließt in Kapitel 7 mit einer zusammenfassenden Darstellung der wesentlichen Ergebnisse der empirischen Untersuchungen und zeigt neben Implikationen für die praktische Aufsichtsratsstätigkeit weiteren Forschungsbedarf auf.

## 2 Theoretische Aspekte der Managementüberwachung in Publikumsaktiengesellschaften

### 2.1 Agency-Problematik

Bei börsennotierten Aktiengesellschaften handelt es sich um eine Organisationsform, die durch das Prinzip der Trennung von Eigentum und Leitungsbefugnis über die im Unternehmen gebundenen Ressourcen geprägt ist. Die Separation von Eigentums- und Kontrollrechten wurde mit dem Fortschreiten der Industrialisierung und dem damit verbundenen zunehmenden Kapitalbedarf für die Gründung respektive die Erweiterung von Unternehmen vorangetrieben. Die zunehmenden Finanzierungsbedürfnisse führten zur Entwicklung des Aktienmarkts als zusätzliche Finanzierungsquelle. Mit der Ausgabe von Aktien erweiterte sich der Eigentümerkreis. Eine gemeinschaftliche Leitung der Gesellschaft durch alle Anteilseigner war infolge der Ausweitung des Eigentümerkreises oftmals schon aus rein organisatorischen Gründen kaum mehr möglich. Mit der Industrialisierung nahm außerdem der Spezialisierungsgrad der Unternehmen zu, und es wurde deutlich, dass für die Leitung der Gesellschaften Fähigkeiten und Kompetenzen nötig waren, die nicht der bis dahin gekannten reinen Eigentümerrolle entsprachen. Die Streuung des Aktienbesitzes bei Publikumsgesellschaften und die für die Unternehmensleitung notwendigen fachlichen Qualifikationen hatten zur Folge, dass die Aufgabe der Geschäftsführung von den Eignern an professionelle Manager<sup>14</sup> übertragen wurde.<sup>15</sup> Die Verwaltung des Eigentums der Aktionäre obliegt in börsennotierten Gesellschaften auch heute noch einer Gruppe von angestellten Managern, die selbst keine nennenswerten Beteiligungen am Unternehmen halten müssen.<sup>16</sup>

---

<sup>14</sup> Damals waren dies meist die wichtigsten Eigner oder deren Familienmitglieder.

<sup>15</sup> Die Separation von Eigentum und Leitungsbefugnis erweist sich auch im Hinblick auf die aus der Portfolio-Theorie resultierende Anlageempfehlung, nach der der Investor aus Gründen der Risikodiversifikation Anteile von möglichst vielen Unternehmen in seinem Portfolio halten soll, als vorteilhaft. Eine optimale Risikoallokation kann grundsätzlich nur dann erreicht werden, wenn es dem Anleger möglich ist, durch die Separation von Eigentums- und Kontrollrechten auch Teilstücke anderer Gesellschaften zu erwerben. Vgl. für eine ausführliche Beschreibung der Portfolio-Theorie FAMA (1976) und MARKOWITZ (1952).

<sup>16</sup> Vgl. zu diesem Abschnitt FAMA/JENSEN (1983) und SMITH (1774).

Die strukturelle Organisation moderner Publikumsaktiengesellschaften begründet nach JENSEN/MECKLING (1976) ein typisches Agency-Verhältnis, da die Eigentümer als Prinzipale die Verwaltung ihres Vermögens an die Manager als Agenten übertragen, wobei den Agenten diskretionäre Handlungsspielräume zugestanden werden.<sup>17</sup> Die Entscheidungen der Agenten beeinflussen dabei nicht nur das eigene Wohlergehen, sondern auch den Nutzen der Prinzipale. Die im Rahmen dieses Agency-Verhältnisses vereinbarte Delegation der Geschäftsführung induziert solange keinerlei Probleme, wie die Manager kostenlos dazu verpflichtet werden können, die Interessen der Anteilseigner bei ihren Investitions- und Finanzierungsentscheidungen zu berücksichtigen.<sup>18</sup> In der Realität ist die Bindung des Agenten jedoch mit Unvollkommenheiten behaftet, deren Ursachen in der asymmetrischen Informationsverteilung zwischen Aktionären und Managern und den unterschiedlichen Präferenzstrukturen beider Vertragsparteien liegen. Typischerweise ist davon auszugehen, dass die Manager bestehende Informationsasymmetrien zu Lasten der Anteilseigner im Rahmen der zugestandenen Entscheidungsspielräume nutzen, um ihre persönlichen Ziele zu verfolgen.<sup>19</sup> Das eigennützige Verhalten der Agenten führt zu einer suboptimalen Allokation der von den Kapitalgebern überlassenen Ressourcen und induziert damit im Allgemeinen erhebliche Wohlfahrtsverluste, die auch als „Agency-Kosten“ bezeichnet werden.<sup>20</sup>

## **2.2 Kontrollmechanismen**

Die in Publikumsgesellschaften zwischen Eignern und Managern auftretenden Agency-Probleme können durch diverse interne und externe Kontroll- und Anreizmechanismen gemildert werden. Während sich externe Kontrollmechanismen in einem marktwirtschaftlichen System auf die Existenz eines wettbewerblich ausgerichteten Umfelds stützen, basieren interne Anreizsysteme auf der Gestaltung von Anreiz- und Organisationsstrukturen.<sup>21</sup> Das Ziel der einzelnen Kontrollmechanismen besteht darin, die Interessen der Manager den Zielvorstellungen der Anteilseigner anzugleichen.

---

<sup>17</sup> Vgl. JENSEN/MECKLING (1976), S. 308.

<sup>18</sup> Vgl. WENGER/TERBERGER (1988), S. 506.

<sup>19</sup> Vgl. BERLE/MEANS (1932), S. 112-116.

<sup>20</sup> Vgl. FÖHR/LENZ (1992), S. 124.

<sup>21</sup> Vgl. AUGÉ-DICKHUT (1998), S. 10.

### 2.2.1 Externe Kontrollmechanismen

Bei der Darstellung externer, marktbasierter Kontrollmechanismen wird in der Literatur insbesondere auf die Disziplinierungswirkung des Gütermarktes, des Arbeitsmarktes für Manager und des Kapitalmarktes verwiesen.

Die vom Gütermarkt ausgehenden Anreizeffekte resultieren aus dem Wettbewerb, in dem die Unternehmen auf den relevanten Absatzmärkten zueinander stehen. Auf Märkten mit vollständiger Konkurrenz ist es den einzelnen Marktteilnehmern nicht möglich, den Preis der angebotenen Produkte deutlich zu beeinflussen.<sup>22</sup> Unnötige Kostenaufblähungen können in diesem Umfeld nicht über Erhöhungen der Absatzpreise finanziert werden. Der bestehende Konkurrenzdruck und die damit verbundenen Absatzpreisrestriktionen zwingen die Geschäftsführung zu einer optimalen Ressourcenallokation. Unternehmen, die nicht kostendeckend produzieren, werden vom Markt verdrängt. Dies hat zur Folge, dass die Führungskräfte ihren Arbeitsplatz verlieren und mit beträchtlichen Reputationseinbußen rechnen müssen. Folglich werden Manager bei bestehendem Wettbewerbsdruck in ihrem eigenen Interesse ineffiziente Investitions- und Finanzierungsentscheidungen möglichst vermeiden, um Unternehmenszusammenbrüche und die damit verbundenen negativen Auswirkungen zu vermeiden.<sup>23</sup>

Die Disziplinierungswirkung des Gütermarktes wird in der Literatur aus vielerlei Gründen als gering erachtet. Zum einen ist die Funktionsfähigkeit des Kontrollmechanismus auf den Idealfall der vollständigen Konkurrenz beschränkt. Außerdem bieten sich selbst für den Fall der idealen Marktsituation vor allem Großunternehmen meist eine Reihe von Möglichkeiten, sich dem Konkurrenzdruck zumindest teilweise zu entziehen.<sup>24</sup> Weiterhin setzt die Gütermarktkontrolle insbesondere bei langen Produktentwicklungszyklen oftmals zu spät ein.<sup>25</sup> Darüber hinaus scheinen neben dem Gütermarkt andere, bedeutendere Kontrollmechanismen zu existieren, da andernfalls Führungskräfte von Unternehmen, deren Absatzmärkte nicht durch eine Marktsituation der vollständigen

---

<sup>22</sup> Vgl. LAYARD/WALTERS (1978), S. 167 ff.

<sup>23</sup> Vgl. BECKER (1993), S. 156.

<sup>24</sup> Beispielsweise sei hier auf die Möglichkeit der Durchführung synchroner Preiserhöhungen verwiesen.

<sup>25</sup> Vgl. JENSEN (1990), S. 853.

Konkurrenz gekennzeichnet sind, ineffizienter arbeiten müssten; bisherige empirische Studien liefern dafür jedoch keine Anhaltspunkte.<sup>26</sup>

Als weiterer externer Disziplinierungsmechanismus wird in der Literatur der Markt für Manager genannt. Dabei wird argumentiert, dass Topmanager, die ständig im Wettbewerb mit anderen Konkurrenten stehen, ein großes Interesse an der Entwicklung der eigenen Gesellschaft haben, da die Unternehmensperformance die Fähigkeit und die Qualität der Unternehmensleitung auf dem Arbeitsmarkt für Manager reflektiert.<sup>27</sup>

Die vom Managermarkt ausgehenden Anreizeffekte werden in der Praxis allerdings dadurch stark beeinträchtigt, dass aufgrund unvollkommener Informationssysteme eine verursachungsgerechte Zuordnung des Unternehmenserfolgs auf die Leistung einzelner Führungskräfte aus externer Sicht kaum möglich ist.<sup>28</sup> Negativ auf den Anreizmechanismus wirkt sich außerdem die geringe praktische Validität der der Anreiztheorie zugrunde liegenden impliziten Annahme aus, nach der zwischen Unternehmensergebnis, Reputationsbildung und Einkommensentwicklung starke positive Korrelationen bestehen. Diverse Untersuchungen zeigen, dass die Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Unternehmenserfolg und Entlohnung zumindest bisher relativ schwach ausfällt.<sup>29</sup>

Neben dem Güter- und dem Managermarkt wird dem Kapitalmarkt eine disziplinierende Wirkung zugeschrieben. Potenzielle Effizienzreize gehen dabei sowohl vom Primärmarkt aus, an dem neu aufgelegte Wertpapiere platziert werden, als auch vom Sekundärmarkt, an dem im Umlauf befindliche Finanzierungstitel gehandelt werden. Grund-

---

<sup>26</sup> Vgl. AUGÉ-DICKHUT (1999), S. 17-18.

<sup>27</sup> Vgl. RIDDER-AAB (1980), S. 97.

<sup>28</sup> Unter Motivationsaspekten wäre es optimal, wenn Einzelleistungen auch aus externer Sicht bewertungsfähig wären und entsprechend honoriert werden würden. Vgl. WINTER (1996), S. 121.

<sup>29</sup> Vgl. etwa EVERS (2001), S. 30-32 oder HERZ/HOFMANN (2003). In vielen Fällen ist eine überdurchschnittliche Performance zwar mit Gehaltssteigerungen oder lukrativen Jobangeboten verbunden, ein unterdurchschnittliches Unternehmensergebnis führt dagegen zu keinen nennenswerten materiellen oder immateriellen Einbußen für die Manager. Beispiele dafür, dass Führungskräfte trotz eklatanter Fehlentscheidungen oftmals weder mit wesentlichen Imageverlusten noch mit nennenswerten materiellen Einbußen rechnen müssen, finden sich in der Praxis zuhauf. So wurde beispielsweise Jürgen Schrempp auf den Vorstandssessel der DaimlerChrysler AG berufen trotz der Tatsache, dass Schrempp Anfang der 90er Jahre in seiner Funktion als Vorstandschef der DASA mit dem Fokker-Deal den Verlust mehrerer Milliarden zu verantworten hatte.



legend für die Funktionsfähigkeit der Kontrollmechanismen des Kapitalmarktes ist eine starke positive Korrelation zwischen dem Marktwert der unternehmensspezifischen Finanzierungstitel und der Leistung des Managements.<sup>30</sup> Der Primärmarkt sorgt für eine effiziente Kapitalallokation, indem er die finanziellen Ressourcen der besten Nutzung zuführt.<sup>31</sup> Anleger bevorzugen Titel mit attraktiven Renditen, die Gesellschaften mit einer optimalen Ressourcenverwaltung eher bieten können als schlecht wirtschaftende Unternehmen. Dementsprechend erhält ein erfolgreich geführtes Unternehmen leichter zusätzliches Eigenkapital als eine Gesellschaft mit einem schlechten Management. Auf diese Weise findet eine Substitution statt, die das zur Verfügung stehende Kapital der produktivsten Verwendung zuführt.<sup>32</sup>

Ineffiziente Entscheidungen des Managements und der Missbrauch diskretionärer Entscheidungsspielräume zu Lasten der Anteilseigner führen auf einem effizienten Kapitalmarkt zu sinkenden Aktienkursen und verteuern damit nicht nur die Kosten für die Beschaffung von zusätzlichem Eigenkapital, sondern beeinflussen auch den Preis für die Aufnahme von neuem Fremdkapital. Mit einem sinkenden Kurswert, der als Indikator für die Bonität eines Unternehmens gesehen wird, assoziieren die Kapitalgeber ein steigendes Risiko und fordern für die Bereitstellung von zusätzlichem Fremdkapital höhere Zinsen. Die Verteuerung der Außenfinanzierung beschränkt die Möglichkeiten der Durchführung unrentabler Objekte.

Zur Beurteilung der Kontrolleffizienz des Primärmarktes sei darauf hingewiesen, dass die beschriebenen Anreizmechanismen nur dann wirken, wenn neues Kapital beschafft werden muss. Weiterhin bleibt anzumerken, dass die Eigenkapitalbeschaffung am Primärmarkt immer möglich ist, solange der Aktienkurs nicht unter pari fällt.

Am Sekundärmarkt erfolgt die Überwachung nicht durch die Zuführung von Kapital, sondern durch den Handel von Kontrollrechten der Unternehmung.<sup>33</sup> Sinkende Aktienkurse, die auf ein schlecht wirtschaftendes Management hindeuten, ziehen potenzielle Aufkäufer an, die an einer Übernahme interessiert sind, um die geringe Bewertung des

---

<sup>30</sup> Vgl. MANNE (1965), S. 111 ff.

<sup>31</sup> Vgl. FRANKE/HAX (1994), S. 258.

<sup>32</sup> Vgl. AUGÉ-DICKHUT (1999), S. 13 und FRANKE/HAX (1994), S. 258.

<sup>33</sup> Vgl. MANNE (1965), S. 111 ff.

Unternehmens zu verbessern.<sup>34</sup> Mit der Übernahme sind häufig Wechsel im Führungsteam und Änderungen der Geschäftsstrategie verbunden.<sup>35</sup> Eine Übernahme wird für Erwerber umso attraktiver, je höher die Differenz zwischen dem aktuellen Marktwert und dem Unternehmenswert bei effizienter Geschäftsführung ausfällt. Die Geschäftsleitung wird folglich bei Existenz eines funktionsfähigen Übernahmemechanismus bestrebt sein, den Marktwert des Unternehmens durch eine effiziente Ressourcenallokation möglichst hoch zu halten, um potenzielle Übernahmen und damit verbundene personelle Veränderungen im Topmanagement zu verhindern.

Der Disziplinierungswirkung des Kapitalmarktes wird in Deutschland bisher keine allzu große Bedeutung beigemessen.<sup>36</sup> Während die Wirksamkeit des Primärmarktes in erheblichem Maße durch die in der Realität vorliegenden Verletzungen der Informationseffizienz des Kapitalmarktes beeinträchtigt wird<sup>37</sup>, leidet die Funktionsfähigkeit des Sekundärmarktes darunter, dass zum einen schon eine erhebliche Unterbewertung vorliegen muss, um potenzielle Aufkäufer anzuziehen, und zum anderen das deutsche Gesellschaftsrecht dem Management etliche Möglichkeiten eröffnet, sich gegen Übernahmen abzusichern.<sup>38</sup> Übernahmehindernisse stellen beispielsweise die in Abschnitt 3.1.1 noch näher erläuterten verfahrensrechtlichen Vorschriften für die Absetzung des amtierenden Managements oder die gesetzlich zulässigen Kapitalverflechtungen<sup>39</sup> sich gegenseitig unterstützender Unternehmen dar.

---

<sup>34</sup> Vgl. WENGER (1994), Sp. 1410.

<sup>35</sup> Vgl. KÖKE (2001), S. 21 ff.

<sup>36</sup> Vgl. etwa BAUMS (1994), S. 16 f.

<sup>37</sup> Vgl. für eine ausführliche Beurteilung der praktischen Relevanz dieses Kontrollmechanismus DECKER (1994), S. 106-118.

<sup>38</sup> Vgl. WENGER (1994), Sp. 1412-1416

<sup>39</sup> Die einzige aktienrechtliche Regelung zur Reglementierung gegenseitiger Beteiligungen enthält § 328 AktG, der Unternehmen betrifft, die wechselseitig Anteile von jeweils mehr als 25 Prozent halten. Nach der gesetzlichen Regelung ist es solchen Unternehmen verboten, mehr als 25 Prozent der Stimmen auszuüben. Damit soll eine negative Beeinträchtigung der Rechte der übrigen Anteilseigner zugunsten des Managements verhindert werden. Allerdings verfehlt das Gesetz dieses Ziel. Abgesehen von der Tatsache, dass meistens bereits ein Paket von 25 Prozent ausreicht, um die Abstimmungsergebnisse auf Hauptversammlungen deutlich zu beeinflussen, ist die Vorschrift völlig wirkungslos, wenn mehr als zwei Unternehmen wechselseitige Beteiligungen aufbauen. Vgl. KROPFF (1965), S. 35 und WENGER/KASERER (1998B), S. 504.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Disziplinierungswirkung der betrachteten externen Kontrollmechanismen insbesondere aufgrund der beschriebenen Marktunvollkommenheiten erheblich beeinträchtigt wird.

### 2.2.2 Interne Kontrollmechanismen

Im Unterschied zu externen Kontrollmechanismen sind interne Anreizmechanismen durch die Existenz einer vertraglichen Beziehung zwischen dem Management und den Kapitalgebern gekennzeichnet.<sup>40</sup> Sie werden mit dem Ziel eingesetzt, die diskretionären Handlungsspielräume der Geschäftsführung einzuschränken und eine weitgehende Angleichung der Interessen der Führungskräfte an die Ziele der Anteilseigner zu erreichen. Die Implementierung und die Gestaltung interner Anreizmechanismen sollten grundsätzlich durch die Anteilseigner als Residualgewinnbezieher erfolgen.<sup>41</sup> Sofern die Anteile einer Gesellschaft von wenigen Investoren gehalten werden, ist ein direkter Durchgriff auf die Geschäftsleitung ohne weiteres möglich. Problematisch gestaltet sich die interne Kontrolle durch die Eigner jedoch in Publikumsaktiengesellschaften mit einer Vielzahl von Aktionären. Aufgrund des fragmentierten Anteilsbesitzes und der damit verbundenen prohibitiv hohen Organisationskosten der Kleinaktionäre erfolgen kaum aktivitätsbezogene Kontrollen durch die Anteilseigner. Die Aufgabe der Ausgestaltung des internen Disziplinierungssystems wird in deutschen Aktiengesellschaften vielmehr weitgehend per Gesetz an den Aufsichtsrat delegiert, der als Intermediär zwischen den Eignern und dem Management fungiert. Im Folgenden werden mit den Entlohnungssystemen und dem Mechanismus, der zur Absetzung des Managements führt, zwei bedeutende Elemente des internen Anreizsystems dargestellt.

Anreizorientierte Vergütungssysteme stellen eine Beziehung zwischen der Entlohnung der Manager und der Wohlfahrt der Anteilseigner her. Von Leistungssteigerungen der Manager und damit verbundenen Performanceverbesserungen profitieren somit nicht nur die Eigentümer, sondern auch die Führungskräfte selbst.<sup>42</sup> Da die Leistung der Manager nicht unmittelbar beobachtbar ist, muss die Entlohnung an eine objektiv messbare Größe gekoppelt werden, die mit der Arbeitsqualität des Managements korreliert

---

<sup>40</sup> Vgl. RIDDER-AAB (1980), S. 68.

<sup>41</sup> Das Residuum ist dabei der Betrag, der „nach Erfüllung aller vertraglich fixierten Verpflichtungen aus den unternehmerischen Aktivitäten verbleibt“; vgl. WENGER (1993) Sp. 4502.

<sup>42</sup> Vgl. WINTER (2003A), S. 336.

und möglichst resistent gegen Manipulationen ist.<sup>43</sup> In der Literatur werden diverse Bezugsbasen für die Managerentlohnung vorgeschlagen.<sup>44</sup> Am häufigsten werden dabei Aktienkurse sowie spezielle Bilanzkennzahlen genannt. Ohne auf die Vor- und Nachteile der einzelnen Größen näher eingehen zu müssen<sup>45</sup>, erscheint es unter dem Gesichtspunkt der Anreizkompatibilität bei Aktiengesellschaften nahe liegend, die Aktienkursentwicklung als Leistungsindikator heranzuziehen.<sup>46</sup> Dass durch die Implementierung kursabhängiger Vergütungsbestandteile keine vollständige Interessenparallelisierung zwischen Managern und Eignern erreicht werden kann, ist in der Literatur hinreichend beschrieben.<sup>47</sup> Den positiven Anreizeffekten der variablen Vergütung steht die Belastung der Führungskräfte, deren zukünftige Entwicklung ohnehin schon von der Geschäftslage des Unternehmens abhängt, mit nichtsystematischem Risiko gegenüber.<sup>48</sup> Eine zu starke Beteiligung am Risiko kann dazu führen, dass die Manager eine Investitionsstrategie verfolgen, die aus Sicht der Kapitalgeber, denen sich über die Diversifikation ihres Vermögens die Möglichkeit der Risikoabsicherung bietet, zu vorsichtig ist.<sup>49</sup> Bei der Festlegung kursabhängiger Entlohnungskomponenten sollte daher sorgfältig zwischen den konkurrierenden Teilzielen, der Verbesserung der Anreizstruktur und der Optimierung der Risikoallokation, abgewogen werden.<sup>50</sup>

Anreizorientierte Vergütungssysteme gewannen in den letzten Jahren in Deutschland an Bedeutung. Hier ist insbesondere die zunehmende Verbreitung von Aktienoptionsplänen zu erwähnen. Deren Ausgestaltung ist allerdings unter dem Gesichtspunkt der Anreizkompatibilität in vielen Unternehmen nach wie vor alles andere als optimal.<sup>51</sup> Trotz

---

<sup>43</sup> Vgl. LAUX (1990), S. 514-516.

<sup>44</sup> Vgl. für eine umfassende Darstellung potenzieller Leistungsindikatoren WINTER (1996), S. 108-139.

<sup>45</sup> Vgl. dazu etwa WINTER (1996), S. 5 ff.

<sup>46</sup> Vgl. KNOLL (1997), S. 24. Idealerweise sollte dabei die um die Entwicklung eines Vergleichsindex bereinigte Kursentwicklung herangezogen werden, um Faktoren aus dem Leistungsindikator zu eliminieren, die nicht vom Management beeinflusst werden können.

<sup>47</sup> Vgl. dazu etwa BALLWIESER/SCHMIDT (1981), S. 666-671.

<sup>48</sup> Bei einer starken Belastung der Manager mit unsystematischem Risiko ist die Risikoallokation zwischen Agenten und Prinzipal nicht mehr optimal. Vgl. dazu HORST/SCHMIDT/TERBERGER (1982) und WINTER (2003A), S. 338.

<sup>49</sup> Aufgrund der mangelnden Teilbarkeit ihrer Arbeitskraft haben Manager nicht die Möglichkeit, ihre Risikopositionen in gleicher Weise wie die Kapitalgeber zu neutralisieren.

<sup>50</sup> Vgl. LENZ (1991), S. 18. Anzumerken ist, dass die Führungskräfte dem Anreizmechanismus ausweichen können, indem sie durch entsprechende Kapitalmarkttransaktionen, wie den Leerverkauf von Aktien, die ursprüngliche Risikoposition wiederherstellen. Dies ist aber in Deutschland nicht ohne weiteres möglich. Vgl. WENGER (1987), S. 227.

<sup>51</sup> Hier sei beispielsweise die fehlende Bereinigung der Optionsprogramme um die Entwicklung geeigneter Vergleichsportfolios oder um die aus der Aktie abfließenden Rechte genannt.

der fortschreitenden Verbreitung leistungsorientierter Vergütungsbestandteile fällt in deutschen Unternehmen die Korrelation zwischen dem Unternehmenserfolg und der Vergütung noch recht schwach aus.<sup>52</sup>

Neben der Vergütung können von dem praktizierten Absetzungsmechanismus Leistungsanreize ausgehen.<sup>53</sup> Nach den Principal-Agent-Modellen von HOLMSTRÖM (1979), MIRRLEES (1976) und SHAVELL (1979) erhöht eine ernstzunehmende Gefahr, bei einer unterdurchschnittlichen Leistung entlassen zu werden, die Effizienz der amtierenden Vorstandsmitglieder und wirkt damit als potenzieller Anreizmechanismus.<sup>54</sup> Das Ausmaß der Disziplinierungswirkung hängt dabei in erheblichem Maß von der Wahrscheinlichkeit ab, mit der bei unternehmerischen Fehlentscheidungen auf die Zusammensetzung des Managements eingegriffen wird. Negativ auf die von disziplinierenden Wechsellern ausgehende Anreizwirkung wirkt sich die Existenz alternativer lukrativer Stellenangebote aus.<sup>55</sup> Ferner beeinträchtigen die mit einer vorzeitigen Vertragsauflösung verbundenen hohen Kosten die Einsetzbarkeit des Absetzungsmechanismus.

Ob und gegebenenfalls inwieweit der Aufsichtsrat den Absetzungsmechanismus zur Disziplinierung des Managements im Sinne der Anteilseigner einsetzt, soll im Rahmen der vorliegenden Studie diskutiert werden. Dazu erfolgt im nachstehenden Kapitel zunächst eine Einführung in die Thematik, die neben einer Beschreibung des deutschen Unternehmensverfassungsmodells eine Beurteilung der momentanen Qualität der internen Managementkontrolle sowie eine Darstellung des US-amerikanischen Board-Systems als alternatives Unternehmensmodell enthält. Ausgehend von den theoretischen Erläuterungen werden im zweiten Teil des folgenden Kapitels die Untersuchungshypothesen für die empirischen Analysen formuliert.

---

<sup>52</sup> Vgl. ZIMMERMANN (2004), S. 350-354.

<sup>53</sup> Der Absetzungsmechanismus eignet sich als Anreizinstrument hauptsächlich bei langfristigen Vertragsbeziehungen. Vgl. WINTER (1997), S. 616.

<sup>54</sup> Vgl. zu den Modellen CLAYTON/HARTZELL/ROSENBERG (2002), S. 8-9.

<sup>55</sup> Das Angebot alternativer Anstellungsmöglichkeiten hängt insbesondere davon ab, wie effizient Informationen über Fehlleistungen vom Markt verarbeitet werden. Vgl. dazu auch die Ausführungen zum Managermarkt in Abschnitt 2.2.1.

## 3 Der Aufsichtsrat als internes Überwachungsorgan

### 3.1 Einführung in die Thematik

#### 3.1.1 Das deutsche Aufsichtsrats-/Vorstandsmodell

Die innere Ordnung einer Kapitalgesellschaft und die Zuständigkeiten für spezielle Aufgaben werden in der Unternehmensverfassung geregelt.<sup>56</sup> In Deutschland existieren hierzu umfangreiche Regelwerke, wobei für Aktiengesellschaften primär die Vorschriften des Aktiengesetzes (AktG) gelten. Danach obliegt die Verantwortung für Geschäftsführungs- und Überwachungsaufgaben zwei unterschiedlichen Organen: dem Vorstand und dem Aufsichtsrat. Die Zusammensetzung und genauen Aufgaben dieser beiden Gremien werden im Folgenden kursorisch dargestellt.

##### 3.1.1.1 Zusammensetzung und Aufgabenbereich des Vorstands

Der Vorstand setzt sich nach § 76 II AktG aus einer oder mehreren Personen zusammen. „Bei Gesellschaften mit einem Grundkapital von mehr als drei Millionen Euro hat er aus mindestens zwei Personen zu bestehen, es sei denn, die Satzung bestimmt, dass er aus einer Person besteht.“<sup>57</sup> Es gilt der Grundsatz der Fremdorganschaft, d. h. der Vorstand muss nicht Aktionär des Unternehmens sein.<sup>58</sup> Die Bestellung der Vorstandsmitglieder erfolgt durch den Aufsichtsrat für maximal fünf Jahre. Eine mehrfache Bestellung oder eine Verlängerung der Amtszeit ist über einen erneuten Aufsichtsratsbeschluss möglich (§ 84 I AktG).

Zu den Pflichten des Vorstands zählen die eigenverantwortliche Leitung des Unternehmens (§ 76 I AktG) sowie dessen gerichtliche und außergerichtliche Vertretung (§ 78 I AktG). Nach dem sog. Kollegialprinzip sind die einzelnen Vorstandsmitglieder nur gemeinschaftlich zur Ausübung dieser Aufgaben befugt, sofern in der Satzung nichts anderes bestimmt ist (§§ 77, 78 AktG). In der Satzung kann jedoch nicht festgelegt wer-

---

<sup>56</sup> Vgl. BLEICHER/PAUL (1986), S. 264.

<sup>57</sup> § 76 II Satz 2 AktG. Vor Inkrafttreten des Euro-Einführungsgesetzes (EuroEG) zum 01.01.1999 lag die Grundkapitalgrenze für die Anwendung des § 76 II Satz 2 AktG bei drei Millionen DM.

<sup>58</sup> Vgl. DECKER (1994), S. 50.

den, dass Beschlüsse gegen die Mehrheit der Vorstandsmitglieder getroffen werden können (§ 77 I Satz 2 AktG). Die Vertretungsmacht des Vorstands ist grundsätzlich unbeschränkt. Die einzige Ausnahme bilden Geschäfte zwischen dem Vorstand und der Gesellschaft (§ 82 AktG). Bei der Ausführung ihrer Aufgaben unterliegen die Manager der Sorgfaltspflicht (§ 93 I AktG). Sorgfaltspflichtverletzungen führten bisher zur Schadensersatzpflicht gegenüber der Gesellschaft, nicht aber gegenüber einzelnen klagenden Aktionären. Nach dem Urteil des BGH im Infomatec-Prozess<sup>59</sup> vom 19. Juli 2004 sind die Chancen auf Schadensersatz für einzelne klagende Aktionäre jedoch gestiegen.<sup>60</sup>

Bei mehreren Vorstandsmitgliedern kann ein Mitglied zum Vorsitzenden des Gremiums ernannt werden (§ 84 II AktG). Dem Gesetzeswortlaut nach ist der Vorsitzende zusammen mit den übrigen Vorstandsmitgliedern gemeinschaftlich und gleichberechtigt für die Unternehmensleitung verantwortlich. Die Unternehmenspraxis zeigt aber, dass der Vorstandsvorsitzende die strategischen Ziele eines Unternehmens definiert und dadurch die Vorstandstätigkeit deutlich beeinflusst. Folglich nimmt der Vorsitzende de facto die Rolle des „primus inter pares“ ein.<sup>61</sup> Jedoch kann auch der Vorstandschef gemäß § 77 I AktG keine Entscheidungen gegen die Mehrheit der Vorstandsmitglieder treffen.<sup>62</sup>

### 3.1.1.2 Zusammensetzung und Aufgabenbereich des Aufsichtsrats

Der Aufsichtsrat muss gemäß § 95 AktG aus mindestens drei Mitgliedern bestehen. Die Anzahl kann in Abhängigkeit von den Bestimmungen in der Satzung und der Höhe des Grundkapitals größer ausfallen. § 95 AktG verweist außerdem auf die Vorschriften, die sich durch die Mitbestimmungsgesetze ergeben. Nach dem Drittelbeteiligungsgesetz (DrittelbG) muss der Aufsichtsrat bei Unternehmen mit mehr als 500 Mitarbeitern zu einem Drittel aus Arbeitnehmern bestehen. Das Montan-Mitbestimmungsgesetz (MMbG) und das Mitbestimmungsgesetz (MitbestG), die für größere Gesellschaften gelten, verlangen eine paritätische Zusammensetzung des Kontrollgremiums aus An-

---

<sup>59</sup> Vgl. BGH (2004II). Der BGH hat in diesem Urteil einem Anleger, der nach einer falschen Ad-hoc-Meldung Aktien von Infomatec erworben hatte, das Recht auf Schadensersatz zugesprochen. Der Anleger erhielt rund 46.500 € von den Infomatec-Vorständen.

<sup>60</sup> Vor dem Urteil hatten Gerichte Schadensersatzansprüche mit unterschiedlichen Rechtsgrundlagen bewertet. In dem Infomatec-Urteil hat sich der BGH erstmals auf § 826 BGB berufen und damit Klarheit im Hinblick auf die relevante Rechtsgrundlage geschaffen.

<sup>61</sup> Vgl. CROMME (2002), S. 503, POTTHOFF (1996), S. 256-257 und SALOMO (2001A), S. 109.

<sup>62</sup> Es kann aber in der Satzung festgelegt werden, dass die Stimme des Vorstandsvorsitzenden in Patt-Situationen doppelt zählt.

teileigner- und Arbeitnehmervertretern. So sind Unternehmen der Montanindustrie mit mindestens 1.000 Arbeitnehmern nach dem MMbG dazu verpflichtet, eine zahlenmäßig gleiche Gewichtung der Anteilseignervertreter und der Arbeitnehmervertreter im Aufsichtsrat zu gewährleisten, wobei zusätzlich ein weiteres „neutrales“ Mitglied berufen werden muss (§ 4 MMbG). Für alle anderen Aktiengesellschaften mit mehr als 2.000 Arbeitnehmern gilt das Mitbestimmungsgesetz, das ebenfalls eine paritätische Besetzung des Aufsichtsrats vorschreibt (§ 7 I MitbestG). Dabei müssen sich unter den Repräsentanten der Arbeitnehmer auch Gewerkschaftsvertreter befinden (§ 7 II MitbestG). Für die Wahl des Aufsichtsratsvorsitzenden sowie dessen Stellvertreter bedarf es einer Zweidrittelmehrheit der Aufsichtsratsmitglieder (§ 27 I MitbestG). Kommt diese Mehrheit nicht zustande, bestimmen die Vertreter der Anteilseigner den Aufsichtsratsvorsitzenden und die Repräsentanten der Arbeitnehmer seinen Stellvertreter (§ 27 II MitbestG). Das für die Zusammensetzung des Aufsichtsrats geltende Paritätsprinzip wird durch die Rolle des Aufsichtsratsvorsitzenden durchbrochen, dessen Stimme in Patt-Situationen nach einer Wiederholung des Wahl- und Abstimmungsvorgangs doppelt zählt (§ 29 II MitbestG).

Die Vertreter der Anteilseigner im Aufsichtsrat werden von der Hauptversammlung für maximal fünf Jahre gewählt (§ 101 I AktG). Die Bestellung der Repräsentanten der Arbeitnehmer erfolgt direkt durch die Belegschaft oder über Delegierte ebenfalls für maximal fünf Jahre (§ 9 MitbestG). Für eine vorzeitige Abberufung der Aufsichtsratsmitglieder ist grundsätzlich eine Dreiviertelmehrheit der jeweiligen Wahlgruppe erforderlich (§ 103 I AktG, § 23 MitbestG). In der Satzung kann jedoch eine andere Mehrheit festgelegt werden (§ 103 I S. 3 AktG). Potenzielle Aufsichtsratsmitglieder werden in der Regel vom Vorstand oder dem amtierenden Aufsichtsrat vorgeschlagen. Allerdings haben die Aktionäre die Möglichkeit Gegenanträge zur Wahl zu stellen (§§ 126, 127 AktG).

Nach § 100 I AktG kann grundsätzlich jede natürliche, unbeschränkt geschäftsfähige Person Mitglied des Aufsichtsrats werden. Ausnahmen von dieser Regelung finden sich im Gesetzestext. So ist beispielsweise die Anzahl der Aufsichtsratsmandate pro Person auf zehn beschränkt (§ 100 II Nr. 1 AktG). Dabei werden bis zu fünf Aufsichtsratssitze innerhalb des Konzerns nicht angerechnet und Mandate als Aufsichtsratsvorsitzender



seit der Verabschiedung des KonTraG doppelt gezählt (§ 100 II Satz 2 und 3 AktG).<sup>63</sup> Ferner sind wechselseitige personelle Verflechtungen untersagt. So darf ein Vorstand einer Gesellschaft, in deren Aufsichtsrat ein Vorstandsmitglied eines anderen Unternehmens sitzt, umgekehrt kein Mandat in dem anderen Unternehmen annehmen (§ 100 II Nr. 3 AktG). Ein weiterer Ausschlussgrund ergibt sich aus § 105 I AktG, nach dem eine Person nicht Mitglied des Aufsichtsrates werden kann, die dem Vorstand des Unternehmens angehört oder Prokurist bzw. sonstiger Handlungsbevollmächtigter ist. Diese Regelung resultiert aus der primären Zielsetzung des deutschen Trennungssystems, nach der Geschäftsführung und Überwachung von zwei unterschiedlichen Organen auszuführen sind. Ob die gleichzeitige Aufsichtsratsstätigkeit in Konkurrenzgesellschaften einen Ausschlussgrund darstellt, ist im Gesetz nicht explizit geregelt. Nach den Empfehlungen des DCGK sollten Aufsichtsratsmitglieder jedoch keine Organfunktionen bei wesentlichen Wettbewerbern ausüben.<sup>64</sup>

Über § 100 IV AktG haben die Gesellschaften die Möglichkeit, in der Satzung weitere persönliche Voraussetzungen für die Anteilseignervertreter zu definieren, wie zum Beispiel berufliche Qualifikationen. Der BGH hat darüber hinaus festgelegt, dass die Aufsichtsratsmitglieder über bestimmte Mindestkenntnisse verfügen müssen, um gewöhnliche Geschäftsvorfälle verstehen und sachgerecht beurteilen zu können.<sup>65</sup> Eine detaillierte Beschreibung dieser Minimalanforderung wurde vom BGH jedoch nicht vorgelegt.

Zum Aufgabenbereich des Aufsichtsrats zählt die Bestellung und Abberufung von Vorstandsmitgliedern (§ 84 I AktG). Grundsätzlich endet die Amtszeit der Vorstandsmitglieder nach Ablauf des maximal fünfjährigen Anstellungsvertrages, sofern keine Vertragsverlängerung erfolgt. Zur vorzeitigen Abberufung eines Vorstandsmitgliedes bedarf es eines wichtigen Grundes. Diesbezüglich nennt das Gesetz die grobe Pflichtverletzung, die Unfähigkeit zur ordnungsmäßigen Geschäftsführung und den Vertrauensentzug durch die Hauptversammlung (§ 84 II AktG). Neben der Bestellung der Vorstandsmitglieder ist der Aufsichtsrat, der die Gesellschaft gegenüber dem Vorstand ver-

---

<sup>63</sup> Nach den Empfehlungen des DCGK sollte ein Vorstand einer börsennotierten Gesellschaft nicht mehr als fünf Aufsichtsratsmandate in konzernexternen börsennotierten Gesellschaften wahrnehmen. Vgl. DCGK Ziffer 5.4.3.

<sup>64</sup> Vgl. DCGK Ziffer 5.4.2.

<sup>65</sup> Vgl. SCHEFFLER (2000), S. 433.

tritt (§ 112 AktG), auch mit der Aushandlung der Anstellungsverträge betraut (§§ 86, 87 AktG).

Die wichtigste Aufgabe des Aufsichtsrats besteht in der Überwachung der Geschäftsführung (§ 76 I AktG). Grundsätze über die Art und die Intensität der Überwachung, die allerdings nur empfehlenden Charakter haben, finden sich in der Literatur.<sup>66</sup> Zur Erfüllung der Überwachungsfunktion haben die Aufsichtsratsmitglieder das Recht die Bücher der Gesellschaft einzusehen (§ 111 II AktG). Der Vorstand ist verpflichtet, dem Aufsichtsrat in regelmäßigen Abständen über die finanzielle Lage des Unternehmens, den Gang der Geschäfte und die zukünftige Geschäftspolitik zu berichten. Diese Regelung rechtfertigt jedoch nicht die Passivität etlicher Aufsichtsratsmitglieder, die sich mit den gelieferten Informationen zufrieden geben, zumal § 90 III AktG den Aufsichtsräten explizit die Möglichkeit gibt, vom Vorstand weitere Berichte über die Angelegenheiten der Gesellschaft anzufordern. Die Bedeutung der aktiven Informationsbeschaffung für eine effiziente Überwachungstätigkeit wird sowohl von den Kontrollorganen als auch in der wissenschaftlichen Literatur oft unterschätzt.<sup>67</sup>

Neben der reinen Überwachungsfunktion fallen die Beratung des Vorstands und die Zustimmung zu bestimmten in der Satzung oder im Gesetz festgelegten Arten von Geschäften in den Aufgabenbereich des Aufsichtsrats.<sup>68</sup> Eine Übertragung der Geschäftsführung auf den Aufsichtsrat ist nicht zulässig (§ 111 IV AktG). Die Aufsichtsratsmitglieder unterliegen bei der Ausübung aller ihrer Aufgaben der gleichen Sorgfaltspflicht wie die Vorstandsmitglieder (§ 116 i.V.m. § 93 AktG).

### 3.1.2 Effizienz der Managementüberwachung durch den Aufsichtsrat

Die Delegation der Managementkontrolle an den Aufsichtsrat induziert zusätzlich zu den Interessenkonflikten zwischen Eignern und Managern weitere Agency-Konflikte. Eigennütziges Verhalten der Kontrolleure führt dazu, dass die Überwachungstätigkeit

---

<sup>66</sup> Etwa bei POTTHOFF/TRESCHER (1995), S. 36-70 oder THEISEN (1996).

<sup>67</sup> Vgl. dazu auch WENGER (1996A).

<sup>68</sup> Zu den im Gesetz geregelten zustimmungspflichtigen Geschäften zählen beispielsweise Abschlagszahlungen an die Aktionäre auf den Bilanzgewinn (§ 59 AktG), der Betrieb eines eigenen Handelsgewerbes durch ein Vorstandsmitglied (§ 88 AktG) oder die Kreditgewährung an Vorstandsmitglieder (§ 89 AktG).

oft nicht im Sinne der Anteilseigner erfolgt.<sup>69</sup> Welche Anreizmechanismen zur Abschwächung der zwischen den Aktionären und den Kontrolleuren auftretenden Agency-Konflikte eingesetzt werden können, wird im nachstehenden Abschnitt erläutert. Weiterhin wird dargestellt, inwieweit die Qualität der Aufsichtsratsstätigkeit gegenwärtig durch die bestehenden Interessenskonflikte beeinträchtigt wird und welche Änderungen bezüglich der Überwachungseffizienz zukünftig zu erwarten sind.

Es sei darauf hingewiesen, dass sich die vorliegende Studie primär mit denjenigen Aufsichtsräten befasst, die die Anteilseigner im Kontrollgremium repräsentieren.

### 3.1.2.1 Potenzielle Anreizmechanismen für eine effiziente Aufsichtsratsstätigkeit

Als mögliche Mechanismen mit Anzeizeffekten für eine effiziente Aufsichtsratsstätigkeit werden in der Literatur am häufigsten die Art der Entlohnung, die Haftungssituation und der Reputationsmechanismus genannt.

Die Entlohnung der Aufsichtsratsmitglieder ist in § 113 AktG geregelt. Danach soll die Vergütung der Kontrolleure in einem angemessenen Verhältnis zu den Aufgaben der Aufsichtsratsmitglieder und der Lage der Gesellschaft stehen. Die genaue Höhe der Bezahlung wird in der Satzung oder von der Hauptversammlung festgesetzt. Ausschlaggebend für die Anreizwirkung der Entlohnung ist jedoch weniger die Höhe der Zahlungen, sondern vielmehr die Struktur des Vergütungssystems. Unter Anreizkompatibilitätsgesichtspunkten ist ein variables Entlohnungsschema, das sich an der erbrachten Leistung orientiert, empfehlenswert.

Nach § 113 III Satz 1 AktG sieht der Gesetzgeber bei der Festlegung einer erfolgsabhängigen Vergütung eine Orientierung an bilanziellen Größen und nicht am Marktwert der Gesellschaft vor. Allerdings war diese Regelung in der unternehmerischen Praxis von geringer Relevanz<sup>70</sup> zumindest bis zur BGH-Entscheidung zur Vergabe von Akti-

---

<sup>69</sup> So werden Aufsichtsräte, die selbst Vorstandsposten in anderen Unternehmen besetzen, bei den Gehaltsverhandlungen keine zu straffen Anreizsysteme einführen, die sich möglicherweise später auf die eigenen Vergütungskontrakte negativ auswirken. Vgl. WINTER (1996), S. 30.

<sup>70</sup> Vgl. dazu KNOLL/KNÖSEL/PROBST (1997), S. 239-241 und WINTER (2003A), S. 341-342.

enoptionen an Aufsichtsräte im Jahr 2004<sup>71</sup>, mit der Aktienoptionsprogramme zugunsten von Aufsichtsratsmitgliedern bei der Unterlegung mit zurückgekauften eigenen Aktien oder mit bedingtem Kapital der Gesellschaft für unzulässig erklärt wurden.

Von einer erfolgsorientierten Entlohnung gehen für die Kontrolleure Anreize aus, ihre Tätigkeit im Hinblick auf eine Maximierung des Unternehmenserfolgs auszuüben.<sup>72</sup> Trotz der Anreizeffekte von variablen Vergütungsvereinbarungen ist die Fixentlohnung in der unternehmerischen Praxis noch immer weit verbreitet. Eine Studie des DAI (2003) zeigt, dass auch nach Einführung des DCGK zu Beginn des Jahres 2002, in dem explizit neben der fixen eine erfolgsorientierte Vergütung für Aufsichtsratsmitglieder gefordert wird<sup>73</sup>, im August des Jahres 2002 weniger als die Hälfte aller börsennotierten Unternehmen variable Vergütungskomponenten eingeführt hatten.<sup>74</sup> Bei Gesellschaften, in denen neben dem Fixgehalt erfolgsabhängige Vergütungsbestandteile für den Aufsichtsrat vereinbart wurden, stellen diese nach der Studie des DAI (2003)<sup>75</sup> nur einen geringen Anteil an der Gesamtvergütung dar. Theoretisch können auch von einer Fixentlohnung, die prinzipiell in der jährlichen Hauptversammlung immer wieder neu festgesetzt werden kann<sup>76</sup>, Leistungsanreize ausgehen, wenn bei der Festlegung des Fixums die Leistung des Aufsichtsrats Berücksichtigung findet. Allerdings wird diese Option in der Praxis kaum genutzt. Die geringe Relevanz erfolgsabhängiger Vergütungsbestandteile verdeutlicht, dass bisher von der Aufsichtsratsentlohnung keine wirksamen Anreize für eine effiziente Kontrolltätigkeit ausgingen.<sup>77</sup> Anzumerken ist allerdings, dass immer mehr Unternehmen die Vorteile erfolgsorientierter Komponenten bei der Aufsichtsratsvergütung erkennen und deren Einführung planen. Ob sich derartige Vergü-

---

<sup>71</sup> Vgl. BGH (2004I).

<sup>72</sup> Aus Gründen der Vollständigkeit sei darauf hingewiesen, dass Aufsichtsratsmitglieder, die einer Gewerkschaft angehören, ihre Vergütungen bis auf einen Sockelbetrag an die gewerkschaftsnahe Hans-Böckler-Stiftung spenden sollen. Die korrekte Abführung der Bezüge wird einmal pro Jahr veröffentlicht. Aufsichtsräte, die ihre Bezüge nicht abführen, werden öffentlich gerügt. Die Anreizwirkung variabler Vergütungskomponenten ist bei diesen Kontrolleuren vergleichsweise gering.

<sup>73</sup> Vgl. DCGK Ziffer 5.4.5. Dabei soll bei der Festlegung der erfolgsorientierten Vergütung der langfristige Unternehmenserfolg berücksichtigt werden.

<sup>74</sup> Vgl. DAI (2003), S. 9.

<sup>75</sup> Vgl. ebenda S. 38.

<sup>76</sup> Für den Fall, dass die Vergütung in der Satzung festgesetzt ist, genügt für die Herabsetzung der Entlohnung die einfache Stimmenmehrheit (§ 113 I Satz 4 AktG). Für andere Satzungsänderungen ist grundsätzlich eine Dreiviertelmehrheit des in der Hauptversammlung vertretenen Grundkapitals erforderlich (§ 179 I, II AktG).

<sup>77</sup> Vgl. dazu auch die Studie von KNOLL/KNÖSEL/PROBST (1997).

tungsformen für Aufsichtsräte langfristig durchsetzen und inwieweit sie die Qualität der internen Unternehmenskontrolle beeinflussen, bleibt abzuwarten.

Neben der Vergütung wird in der Literatur die Haftungssituation der Aufsichtsräte als potenzieller Anreizmechanismus genannt. Die Kontrolleure unterliegen bei der Ausübung ihrer Aufgaben nach dem Gesetz den gleichen Sorgfaltspflichten wie die Vorstandsmitglieder.<sup>78</sup> Schuldhaftige Pflichtverletzungen führen gemäß §§ 116 i.V.m. 93 II AktG zur Schadensersatzpflicht gegenüber der Gesellschaft. Über den reinen Schadensersatz hinaus sind auch strafrechtliche Konsequenzen möglich.<sup>79</sup> Die Beweislast im Streitfall trifft die Aufsichtsräte. Die Bedeutung von Haftungsklagen gegen Aufsichtsratsmitglieder waren in Deutschland während des Untersuchungszeitraumes allerdings aufgrund der Hürden des Aktiengesetzes sehr gering.<sup>80</sup> Regressansprüche konnten gemäß § 147 Abs. 3 AktG (alte Regelung) lediglich von einer Aktionärsgruppe mit einem Anteil von mindestens fünf Prozent am Grundkapital oder mit einem anteiligen Betrag von 500.000 € geltend gemacht werden.<sup>81</sup> Selbst für vermögende Privatinvestoren sind bei großen börsennotierten Unternehmen mit einer hohen Marktbewertung diese Klageschwellen in der Regel nur schwer erreichbar. Weiterhin wirkt sich das hohe Kostenrisiko einer Klage<sup>82</sup> negativ auf die Geltendmachung von Regressansprüchen aus. Die Zwischenschaltung eines gemeinsamen Vertreters für die Aktionäre, der nach eigenem Ermessen entscheiden kann, trägt ebenfalls nicht zu einer Verbesserung der Haftungssituation bei. Die Befangenheit einiger Richter<sup>83</sup>, die sich als Mitglieder lokaler Honorarorenkartelle schützend vor angeklagte Manager stellen, trägt ein Übriges zur Eindämmung der Klagebereitschaft bei. Neben den Anteilseignern kann der Vorstand als gesetzlicher Vertreter der Gesellschaft oder im Insolvenzfall der Konkursverwalter Schadensersatzforderungen vom Aufsichtsrat einklagen. Allerdings wird der Vorstand von diesem Recht kaum Gebrauch machen, da er als Überwachungsobjekt sicherlich nicht

---

<sup>78</sup> Vgl. Abschnitt 3.1.1.2.

<sup>79</sup> Vgl. §§ 399 ff. AktG. Die falsche Darstellung der Unternehmenslage auf der Hauptversammlung kann beispielsweise mit einer Freiheitsstrafe von bis zu drei Jahren geahndet werden.

<sup>80</sup> Vgl. TRESCHER (1995), S. 661.

<sup>81</sup> Mit Einführung des UMAG ist § 147 Abs. 3 entfallen. Die Klageschwellen wurden mit Einführung des § 148 AktG auf 1 Prozent des Grundkapitals bzw. einen anteiligen Betrag von 100.000 € herabgesetzt.

<sup>82</sup> Vgl. zur Kostenregelung § 147 IV AktG.

<sup>83</sup> Vgl. zu Beispielen aus der Verfahrenspraxis WENGER (1996B), S. 447-452.

daran interessiert ist, Pflichtverletzungen der Kontrolleure aufzudecken und sich damit letztendlich selbst zu belasten.<sup>84</sup>

Die dargelegten Ausführungen verdeutlichen, dass von dem Haftungsmechanismus keine wirksamen Leistungsanreize ausgehen. Die geringe Bedeutung dieses Anreizinstruments ist dabei weniger auf die Haftungsregeln an sich, als vielmehr auf die Voraussetzungen zu deren Geltendmachung zurückzuführen.

Weiterhin wird in der Literatur intensiv über die von der Reputationsbildung auf die Aufsichtsratsstätigkeit ausgehende Anreizwirkung diskutiert. Nicht nur für Vorstände, sondern auch für Aufsichtsräte sind mit einer unternehmerischen Schieflage negative Reputationseffekte verbunden.<sup>85</sup> Eine gute Kontrollarbeit verbessert dagegen das Ansehen der Aufsichtsräte auf dem Arbeitsmarkt für Manager. Nach FAMA/JENSEN (1983) signalisiert der Erfolg des kontrollierten Unternehmens die Fähigkeiten der Überwachungsträger.<sup>86</sup> Um ihren Persönlichkeitswert zu steigern werden die Inspektoren folglich an einer effizienten Führung der kontrollierten Gesellschaft interessiert sein, die auch von den Anteilseignern gewünscht wird. Der Reputationsmechanismus wird aufgrund von bestehenden Informationsineffizienzen und persönlichen Beziehungsgeflechten jedoch häufig weitgehend außer Kraft gesetzt. Die Mitglieder des immer noch recht gut funktionierenden Old-Boys-Netzwerkes versorgen sich gegenseitig mit Aufsichtsratsposten.<sup>87</sup> Für die Vergabe von Aufsichtsratsmandaten ist dabei oft weniger die bisherige Überwachungintensität potenzieller Kandidaten, sondern vielmehr die persönliche Beziehung entscheidend. Zu viel Aktivität bei der Managementkontrolle induziert innerhalb dieser Gruppierung eher negative Effekte. Allzu eifrige Aufsichtsratsmitglieder, die ihr Amt nicht diskret genug ausüben, werden schnell als unpassend oder lästig empfunden. Der eigene Status-Quo scheint solange gesichert, wie man sich vornehmlich passiv verhält und offene Auseinandersetzungen vermeidet.<sup>88</sup> Dementsprechend ist

---

<sup>84</sup> Auch Konkursverwalter machten nur in einigen Insolvenzverfahren, wie etwa bei der Herstatt-Bank, der Beton- und Monier Bau AG, der Balsam AG oder der ASS-AG, von ihrem Klagerecht Gebrauch.

<sup>85</sup> Vgl. dazu auch die Ausführungen in Abschnitt 2.2.1.

<sup>86</sup> Vgl. auch AUGÉ-DICKHUT (1999), S. 36 und LINDENTHAL (2001), S. 49.

<sup>87</sup> Vgl. PAPENDICK/STUDENT (2005).

<sup>88</sup> Jürgen Heraeus, selbst Multiaufsichtsrat gibt in einem Handelsblatt-Interview offen zu, dass die Aufsichtsräte in dem Beziehungsgeflecht der Deutschland AG nicht frei in ihren Entscheidungen sind; vgl. KOENEN (2003).

der Reputationseffekt als Anreizmechanismus, wenn überhaupt, nur für diejenigen relevant, die dem elitären Führungszirkel noch nicht angehören. Für Personen, die bereits einen sicheren Platz im personellen Geflecht der Deutschland AG einnehmen, wirkt der Reputationsmechanismus in inverser Form. Zu viel Aktivität bei der Managementüberwachung ist mit negativen Auswirkungen auf den eigenen Status-Quo verbunden.

Die vorstehenden Ausführungen zeigen, dass die Bedeutung potenzieller Anreizmechanismen zum Abbau der Agency-Konflikte zwischen Anteilseignern und Kontrolleuren in Deutschland bisher gering war.

### 3.1.2.2 Beurteilung der internen Managementkontrolle in der Öffentlichkeit

Kritikpunkte an der Qualität der Aufsichtsrats Tätigkeit finden sich in der Presse und der wissenschaftlichen Literatur zuhauf. So wird neben der in deutschen Aufsichtsräten vorherrschenden Kultur des Wegschauens die Ämterakkumulation stark kritisiert.<sup>89</sup> Aufsichtsräte mit bis zu zehn Aufsichtsratssitzen und teilweiser gleichzeitiger Vorstandstätigkeit seien mit ihren Kontrollaufgaben hoffnungslos überlastet. Die Überwachungsfunktion wird nach Meinung der Kritiker häufig lediglich noch formal wahrgenommen.<sup>90</sup> Weiterhin rückt die Größe hiesiger Kontrollgremien immer wieder ins Blickfeld der Kritiker.<sup>91</sup> Das Verantwortungsbewusstsein der einzelnen Mitglieder wird durch die enorme Größe der Gremien geschwächt; die Schuld für Fehlentscheidungen

---

<sup>89</sup> Zu den meist beschäftigten Aufsichtsräten zählen Martin Kohlhaussen (Aufsichtsratschef bei der Commerzbank und gleichzeitig Aufsichtsratsmitglied u. a. bei Heraeus, Hochtief, RWE, Thyssen-Krupp, Georg von Holtzbrinck), Gerhard Cromme (Aufsichtsratschef bei Thyssen-Krupp und gleichzeitig Aufsichtsratsmitglied u. a. bei Allianz, Lufthansa, Eon und Volkswagen) und Manfred Schneider (Aufsichtsratschef bei Bayer und gleichzeitig Aufsichtsratsmitglied u. a. bei Allianz, Daimler-Chrysler, Metro, RWE, TUI). Martin Kohlhaussen, Gerhard Cromme und Manfred Schneider belegen, dass das Old-Boys-Network auch heute noch funktioniert.

<sup>90</sup> Die gleichzeitige Tätigkeit in verschiedenen Gremien induziert zudem des Öfteren erhebliche Interessenskollisionen, wie der Fall „Bsirske“ zeigte. Frank Bsirske, der als Vertreter der Arbeitnehmer im Aufsichtsrat der Lufthansa sitzt und gleichzeitig an der Spitze von Verdi steht, hat in seiner Funktion als Gewerkschaftsvorsitzender bei den Tarifverhandlungen im Dezember 2002 zu Warnstreiks aufgerufen, die bei der Lufthansa zu Schäden in zweistelliger Millionenhöhe führten. Bsirske wurde vorgeworfen, durch den Streikaufruf seine gesetzliche Sorgfaltspflicht gegenüber der Lufthansa AG verletzt zu haben. Die Entlastung auf der Hauptversammlung im Juni 2003 wurde ihm verweigert. Allerdings sind mit der Verweigerung der Entlastung bisher keinerlei rechtliche Folgen verknüpft. Bsirske wurde sogar trotz verweigerter Entlastung auf der Hauptversammlung der Lufthansa AG wieder in den Aufsichtsrat gewählt.

<sup>91</sup> Inklusive der Vorstandsmitglieder nehmen bei mitbestimmten Unternehmen an einer Aufsichtsratsitzung bis zu 30 Personen teil; vgl. CROMME (2002), S. 504.

kann leicht auf andere Mandatsträger verlagert werden; inhaltlich in die Tiefe gehende Diskussionen sind in einem solchen Rahmen kaum möglich.<sup>92</sup>

Ferner wird die Lethargie deutscher Kontrollorgane bei Personalentscheidungen gerügt. Notwendige Entscheidungen über die Absetzung unfähiger Manager werden oftmals so lange hinausgezögert, bis der Schaden für die Gesellschaft gravierende Ausmaße angenommen hat und der Druck durch die Öffentlichkeit respektive die Geldgeber zu groß wird.<sup>93</sup> Scheidenden Managern wird der Rücktritt dann mit üppigen Abfindungsgeschenken, die meist in keinem rationalen Verhältnis zu der für die Gesellschaft erbrachten Leistung der Vorstandsmitglieder stehen, versüßt. So soll Kajo Neukirchen, trotz einer schlechten Unternehmensperformance, für seinen vorzeitigen Rücktritt vom Chefposten bei mg technologies zwischen zehn und 15 Mio. €<sup>94</sup> aus dem Aktionärsvermögen erhalten haben. Auch dem ehemaligen Telekomchef Ron Sommer, der das Unternehmen in eine tiefe Krise geführt hat, erleichterte der Aufsichtsrat den Abschied im Jahr 2002 mit einem goldenen Handschlag. Am spektakulärsten waren jedoch die nach der Übernahme von Mannesmann durch Vodafone vom Aufsichtsrat gebilligten Abfindungen in Millionenhöhe an die früheren Mitglieder des Mannesmann-Vorstands. Allein der scheidende Mannesmann-Chef Klaus Esser erhielt rund 32 Mio. DM an Prämie und Vertragsabfindungen.

Im Rahmen der Diskussion über die Effizienz der internen Managementüberwachung wird auch immer wieder die Art der Auswahl der Vertreter der Anteilseignerseite im Aufsichtsrat gerügt, die primär durch die Vorstandsmitglieder und gegebenenfalls den Aufsichtsratsvorsitzenden und nicht durch die Eigner erfolgt. Die Hauptversammlung

---

<sup>92</sup> Vgl. PAPENDICK/STUDENT (2005).

<sup>93</sup> Jürgen Schrempp, der Vorstandschef von DaimlerChrysler, hat seit der Fusion mit Chrysler im Jahr 1998 rund 40 Mrd. EUR Börsenwert vernichtet. Beinahe jedes Jahr gab es neue Negativnachrichten: erst Chrysler, dann Mitsubishi, schließlich Smart und letztendlich wurde auch die Kernmarke Mercedes zum Sanierungsfall. Nicht zuletzt wegen der guten Beziehung zu dem Aufsichtsratschef Hilmar Kopper wurde der Vertrag von Jürgen Schrempp trotz der unternehmerischen Fehlentscheidungen zweimal verlängert, bevor er zum Jahresende 2005 abberufen wurde. Vgl. auch PAPENDICK/STUDENT (2005).

<sup>94</sup> Vgl. O. V. (2003E). Vorsorglich war der Vertrag von Kajo Neukirchen kurz vor dem Rücktritt noch vorzeitig verlängert worden.



segnet die Vorschläge des Vorstands, der bei der Bestimmung potenzieller Aufsichtsratskandidaten darauf bedacht ist, loyale Personen mit der Kontrollaufgabe zu betrauen, in der Regel nur noch ab. Eine „echte“ Wahl zwischen mehreren Kandidaten findet kaum statt. Die wechselseitigen Beteiligungen heimischer Unternehmen und die damit verbundenen personellen Verflechtungen schützten die Manager in der Vergangenheit nicht nur vor externen „Angriffen“, sondern auch vor internen Disziplinierungsmaßnahmen. Durch die Aufbrechung des Beziehungsgeflechts der Deutschland AG verbesserte sich die Situation in der jüngeren Vergangenheit merklich. Allerdings spielen persönliche Beziehungen bei der Besetzung von Aufsichtsratsmandaten immer noch eine bedeutende Rolle.

Die besonderen Gepflogenheiten bei der Auswahl der Aufsichtsratsmitglieder waren in der Vergangenheit insbesondere bei der Besetzung des Vorsitzendenpostens im Aufsichtsrat erkennbar. So wurde es bei großen deutschen Aktiengesellschaften schon fast als Naturgesetz angesehen, dass scheidende Vorstandschefs an die Spitze des Aufsichtsrats rückten. Dabei schien die Leistung der Führungskräfte während ihrer aktiven Amtszeit keine Rolle zu spielen. Selbst Manager wie Henning Schulte-Noelle oder Albrecht Schmidt, die ihre Unternehmen in eine tiefe Krise geführt haben, wurden mit der Kontrolle ihrer Nachfolger betraut.<sup>95</sup> Auch Martin Kohlhaussen, der die Commerzbank als Vorstandssprecher mit seiner umstrittenen Strategie stark geschwächt hat, überwacht heute den amtierenden Vorstandschef Klaus-Peter Müller. Die Gefahr ist groß, dass die Ex-Führungskräfte das Unternehmen mittelbar weiter regieren und bei der Verteidigung des eigenen Lebenswerkes nötige Reformen vermeiden.<sup>96</sup> Während Kleinaktionäre schon seit langer Zeit mit harscher Kritik auf diese „Erbregelung“ in deutschen Unternehmen reagieren, begegnen nun immer öfter auch institutionelle Anleger, die sich bisher mit Kritik meistens zurückhielten, dem sich einschleichenden Automatismus mit zunehmendem Misstrauen. So stimmten beispielsweise auf der Hauptversammlung der Allianz im April 2003, nach der der scheidende Vorstandschef Henning Schulte-Noelle

---

<sup>95</sup> Schulte-Noelle hinterließ seinem Nachfolger auf dem Chefsessel der Allianz einen Verlust von rund 1,2 Mrd. €. Die Hypo-Vereinsbank wies Ende 2002, zum Zeitpunkt des Rücktritts von Schmidt, in der Bilanz für das vergangene Kalenderjahr einen Verlust von mehr als 800 Mio. € aus.

<sup>96</sup> Ein derartiger Einfluss wird naturgemäß von ehemaligen Konzernlenkern, die unmittelbar in den Aufsichtsrat wechselten, immer vehement abgestritten. Vgl. dazu beispielsweise das von FRÖNDHOFF/HEILMANN/ZIESEMER (2003) durchgeführte Interview mit Manfred Schneider, dem Aufsichtsratschef von Bayer.

auf den Chefposten des Aufsichtsrats wechselte, nur rund 93 Prozent der Zusammensetzung des neuen Aufsichtsrats zu. Im Hinblick auf die sonst bei deutschen Hauptversammlungen üblichen Abstimmungsergebnisse von über 99 Prozent ist ein Rückgang auf 93 Prozent sicherlich als wichtiges Signal für die Zukunft zu werten.

### 3.1.2.3 Zukunftsperspektiven

Mit Einführung des KonTraG zum 01.05.1998 und des Corporate Governance Kodex Anfang 2002, der durch die Entsprechenserklärung des § 161 AktG im Juli 2002 über das Transparenz- und Publizitätsgesetz eine gesetzliche Grundlage erhielt, sollte die Qualität der Unternehmensführung und -kontrolle in Deutschland verbessert werden. Der Grund für die Verabschiedung der beiden Regelwerke lag nicht zuletzt in dem zunehmenden Druck, der von dem weltweiten Wettbewerb um Risikokapital ausging. Ob damit jedoch tatsächlich eine Verbesserung der Effizienz der Unternehmenskontrolle erzielt wird, ist fraglich. Durchschlagende Neuerungen finden sich in den Ausarbeitungen kaum. Die Regelwerke erwecken nach Meinung von Kritikern eher den Eindruck von Alibipapieren, die lediglich der Besänftigung der Öffentlichkeit dienen. Fragliche Praktiken, wie beispielsweise das Vorschlagsrecht des Vorstands bei der Besetzung des Aufsichtsrates, werden von keinem der beiden Regelwerke angetastet. Solange der Vorstand die Zusammensetzung seines Kontrollorgans faktisch selbst bestimmen kann, dürften aber auch Neuregelungen des KonTraG, wie die Neuerungen der §§ 111 II AktG, 318 I HGB, wonach der Abschlussprüfer als weitere Kontrollinstanz nicht mehr vom Vorstand, sondern vom Aufsichtsrat den Prüfungsauftrag erhält, kaum zu einer spürbaren Verbesserung der Managementüberwachung führen.<sup>97</sup> Ferner wird die umstrittene Praxis des Wechsels von scheidenden Vorstandsvorsitzenden an die Spitze des Aufsichtsrats in keinem der beiden Regelwerke behandelt.

Weitgehend überflüssig erscheinen die von der Cromme-Kommission vorgelegten Empfehlungen des DCGK, die bis auf wenige Ausnahmen geltendes Recht wiedergeben.<sup>98</sup> So zählte beispielsweise der im Kodex vorgeschlagene regelmäßige Informati-

---

<sup>97</sup> Vgl. dazu auch LENZ/OSTROWSKI (1997), S. 1523-1524.

<sup>98</sup> Dass der DCGK keine wirksamen Verschärfungen für die Aufsichtsratsstätigkeit enthält, ist in Anbetracht der Zusammensetzung der Cromme-Kommission, die primär aus Vertretern von Großaktionären und Banken besteht, die teilweise selbst mehrere Aufsichtsratsmandate innehaben, nicht weiter verwunderlich.

onsaustausch zwischen Vorstand und dem Aufsichtsratsvorsitzenden<sup>99</sup> auch bereits vor Einführung des Kodex zu den Pflichten eines gewissenhaften Aufsichtsratschefs. Eine Neuerung des Kodex besteht in der Forderung nach der Bildung diverser Aufsichtsrats-Ausschüsse<sup>100</sup>, um die anfallenden Aufgaben besser als in der Vergangenheit bewältigen zu können. Ob diese Regelung tatsächlich zu einer Verbesserung der Effizienz des Aufsichtsrats führt oder den Kontrolleuren lediglich als Rechtfertigung für weitere Gehaltssteigerungen dient, bleibt ungeklärt. Dass eine Erhöhung des Arbeitsaufwandes nicht zwingend zu Effizienzsteigerungen führt, dürfte hinreichend bekannt sein. Weitere Vorschläge, wie nicht mehr als zwei ehemalige Vorstandsmitglieder im Aufsichtsrat zuzulassen oder die Zahl der Aufsichtsratsmandate für amtierende Vorstandsmitglieder auf fünf zu beschränken<sup>101</sup>, weisen zwar in die richtige Richtung, bedürfen jedoch zur Durchsetzung von spürbaren Qualitätssteigerungen noch weiterer Verschärfungen. Da es sich bei den Anregungen der Cromme-Kommission um Soll-Vorschriften mit lediglich empfehlenden Charakter handelt, bestehen bei Regelverstößen keinerlei gesetzlich durchsetzbare Ansprüche gegenüber der Gesellschaft, was den Anreiz zur Einhaltung der Kodex-Regelungen deutlich abschwächt.<sup>102</sup>

Neben den Vorschlägen der Kodex-Kommission enthält die wissenschaftliche Literatur etliche Anregungen zur Steigerung der Effizienz der Aufsichtsrats Tätigkeit, die teilweise weit über die Empfehlungen der Cromme-Kommission hinausgehen, bisher allerdings noch keine praktische Umsetzung fanden. So schlägt zum Beispiel SCHILLING (1994) zur Erhöhung der Unabhängigkeit der Aufsichtsräte vor, echte Wahlen mit mehreren Kandidaten durchzuführen und die Kandidatenaufstellung zu begründen.<sup>103</sup> BERNHARDT (1997) fordert die Einführung von Berufsaufsichtsräten, um der Überlastung der Aufsichtsratsvertreter entgegenzuwirken. Zur Förderung des Verantwortungsbewusstseins der Überwachungsträger und zur Belebung der Diskussionskultur im Aufsichtsrat ist nach HOLMSTRÖM (2000) außerdem eine Verkleinerung der Aufsichtsräte erforderlich.

---

<sup>99</sup> Vgl. DCGK Ziffer 5.2.

<sup>100</sup> Vgl. DCGK Ziffer 5.3.

<sup>101</sup> Vgl. DCGK Ziffer 5.4.

<sup>102</sup> Börsennotierte Gesellschaften müssen über die so genannte Entsprechenserklärung nach § 161 AktG Abweichungen von den Kodexempfehlungen lediglich gegenüber den Aktionären erklären. Im Jahr 2002 gaben nach einer Untersuchung von OSER/ORTH/WADER (2003) lediglich vier der DAX30-Unternehmen (Altana, Infineon, Metro und Schering) und zwei der MDAX-Unternehmen (Celanese und Südzucker) an, den Empfehlungen ohne Einschränkungen zu entsprechen.

<sup>103</sup> Vgl. auch LINDENTHAL (2001), S. 22-25.

Um eine Reduktion der Aufsichtsratsgröße zu erreichen wird häufig für eine Abschaffung der Regeln zur Arbeitnehmermitbestimmung in der bisherigen Form plädiert.<sup>104</sup>

Inwieweit die dargelegten Empfehlungen das Verhalten der Aufsichtsräte tatsächlich über das formale Procedere hinaus grundlegend ändern würden, ist fraglich. Solange die Aufsichtsräte aufgrund persönlicher Seilschaften, bestehender Interessenskonflikte und fehlender Zivilcourage nicht bereit sind, die ihnen obliegenden Aufgaben pflichtbewusst zu erfüllen, und solange sie sich nicht vor Haftung fürchten müssen, werden die meisten Vorschläge zu keinen durchgreifenden Änderungen führen.

Im Rahmen der Diskussion über die Effizienz der Managementüberwachung in Deutschland wird des Öfteren vorgeschlagen, das Unternehmensverfassungsmodell zu ändern. Als Vorbild dient dabei das amerikanische Board-System.<sup>105</sup> Der deutlichste Unterschied des amerikanischen vom deutschen Unternehmensverfassungsmodell besteht darin, dass die Leitungs- und Überwachungsfunktionen von einem einzigen Organ, dem Board of Directors, wahrgenommen werden. Die genaue Struktur des amerikanischen Vereinigungsmodells und die wesentlichen Unterschiede zum deutschen Unternehmensverfassungsmodell werden in den folgenden Ausführungen dargestellt.

### **3.1.3 Das amerikanische Board-System als alternatives Unternehmensverfassungsmodell**

In den USA existieren im Gegensatz zu Deutschland keine umfassenden bundeseinheitlichen Vorschriften für die Verfassung von Aktiengesellschaften.<sup>106</sup> Stattdessen gelten für die Ausgestaltung der Unternehmensverfassung in den USA die Regelungen der Inkorporationsgesetze der einzelnen Bundesstaaten, die den Gesellschaften im Vergleich zum deutschen Rechtssystem eine deutlich höhere Gestaltungsfreiheit zugestehen. Die damit verbundene Flexibilität ermöglicht eine individuelle Anpassung der Ver-

---

<sup>104</sup> Vgl. DÖRING (2003) sowie O. V. (2003F).

<sup>105</sup> Deutsche Unternehmen werden als „Europäische Aktiengesellschaften“ nach In-Kraft-Treten der Verordnung über die Europäische Aktiengesellschaft zukünftig die Möglichkeit haben, die einstufige angelsächsische Struktur anzunehmen.

<sup>106</sup> Zu den wenigen bundesweiten Regelwerken, die auch die Board-Verfassung betreffen, zählen der Clayton Act (1914), der Securities Act (1933), der Securities Exchange Act (1934) und der Sarbanes-Oxley-Act (2002).

fassung an die in den einzelnen Unternehmen vorliegenden Gegebenheiten.<sup>107</sup> Eine gewisse Kontinuität in der Ausgestaltung der Struktur und der Arbeitsweise der Unternehmungen resultiert daraus, dass sich die meisten Bundesstaaten bei der Festlegung der nationalen Regelungen an den Empfehlungen der Securities and Exchange Commission (SEC) orientieren. Des Weiteren gelten im Fall eines Börsengangs die einheitlichen Vorschriften der New York Stock Exchange.

Die Mitglieder des amerikanischen Board werden auf der Hauptversammlung von den Anteilseignern gewählt. Bei Unternehmen mit weit gestreutem Aktienbesitz übertragen Kleinaktionäre ihre Stimmrechte durch eine entsprechende Vollmacht (Proxy) häufig auf das Management und gewähren somit dem Board einen erheblichen Einfluss auf den Ausgang des Wahlverfahrens. In Abhängigkeit von den einzelstaatlichen Regelungen beträgt die Amtsdauer der Board-Mitglieder ein oder drei Jahre. Die Größe des Board ist gesetzlich nicht geregelt.<sup>108</sup>

Das amerikanische Board besteht aus Inside und Outside Directors, wobei nach dem Corporate Director's Guidebook die Outside Directors im Gegensatz zu den Inside Directors in keinem gegenwärtigen oder früheren Beschäftigungsverhältnis zu der Gesellschaft stehen. Bei den Outside Directors handelt es sich oftmals um Spitzenführungskräfte aus anderen Unternehmen. Für die Aufteilung der Board-Sitze auf Insider und Outsider besteht keine einheitliche Regelung. Das Board bestimmt in der Regel eine Person aus den eigenen Reihen zum Vorsitzenden. Im Gegensatz zu den deutschen Mitbestimmungsregeln haben die Arbeitnehmer in amerikanischen Gesellschaften keinen gesetzlich geregelten Anspruch auf die Entsendung von Vertretern in das Board.

Zur Unterstützung bei der Erfüllung seiner Aufgaben bestellt das Board sog. Officer, bei denen es sich um hauptamtlich tätige, leitende Angestellte handelt. Die Officer können gleichzeitig dem Board angehören und als Inside Directors fungieren. Die einzelnen Officer-Posten unterscheiden sich bezüglich der Bezeichnung sowie der zugrunde liegenden Aufgabenbereiche. Die Spitzenposition unter den Officern wird vom Chief Exe-

---

<sup>107</sup> Vgl. BLEICHER/PAUL (1986), S. 264-265.

<sup>108</sup> Vgl. BLEICHER/LEBERL/PAUL (1989), S. 201-203 und S. 209-210.

cutive Officer (CEO) respektive dem President bekleidet. Beide Positionen existieren teilweise auch nebeneinander und ergänzen sich gegenseitig. In rund drei Vierteln der amerikanischen Gesellschaften ist der CEO gleichzeitig Vorsitzender des Board.<sup>109</sup>

Wie bereits erwähnt werden dem Board zwei Funktionen zugeordnet. In der Geschäftsführungsfunktion ist das Board für die Gestaltung der Geschäftspolitik zuständig, während es im Rahmen der Trustee-Funktion gleichzeitig mit der Überwachung des Managements betraut ist. Bezüglich der konkreten Ausgestaltung dieser beiden Funktionen existieren keine einheitlichen gesetzlichen Regelungen. Der Business Roundtable<sup>110</sup> hat 1981 jedoch unter Leitung der Harvard Business School einige Empfehlungen für die Arbeit des Board formuliert, die allgemeine Anerkennung finden. Danach sind die Mitglieder des Board für die Ernennung und die Abberufung von CEO und von bedeutenden Führungskräften zuständig. In den Aufgabenbereich des Board fallen außerdem die Führung wichtiger Stabsabteilungen, die Koordination der Unternehmensstrategie und die Beratung bei bedeutenden geschäftspolitischen Entscheidungen.<sup>111</sup> Zur Ausführung der anfallenden Aufgaben bildet das Board verschiedene Ausschüsse. Dem Audit Committee kommt dabei als prinzipiellem Träger der Kontrollfunktion eine herausragende Bedeutung zu.<sup>112</sup>

Für die Zusammenarbeit im Board und in den Ausschüssen gilt grundsätzlich wie in Deutschland der kollegiale Ansatz. Die Position des CEO ist im Unterschied zum Posten des Vorstandsvorsitzenden jedoch direktorial ausgerichtet. Während in deutschen Unternehmen der Gesamtvorstand die oberste Hierarchiestufe einnimmt, steht in den USA mit dem CEO eine einzige Person an der Spitze der unternehmerischen Führungspyramide.<sup>113</sup> Die übrigen Officer sind dem weisungsberechtigten Unternehmenschef

---

<sup>109</sup> Vgl. DONALD (2003), S. 713.

<sup>110</sup> Beim Business Roundtable handelt es sich um einen Zusammenschluss aus Führungspersonen der Wirtschaft, die sich mit der Verbesserung der Corporate Governance US-amerikanischer Unternehmen befassen.

<sup>111</sup> Vgl. BLEICHER/LEBERL/PAUL (1989), S. 143 und POTTHOFF (1996), S. 254-255.

<sup>112</sup> Vgl. BUXBAUM (1996), S. 68.

<sup>113</sup> Eine derartige Machtkonzentration in den Händen einer einzigen Person ist nach den Regelungen des Aktiengesetzes in Deutschland nicht zulässig. Etliche Vorstandschefs benutzen jedoch auch ohne institutionalisiertes CEO-System den Begriff CEO als englische Übersetzung ihrer Position, um damit Entscheidungsstärke gegenüber den übrigen faktisch gleichgestellten Vorstandsmitgliedern zu demonstrieren; vgl. dazu etwa EICHELMANN (2002). Im Zuge des Wechsels von Rolf Breuer zu Josef Ackermann an der Spitze der deutschen Bank im Jahr 2002 wurde ebenfalls über die Einführung des CEO-Modells dis-

unterstellt. Die herausgehobene Stellung des CEO zeigt sich auch darin, dass er oftmals zugleich als Vorsitzender des Board fungiert und damit über die Überwacher präsidiert, was im deutschen System undenkbar ist.

Mit dem Sarbanes-Oxley-Act (SOA), der am 30. Juli 2002 verabschiedet wurde, erfolgte eine Präzisierung der Anforderungen an das Board und die Officer und eine deutliche Haftungsverschärfung.<sup>114</sup> So dürfen beispielsweise dem für die Managementkontrolle zuständigen Audit-Committee grundsätzlich nur noch Outside Directors angehören, die außer für die Board-Tätigkeit von der Gesellschaft keine weiteren Vergütungen erhalten.<sup>115</sup> Diese Regelung soll die Unabhängigkeit des Kontrollorgans gewährleisten und dadurch die Effizienz der Überwachung steigern. Außerdem müssen die Führungskräfte durch ihre Unterschrift bestätigen, dass die Finanz- und Ertragslage in den Quartals- respektive Jahresberichten zutreffend dargestellt ist. Falschaussagen führen zu deutlichen strafrechtlichen Konsequenzen, die in Geldstrafen von bis zu fünf Mio. US-\$ bzw. Freiheitsstrafen von bis zu zwanzig Jahren bestehen.<sup>116</sup> Die Haftungsverschärfung soll die Zuverlässigkeit der Manager erhöhen.<sup>117</sup>

Als wesentliche Vorteile des amerikanischen Modells gegenüber dem deutschen Modell werden die höhere Flexibilität bei der Aufteilung der dem Board obliegenden Aufgaben und der bessere Informationsaustausch zwischen den Inside und Outside Directors, die in einem Gremium zusammenarbeiten, genannt.<sup>118</sup> Während die Vereinigung der Geschäftsführungs- und der Überwachungsaufgabe auf ein Organ die Informationslage verbessert, beeinträchtigt sie jedoch die Neutralität der Kontrolle. Die Apologeten des deutschen Systems legen gerade auf die Eigenständigkeit des Überwachungsgremiums besonders Wert, auch wenn sie in deutschen Gesellschaften größtenteils nur auf dem

---

kutiert, um die Position Ackermanns zu stärken. Dabei wurde für eine Komplett-Übernahme des amerikanischen CEO-Modells, das nach deutschem Recht nicht zulässig ist, über eine Sitzverlagerung des Kreditinstituts in die USA oder nach England nachgedacht. Letztendlich entschied sich die Deutsche Bank dann aber doch gegen die CEO-Struktur.

<sup>114</sup> Vgl. für eine ausführliche Darstellung der sich aus dem Sarbanes-Oxley-Act für die US-amerikanischen Gesellschaften ergebenden Implikationen DONALD (2002), GRUSON, M. (2003) und LENZ (2002).

<sup>115</sup> § 301 SOA.

<sup>116</sup> §§ 302, 906 SOA. Bereits vor Verabschiedung des SOA drohte der Securities Exchange Act bei Falschaussagen und Pflichtverletzungen mit harten Strafen. Die Neuerung des SOA besteht darin, dass sich diese Sanktionen nun primär gegen die Führungsspitze richten.

<sup>117</sup> Es sei ergänzend darauf hingewiesen, dass die Regelungen des SOA prinzipiell auch für ausländische Gesellschaften, die an einer amerikanischen Börse notiert sind, gelten.

<sup>118</sup> Vgl. LUTTER (1995B), S. 11.

Papier besteht. Die Kritiker des deutschen Modells sehen in der Selbständigkeit des Aufsichtsrats dagegen wiederum ein Problem und verweisen auf die Entscheidungsferne der Kontrolleure, die weder an den geschäftspolitischen Diskussionen noch an der strategischen Entscheidungsfindung des Vorstandes beteiligt sind.

Eine abschließende Beurteilung, welches System im Hinblick auf eine effiziente Managementüberwachung das bessere ist, ist aufgrund der mit beiden Modellen verbundenen Vor- und Nachteile nicht möglich. Die spektakulären Unternehmenszusammenbrüche von Enron und WorldCom haben gezeigt, dass nicht nur das deutsche Trennungsmodell, sondern auch das amerikanische Vereinigungsmodell mit Defiziten belastet ist. Letztendlich hängt die Kontrolleffizienz sicherlich weniger von den institutionellen Rahmenbedingungen, als vielmehr von der Integrität, der Zivilcourage und dem Selbstverständnis der kontrollierenden Akteure ab. Derartige „weiche Faktoren“ entziehen sich jedoch weitgehend der externen Überprüfung und sind damit durch Gesetze oder Kodizes nur schwer normierbar.

### **3.2 Untersuchungsgegenstand**

Das Ziel der vorliegenden Studie besteht darin, zu untersuchen, inwieweit sich die öffentliche Kritik an der Effizienz deutscher Aufsichtsräte empirisch bestätigen lässt. Die Annäherung an diese Fragestellung erfolgt über eine Analyse des von den Kontrolleuren praktizierten Absetzungsmechanismus.<sup>119</sup> Ausgehend von der Annahme, dass der Erfolg eines Unternehmens die Leistung der Führungskräfte reflektiert, müsste bei effizient arbeitenden Kontrollgremien die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Vorstand in weniger erfolgreichen Unternehmen höher ausfallen als in erfolgreichen Gesellschaften. Diese Überlegung impliziert einen negativen Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel und der Unternehmensleistung. Die Intensität der Korrelation zwischen beiden Größen ermöglicht Rückschlüsse auf den Einsatz disziplinierender Wechsel und damit auf die Qualität der Managementüberwachung durch den Aufsichtsrat. Weiterhin werden die Auswirkungen unternehmensspezifischer Charakteristika wie der Branchenzugehörigkeit, der Aktionärsstruktur und der Größe der Stichprobengesellschaften auf das Abhängigkeitsverhältnis von Wechselwahrscheinlichkeit

---

<sup>119</sup> Die Effizienzbeurteilung erfolgt dabei aus Sicht der (Kleinst-)Aktionäre.



und Performance analysiert. Außerdem erfolgt eine Betrachtung des Einflusses persönlicher Merkmale der Mandatsträger wie Alter, Vorstands- und Unternehmenszugehörigkeitsdauer auf die Interaktion von Turnover und Performance.

Neben den Bedingungen für einen Vorstandswechsel werden im Rahmen der Event-Study-Methode die Reaktionen der Kapitalmarktteilnehmer auf die Ankündigung personeller Veränderungen in den Vorständen untersucht. Die Analyse der Kurseffekte gibt Aufschluss darüber, wie der Kapitalmarkt die Auswirkungen der personellen Eingriffe des Kontrollgremiums auf die weitere Unternehmensentwicklung einschätzt. Die Kursanalyse trägt außerdem zur Klärung der Frage bei, ob, aus Sicht der Kapitalmarktteilnehmer, bei einem Wechsel der für den Unternehmensmisserfolg verantwortliche Entscheidungsträger abgesetzt wird oder ob nur ein beliebiges Vorstandsmitglied zur Besänftigung der Aktionäre geopfert wird.

## 4 Stand der Forschung

Dieses Kapitel gibt einen Überblick über bisherige Studien, die sich mit der Untersuchung von Auswechslungen von Vorstandsmitgliedern in den USA und Deutschland befassen. Einige der vorgestellten Arbeiten beinhalten lediglich die Analyse von Faktoren, die die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel in der Unternehmensführung bedingen, während andere Untersuchungen auch die infolge von Auswechslungen auftretenden Kurseffekte beschreiben. Die Ausführungen für den amerikanischen Kapitalmarkt beschränken sich aufgrund der Vielzahl der Studien, die sich sowohl hinsichtlich der methodischen Vorgehensweise als auch bezüglich der beobachteten Ergebnisse nur geringfügig unterscheiden, auf die Beschreibung einiger ausgewählter Werke, die für die nachfolgenden Analysen von besonderem Interesse sind.

### 4.1 Amerikanische Studien

Die ersten umfassenden Studien im wirtschaftswissenschaftlichen Bereich zum Thema Management Turnover stammen aus den 80er Jahren. Von besonderer Bedeutung für die zukünftige Forschung sind dabei die Arbeiten von COUGHLAN/SCHMIDT (1985) und REINGANUM (1985). Beide Untersuchungen beziehen sich auf den amerikanischen Markt. Während COUGHLAN/SCHMIDT (1985) untersuchen, inwieweit die Performance mit der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze zusammenhängt, befasst sich die Studie von REINGANUM (1985) mit der Analyse der Kapitalmarktreaktionen, die im Umfeld von personellen Veränderungen an der Unternehmensspitze auftreten.

COUGHLAN/SCHMIDT (1985) sehen in der Durchführung disziplinierender Managementwechsel eine Möglichkeit, die zwischen der Unternehmensführung und den Anteilseignern bestehenden Agency-Konflikte zu reduzieren. Zur Bestimmung der Bedeutung des Wechselmechanismus als Anreizinstrument in amerikanischen Gesellschaften analysieren die beiden Autoren CEO-Wechsel in 249 amerikanischen Aktiengesellschaften über den Zeitraum von 1977 bis 1980. Die Untersuchung zeigt, dass zwischen der Unternehmensperformance des vergangenen Wirtschaftsjahres, die über die marktberereinigte Aktienkursentwicklung gemessen wird, und der Wahrscheinlichkeit für einen

CEO-Wechsel ein signifikant negativer Zusammenhang besteht.<sup>120</sup> Demnach steigt die Wahrscheinlichkeit für eine personelle Veränderung an der Unternehmensspitze mit zunehmenden Performanceverschlechterungen. Allerdings fällt die Performancesensitivität recht gering aus.<sup>121</sup> Trotz der schwachen Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen den beiden Untersuchungsgrößen folgern COUGHLAN/SCHMIDT (1985) aus ihren Beobachtungen, dass disziplinierende CEO-Wechsel eine bedeutende Rolle im Rahmen der internen Managementkontrolle spielen. Eine Differenzierung der Stichprobe nach dem Alter der Vorstandsvorsitzenden zeigt, dass das Abhängigkeitsverhältnis zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance lediglich bei Betrachtung der CEO, die zum Rücktrittszeitpunkt jünger als 64 Jahre waren, signifikant negativ ausfällt. Bei Betrachtung der über 64jährigen Führungskräfte ist dagegen keine deutliche Korrelation zwischen den Analysevariablen erkennbar. Die Ergebnisse der altersbereinigten Untersuchung verdeutlichen nach COUGHLAN/SCHMIDT (1985), dass die Wahrscheinlichkeit Opfer eines disziplinierenden Eingriffs des Board zu werden für ältere Vorstandsvorsitzende, die ohnehin kurz vor der Pensionierung stehen, vergleichsweise gering ist.

Im Unterschied zu COUGHLAN/SCHMIDT (1985) analysiert REINGANUM (1985) nicht den Einfluss der Aktienkursentwicklung auf die Wechselwahrscheinlichkeit, sondern die Kurseffekte, die infolge der Ankündigung von Wechseln an der Unternehmensspitze auftreten. Die Untersuchung von REINGANUM (1985) bezieht sich auf die Zeitspanne von 1978 bis 1979. Die Stichprobenbasis bilden 667 börsennotierte amerikanische Gesellschaften, bei denen während der Untersuchungsperiode insgesamt 1.236 Wechsel auf der Position des CEO respektive des President erfolgen. Für die Kursanalyse werden die Wechsel nach der Herkunft der neuen Manager separiert. In der ersten Gruppe, die Wechsel mit einer unternehmensexternen Nachfolgeregelung umfasst, beobachtet REINGANUM (1985) signifikant positive Kursreaktionen auf die Wechselankündigung.

---

<sup>120</sup> Falls nicht explizit erwähnt, beziehen sich die hier vorgestellten Ergebnisse immer auf ein Signifikanzniveau von fünf Prozent.

<sup>121</sup> So steigt die Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel beispielsweise ausgehend von 7,7 Prozent bei einer marktberinigten Rendite von null Prozent lediglich um das 1,36-fache auf 10,5 Prozent, falls die marktberinigte Rendite des vergangenen Jahres bei rund -20 Prozent liegt.

Am Tag der Ankündigung liegt die durchschnittliche abnormale Rendite bei 1,46 Prozent. Im Fünftagesfenster nach der Bekanntgabe steigt sie auf 4,74 Prozent an. Bei den Fällen, bei denen die Neubesetzung der Führungspositionen unternehmensintern geregelt wird, treten dagegen keine signifikanten Kursreaktionen auf. Die Ergebnisse deuten nach REINGANUM (1985) darauf hin, dass die Kapitalmarktteilnehmer ausschließlich unternehmensexternen Nachfolgern zutrauen, verkrustete Unternehmensstrukturen aufzubrechen und die Ertragslage der Gesellschaft nachhaltig zu verbessern. In seinen Untersuchungen stellt REINGANUM (1985) weiterhin fest, dass in kleineren Unternehmen häufig unternehmensexterne Nachfolgeregelungen getroffen werden. Diese Beobachtung wird damit begründet, dass der Pool für die Auswahl geeigneter Kandidaten in kleinen Unternehmen geringer als in größeren Gesellschaften ist. Langfristige Kurseffekte werden von REINGANUM (1985) nicht untersucht.

WARNER/WATTS/WRUCK (1988) analysieren im ersten Teil ihrer Studie, inwieweit die Performance die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Topmanagement bedingt, wobei sie die Unternehmensgröße als Kontrollvariable berücksichtigen. Das Topmanagement umfasst dabei Führungskräfte mit dem Titel CEO, President und Chairman. Insgesamt werden 269 börsennotierte amerikanische Unternehmen über den Zeitraum von 1962 bis 1978 betrachtet.<sup>122</sup> Während die Performance über die marktberingte Aktienkursentwicklung gemessen wird, fungieren als Proxy für die Unternehmensgröße alternativ die Marktkapitalisierung und die Anzahl der Manager. Die Ergebnisse der Untersuchungen von WARNER/WATTS/WRUCK (1988) zeigen, dass auch bei Einbeziehung der Unternehmensgröße als Kontrollvariable das Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Topmanagement und der Performance negativ ausfällt. Deutliche Signifikanzen weisen dabei die Koeffizienten der Aktienkursentwicklung des laufenden und des vergangenen Kalenderjahres auf, wobei die Abweichung der Koeffizienten von null in beiden Fällen gering ist.<sup>123</sup> Unabhängig von der Wertentwicklung nimmt die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Topmanagement mit der Unternehmensgröße zu. Den Anstieg der Wechselwahrscheinlichkeit mit

---

<sup>122</sup> Die Auswahl der Stichprobengesellschaften erfolgte nach dem Zufallsprinzip.

<sup>123</sup> Der Koeffizient der Performancevariablen liegt bei -0,42 für das laufende und bei -0,36 für das vergangene Kalenderjahr.

der Unternehmensgröße erklären die drei Autoren mit unterschiedlichen, größenabhängigen personalpolitischen Gepflogenheiten, die allerdings nicht näher erläutert werden. Außerdem verweisen sie auf die Restriktionen des Analysemodells, die ebenfalls ursächlich für die Signifikanz der Größenvariablen sein könnten.<sup>124</sup> Inwieweit die Unternehmensgröße die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit beeinflusst, wird von den drei Autoren nicht überprüft.

Im zweiten Teil ihrer Arbeit untersuchen WARNER/WATTS/WRUCK (1988) im Rahmen der Event-Study-Methode die um den Tag der Ankündigung von Topmanagementwechseln auftretenden abnormalen Renditen. Im Unterschied zu REINGANUM (1985) können die drei Autoren um den Ankündigungstag keine signifikanten Kurseffekte nachweisen. Allerdings wird ein Anstieg der Streuung der Überrenditen um den Tag der Wechselbekanntgabe beobachtet. Die Zunahme der Volatilität verdeutlicht nach WARNER/WATTS/WRUCK (1988) den Informationsgehalt respektive die Kursrelevanz personeller Veränderungen im Topmanagement. Da die Kapitalmarktteilnehmer jedoch mit einigen Managementveränderungen positive und mit anderen negative Implikationen für die zukünftige Unternehmensentwicklung assoziieren, sind bei der durchgeführten Durchschnittsbetrachtung keine eindeutigen Kurstendenzen erkennbar.

WEISBACH (1988) analysiert die Beziehung zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance unter Berücksichtigung der Zusammensetzung des Board. Dabei soll überprüft werden, ob Outside Directors effizienter kontrollieren als Inside Directors. Als Performanceindikatoren fungieren die marktbereinigte Aktienkursentwicklung und das EBIT.<sup>125</sup> Die Stichprobenbasis bilden 367 börsennotierte Unternehmen. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich über die Jahre von 1974 bis 1983. Die Ergebnisse von WEISBACH (1988) deuten auf eine signifikant negative Korrelation zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel und der Aktienkursentwicklung des vergangenen Jahres hin. Die EBIT-Analysen weisen dagegen keine signifikanten Ergebnisse auf.<sup>126</sup>

---

<sup>124</sup> Vgl. zu einer genauen Darstellung der modellinhärenten Schwächen des Analysemodells die Ausführungen in Abschnitt 6.1.1.1.2.

<sup>125</sup> Zur Berücksichtigung der Größe der Stichprobenunternehmen wird das EBIT bei den Untersuchungen ins Verhältnis zur Bilanzsumme gesetzt.

<sup>126</sup> Soweit die Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab herangezogen wurde, erfolgte die Untersuchung quartalsweise. Bei der Einbeziehung der Veränderung des bilanziellen Gewinns als Performanceindikator bildeten Kalenderjahre die Untersuchungseinheit.

Die Resultate der Kurs- und EBIT-Untersuchungen zeigen nach WEISBACH (1988), dass die Aktienkursentwicklung bei der Beurteilung des Managements durch das Board eine bedeutendere Rolle als der bilanzielle Gewinn spielt. Die Ursache für die Dominanz der Kursentwicklung für die Managementevaluierung sieht WEISBACH (1988) in der höheren Manipulationsanfälligkeit bilanzieller Kennzahlen. Während sich Fehlentscheidungen des Managements relativ zeitnah in der Kursentwicklung zeigen, haben die Manager die Möglichkeit Missmanagement in der Bilanz durch geschickte Bilanzierung zu verschleiern. Die Folgen einer schlecht wirtschaftenden Unternehmensführung offenbaren sich dann erst Jahre später in der Bilanz. Die Untersuchungen von WEISBACH (1988) zeigen außerdem, dass CEOs in Gesellschaften, deren Boards mehrheitlich aus Outside Directors bestehen, bei einer schlechten Performance mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ausgewechselt werden als Vorstandschefs von Unternehmen mit insiderdominierten Boards. WEISBACH (1988) liefert damit einen empirischen Beleg für die in der amerikanischen Literatur weit verbreitete Auffassung, nach der Outside Directors das Management besser kontrollieren als Inside Directors.

Im Anschluss an die Analysen zum Abhängigkeitsverhältnis zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance untersucht WEISBACH (1988) die abnormalen Renditen, die infolge der Ankündigung von CEO-Wechseln auftreten. Die Kursanalysen indizieren durchweg positive Überrenditen um den Tag der Ankündigung, die aber nur geringfügig von null abweichen. So liegt die abnormale Rendite über die Periode von  $\pm 3$  Tagen um den Ereigniszeitpunkt gerade einmal bei 0,27 Prozent. In der Dreitagesperiode von  $\pm 1$  Tag um den Tag der Bekanntgabe beträgt die abnormale Rendite 0,35 Prozent. Die Eliminierung der Wechsel von CEOs, die im Alter zwischen 64 und 66 Jahren ausscheiden, führt zu einem geringen Anstieg der abnormalen Renditen auf 0,39 Prozent für den Sieben- respektive 0,54 Prozent für den Dreitageszeitraum. Die Zunahme der Kurseffekte in der altersbereinigten Stichprobe erklärt WEISBACH (1988) mit dem höheren Informationsgehalt von Rücktrittsankündigungen jüngerer CEOs. Während die turnusmäßigen Wechsel älterer CEOs kaum neue, bewertungsrelevante Informationen enthalten, verbinden die Kapitalmarktteilnehmer mit den Rücktrittsankündigungen jüngerer Vorstandschefs häufig Veränderungen in der Unternehmensstrategie.

DENIS/DENIS (1995) befassen sich in ihrer Studie mit den Performanceeffekten, die im Umfeld der Ankündigung von Wechseln im Topmanagement auftreten. Analysiert werden Effekte infolge von personellen Veränderungen auf der Position des CEO, des President und des Chairman. Als Stichprobenbasis fungieren 909 amerikanische Unternehmen, in denen über den Untersuchungszeitraum von 1985 bis 1988 insgesamt 1.480 Wechsel erfolgen. Um eine möglichst genaue Abgrenzung der Stichprobe zu gewährleisten, versuchen die Autoren zwischen freiwilligen und unfreiwilligen Wechseln zu differenzieren. Als unfreiwillig werden jene Wechsel klassifiziert, die nach Unternehmensangaben eindeutig auf schlechte Leistungen oder interne Konfliktsituationen zurückzuführen sind. Weiterhin werden der Gruppe der Auswechslungen jene Manager zugeordnet, die nach ihrer Amtsniederlegung keine andere Position in derselben Gesellschaft einnehmen und zum Zeitpunkt des Abgangs jünger als 64 Jahre sind. Alle übrigen Wechsel werden als freiwillig eingestuft. DENIS/DENIS (1995) untersuchen sowohl die Entwicklung der Aktienkursrenditen als auch die Veränderung des bilanziellen Gewinns im Umfeld der betrachteten Wechsel.<sup>127</sup>

Bei Betrachtung der Auswechslungen folgt die Aktienperformance im Jahr vor der Wechselankündigung einem deutlichen Abwärtstrend, der durch die Bekanntgabe einer personellen Veränderung im Topmanagement zumindest kurzfristig gestoppt werden kann. Die Kursreaktion liegt im Zweitageszeitraum um den Tag der Bekanntgabe bei 1,5 Prozent. In den sechs Folgemonaten setzt sich der vor dem Ereignistag beobachtete Kursrückgang jedoch fort. Der negative Kursverlauf im Nachankündigungszeitraum indiziert nach DENIS/DENIS (1995), dass die Kapitalmarktteilnehmer dem Board nicht zutrauen, einen neuen Manager zu finden, der fähig ist, die bisherige Unternehmensstrategie nachhaltig zu verbessern und vernachlässigtes Wertschöpfungspotenzial zu heben. Der bilanzielle Gewinn ist in dem Kalenderjahr vor der Ankündigung der Auswechslung ebenfalls rückläufig; allerdings steigt er, im Gegensatz zu den Aktienkursen, in dem Jahr nach dem Ereignis deutlich an. Für DENIS/DENIS (1995) ist es fraglich, ob der Gewinnanstieg auf langfristige Profitabilitätssteigerungen des betrieblich genutzten Vermögens zurückzuführen ist oder vielmehr aus einem drastischen Personalabbau und dem Verkauf unrentabler Wirtschaftsgüter resultiert. In der Gruppe der freiwilligen

---

<sup>127</sup> Zur Berücksichtigung der Größenunterschiede der einzelnen Stichprobengesellschaften wird der Gewinn ins Verhältnis zur Bilanzsumme gesetzt.

Wechsel treten unabhängig von dem gewählten Performancemaßstab keine signifikanten Effekte auf.

Abschließend stellen DENIS/DENIS (1995) fest, dass die Funktionsfähigkeit der internen Managementkontrolle durch das Board erheblich von der Aktivität des externen Übernahmemarkts beeinflusst wird. Diese Schlussbemerkung begründen die beiden Autoren damit, dass im Jahr vor der Ankündigung von Auswechslungen in 68 Prozent der beobachteten Fälle eine rege Kontrollaktivität externer Funktionsträger, wie der Kreditoren, der Großaktionäre oder potenzieller Übernehmer, vorlag. Aufgrund des enormen externen Drucks waren die Personalentscheidungen für das Board oft unausweichlich. Dass die interne Überwachung durch das Board auch bei einer vollständigen Isolierung dieses Gremiums funktionieren würde, bezweifeln die beiden Autoren.

MIKKELSON/PARTCH (1997) analysieren in ihrer Studie den Einfluss der Performance auf die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Topmanagement, wobei das Topmanagement den CEO, den President und den Chairman des Board umfasst. In den empirischen Auswertungen vergleichen die beiden Autoren die Intensität der Beziehung zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance während eines aktiven Übernahmemarktes von 1984 bis 1988 mit der Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses in der Periode von 1989 bis 1993 mit einem vergleichsweise inaktiven Übernahmemarkt.<sup>128</sup> Anknüpfend an die Studie von DENIS/DENIS (1995) liegt das Ziel der Studie von MIKKELSON/PARTCH (1997) darin, herauszufinden, ob die Managementkontrolle durch das Board tatsächlich nur bei latenten Übernahmedrohungen funktioniert. Die Stichprobenbasis bilden in beiden Untersuchungszeiträumen jeweils rund 200 Unternehmen, die während des Analysezeitraumes selbst nicht von einer Übernahme betroffen sind. Als Kontrollvariablen fungieren das Alter der Manager, die Größe des Board und die Bilanzsumme. Die Performance wird über die branchenbereinigte Aktienkursentwicklung und über bilanzielle Kenngrößen<sup>129</sup> gemessen. Dabei handelt es sich jeweils um Durchschnittswerte der vor dem Untersuchungszeitraum liegenden vier Jahre.

---

<sup>128</sup> Die Übernahmeaktivität wird dabei über die Zahl der durchgeführten Unternehmensübernahmen gemessen.

<sup>129</sup> Dabei werden folgende Kenngrößen herangezogen: Betriebsergebnis/Bilanzsumme und Jahresüberschuss/Bilanzsumme.



Im ersten Untersuchungsabschnitt mit einem aktiven Übernahmemarkt ist die Beziehung zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance, unabhängig von dem gewählten Performancemaßstab, signifikant negativ. Im zweiten Analysezeitraum beobachten MIKKELSON/PARTCH (1997) im Zuge des Rückgangs feindlicher Übernahmeaktivitäten eine deutliche Abnahme der Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit. Außerdem stellen die beiden Autoren fest, dass die Wechselwahrscheinlichkeit im zweiten Untersuchungsabschnitt von 1989 bis 1996 geringer ausfällt als in den ersten fünf Analysejahren. Die Kontrollvariablen beeinflussen mit Ausnahme des Alters, das sich erwartungsgemäß positiv auf die Höhe der Wechselwahrscheinlichkeit auswirkt, die Wechselhäufigkeit nicht.

Ihre Beobachtungen erklären MIKKELSON/PARTCH (1997) ähnlich wie DENIS/DENIS (1995) mit den Interdependenzen zwischen interner und externer Managementkontrolle. Allerdings weisen MIKKELSON/PARTCH (1997) einschränkend darauf hin, dass anhand ihrer Beobachtungen nicht abschließend geklärt werden kann, ob die Effizienzverluste bei der internen Managementkontrolle unmittelbar durch das rückläufige Engagement des externen Übernahmemarktes bedingt sind oder ob beide Entwicklungen in gleicher Weise durch andere makroökonomische Faktoren ausgelöst werden.

DENIS/DENIS/SARIN (1997) berücksichtigen in ihren Untersuchungen im Unterschied zu den bisher dargestellten Turnover-Performance-Analysen die Aktionärsstruktur der Stichprobenunternehmen. Insgesamt werden die Veränderungen auf der Position des CEO von 1.394 US-amerikanischen Gesellschaften in der Zeit von 1985 bis 1988 betrachtet. Als Performancevariable fungiert die marktbereinigte Aktienkursentwicklung. Die Ergebnisse der Untersuchung belegen die bereits in früheren Studien beobachtete negative Relation zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel und der Performance des vergangenen Kalenderjahres. Die Resultate zeigen weiterhin, dass sich die Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen beiden Größen mit der Zusammensetzung des Aktionärskreises verändert. So fällt die Performancesensitivität in Unternehmen mit einem Großaktionär, dessen Anteil bei mindestens fünf Prozent liegt und der nicht gleichzeitig in der Geschäftsführung der Gesellschaft tätig ist, stärker aus als in Gesellschaften ohne einen Paketbesitzer. Liegen die kumulierten Unternehmensanteile

le aller Officer und Direktoren zwischen fünf und 25 Prozent ist eine Reduktion der Performancesensitivität im Vergleich zur Ausgangssituation, in der die Führungskräfte keine wesentliche Beteiligung am Unternehmen halten, erkennbar. Bei einem Anstieg der Anteilskonzentration der Manager auf über 25 Prozent tritt überraschenderweise im Vergleich zur Ausgangssituation keine signifikante Veränderung auf. Die Performancesensitivität fällt auch dann schwächer aus, wenn die Position des CEO mit einem Mitglied der Gründerfamilie besetzt ist. DENIS/DENIS/SARIN (1997) folgern aus ihren Beobachtungen, dass die Existenz eines unternehmensfremden Großaktionärs die Effizienz der internen Managementkontrolle deutlich erhöht, während sich eine starke Anteilskonzentration in den Händen der Führungskräfte nachteilig auf die interne Managementüberwachung auswirkt. Wie bereits DENIS/DENIS (1995) und MIKKELSON/PARTCH (1997) beobachten die drei Autoren starke Kontrollaktivitäten von unternehmensfremder Seite im Vorfeld etlicher Wechsel.

PARRINO (1997) bezieht in seine Turnover-Performance-Analysen neben dem Alter der CEOs die Branchenzugehörigkeit der betrachteten Unternehmen als Kontrollvariable mit ein. Außerdem wird die Herkunft der „neuen“ Manager ermittelt, wobei zwischen unternehmensinternen und -externen Nachfolgern differenziert wird. Die Stichprobengrundlage bilden 626 börsennotierte Unternehmen. Der Untersuchungszeitraum umfasst die Jahre 1969 bis 1989. Zunächst stellt PARRINO (1997) fest, dass die ausgewechselten CEOs überwiegend durch Manager ersetzt werden, die dem Unternehmen vor der Berufung auf den Chefsessel noch nicht angehörten. Eine Erklärung für diese Beobachtung liegt nach Meinung des Autors darin, dass das Board externen Kandidaten eher zutraut, die bisherigen Unternehmenspraktiken und Geschäftsstrategien wertsteigernd zu reformieren.

Die Turnover-Performance-Analysen von PARRINO (1997) verdeutlichen einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel und der branchenbereinigten Performance der letzten 18 Monate, die sowohl über die Aktienkursentwicklung als auch über die Veränderung der Gesamtkapitalrendite gemessen wird. Dabei ist die Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses in homogenen Branchen, die sich aus Unternehmen mit ähnlichen Produktionstechnologien und

Absatzmärkten zusammensetzen, deutlich stärker als in heterogenen Sektoren.<sup>130</sup> In den homogenen Branchen werden CEOs außerdem unabhängig von der Performance häufiger ausgewechselt und überwiegend durch externe Führungskräfte ersetzt. Die unternehmensexternen Nachfolger kommen dabei meist aus der gleichen Branche. Die höhere Wechselhäufigkeit und die stärkere Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit in den homogenen Sektoren führt der Autor auf die zwischen den Branchenunternehmen bestehenden Parallelitäten zurück, die dem Board die Suche nach einem geeigneten Nachfolger und damit auch die Entscheidung über die Absetzung unfähiger Manager erleichtern. In heterogenen Branchen, die Gesellschaften mit unterschiedlichen Produktionstechnologien und Absatzmärkten umfassen, gestaltet sich die Suche nach einem geeigneten Nachfolger dagegen oft schwierig, da die Übertragung komparativer Vorteile selbst bei einem Beschäftigungswechsel innerhalb der Branche nicht ohne weiteres möglich ist. Das vergleichsweise geringe Angebot an Führungskräften mit nutzbaaren komparativen Vorteilen und die mit der Berufung von „geschäftsfeldunerfahrenen“ Managern verbundene Gefahr kostspieliger Fehlentscheidungen reduzieren nach PARRINO (1997) die Bereitschaft des Board disziplinierende Eingriffe durchzuführen. Einen weiteren Grund für die stärkere Performancesensitivität in den homogenen Branchen sieht der Autor in den vergleichsweise besseren Evaluationsmöglichkeiten. So ist eine Beurteilung der Managementleistung in homogenen Industrien durch einen direkten Vergleich der Wertentwicklung des eigenen Unternehmens mit der Performance ähnlich strukturierter Konkurrenzgesellschaften leichter möglich als in heterogenen Branchen.

LUMER (1997) untersucht personelle Veränderungen im Topmanagement von 231 US-amerikanischen, börsennotierten Unternehmen. Die Turnover-Performance-Analysen erstrecken sich über die Jahre von 1933 bis 1941 und beziehen sich damit auf eine Zeit, in der die Corporate Governance noch nicht von detaillierten Regelwerken und ausschweifenden wissenschaftlichen Disputen geprägt war. Im Gegensatz zu den bisher präsentierten Studien deuten die Ergebnisse von LUMER (1997) nicht auf die Existenz eines signifikanten Zusammenhanges zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der

---

<sup>130</sup> Die genaue Klassifizierung der Branchen als homogen respektive heterogen erfolgt auf Basis eines Vergleichs der Aktienkursentwicklungen der einzelnen Branchenunternehmen mit den Kursveränderungen der Branche und des Gesamtmarktes. Vgl. zu einer genauen Beschreibung des Verfahrens PARRINO (1997), S. 187-188.

marktberinigten Aktienkursentwicklung hin. Das Ergebnis ändert sich auch bei Einbeziehung zusätzlicher Kontrollvariablen, wie der Aktionärsstruktur, der Unternehmensgröße oder des Alters der Gesellschaft, nicht. Unabhängig von der vergangenen Wertentwicklung verzeichnen die Stichprobengesellschaften von LUMER (1997) tendenziell geringere Wechselhäufigkeiten als die Unternehmen der bisher dargestellten Arbeiten.

LUMER (1997) erklärt seine Beobachtungen damit, dass die Kontrollorgane in den dreißiger und vierziger Jahren eine schlechte Unternehmensentwicklung primär nicht auf Fehlentscheidungen des Managements, sondern vielmehr auf ungünstige externe Umstände zurückführten. Dementsprechend sahen die Kontrolleure bei unternehmerischen Schief lagen keinen Anlass personelle Veränderungen im Management vorzunehmen. Eine weitere Erklärung für die geringe Bedeutung der marktberinigten Performance als Einflussgröße für die Wechselwahrscheinlichkeit liegt nach LUMER (1997) darin, dass zum damaligen Zeitpunkt Informationen über die Wertentwicklung des Gesamtmarktes meist nur eingeschränkt verfügbar und außerdem sehr kostspielig waren. Folglich lagen dem Board oft keine Vergleichszahlen vor, die für die Evaluierung der Unternehmensführung hilfreich gewesen wären. Die Bewertung der Managementleistung erfolgte vielmehr anhand alternativer, subjektiver Kriterien, die meist nicht mit der Unternehmensperformance korrelierten.

MURPHY (1999) analysiert die Entwicklung der Intensität der Turnover-Performance-Relation über den Zeitraum von 1970 bis 1995. Die Stichprobenbasis bilden 7.922 im S&P 500 notierte Industrieunternehmen. Die Performance wird über die branchenberinigte Aktienkursrendite des vergangenen Kalenderjahres gemessen. Als Kontrollvariable fungiert das Alter der einzelnen Vorstandsmitglieder. Bei Betrachtung des gesamten Untersuchungszeitraumes stellt MURPHY (1999) einen negativen Zusammenhang zwischen der vergangenen Wertentwicklung und der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel fest. Der Einfluss der Performance auf die abhängige Variable fällt dabei zwar signifikant, betragsmäßig jedoch nur sehr schwach aus.<sup>131</sup> Eine Aufteilung des gesamten

---

<sup>131</sup> Der Koeffizient der Performancevariablen liegt bei -0,0188. Bezüglich der Interpretation dieses Ergebnisses sei darauf hingewiesen, dass MURPHY (1999) bei seinen empirischen Untersuchungen im Gegensatz zu den bisherigen Studien die OLS-Regression anwendet. Vgl. zu den Defiziten dieser Methode bei der Analyse von Wahrscheinlichkeiten die Ausführungen in Abschnitt 5.4.1.

Untersuchungszeitraumes in drei Teilperioden zeigt, dass die Turnover-Performance-Relation in den 80er-Jahren im Vergleich zum Zeitabschnitt von 1970 bis 1979 zunimmt, in den letzten fünf Jahren der Analyseperiode von 1990 bis 1995 aber wieder deutlich zurückgeht und nicht mehr signifikant ausfällt. Die Abnahme der Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses in den 90er-Jahren deutet nach MURPHY (1999) auf deutliche Leistungsabfälle in der Überwachungseffizienz des Board hin. Wirksame Arbeitsanreize sind von dem praktizierten Absetzungsmechanismus nach MURPHY (1999) nicht zu erwarten.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass, mit Ausnahme der Arbeit von LUMER (1997), alle hier präsentierten Studien für den amerikanischen Markt eine signifikant negative Beziehung zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Topmanagement und der Performance nachweisen. Auch die Einbeziehung unterschiedlicher Kontrollvariablen ändert an dem Gesamtergebnis nichts. Ob von dem praktizierten Absetzungsmechanismus tatsächlich wirksame Leistungsanreize ausgehen, ist aufgrund der durchweg geringen Intensität der Turnover-Performance-Relation fraglich. Die Tabelle auf den folgenden Seiten gibt einen kursorischen Überblick über die Merkmale und Ergebnisse der einzelnen Studien, wobei zusätzlich zu den bisherigen Ausführungen die jeweils angewandten Analysemodelle angegeben werden.<sup>132</sup>

---

<sup>132</sup> Auf eine Darstellung der Koeffizienten der einzelnen Performancevariablen wird aufgrund unterschiedlicher Berechnungsmethoden und unterschiedlicher Bezugszeiträume verzichtet.

Autor(en) (Publikationsjahr)	Anzahl der SPU / analysierte Wechsel	Zeitraum	Analysemodell(e)	Performance- maßstab / Kontrollvariablen	Untersuchungsergebnisse
COUGHLAN SCHMIDT (1985)	249 / CEO	1977- 1980	Logit- Modell	marktber. Aktienkurs- entwicklung / Alter	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance in der Gesamtstichprobe und in der Gruppe der unter 64-jährigen CEOs
REINGANUM (1985)  (Analyse von Kurseffekten)	667 / CEO bzw. President	1978- 1979	Marktmodell	marktber. Aktienkurs- entwicklung	Signifikant positive Kursreaktionen im Fünftageszeitraum um den Ankündigungstag bei unternehmensexterner Nachfolgeregelung; keine deutlichen Effekte bei interner Nachfolgeregelung
WARNER WATTS WRUCK (1988)	269 / CEO, President und Chairman	1962 - 1978	Logit- Modell / Marktmodell (für Kursanalysen)	marktber. Aktienkurs- entwicklung / Unternehmensgröße	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; signifikant positiver Einfluss der Unternehmensgröße auf die Wechselwahrscheinlichkeit; keine signifikanten Kurseffekte um den Ankündigungstag
WEISBACH (1988)	367 / CEO	1974- 1983	Logit- Modell / Marktmodell (für Kursanalysen)	marktber. Aktienkurs- entwicklung und EBIT / Zusammensetzung des Board	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance bei Heranziehung der Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab; mehrheitlich mit Outside Directors besetzte Boards kontrollieren schärfer; signifikante, aber schwache Kurseffekte um den Ankündigungstag
DENIS DENIS (1995)  (Analyse von Kurseffekten)	909 / CEO, President und Chairman	1985- 1988	Marktmodell / marktbereinigtes Modell	marktber. Aktienkurs- entwicklung und bilanzieller Gewinn	Bei Auswechslungen deutlich negative Effekte im Vorfeld der Ankündigung und schwache positive Reaktionen um den Ankündigungstag; bei freiwilligen Wechseln keine deutlichen Reaktionen
MIKKELSON PARTCH (1996)	200 / CEO, President und Chairman	1984- 1988  1989- 1993	Logit- Modell	branchenber. Aktienkurs- entwicklung und bilanzielle Größen / Alter, Anzahl der Boardmitglieder, Bilanzsumme	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; signifikant positiver Zusammenhang zwischen Alter und Wechselwahrscheinlichkeit; Performancesensitivität korreliert mit der Aktivität des externen Übernahmemarktes

(Fortsetzung Tabelle)

Autor(en) (Publikationsjahr)	Anzahl der SPU / analysierte Wechsel	Zeitraum	Analysemodell(e)	Performance- maßstab / Kontrollvariablen	Untersuchungsergebnisse
DENIS DENIS SARIN (1997)	1.394 / CEO	1985- 1988	Logit- Modell	marktber. Aktienkursentwicklung / Aktionärsstruktur	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; Zunahme der Performancesensitivität bei Existenz eines Großaktionärs; Abnahme der Performancesensitivität bei einer Anteilskonzentration zwischen 5 % und 25 % bei Führungskräften
PARRINO (1997)	626 / CEO	1969- 1989	Logit- Modell	branchenber. Aktienkursentwicklung und Gesamtkapitalrendite / Branchenzugehörigkeit und Alter	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; höhere Wechselwahrscheinlichkeiten und deutlichere Performancesensitivitäten in homogenen Branchen; positiver Einfluss des Alters auf die Wechselwahrscheinlichkeit
LUMER (1997)	231 / CEO, Präsident und Chairman	1933- 1941	Logit- Modell	marktber. Aktienkursentwicklung / Kontrollstruktur, Unternehmensgröße, Alter der Gesellschaft, Dauer der Vorstandszugehörigkeit	Kein signifikanter Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance
MURPHY (1999)	7.922 / CEO	1970- 1995	OLS- Regression	branchenber. Aktienkursentwicklung	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance, der während der Jahre 1990 bis 1995 am schwächsten ausfällt

**Tab. 1: Überblick über bisherige Studien zum Thema Management Turnover für den amerikanischen Kapitalmarkt**

## 4.2 Deutsche Studien

Im Unterschied zu der Vielzahl von Studien zum Thema Management Turnover für die USA existieren nur wenige Arbeiten, die sich mit der Analyse von personellen Veränderungen in deutschen Vorständen befassen. Die erste umfassende Studie zur Fluktuation von Vorstandsmitgliedern in deutschen Unternehmen stammt von POENSGEN/LUKAS (1982). Die beiden Autoren untersuchen im Rahmen eines rein deskriptiven Ansatzes, inwieweit bestimmte Eigenschaften der Vorstandsmitglieder und der Gesellschaften die Wechselhäufigkeit beeinflussen. Bei den Untersuchungen wird zwischen Unternehmen unterschiedlicher Größe sowie zwischen jungen, mittleren und alten Branchen differenziert. Als Proxy für die Unternehmensgröße fungiert der Jahresumsatz. Ferner wird die weitere berufliche Entwicklung der ausgeschiedenen Vorstandsmitglieder betrachtet. Die Stichprobenbasis bilden 629 deutsche Aktiengesellschaften. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich über die Jahre von 1961 bis 1975.

POENSGEN/LUKAS (1982) stellen fest, dass die Wechselrate pro Jahr in allen drei Branchenkategorien über den gesamten Untersuchungszeitraum bei durchschnittlich zehn Prozent liegt. Die Wechselhäufigkeit korreliert dabei weder mit dem durchschnittlichen Berufungsalter noch mit dem Durchschnittsalter der Vorstandsmitglieder zum Beobachtungszeitpunkt. Je größer ein Unternehmen ist, desto seltener sind die amtierenden Vorstandsmitglieder älter als 65 Jahre. Mit zunehmender Größe der Gesellschaft steigen außerdem der Mittelwert des Alters der ausscheidenden Führungskräfte und das durchschnittliche Berufungsalter. Die Ergebnisse weiterer Korrelationsanalysen zeigen, dass die Beziehung zwischen Wechselhäufigkeit und Unternehmensperformance in allen Untersuchungsgruppen signifikant negativ ausfällt. Die Performance wird dabei über bilanzielle Kennziffern<sup>133</sup> gemessen. Den Einfluss der Unternehmensgröße oder der Branchenzugehörigkeit auf die Turnover-Performance-Sensitivität überprüfen POENSGEN/LUKAS (1982) nicht. Eine Betrachtung der weiteren Karrieren der ausgeschiedenen Vorstandsmitglieder zeigt, dass lediglich 22 Prozent der Manager in den folgenden drei Jahren eine leitende Stellung in einem anderen Unternehmen innehaben. Dabei ist die Wahrscheinlichkeit eine neue Führungsposition zu erlangen für jüngere

---

<sup>133</sup> Dabei handelt es sich um die branchenbereinigte Eigenkapitalrendite und die branchenbereinigte Gesamtkapitalrendite.



Manager deutlich höher als für ältere Führungskräfte. Für eine abschließende Bewertung der Studie von POENSGEN/LUKAS (1982) sei auf den umfangreichen Datensatz hingewiesen, der die Aussagekraft der Ergebnisse unterstreicht. Als Manko der Arbeit erweisen sich die empirischen Untersuchungen, in denen lediglich Korrelationskoeffizienten bestimmt werden und keine detaillierten statistischen Analysen erfolgen. Die fehlende Betrachtung der Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab stellt ein weiteres Defizit der Arbeit von POENSGEN/LUKAS (1982) dar.

KAPLAN (1994A) untersucht in seinen Turnover-Performance-Analysen Vorstands- und Aufsichtsratswechsel in 42 deutschen Unternehmen unter Berücksichtigung der Aktionärsstruktur.<sup>134</sup> Den Untersuchungszeitraum bilden die Jahre 1981 bis 1989. Über einen Vergleich der Ergebnisse für den deutschen Markt mit den Resultaten aus einer früheren Untersuchung von KAPLAN (1994B) für die Vereinigten Staaten erfolgt eine Effizienzbeurteilung der unterschiedlichen Corporate-Governance-Systeme beider Länder. In den empirischen Analysen wird die Performance sowohl über die marktberinigte Aktienkursentwicklung als auch über marktberinigte bilanzielle Kenngrößen, wie das Umsatzwachstum oder die Veränderung der Gesamtkapitalrendite, gemessen. Die Ergebnisse der empirischen Auswertungen verdeutlichen, dass zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Vorstand und der Aktienkursentwicklung des vor dem Beobachtungszeitpunkt liegenden Kalenderjahres ein signifikant negativer Zusammenhang besteht, der allerdings relativ schwach ausfällt.<sup>135</sup> Die Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses nimmt zu, wenn nur die Vorstandsvorsitzenden betrachtet werden.<sup>136</sup> Zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und den bilanziellen Kenngrößen besteht durchweg kein signifikanter Zusammenhang. Einen Einfluss der Aktionärsstruktur auf die Ausprägung der Performancesensitivitäten kann KAPLAN (1994A) nicht nachweisen. Ein Vergleich der Beobachtungen für Deutschland mit den Ergebnissen für den amerikanischen Markt

---

<sup>134</sup> Bei den Stichprobengesellschaften handelt es sich um die größten deutschen Unternehmen im Jahr 1980. Die Stichprobe besteht aus 37 börsennotierten Aktiengesellschaften und fünf GmbHs.

<sup>135</sup> Der Koeffizient der Performancevariablen beträgt -0,080.

<sup>136</sup> Der Koeffizient der Performancevariablen in Höhe von -0,110 ist allerdings lediglich bei Zugrundelegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent signifikant.

zeigt, dass die Wechselhäufigkeit in den deutschen Stichprobenunternehmen unabhängig von der vergangenen Wertentwicklung geringer als in den USA ausfällt; die Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance ist in beiden Ländern dagegen ähnlich. Aus seinen Beobachtungen folgert KAPLAN (1994A), dass die Effizienz der internen Managementkontrolle im marktorientierten US-amerikanischen Corporate-Governance-System im Vergleich zum bankenorientierten deutschen Corporate-Governance-System weder deutlich besser noch erheblich schlechter ausfällt.

Die Aufsichtsratsanalysen von KAPLAN (1994A) weisen bei Heranziehung der Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab einen signifikanten negativen Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Aufsichtsrat und der Performance auf. Dieses Ergebnis zeigt nach KAPLAN (1994A), dass bei einer unterdurchschnittlichen Aktienkursentwicklung die Kontrollaktivitäten von unternehmensexterner Seite zunehmen und personelle Veränderungen im Aufsichtsrat erfolgen.

Ein Nachteil der Studie von KAPLAN (1994A) ist der geringe Stichprobenumfang von 42 Unternehmen, der die Aussagekraft der Ergebnisse erheblich beeinträchtigt und keine repräsentativen Aussagen für den Gesamtmarkt zulässt.<sup>137</sup> KAPLAN (1994A) empirische Untersuchungen leiden außerdem darunter, dass der Autor in seine Turnover-Analysen kapitalmarkt- und bilanzorientierte Performancekennziffern gleichzeitig einbezieht; somit ignoriert er die Gefahr erheblicher Verzerrungen der Ergebnisse bedingt durch die starken Korrelationen zwischen den einzelnen Performancegrößen.

Der Vollständigkeit wegen sei darauf hingewiesen, dass KAPLAN im Jahr 1995 eine weitere Arbeit für den deutschen Markt veröffentlichte. Auf eine Darstellung dieser Studie wird jedoch verzichtet, da der Untersuchungsaufbau und die Ergebnisse weitgehend der Arbeit von KAPLAN (1994A) entsprechen.

---

<sup>137</sup> Mittelgroße und kleine Unternehmen finden bei KAPLAN (1994A) keine Berücksichtigung.

Die Studie von SCHRADER/LÜTHE (1995) befasst sich mit der Analyse von personellen Veränderungen auf der Position des Vorstandsvorsitzenden. Im Unterschied zu den bisher vorgestellten Studien untersuchen SCHRADER/LÜTHE (1995) nicht die Turnover-Performance-Beziehung, sondern ermitteln, inwieweit die Eigentumsverhältnisse, die Unternehmensgröße<sup>138</sup> und die Bindung des Vorstandsvorsitzenden an das Unternehmen die Wechselwahrscheinlichkeit beeinflussen. Die Bindung des Vorstandsvorsitzenden an das Unternehmen wird durch die Art der Berufung (intern oder extern) operationalisiert. Als Stichprobenbasis fungieren 32 deutsche Aktiengesellschaften. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich über die Jahre von 1965 bis 1993. Insgesamt beobachteten SCHRADER/LÜTHE (1995) während der Analyseperiode 57 Wechsel, die in Abhängigkeit von der Ausscheidungsursache<sup>139</sup> in drei Gruppen kategorisiert werden. Für die Kategorisierung der Wechsel wird zwischen unabwendbaren<sup>140</sup>, erzwungenen und freiwilligen Abgängen differenziert. Der ersten Gruppe ordnen SCHRADER/LÜTHE (1995) 49 Prozent der Rücktritte zu, 25 Prozent der Abgänge klassifizieren die beiden Autoren als unfreiwillig und die restlichen 26 Prozent als freiwillig.

Die Ergebnisse der Untersuchungen der freiwilligen und der erzwungenen Wechsel weisen darauf hin, dass die Wechselwahrscheinlichkeit bei Existenz eines Anteilseigners, der mindestens 25 Prozent des Aktienkapitals hält, signifikant höher ausfällt als in Gesellschaften ohne einen Großaktionär. Die Unternehmensgröße korreliert negativ mit der Wechselwahrscheinlichkeit. Folglich ist die Gefahr einer Entlassung sowohl in Gesellschaften mit einem Paketbesitzer als auch in kleinen Unternehmen unabhängig von der vergangenen Performance vergleichsweise höher. Die Ergebnisse lassen nach Meinung von SCHRADER/LÜTHE (1995) unterschiedliche Interpretationen zu. Die Beobachtungen könnten zum einen implizieren, dass die Führungskräfte in großen Gesellschaften sowie in Firmen mit einem hohen Streubesitzanteil nicht ausreichend kontrolliert werden und selbst dann nicht ausgewechselt werden, wenn es unter Effizienzgesichtspunkten nötig wäre. Zum anderen könnten die Resultate darauf hindeuten, dass kleine Firmen sowie institutionell kontrollierte Unternehmen Führungskräfte oft zu leichtfertig entlassen oder durch restriktive Regelungen die Autonomie des Vorstandsvorsitzenden

---

<sup>138</sup> Die Unternehmensgröße wird dabei über den Jahresumsatz gemessen.

<sup>139</sup> Die jeweiligen Ausscheidungsgründe wurden über eine systematische Dokumentenanalyse ermittelt.

<sup>140</sup> Dabei handelt es sich um Pensionierungen, Todesfälle oder gesundheitsbedingte Rücktritte.

stark einschränken und dadurch die natürliche Fluktuationsrate erhöhen. Welchem Erklärungsansatz der Vorzug zu geben ist, wird von den beiden Autoren nicht abschließend geklärt. Die Analysen von SCHRADER/LÜTHE (1995) zeigen ferner, dass die Wechselwahrscheinlichkeit für intern berufene Vorstandsvorsitzende geringer ausfällt als für extern berufene Vorstandschefs.

Kritisch ist bezüglich der Untersuchung von SCHRADER/LÜTHE (1995) anzumerken, dass die Auswahl der Fälle so erfolgte, dass im Hinblick auf eine spätere Kategorisierung der Stichprobenelemente in die jeweiligen Teilstichproben eine Mindestanzahl pro Gruppe gewährleistet war. Eine derartige Unternehmensauswahl erscheint unter statistischen Gesichtspunkten willkürlich und führt möglicherweise zu einer Veränderung der Ergebnisse der Grundgesamtheit in die von den Autoren gewünschte Richtung. Ein weiterer Nachteil der Arbeit von SCHRADER/LÜTHE (1995) besteht darin, dass die Performance bei den Wechselanalysen vollständig vernachlässigt wird. Gerade für die Interpretation der Ergebnisse wäre eine Performancebetrachtung außerordentlich hilfreich.

TEWILDT (1996) untersucht in seinen Turnover-Performance-Analysen die Effizienz des Aufsichtsrats hinsichtlich der Kontrolle des Vorstandsvorsitzenden respektive des Vorstandssprechers anhand einer Analyse von 568 börsennotierten Unternehmen. Die Gesellschaften werden zunächst in drei Gruppen aufgeteilt: Banken, Versicherungen und sog. „non-financials“.<sup>141</sup> Anschließend erfolgt eine Definition der relevanten Wechsel. Zunächst werden für die erste Stichprobe alle personellen Veränderungen auf der Position des Vorstandsvorsitzenden als relevantes Ereignis klassifiziert. In der zweiten Stichprobe erfolgt eine Eliminierung von Todesfällen und Pensionierungen.<sup>142</sup> Außerdem finden diejenigen Wechsel keine Berücksichtigung, bei denen der Manager nach seinem Rücktritt eine bessere Position in einer anderen Gesellschaft einnimmt.<sup>143</sup> In der dritten, vollständig bereinigten Stichprobe wird als zusätzlicher Ausschlussgrund das Alter der ausgewechselten Manager herangezogen. Keine Beachtung finden dabei zusätzlich zu den in der zweiten Stichprobe ausgeschlossenen Fällen Wechsel von solchen

---

<sup>141</sup> Bei den „non-financials“ handelt es sich um Unternehmen, die nicht dem Finanzsektor angehören.

<sup>142</sup> Als Informationsbasis werden die offiziellen Unternehmensmitteilungen herangezogen.

<sup>143</sup> Eine Erklärung dafür, nach welchen Kriterien beurteilt wird, ob die neue Position besser als die alte ist, liefert TEWILDT (1996) nicht.

Führungskräften, die zum Rücktrittszeitpunkt 64 oder 65 Jahre alt waren. Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich über die Jahre von 1986 bis 1991. Obwohl TEWILDT (1996) zu Beginn seiner Arbeit auf die Manipulationsanfälligkeit von Bilanzkennzahlen hinweist, zieht er als Performancemaßstab nicht Aktienkurse, sondern die um die Branchenentwicklung bereinigte Eigenkapitalrendite heran. Die Wahl der Eigenkapitalrendite als Performancemaßstab fällt auch im Hinblick auf die vom Autor in der Einleitung formulierte Zielsetzung der Arbeit, nach der die Effizienz des Aufsichtsrates unter dem Shareholder-Value-Aspekt untersucht werden soll, überraschend aus.<sup>144</sup>

Die Ergebnisse der empirischen Untersuchungen weisen in den drei Gruppen Banken, Versicherungen und „non-financials“ auf eine negative Beziehung zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Performance des letzten Geschäftsjahres hin. Die in den drei Teilstichproben beobachteten Performancesensitivitäten unterscheiden sich kaum. Weitere Analysen zeigen, dass die Turnover-Performance-Relation in allen drei Gruppen bei Zugrundelegung der unbereinigten Stichprobe am schwächsten ausfällt. Die deutlichsten Performancesensitivitäten treten in der vollständig bereinigten Stichprobe auf. Die Unternehmensgröße, die über die Bilanzsumme gemessen wird, hat nur dann einen signifikant negativen Einfluss auf die Wechselwahrscheinlichkeit, wenn die Performance nicht als Erklärungsvariable in die Untersuchungsgleichung miteinbezogen wird. Die Betrachtung der Eigenkapitalrendite nach einem Wechsel an der Unternehmensspitze verdeutlicht, dass die Performance in den ersten zwei Jahren nach einem Wechsel in allen drei Untersuchungsgruppen kontinuierlich ansteigt.<sup>145</sup>

---

<sup>144</sup> Die Wahl der Bilanzkennziffer als Performancemaßstab resultiert aus der etwas missverständlichen Vorgehensweise von TEWILDT (1996), der als Maßstab für die Beurteilung der Leistung des Managements weniger eine möglichst objektive Kennziffer sucht, sondern vielmehr einen Maßstab zu finden versucht, der mit hoher Wahrscheinlichkeit tatsächlich vom Aufsichtsrat zur Evaluierung der Leistung des Managements herangezogen wird. So begründet der Autor seine Entscheidung gegen die Einbeziehung der Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab damit, dass der Aufsichtsrat bei der Einschätzung der Unternehmensperformance nur mit einer sehr geringen Wahrscheinlichkeit auf die Aktienkursentwicklung rekurriert. Vgl. TEWILDT (1996) S. 63-64 und S. 67.

<sup>145</sup> Ob es sich dabei um nachhaltige Wertsteigerungen handelt oder ob die Bilanzgrößen durch Gestaltung der Bilanzierung kurzfristig zu Lasten nachfolgender Jahre „geschönt“ wurden, bleibt fraglich.

Die bisher ausführlichste Studie zum Thema Management Turnover in Deutschland stammt von SALOMO (2001A).<sup>146</sup> SALOMO (2001A) analysiert den Zusammenhang zwischen dem Wechsel einer Spitzenführungskraft und dem Unternehmenserfolg in deutschen börsennotierten Aktiengesellschaften mit Ausnahme von Banken und Versicherungen.<sup>147</sup> Der Untersuchungszeitraum erstreckt sich über die Jahre von 1987 bis 1997. Insgesamt werden 501 Wechsel in 301 Unternehmen beobachtet. Als Performancevariable fungiert die Gesamtkapitalrendite. SALOMO (2001A) versucht die Wechsel in freiwillige, unfreiwillige und unabdingbare Fälle zu kategorisieren. Als Informationsquellen für die Bestimmung der Wechselursachen dienen Presseartikel und die Ergebnisse von Unternehmensbefragungen. Für Wechsel, die auf diese Art und Weise nicht klassifiziert werden können, werden zusätzliche Angaben wie das Alter der ausgewechselten Führungskräfte oder die Frist, innerhalb welcher ein Wechsel absehbar war, herangezogen. Kritisch ist bezüglich der von SALOMO (2001A) angewandten Vorgehensweise zur Kategorisierung der Wechsel anzumerken, dass keine objektive Klassifizierung der Ereignisse nach den tatsächlichen Wechselursachen gewährleistet ist. Während die Ergebnisse von Presserecherchen von der auswertenden Person abhängen und damit oft spekulativer Natur sind<sup>148</sup>, besteht bei Unternehmensangaben die Gefahr einer systematischen Verzerrung der Ergebnisse, da die wahren Wechselursachen aus Prestige Gründen oft verschleiert werden<sup>149</sup>. Ferner ist bezüglich des Ansatzes von SALOMO (2001A) festzustellen, dass keine einheitlichen Klassifizierungsregeln für alle Wechsel zugrunde gelegt werden und in strittigen Fällen äußerst spekulative Annahmen getroffen werden müssen.

In der Gruppe der unfreiwilligen Wechsel beobachtet SALOMO (2001A) in den zwei Jahren vor dem Wechsel einen kontinuierlichen Rückgang der Gesamtkapitalrendite. Eine signifikante Performanceverbesserung zeigt sich erst im zweiten Jahresabschluss

---

<sup>146</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass LEKER/SALOMO (2000) bereits im Jahr 2000 eine Studie zum Thema Management Turnover publizierten, die der Arbeit von SALOMO (2001A) in Aufbau und Inhalt weitgehend entspricht und deshalb in diesem Abschnitt nicht näher erläutert wird.

<sup>147</sup> Banken und Versicherungen werden aufgrund ihrer von Industrieunternehmen abweichenden Bilanzstrukturen aus der Stichprobe herausgenommen.

<sup>148</sup> So werden beispielsweise 71 von 317 Fällen von den beiden von SALOMO (2001A) beauftragten Auswertern unterschiedlich eingestuft.

<sup>149</sup> Lediglich in 30 von 211 bearbeiteten Fragebögen werden Differenzen über die Geschäftspolitik als Wechselursache angegeben.

unter der neuen Führungskraft. Im Vergleich zur Kontrollgruppe<sup>150</sup> weisen Unternehmen mit einem unfreiwilligen Wechsel während des gesamten Betrachtungszeitraumes von  $\pm 2$  Jahren um das Ereignis im Durchschnitt signifikant niedrigere Erfolgswerte auf. Zwischen dem Unternehmenserfolg und der Wahrscheinlichkeit für eine Auswechslung an der Unternehmensspitze besteht ein signifikant negativer Zusammenhang. Die Untersuchung des Einflusses der Aktionärsstruktur zeigt, dass mit einer Zunahme des Anteils institutioneller Anleger die Wechselwahrscheinlichkeit steigt. Während sich die Vorstandsgröße positiv auf den Wechsel auswirkt, beeinflusst die Unternehmensgröße die Wechselwahrscheinlichkeit negativ. Die unterschiedlichen Vorzeichen der beiden Größenvariablen, die sich für den Leser nicht intuitiv erschließen, werden von SALOMO (2001A) nicht näher erläutert. Aus seinen Beobachtungen in der Gruppe der unfreiwilligen Wechsel folgert SALOMO (2001A), dass der Aufsichtsrat die Entscheidung über einen Wechsel des Vorstandschefs an die Entwicklung des Unternehmenserfolgs knüpft. In der Gruppe der unabdingbaren Wechsel, die insbesondere pensionsbedingte Fälle umfassen, und in der Teilstichprobe der freiwilligen Wechsel sind weder vor noch nach einem Wechsel der Spitzenführungskraft signifikante Performanceeffekte erkennbar.

Positiv hervorzuheben ist bei den Studien von TEWILDT (1996) und SALOMO (2001A) die umfangreiche Anzahl der analysierten Gesellschaften. Der große Stichprobenumfang erklärt, warum lediglich die Veränderungen an der Unternehmensspitze und nicht alle im Vorstand erfolgten Wechsel untersucht werden. Als nachteilig erweist sich allerdings die Heranziehung bilanzorientierter Performancegrößen, die zumindest kurzfristig vom Management im eigenen Interessen innerhalb bestimmter Spielräume gestaltet werden können.

Zusammenfassend lässt sich zu den bisherigen deutschen Studien zum Thema Management Turnover feststellen, dass in allen Arbeiten ein signifikant negativer Zusammenhang zwischen der vergangenen Unternehmensperformance und der Wahrschein-

---

<sup>150</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Kontrollgruppe nicht alle Fälle umfasst, in denen kein Wechsel erfolgt. SALOMO (2001A) stellt die Vergleichsgruppe vielmehr so zusammen, dass die Anzahl der betrachteten Elemente weitestgehend dem Umfang der Wechselgruppe entspricht. Diese Vorgehensweise birgt die Gefahr einer systematischen Verzerrung der Ergebnisse in sich, da die Wechselfälle in den Analysen im Vergleich zur Grundgesamtheit tendenziell übergewichtet werden.

lichkeit für einen Managementwechsel nachgewiesen wird. Dabei berücksichtigt lediglich KAPLAN (1994A) die Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab. Persönliche Charakteristika der Vorstandsmitglieder, wie deren Alter zum Rücktrittszeitpunkt oder die Dauer der Unternehmenszugehörigkeit, spielen als potenzielle Prädiktorvariablen in den bisherigen Studien für Deutschland nur eine untergeordnete Rolle. Dies gilt auch für die Aktionärsstruktur und für zeitliche Aspekte. Außerdem erfolgt in keiner der präsentierten Studien eine umfassende Analyse der Performancesensitivitäten durch die Einbeziehung entsprechender Interaktionsvariablen.

Die folgende Tabelle enthält einen Überblick über die wichtigsten Merkmale und die Ergebnisse der bisherigen Studien für den deutschen Markt.

Autor(en) (Publikationsjahr)	Anzahl der SPU / analysierte Wechsel	Zeitraum	Analysemodell	Performancemaßstab / Kontrollvariablen	Untersuchungsergebnisse
POENSGEN (1982)	629 / Gesamtvorstand	1961- 1975	Korrelationsanalyse	branchenber. bilanzielle Kennzahlen / Branchenzugehörigkeit und Unternehmensgröße	Signifikant negative Korrelation zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; keine Korrelation zwischen jährlicher Fluktuationsrate und dem Durchschnittsalter aller Vorstandsmitglieder
KAPLAN (1994A)	42 / VV, Gesamtvorstand, Aufsichtsrat	1981- 1989	OLS-Regression	marktber. Aktienkursentwicklung, Umsatzwachstum, Gesamtkapitalrendite / Aktionärsstruktur	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance (Vorstand und Aufsichtsrat); Abhängigkeitsverhältnis in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden am stärksten; kein Einfluss der Aktionärsstruktur auf Performancesensitivitäten
SCHRADER / LÜTHE (1995)	32 / VV	1965- 1993	Probit-Analyse	kein Performancemaßstab / Aktionärsstruktur, Unternehmensgröße, Verbundenheit	Wechselwahrscheinlichkeit bei Existenz eines Großaktionärs vergleichsweise höher; Unternehmensgröße und Verbundenheit mit dem Unternehmen korrelieren negativ mit Wechselwahrscheinlichkeit



(Fortsetzung Tabelle)

Autor(en) (Publikationsjahr)	Anzahl der SPU / analysierte Wechsel	Zeitraum	Analysemodell	Performance- maßstab / Kontrollvariablen	Untersuchungsergebnisse
TEWILDT (1996)	568 / VV	1986- 1991	Logit- Analyse	branchenber. Eigenkapital- rendite / Branche, Unter- nehmensgröße	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; ähnliche Performancesensitivitäten in allen Branchen; signifikant negativer Einfluss der Unternehmensgröße auf die Wechselwahrscheinlichkeit
SALOMO (2001A)	ca. 503 / VV	1987- 1997	Logit- Analyse	Gesamtkapital- rendite / Aktionärsstruktur, Unternehmensalter, Größe	Signifikant negativer Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance; Unternehmensalter und -größe korrelieren negativ mit Wechselwahrscheinlichkeit; Wechselwahrscheinlichkeit steigt mit institutionellem Anteilsbesitz; Performanceverbesserungen nach unfreiwilligen Wechseln

**Tab. 2: Überblick über bisherige Studien zum Thema Management Turnover für den deutschen Kapitalmarkt**

## 5 Einführung in die empirische Untersuchung

Der empirische Teil dieser Arbeit befasst sich mit der Analyse der personellen Veränderungen in den Vorständen der DAX100-Gesellschaften während der Jahre 1994 bis 2001. Dabei werden sowohl die Wechsel von Vorstandsvorsitzenden als auch die Wechsel im Gesamtvorstand untersucht. Die folgende Einführung in die empirische Untersuchung enthält neben einer Beschreibung der Datenbasis Angaben über das Untersuchungsdesign und die Analysemethoden.

### 5.1 Darstellung der Datenbasis

#### 5.1.1 Datenauswahl

Für die Bestimmung der Stichprobenbasis wurden zunächst alle Unternehmen ermittelt, die zu einem beliebigen Zeitpunkt während der Jahre 1994 bis 2001 dem DAX100 angehörten.<sup>151</sup> Dabei wurden auch solche Gesellschaften berücksichtigt, die die Indexkriterien in den einzelnen Untersuchungsjahren noch nicht bzw. nicht mehr erfüllten. Von einer Beschränkung der Auswahl auf die „überlebenden“ gesunden Unternehmen, die dem DAX100 über den gesamten Zeitraum angehörten, wurde abgesehen, um die Gefahr eines Stichprobenbias zu vermeiden. Für die Einbeziehung der ermittelten 166 Indexwerte in die Stichprobe musste eine geschlossene Kursreihe über mindestens zweieinhalb Jahre vor dem Zeitpunkt der erstmaligen Berücksichtigung vorliegen, um einen ausreichend langen Performancezeitraum für die empirischen Untersuchungen sicherzustellen. Die Zahl der Stichprobenunternehmen reduzierte sich dadurch auf 144.

Da das Hauptaugenmerk der vorliegenden Studie auf der Untersuchung der Effizienz interner Überwachungsmechanismen liegt, wurden in Anlehnung an frühere Studien Gesellschaften aus der Stichprobe eliminiert, bei denen der Großaktionär während des

---

<sup>151</sup> Der DAX100 enthält die 100 in Bezug auf Marktkapitalisierung und Umsatzstärke bedeutendsten deutschen, an der Frankfurter Wertpapierbörse variabel gehandelten Unternehmen. Beim DAX100 handelt es sich um einen grundkapitalgewichteten Index, der sowohl als Performance- als auch als Kursindex berechnet wird. Die DAX100 Gesellschaften umfassen über 85 Prozent des gesamten Grundkapitals inländischer börsennotierter Aktiengesellschaften und gewährleisten damit eine hohe Repräsentativität der Ergebnisse. Zu weiteren Ausführungen über den DAX100 vgl. DEUTSCHE BÖRSE (2000) und DEUTSCHE BÖRSE (2001). Anzumerken ist, dass die Stichprobe vor der Neuordnung der deutschen Aktienindizes zum 24.03.2003 festgelegt wurde.

Untersuchungszeitraumes wechselte.<sup>152</sup> Die Entfernung aus der Stichprobe erfolgte dabei jeweils zum 01. Januar des Kalenderjahres der Ankündigung eines Kontrollwechsels. Ein Delisting oder die Bekanntgabe der Insolvenz führten ebenfalls zum Ausschluss der betroffenen Gesellschaften. Ferner wurden Unternehmen, die im Zuge eines Beherrschungs- und Gewinnabführungsvertrages, einer Eingliederung oder einer Verschmelzung<sup>153</sup> ihre Leitung einer anderen Gesellschaft unterstellten oder als eigenständiger Rechtsträger untergingen, aus der Stichprobe gestrichen. Der Ausschluss der von einem Delisting, einer Insolvenz oder dem Abschluss eines der oben genannten Unternehmensverträge betroffenen Unternehmen erfolgte zum 01. Januar des vor dem jeweiligen Ereignisdatum liegenden Kalenderjahres.<sup>154</sup> Die mindestens einjährige Vorlaufzeit wurde gewählt, um eine Verzerrung der Untersuchungsergebnisse durch Performanceeffekte, die von den beschriebenen Ereignissen ausgehen, zu vermeiden.

Aufgrund der Vorgehensweise bei der Selektion der Stichprobenergebnisse unterscheiden sich die Betrachtungszeiträume der einzelnen Stichprobenunternehmen. Somit variiert die Zahl der in den einzelnen Untersuchungsjahren einbezogenen Gesellschaften. Aus Tab. 3 wird ersichtlich, dass die Anzahl der in die Untersuchung einbezogenen Stichprobenunternehmen zwischen 112 im Jahr 1994 und 86 im Jahr 2000 rangiert.<sup>155</sup>

Jahr	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Anzahl der Unternehmen	112	110	109	102	98	92	86	90

**Tab. 3: Anzahl der Stichprobenunternehmen in den jeweiligen Untersuchungsjahren**

<sup>152</sup> Ausgeschlossen wurden dabei jene Gesellschaften, bei denen der neue Großaktionär mindestens 30% der Stimmrechte an der Gesellschaft erwarb und vor dem Wechsel nicht wesentlich, d. h. mit weniger als fünf Prozent, beteiligt war. Die Kontrollschwelle von 30% wurde in Anlehnung an frühere Studien und an das WpÜG, das grundsätzlich ein Pflichtangebot des Bieters an die Aktionäre der Zielgesellschaft bei Überschreiten einer Beteiligungsquote von 30% vorsieht, gewählt. Die Grenze wurde nicht niedriger gesetzt, um den Stichprobenumfang nicht zu stark zu reduzieren und dadurch die Aussagekraft der Ergebnisse zu beeinträchtigen. Anzumerken bleibt jedoch, dass Aktionäre bereits bei Erreichen geringerer Anteilskonzentrationen enorme Einflussmöglichkeiten haben. Variationen der Stichprobenbasis in den empirischen Untersuchungen haben gezeigt, dass sich die Ausprägungen der Analyseergebnisse nicht wesentlich ändern, wenn die Kontrollschwelle für den Ausschluss von Unternehmen bis auf 5% herabgesetzt wird. Des Weiteren sei darauf hingewiesen, dass eine exakte Trennung der Auswirkungen interner und externer Kontrollmechanismen aufgrund der bestehenden Interpendenzen kaum möglich ist; vgl. dazu auch die Ausführungen in Abschnitt 2.2.

<sup>153</sup> Vgl. zu den einzelnen Unternehmensverträgen §§ 291, 319 AktG sowie § 2 UmwG.

<sup>154</sup> Bei den Unternehmensverträgen wurde dabei als Ereignisdatum der Tag des Handelsregistereintrags gewählt.

<sup>155</sup> Tab. 28 im Anhang enthält eine ausführliche Darstellung der einzelnen Stichprobengesellschaften.

Im Anschluss an die Abgrenzung der Stichprobe wurden die personellen Veränderungen in den Vorständen der Stichprobenunternehmen anhand der Geschäftsberichte und der Hoppenstedt Aktienführer bestimmt.<sup>156</sup> Insgesamt lagen 611 Wechsel vor, wobei in 110 Fällen der Vorstandsvorsitzende respektive Vorstandssprecher betroffen war.<sup>157</sup> Soweit möglich wurden für die einzelnen Wechsel die Ankündigungstermine und die Ausscheidungsursachen ermittelt.<sup>158</sup> Als Informationsbasis fungierten führende Tageszeitungen<sup>159</sup>, online verfügbare Nachrichtendienste und Unternehmensmitteilungen. Da in der vorliegenden Untersuchung insbesondere die unfreiwilligen, vom Aufsichtsrat initiierten Wechsel interessieren, wurde der Versuch unternommen die einzelnen Sachverhalte in Abhängigkeit von den Ursachen des Ausscheidens in freiwillige und unfreiwillige Wechsel zu gruppieren. Allerdings erwies sich die Klassifizierung der Wechsel als problematisch, da die Unternehmen in vielen Fällen versuchten, die wahren Rücktrittsgründe zu verschleiern. So wurde in den offiziellen Mitteilungen häufig von einer „Aufhebung des Vertrages in gegenseitigem Einvernehmen“ gesprochen, während in der Presse über Unstimmigkeiten im Vorstand oder schlechte Managementleistungen berichtet wurde. Die Vermutung liegt nahe, dass Klauseln wie „der Wechsel erfolgte auf eigenen Wunsch des Vorstandsmitglieds“ oder „im gegenseitigen Einvernehmen“ in den offiziellen Mitteilungen als euphemistische Verkleidung des tatsächlichen Entlassungsgrunds dienen, um Fehlentscheidungen bei der Besetzung der Vorstandsposten zu verschleiern und dem Ruf des Unternehmens nicht zu sehr zu schaden. Oftmals wird von Seiten der Gesellschaft auch vollständig auf eine Darlegung der Rücktrittsursachen verzichtet. Die folgende Tabelle enthält eine Übersicht über die offiziellen Gründe der 611 beobachteten Wechsel:<sup>160</sup>

---

<sup>156</sup> Die Wechsel stellvertretender Vorstandsmitglieder wurden dabei nicht berücksichtigt.

<sup>157</sup> Bei Unternehmen ohne Vorstandsvorsitzenden wurde der Vorstandssprecher als Vorsitzender eingestuft.

<sup>158</sup> Der Ankündigungstermin wurde als Ereignistag gewählt, um Verzerrungen der Untersuchungsergebnisse durch potenzielle Ankündigungseffekte zu vermeiden. Bei den Fällen, bei denen kein vor dem Wechseltermin liegender Ankündigungstermin ermittelt werden konnte, wurde der Wechseltermin als Ereignistag herangezogen.

<sup>159</sup> Recherchiert wurde in der FAZ, der Börsenzeitung, dem Handelsblatt und der Financial Times Deutschland.

<sup>160</sup> Für die Klassifizierung der Wechsel wurden zunächst die Unternehmensmitteilungen herangezogen. Falls von Unternehmensseite keine Angaben zur Wechselursache erfolgten, fungierten die führenden Tageszeitungen und online verfügbare Nachrichtendienste als zusätzliche Informationsquellen. Spekulationen über potenzielle Austrittsgründe wurden bei der Ermittlung der Wechselursachen jedoch nicht berücksichtigt.

Wechselgründe	Anzahl	%-Anteil
unfreiwilliger Wechsel	27	4%
auf eigenen Wunsch	75	12%
im gegenseitigen Einvernehmen	58	9%
Ruhestand	160	26%
gesundheitliche Gründe	10	2%
Tod	6	1%
sonstiger Grund	29	5%
keine Angaben	246	40%

**Tab. 4: Offizielle Begründungen für personelle Veränderungen im Vorstand**

Die Darstellung verdeutlicht, dass lediglich rund vier Prozent der Wechsel von Seiten der Gesellschaft als unfreiwillig deklariert wurden.<sup>161</sup> Aufgrund der vorherrschenden Tendenz aus Prestige Gründen die wahren Gründe für einen Wechsel zu verheimlichen, ist es unwahrscheinlich, dass dieser geringe Prozentsatz dem tatsächlichen Anteil entspricht. Insgesamt 21 Prozent der Fälle erfolgten offiziell „auf eigenen Wunsch“ oder „im gegenseitigen Einvernehmen“. Bei rund 28 Prozent der beobachteten Sachverhalte handelte es sich um alters- oder gesundheitsbedingte Wechsel. In rund 40 Prozent der Fälle äußerten sich die Gesellschaften offiziell überhaupt nicht zur Ursache der personellen Veränderungen im Management.

Da aufgrund der Verschleierungstaktiken der Unternehmen in vielen Fällen über die wahren Gründe der Managementwechsel nur spekuliert werden kann und damit eine objektive Differenzierung zwischen freiwilligen und unfreiwilligen Rücktritten faktisch nicht möglich ist, werden für die empirischen Untersuchungen zunächst alle Wechsel mit Ausnahme der sechs Todesfälle als relevant klassifiziert.<sup>162</sup> Dabei werden vorerst auch die nach offiziellen Unternehmensangaben gesundheits- und altersbedingten Wechsel berücksichtigt, da nicht ausgeschlossen werden kann, dass auch bei diesen Wechseln die wahren Ursachen für die personellen Veränderungen verschleiert werden

<sup>161</sup> Bei unfreiwilligen Wechseln handelt es sich um jene Fälle, bei denen auf unterschiedliche Auffassungen bezüglich der zukünftigen Geschäftspolitik oder auf vergangene Fehlentscheidungen hingewiesen wurde.

<sup>162</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass bei den Wechseln nicht überprüft wurde, ob der Anstellungsvertrag der Manager vorzeitig gekündigt wurde. Man könnte annehmen, dass lediglich bei einer vorzeitigen Vertragsauflösung ein unfreiwilliger Rücktritt vorliegt. Allerdings ist diese Annahme recht spekulativ, da die Aufsichtsräte auch bei erzwungenen Wechseln in Anbetracht der hohen Abfindungssummen den Rücktrittstermin häufig auf das Ende der Vertragslaufzeit legen.

sollten. Im weiteren Verlauf der empirischen Untersuchung erfolgt allerdings eine Gruppierung der Wechsel nach dem Alter der Führungskräfte, die zumindest eine approximative Differenzierung der einzelnen Sachverhalte in freiwillige und unfreiwillige Wechsel ermöglicht.

Neben den Ankündigungsterminen der Wechsel und den Austrittsursachen wurden spezifische persönliche Charakteristika der betrachteten Vorstandsmitglieder, wie Geburtsdaten und die Dauer der Unternehmens- und Vorstandszugehörigkeit ermittelt. Dafür wurden Fragebögen an die Stichprobenunternehmen versandt, in denen um die Angabe der jeweiligen Informationen gebeten wurde. Da etliche Gesellschaften eine Herausgabe der Daten verweigerten, wurde die Informationsbeschaffung durch eine umfangreiche Recherche in diversen Datenbanken komplettiert.<sup>163</sup>

### 5.1.2 Beschreibung der Stichprobe

Die betrachteten Stichprobenunternehmen werden während des Untersuchungszeitraums von 1994 bis 2001 im Schnitt von fünf Vorstandsmitgliedern geleitet; der Median liegt bei 4,7. Die durchschnittliche Vorstandsgröße verläuft über die Analyseperiode relativ konstant. Während sich das Management im Jahr 1994 im Durchschnitt aus sechs Mitgliedern zusammensetzt, reduziert sich der Durchschnittswert während des Zeitabschnittes 1995 bis 2001 auf fünf Vorstandsmitglieder.

Ein Großteil der Stichprobenunternehmen gehört dem Sektor der produzierenden Industrie (Machinery & Industrials)<sup>164</sup> an, wie eine Einteilung der Stichprobe in neun Branchen zeigt.<sup>165</sup> Der Anteil der Industrieunternehmen an der Gesamtstichprobe liegt während des Analysezeitraumes durchweg über 20 Prozent.<sup>166</sup> Die geringste Gewichtung mit rund vier Prozent verzeichnet während der ersten Jahre des Untersuchungszeit-

---

<sup>163</sup> Für die Recherche wurden die Geschäftsberichte der Stichprobengesellschaften, die Datenbank GBI, die Hoppenstedt Aktienführer der Jahre 1978 bis 2002, das Munzinger Archiv für publizistische Arbeiten und die Reihe „Leitende Männer und Frauen der Wirtschaft“ herangezogen.

<sup>164</sup> Die Klammerausdrücke enthalten die offizielle Branchenbezeichnung der Deutschen Börse.

<sup>165</sup> Die Branchenzuordnung erfolgt dabei nach den Angaben der Deutschen Börse, die den Gesamtmarkt für die Berechnung der Branchenindizes des DAX100 in neun Sektoren unterteilt. Vgl. dazu DEUTSCHE BÖRSE (2002), S. 7.

<sup>166</sup> Tab. 29 im Anhang enthält einen Überblick über die Branchengewichtung während der einzelnen Analysejahre.

raumes von 1994 bis 1997 der Versicherungssektor (Insurance). Von 1999 bis 2001 nimmt der Energieversorgungs- und Telekommunikationsbereich (Utilities & Telecommunications) mit rund zwei Prozent den kleinsten Anteil ein. 1998 sind die Technologieunternehmen (Software & Technology) mit rund vier Prozent in der Minderheit. Grundsätzlich korrespondiert die Branchengewichtung in der Stichprobe weitgehend mit der ursprünglichen Gewichtung der einzelnen Sektoren im DAX100. Die Selektionskriterien für die Auswahl der Stichprobengesellschaften führen damit zu keiner wesentlichen Beeinträchtigung der Marktrepräsentativität der Stichprobe im Vergleich zum DAX100.

Eine Betrachtung der Aktionärsstruktur der Stichprobenunternehmen zeigt, dass dem Eigentümerkreis von rund 95 Prozent der Gesellschaften wenigstens ein Großaktionär mit einem Anteilsbesitz von mindestens fünf Prozent angehört. Bei rund 23 Prozent der Unternehmen hält die Gründerfamilie ein Aktienpaket von mindestens fünf Prozent, während Banken und Versicherungen im Schnitt bei 38 Prozent der Gesellschaften wesentlich beteiligt sind.<sup>167</sup> Für die Bestimmung der Beteiligungsverhältnisse wurde die Aktionärsstruktur der Stichprobenunternehmen zum Ende der einzelnen Untersuchungsjahre herangezogen.<sup>168</sup> Die Anteilskonzentrationen wurden dabei für das zurückliegende Kalenderjahr als konstant unterstellt.<sup>169</sup>

## **5.2 Untersuchungsdesign**

In den empirischen Untersuchungen wird über Quer- und Längsschnittbetrachtungen zunächst analysiert, inwieweit die Performance die Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel bedingt. Über die Einbeziehung von Interaktionsvariablen erfolgt an-

---

<sup>167</sup> Bei den angegebenen Prozentzahlen handelt es sich um Mittelwerte, die über die Gesellschaften und über die Untersuchungsjahre bestimmt wurden. Tab. 30 im Anhang enthält eine Darstellung der Durchschnittswerte für die einzelnen Untersuchungsjahre.

<sup>168</sup> Die Ermittlung der Aktionärsstruktur erfolgte auf Basis von Stimmrechtsanteilen in Anlehnung an die Angaben in den Hoppenstedt Aktienführern der Jahre 1994 bis 2002 und in den Geschäftsberichten. In der Regel entsprechen die Stimmrechtsanteile den Kapitalanteilen. Mehrstimmrechte sowie Höchststimmrechte wurden mit Inkrafttreten des KonTraG zum 01.05.1998 abgeschafft und sind gemäß § 12 II AktG heute nicht mehr zulässig. Ausnahmeregelungen bestehen lediglich für Einzelfälle, bei denen die Einführung der Aktien mit Mehrstimmrechten vor dem 30.04.1998 liegt.

<sup>169</sup> Anzumerken ist, dass die Offenlegungspflicht für Beteiligungsquoten ab fünf Prozent gemäß § 21 I, Ia WpHG sowie § 41 II WpHG erst seit Einführung des Wertpapierhandelsgesetzes zum 01.01.1995 gilt. Die Daten für das Jahr 1994 basieren auf freiwilligen Unternehmensangaben. Weiterhin sei darauf hingewiesen, dass die Offenlegungspflicht bei Erfüllung bestimmter Voraussetzungen, die in § 23 WpHG geregelt sind, entfällt. Folglich handelt es sich bei den ermittelten Beteiligungsquoten lediglich um Untergrenzen.

schließlich eine Untersuchung der Auswirkungen der Branchenzugehörigkeit, der Aktionärsstruktur und der Unternehmensgröße auf die Ausprägung der Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit.<sup>170</sup> In weiteren Modellvarianten wird der Einfluss persönlicher Merkmale der Mandatsträger auf die Untersuchungsgrößen überprüft. Abschließend erfolgt eine Analyse der Kursreaktionen im Umfeld von Vorstandswechseln.

In den einzelnen Untersuchungen werden jeweils zwei Stichproben betrachtet. Während in der ersten Stichprobe die Wechsel auf der Position des Vorstandsvorsitzenden als relevantes Ereignis klassifiziert werden, erfolgt in der zweiten Gruppe die Einbeziehung aller personellen Veränderungen im Vorstand.<sup>171</sup> Die gesonderte Analyse der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden soll Aufschluss darüber geben, ob die Wahrscheinlichkeit, bei einer schlechten Performance entlassen zu werden, bei Betrachtung der Vorstandsvorsitzenden höher ausfällt als bei Betrachtung des Gesamtvorstands.<sup>172</sup> Ferner ermöglicht die Untersuchung der Vorsitzendenposten, die weitgehend den amerikanischen CEO-Posten entsprechen<sup>173</sup>, einen Vergleich der Ergebnisse der vorliegenden Arbeit mit den Resultaten amerikanischer Studien, in denen primär CEO-Wechsel analysiert werden.

Sowohl in der Stichprobe *Vorstandsvorsitz* als auch in der Gruppe *Gesamtvorstand* werden zunächst alle jeweils relevanten personellen Veränderungen mit Ausnahme der Todesfälle berücksichtigt, bevor eine weitere Differenzierung der Wechsel nach dem Alter der Vorstandsmitglieder erfolgt. Die altersbereinigten Teilstichproben enthalten

---

<sup>170</sup> Dabei werden die jeweiligen Interaktionseffekte aus Gründen einer besseren Übersichtlichkeit und einer verständlicheren Interpretationsfähigkeit einzeln analysiert.

<sup>171</sup> In der Stichprobe *Gesamtvorstand* werden die Vorstandsvorsitzenden in Anlehnung an frühere Studien ebenfalls berücksichtigt.

<sup>172</sup> Die Ergebnisse der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden sind zur Ableitung von Aussagen zur Effizienz der Aufsichtsräte besser geeignet als die Beobachtungen in der Gruppe *Gesamtvorstand*, da Wechsel an der Unternehmensspitze in den meisten Fällen von den Kontrolleuren initiiert werden. Anregungen für den Austausch „normaler“ Vorstandsmitglieder stammen dagegen häufig vom Vorstandschef.

<sup>173</sup> Vgl. dazu auch die Ausführungen in Abschnitt 3.1.3. Ein entsprechendes Pendant für den Gesamtvorstand ist in amerikanischen Gesellschaften, bei denen das Board sowohl Führungs- als auch Kontrollorgan ist, nicht zu finden.



lediglich Wechsel von Managern, die zum Austrittszeitpunkt jünger als 62 Jahre alt waren.<sup>174</sup> Die Bereinigung der Stichprobe nach dem Alter soll zumindest eine approximative Abgrenzung der unfreiwilligen, performanceinduzierten Wechsel ermöglichen. Nach der Altersbereinigung reduziert sich die Anzahl der Wechsel in der Unterstichprobe *Vorstandsvorsitz* von 110 auf 82 und in der Gruppe *Gesamtvorstand* von 605 auf 479. Bei der Analyse der Kurseffekte im Umfeld von Vorstandswechseln werden ebenfalls zunächst lediglich die Vorstandsvorsitzenden betrachtet, bevor alle Vorstandsmitglieder in die Untersuchung miteinbezogen werden.

### **5.3 Operationalisierung der Unternehmensperformance**

In der vorliegenden Arbeit fungiert die Unternehmensperformance als Indikator für die Leistung der Vorstandsmitglieder. Wenngleich der Erfolg einer Gesellschaft auf den Arbeitseinsatz aller Mitarbeiter zurückzuführen ist, wird er größtenteils durch die Leistung der Vorstandsmitglieder und dabei insbesondere durch die Qualität des Vorstandsvorsitzenden geprägt. Die Effizienz des Managements wirkt sich nach ROSEN (1992) auf die Arbeitsweise der unteren Hierarchiestufen aus, die die Leistung des Vorstandsgremiums gewissermaßen reproduzieren. Die Performance ist damit ein geeigneter Maßstab für die Qualität des Vorstands. Allerdings können die Vorstandsmitglieder mit Ausnahme des Vorstandschefs, der das Führungsgremium faktisch leitet und dadurch den größten Einfluss auf die Unternehmensabläufe ausübt, nur als Team bewertet werden. Aussagen über die Fähigkeiten einzelner Vorstandsmitglieder sind auf Basis der Performance aus externer Sicht nicht möglich. Folglich tragen die nachstehenden Turn-over-Performance-Analysen für die Gruppe *Gesamtvorstand* zwar zur Klärung der Frage bei, ob der Aufsichtsrat bei einer unterdurchschnittlichen Performance aktiv wird. Sie geben aber keinen Aufschluss darüber, ob bei einem Revirement auf der Chefetage auch tatsächlich das für die Misere verantwortliche Vorstandsmitglied ausgewechselt wird.

---

<sup>174</sup> Die Altersgrenze wurde in Anlehnung an die Ergebnisse einer Kienbaum Studie festgesetzt, nach denen Vorstände und Führungskräfte deutscher Unternehmen bei ihrem Eintritt in den Ruhestand 62 Jahre und älter sind; vgl. KIENBAUM (2004). Wechsel von Managern, für die das Alter nicht vorlag, wurden in der bereinigten Stichprobe nicht eliminiert, um einen Stichprobenbias zu vermeiden. In der Unterstichprobe *Vorstandsvorsitz* fehlten die Altersangaben von vier der insgesamt 110 ausgewechselten Führungskräfte. In der Gruppe *Gesamtvorstand* stand das Geburtsjahr von 32 der mit Ausnahme der Todesfälle ausgewechselten 605 Mandatsträger nicht zur Verfügung.

Wie bereits in den Ausführungen zur anreizkompatiblen Managerentlohnung in Abschnitt 2.2.2 erläutert wurde, werden zur Bestimmung der Unternehmensperformance in der wissenschaftlichen Literatur unterschiedliche Größen herangezogen. Am häufigsten finden dabei Aktienkurse und spezielle Bilanzkennzahlen Anwendung.<sup>175</sup>

Für die Bestimmung bilanzieller Kennziffern wird der Bestand des Unternehmens an Vermögen und Kapital zu einem bestimmten Stichtag zugrunde gelegt. Die bilanziellen Ansatzwerte beruhen auf vergangenen Geschäftsvorfällen. Bei Anwendung der Bilanzierungsvorschriften des HGB<sup>176</sup> finden erwartete Wertsteigerungen nach dem Anschaffungswert- und dem Realisationsprinzip keine Beachtung. Verluste werden dagegen nach dem Imparitätsprinzip auch dann berücksichtigt, wenn sie noch nicht realisiert sind, sich jedoch bereits am Bilanzstichtag abzeichnen.<sup>177</sup> Der Vergangenheitsbezug und die vorsichtige Bewertung bei der Bilanzaufstellung gelten als Hauptkritikpunkte rechnungswesenorientierter Erfolgsmaße. Kritik wird auch an den legalen Bilanzierungsspielräumen geübt, die dem Management große diskretionäre Gestaltungsfreiheiten bei der Bilanzaufstellung einräumen.<sup>178</sup> Eklatante Fehlentscheidungen können durch geschickte Bilanzierungstaktiken zumindest vorübergehend verschleiert werden.<sup>179</sup> Negative Auswirkungen der Geschäftspolitik zeigen sich dann erst in den Bilanzen zukünftiger Geschäftsjahre, wenn die Herstellung eines unmittelbaren Bezugs zu den verantwortlichen Entscheidungsträgern nicht mehr möglich ist. Die Vergangenheitsorientierung, die vorsichtige Bewertung und die Manipulationsanfälligkeit sprechen gegen die Einbeziehung bilanzieller Kennziffern als Maßstab für die Leistung des Managements.<sup>180</sup>

---

<sup>175</sup> Vgl. etwa BALLWIESER/SCHMIDT (1981), S. 662 ff. oder ROSEN (1992), S. 199 ff..

<sup>176</sup> Die Ausführungen zu den Bilanzierungsvorschriften orientieren sich an den HGB-Regelungen, da internationale Rechnungslegungsstandards während des Untersuchungszeitraumes nur eine untergeordnete Rolle spielten.

<sup>177</sup> Vgl. zu den einzelnen Bilanzierungsgrundsätzen EISELE (1993), S. 30-31 sowie die einschlägigen Regelungen des HGBs.

<sup>178</sup> Vgl. WINTER (2001), S. 505 und WINTER (2003B), S. 122.

<sup>179</sup> Vgl. DEANGELO (1987), HAUSCHILDT (1977), S. 660, KÜTING (1993), S. 172, LEKER/SALOMO (1998), S. 168 ff. und REINGANUM (1985), S. 50.

<sup>180</sup> Außerdem wäre bei der Einbeziehung von Bilanzkennzahlen eine simultane Untersuchung von Industrie- und Finanzunternehmen aufgrund unterschiedlicher Bilanzstrukturen nicht möglich.

Neben Bilanzgrößen wird zur Bestimmung der Unternehmensperformance häufig die Aktienkursentwicklung herangezogen. Aktienkurse reflektieren den abdiskontierten Wert der in Zukunft von den Kapitalmarktteilnehmern im Unternehmen erwarteten Erträge pro Aktie. Im Gegensatz zu Bilanzkennzahlen sind zukünftige Chancen und Risiken gleichermaßen im Kurs eskomptiert. Die Manipulationsanfälligkeit von Aktienkursen ist zumindest bei weit gestreuten Titeln im Vergleich zu bilanziellen Größen deutlich geringer.<sup>181</sup> Die weitgehend unverzerrte Darstellung der langfristigen Unternehmensentwicklung<sup>182</sup>, die eine zeitnahe Evaluation der Managementleistung ermöglicht, spricht für die Anwendung des marktwertorientierten Erfolgsmaßes in der vorliegenden Studie.<sup>183</sup> Auch im Hinblick auf die Zielsetzung dieser Studie, nach der die Effizienz des Aufsichtsrates aus Sicht der (Kleinst-)Aktionäre beurteilt werden soll, ist die Kursentwicklung der geeigneteren Performancemaßstab, da in dieser Größe der Grad der Zielerfüllung der Manager aus Sicht der Anteilseigner am ehesten zum Ausdruck kommt<sup>184</sup>.

Es sei darauf hingewiesen, dass auch bei Aktienkursen die Gefahr einer Verzerrung der Analyseergebnisse besteht. Dies ist dann der Fall, wenn die Wechselankündigung von den Kapitalmarktteilnehmern antizipiert wird und damit bereits vor der eigentlichen Bekanntgabe im Kurs verarbeitet ist. Eine stichprobenartige Untersuchung der Kurse liefert jedoch keine deutlichen Anzeichen für eine Antizipation der Ankündigungen. Im Hinblick auf die Zielsetzung der Studie und aufgrund der mit der Aktienkursentwicklung verbundenen Vorteile wird in den empirischen Untersuchungen der marktwertorientierten Erfolgsmessung gegenüber der bilanzwertorientierten Performanceberechnung

---

<sup>181</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass auch bei Aktienkursen ein gewisses Manipulationsrisiko besteht. Allerdings ist das Ausmaß dieses Problems bei Aktienkursen vergleichsweise gering. Vgl. dazu etwa CONYON (1998), S. 486-488 oder MURPHY/ZIMMERMANN (1993), S. 284-285.

<sup>182</sup> Bei den untersuchten Gesellschaften handelt es sich größtenteils um marktweite Titel, so dass die Gefahr manipulativer Kurseinflüsse relativ gering ist.

<sup>183</sup> Die Bedeutung der Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab zeigt sich auch darin, dass die Validität neu entwickelter Performancemesssysteme meist über deren Korrelation mit der Kursentwicklung überprüft wird. Vgl. dazu etwa CLINTON/CHEN (1998), DHALIWAL/SUBRAMANYAM/TREZEVANT (1999), GARVEY/MILBOURN (2000), S. 2 oder VINCENT (1999).

<sup>184</sup> Vgl. WENGER (1987), S. 226.

der Vorzug gegeben.<sup>185</sup> Um die Performancegröße hinsichtlich des Einflusses unterschiedlicher Ausgangsniveaus der einbezogenen Kursentwicklungen zu kontrollieren, werden nicht die Kurse an sich, sondern die Kursrenditen betrachtet.

Als Basis für die Renditeberechnung fungieren die täglichen Kursdaten  $S_t$ , die nach der opération blanche um alle aus der Aktie abfließenden Rechte bereinigt werden.<sup>186</sup> Da die unternehmensspezifischen Kursrenditen auch von externen, nicht von der Geschäftsleitung beeinflussbaren Faktoren geprägt werden<sup>187</sup>, erfolgt eine weitere Bereinigung der Wertpapierrenditen um die Entwicklung eines Vergleichsportfolios. Die bereinigte Performancegröße ermöglicht einen besseren Rückschluss auf die Leistung der Entscheidungsträger. Formal stellt sich die Berechnung der marktberinigten Performancegröße wie folgt dar:<sup>188</sup>

$$(1) \quad r_{i[q_x, q_y]} = \frac{S_{iq_y} - S_{iq_x}}{S_{iq_x}}$$

$$(2) \quad Perf_{i[q_x, q_y]} = r_{i[q_x, q_y]} - r_{m[q_x, q_y]}$$

---

<sup>185</sup> Von einer simultanen Einbeziehung markt- und rechnungswesenorientierter Erfolgsgrößen in die Untersuchungsgleichungen, wie sie etwa von HOLMSTRÖM (1979) oder SALOMO (2001B) vorgeschlagen wird, wird abgesehen, um das Auftreten starker Kollinearitäten zwischen den unabhängigen Größen und damit verbundene Beeinträchtigungen der Maximum-Likelihood-Schätzungen möglichst zu vermeiden. Ferner ist auch die mit kombinierten Performancegrößen einhergehende Egalisierung unterschiedlicher Entwicklungen von Bilanz- und Marktgrößen, die von HOLMSTRÖM (1979) als großer Vorteil kombinierter Performancegrößen angesehen wird, aufgrund der zumindest im kurzfristigen Betrachtungszeitraum bestehenden Bilanzmanipulationsmöglichkeiten in der vorliegenden Studie nicht wünschenswert.

<sup>186</sup> Bei der opération blanche wird unterstellt, dass sämtliche aus einer Aktie abfließenden Zahlungen sofort wieder in das gleiche Papier reinvestiert werden. Vgl. für eine ausführlichen Beschreibung dieser Bereinigsmethode DFDB (1991), S. 4.

<sup>187</sup> Dabei handelt es sich etwa um die allgemeine wirtschaftliche Lage, die Zinsentwicklung oder außenwirtschaftliche Gegebenheiten.

<sup>188</sup> Die Performanceberechnung erfolgt weitgehend in Analogie zu den amerikanischen Vergleichsstudien. Alternativ hätten die indexbereinigten Renditen über das Marktmodell bestimmt werden können. Diese Vorgehensweise hätte jedoch zu einer Verkürzung des Untersuchungszeitraumes geführt. Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 5.4.2. Folglich fand das Marktmodell im Gegensatz zu den Untersuchungen von COUGHLAN/SCHMIDT (1985) und PUFFER/WEINTROP (1991) in der vorliegenden Studie keine Anwendung. Auf die Durchführung weiterer alternativer Performanceberechnungen wurde in Anbetracht der geringen zusätzlichen Aussagekraft ebenfalls verzichtet.

Dabei handelt es sich bei  $r_i$  um die Wertpapierrendite der Gesellschaft  $i$  über den Zeitraum  $[q_x; q_y]$ , wobei  $q$  die einzelnen Beobachtungsquartale kennzeichnet.<sup>189</sup> Die Größen  $x$  und  $y$  grenzen den Renditebestimmungszeitraum quartalsgenau ein.  $S_{i_{q_x}}$  gibt den Kurs am ersten Tag des Renditebestimmungszeitraumes an, während  $S_{i_{q_y}}$  den Kurs am letzten Tag der Messperiode bezeichnet.<sup>190</sup>  $r_m$  steht für die Rendite des Vergleichsportfolios. Als Vergleichsportfolio fungiert der DAX100.<sup>191</sup> Im Fall einer überdurchschnittlichen Kursentwicklung liegt der Wert der Größe *Perf* über null. Ein negativer *Perf*-Wert deutet dagegen auf eine unterdurchschnittliche Leistung hin. Für die empirischen Analysen wird die Performance über unterschiedliche Zeiträume berechnet. Die verschiedenen Renditebestimmungsperioden sollen Aufschluss über den Zeitraum geben, den der Aufsichtsrat für die Bewertung der Vorstandsleistung zugrunde legt.

## 5.4 Analysemethoden

### 5.4.1 Modell für die Analyse der Einflussfaktoren

Für die Analyse des Zusammenhangs zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und den zu untersuchenden qualitativen Einflussfaktoren ist die Zerlegung der Wahrscheinlichkeiten in Einzelfälle erforderlich. Die jeweiligen Prozentzahlen werden dabei als Resultat eines Bernoulli-Experiments<sup>192</sup> gedeutet. Die Wahrscheinlichkeiten geben innerhalb dieses Interpretationsrahmens an, bei wie viel Prozent der Beobachtungen im Verlauf eines Bernoulli-Experiments mit einer bestimmten Anzahl von unabhängigen Wiederholungen ein interessierender Zustand eintritt. Ob das analysierte Ereignis, im vorliegenden Fall ein Vorstandswechsel, vorliegt oder nicht, indiziert eine mit (0;1)-kodierte Variable. Die dichotome Ereignisvariable kann im Unterschied zu den eigentlichen Wahrscheinlichkeiten mit den jeweiligen Ausprägungen der Einflussgröße kombiniert werden und ermöglicht damit eine Analyse des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen den interessierenden Prädiktoren und der abhängigen Größe.

---

<sup>189</sup> Eine Logarithmierung der Renditen ist für die folgenden Logit-Analysen nicht nötig, da weder die Konsistenz noch die Effizienz der geschätzten Parameter von der Erfüllung spezifischer modellinhärenter Verteilungseigenschaften abhängt.

<sup>190</sup> Bei den Kursen handelt es sich um Kassakurse, die soweit verfügbar von der Deutschen Finanzdatenbank stammen. Fehlende Kurse wurden der Börsenzeitung entnommen.

<sup>191</sup> Vgl. zum DAX100 FN 151.

<sup>192</sup> Vgl. dazu BASLER (1994), S. 63ff.

Zur Untersuchung der einzelnen Wertekombinationen werden in den in Abschnitt 4 präsentierten Arbeiten zum Thema Management Turnover das Logit-Modell, das Probit-Modell und das lineare Regressionsmodell herangezogen. Das lineare Modell und die damit verbundene OLS-Schätzmethode<sup>193</sup> erweisen sich jedoch bei binären Responsevariablen, die weder kontinuierlich verteilt noch metrisch messbar sind, als ineffizient. Die Schwäche des linearen Modells besteht darin, dass eine Begrenzung des Wertebereichs für die abhängige Größe auf den Zahlenbereich zwischen null und hundert nicht möglich ist. Folglich werden auch Prozentsätze prognostiziert, die außerhalb des definitorischen Wertebereichs für Wahrscheinlichkeiten liegen. Ferner liefert die mit dem linearen Modell verbundene OLS-Schätzung bei binären Kriteriumsvariablen keine besten unverzerrten Schätzwerte für die tatsächlichen Parameter, da elementare Anwendungsvoraussetzungen des Schätzalgorithmus verletzt werden. So sind die Störgrößen, die die Differenz zwischen der geschätzten abhängigen Größe und dem tatsächlichen Wert angeben, bei diskret verteilten Responsevariablen im Gegensatz zu der beim OLS-Verfahren unterstellten Annahme nicht voneinander unabhängig, sondern autokorreliert. Die Autokorrelation resultiert aus dem begrenzten Wertebereich der abhängigen Größe und der damit verbundenen Einschränkung der möglichen Ausprägungen der Störgrößen. Da die Residuen durch den Verlauf der Regressionsgerade determiniert sind und sich bei einer marginalen Variation der unabhängigen Größe kontinuierlich verändern, ist bei Kenntnis eines beliebigen Residualwertes die Prognose des angrenzenden Residuums, das genau zwei Ausprägungen annehmen kann, mit einer hohen Wahrscheinlichkeit möglich.<sup>194</sup> Die Störgrößen sind somit nicht voneinander unabhängig. Weiterhin ist die Parameterschätzung bei dichotomen Responsevariablen nicht frei von Heteroskedastizität, da die Residualvarianz von der Höhe der unabhängigen Variablen beeinflusst wird und demzufolge über eine Reihe von Beobachtungen nicht konstant ist.<sup>195</sup> Auto-

---

<sup>193</sup> Bei der OLS (Ordinary Least Squares)-Schätzung erfolgt die Ermittlung der Parameter der unabhängigen Größen auf Basis einer Minimierung der Summe der Abweichungsquadrate zwischen den tatsächlichen Daten aus dem Schätzzeitraum und den geschätzten Werten der Regressionsfunktion. Die nach dem Kleinst-Quadrat-Prinzip gewonnenen Parameter sind dann beste unverzerrte Schätzer (Maximum-Likelihood-Schätzer) für die wahren Parameter, wenn die Residuen unabhängig normalverteilt sind mit einem Mittelwert von null und im Zeitablauf konstanten Varianzen. Vgl. SCHLITTEGEN/STREITBERG (1995), S. 19.

<sup>194</sup> Vgl. URBAN (1993), S. 19-20.

<sup>195</sup> Im binären Modell kann die Forderung nach einer Gleichverteilung der Residuen bezogen auf jeden einzelnen Beobachtungswert prinzipiell nicht erfüllt sein, da die Störgrößen für jeden geschätzten Wert genau zwei, jeweils unterschiedliche Ausprägungen annehmen können. Folglich variiert die Residualvarianz in jedem einzelnen Punkt der Regressionsgerade. Damit ist die dem OLS-Schätzverfahren zugrunde liegende Homoskedastizitätsannahme nicht erfüllt. Vgl. zur Homoskedastizität im linearen Modell SCHNEEWEIB (1978), S. 39.

korrelation und Heteroskedastizität induzieren erhebliche Verzerrungen des Standardfehlers der Regression und verfälschen damit die Konfidenzintervalle der Regressionsparameter.<sup>196</sup> Die Parameterschätzungen sind nicht effizient<sup>197</sup> und deshalb hochgradig unzuverlässig. Ferner handelt es sich bei den Residuen nicht um normalverteilte Größen.<sup>198</sup> Die Verletzung der Normalverteilungsannahme kann zu Verzerrungen der Ergebnisse der Signifikanztests führen, da die zu Testzwecken verwendeten Standardfehler nicht mehr von kleinstmöglichem Ausmaß sind.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass das lineare Modell aufgrund seiner Prognose-schwächen im Fall von binären Responsevariablen für die Untersuchung von Wechsel-wahrscheinlichkeiten nicht geeignet ist.<sup>199</sup> In der statistischen Literatur werden zur Ana-lyse diskret verteilter Responsevariablen das Logit-Modell und das Probit-Modell vor-geschlagen. Die kumulierten Funktionswerte beider Verteilungsmodelle sind auf Werte zwischen null und eins begrenzt und eignen sich damit zur Schätzung von Wahr-scheinlichkeiten. Während das Logit-Modell auf die logistische Verteilungsfunktion zurück-grieft, basiert das Probit-Modell auf der Normalverteilungsfunktion. Beide Verteilungs-funktionen weisen ähnliche Verlaufsstrukturen auf, grenzen sich aber durch unter-schiedliche, sektoral begrenzte Steigerungsraten voneinander ab. Die Parameterschät-zung erfolgt in beiden Modellen nach der Maximum-Likelihood-Methode (ML-Methode), die nicht an bestimmte Voraussetzungen bezüglich der Verteilung der Grundgesamtheit gebunden ist. Ein Vorteil des Logit-Modells gegenüber dem Probit-Modell besteht darin, dass es bei hinreichend großen Stichproben eine bessere Progno-segenauigkeit aufweist.<sup>200</sup> Da die Stichproben in der vorliegenden Arbeit die Größenan-forderungen erfüllen, wird das logistische Regressionsmodell dem Probit-Modell vorge-zogen.

---

<sup>196</sup> Vgl. BACKHAUS ET AL. (1987), S. 37-41 und HÜBLER (1989), S. 153-195.

<sup>197</sup> D. h. die Varianz der einzelnen geschätzten Parameterwerte ist im Vergleich zur Varianz der mittels anderer Schätzverfahren berechneter Größen nicht mehr minimal. Die Schätzwerte sind jedoch konsistent, d. h. ausreichend große Stichproben verhindern Verzerrungen der Parameter und reduzieren die Streuung der Schätzwerte.

<sup>198</sup> Vgl. zur Normalverteilung SCHNEEWEIß (1986), S. 63-66.

<sup>199</sup> Trotz der Schwächen des linearen Modells findet dieses Verfahren in Studien zum Thema Manage-ment Turnover immer wieder Anwendung; so etwa bei KAPLAN (1994A), KAPLAN (1994B), MURPHY/ZIMMERMANN (1993) und MURPHY (1999). Bei Anwendung des linearen Kausalmodells im Fall binomial verteilter abhängiger Variablen sollte zumindest die Bedeutung der geschätzten Regressionsko-effizienten sowie deren Interpretation neu definiert werden; vgl. dazu auch FOX (1984), S. 303-304.

<sup>200</sup> Hinreichend groß sind nach den empirischen Auswertungen von MALHOTRA (1983), S. 334 Stichpro-ben mit mehr als 108 Beobachtungen.

### 5.4.1.1 Modellbeschreibung

Logistische Regressionsmodelle werden zur Untersuchung von Abhängigkeitsverhältnissen zwischen qualitativen Einflussfaktoren und abhängigen Variablen mit diskreten Verteilungsstrukturen herangezogen. Handelt es sich wie im vorliegenden Fall bei der Responsevariable um eine Größe mit genau zwei potenziellen Ausprägungen, findet das sog. binäre Logit-Modell Anwendung. In diesem Modell wird der Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit, dass das interessierende Ereignis  $Y$  bei Beobachtung  $i$  eintritt, und den einzelnen Prädiktorvariablen  $x_k$  durch folgende Gleichung beschrieben:<sup>201</sup>

$$(3) \quad P(Y_i = 1) = \frac{e^{Z_i}}{1 + e^{Z_i}} = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}}$$

Wobei gilt:

$$(4) \quad Z_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot (x_{ki})$$

Dabei steht der Parameter  $e$  für die Eulersche Zahl. Der Index  $i$  bezeichnet die einzelnen Beobachtungen.  $K$  gibt die Anzahl der insgesamt berücksichtigten unabhängigen Variablen  $x$  an. Bei  $\alpha$  handelt es sich um eine Konstante, die die Wirkung externer, nicht durch die übrigen Regressoren erklärter Faktoren auf die abhängige Größe beziffert. Die Logit-Koeffizienten  $\beta_k$  stellen ein Maß für die Einflussstärke der jeweiligen Prädiktoren  $x_k$  dar. Bei der Abhängigkeitsanalyse nimmt die linke Seite von Gleichung (3) den Wert eins an, wenn das Ereignis  $Y$  bei Beobachtung  $i$  eintritt, und beträgt andernfalls null.<sup>202</sup>

Während der Parameter  $\beta_k$  im linearen Regressionsmodell den Effekt auf die Responsevariable bei einer Veränderung der unabhängigen Größe  $x_k$  um eine Einheit angibt, ist die Interpretation des  $\beta$ -Parameters im Logit-Modell zunächst weniger intuitiv. Die Bedeutung der Logitkoeffizienten  $\beta_k$  wird jedoch bei Betrachtung folgender Gleichung, die sich aus Gleichung (3) ableiten lässt, verständlicher.

<sup>201</sup> Gleichung (3) entspricht der standardisierten, kumulativen Funktion der logistischen Verteilung.

<sup>202</sup> Vgl. zu den Ausführungen zum Logit-Modell MALHOTRA (1983), S. 327-329, MCFADDEN (1974), S. 113-119 und WRIGLEY (1979), S. 319-333.



$$(5) \quad \ln\left(\frac{P(Y_i=1)}{1-P(Y_i=1)}\right) = \ln\left(\frac{P(Y_i=1)}{P(Y_i=0)}\right) = Z_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot (x_{ki})$$

$P(Y_i=0)$  bezeichnet dabei die Wahrscheinlichkeit, dass das interessierende Ereignis nicht eintritt, und stellt damit die Komplementärwahrscheinlichkeit zu  $P(Y_i=1)$  dar. Der  $\beta_k$ -Wert gibt an, um welchen Wert sich das logarithmierte Verhältnis der beiden Komplementärwahrscheinlichkeiten bei einer Variation der unabhängigen Variable  $x_k$  um eine Einheit ändert. Zur Bestimmung des Einflusses der erklärenden Variablen auf das eigentliche Wahrscheinlichkeitsverhältnis wird Gleichung (5) delogarithmiert:

$$(6) \quad \frac{P(Y_i=1)}{P(Y_i=0)} = e^{Z_i} = e^{\alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \cdot (x_{ki})} = e^{\alpha} \cdot e^{\beta_1 \cdot (x_{1i})} \cdot \dots \cdot e^{\beta_K \cdot (x_{Ki})}$$

Das Wahrscheinlichkeitsverhältnis auf der linken Seite der Gleichung, das den Faktor angibt, um den die Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis eintritt, über der Komplementärwahrscheinlichkeit liegt, stellt die sog. Gewinn- respektive Eintrittschance dar, die in der Literatur oft auch mit dem englischen Begriff *Odds Ratio* bezeichnet wird. Die Effektkoeffizienten  $e^{(\beta_k)}$ , die über einen multiplikativen Prozess miteinander verknüpft sind, stellen die einzelnen Multiplikationsfaktoren dar, um die sich das Wahrscheinlichkeitsverhältnis bei einer Veränderung von  $x_k$  um eine Einheit bei unterstellter Konstanz der übrigen Variablen ändert. Die  $e^{(\beta_k)}$ -Variablen sind stets positiv; ihr neutraler Wert liegt bei eins. Ein Wert von  $e^{(\beta_k)}$  über eins indiziert einen positiven Zusammenhang zwischen der Odds Ratio und der Kovariate  $x_k$ , während ein Wert unter eins auf eine negative Beziehung zwischen den Untersuchungsgrößen hindeutet. Die Wahrscheinlichkeit, dass das Ereignis eintritt, nimmt dementsprechend bei einem positiven  $\beta_k$ -Koeffizienten bei einer Erhöhung der unabhängigen Variable  $x_k$  zu und bei einem negativen  $\beta_k$ -Wert ab. Im Unterschied zum linearen Modell, das von einer absoluten Konstanz der Veränderungsraten ausgeht, sind die Veränderungsraten beim logistischen Verfahren vom Ausgangswert des Erklärungsterms abhängig. Für Veränderungen der abhängigen Größe im Bereich der Grenzwahrscheinlichkeiten nahe null bzw. 100 Prozent sind aufgrund des logistischen Verlaufs der Wahrscheinlichkeitsfunktion sehr viel stärkere Variationen

der unabhängigen Variablen notwendig als für Änderungen im mittleren Bereich um die 50 Prozent.

Beim Vergleich von „positiven“ und „negativen“ Effekt-Koeffizienten sollte für  $e^{(\beta_k)}$ -Werte unter eins deren Kehrwert herangezogen werden. Der Grund für die Kehrwertbetrachtung liegt in den unterschiedlichen Ausmaßen der um den neutralen Wert eins liegenden Wertebereiche bei Exponentialfunktionen. Während der Wertebereich für Effektkoeffizienten unter eins durch den Wert null begrenzt ist, reicht der Wertebereich für Effektkoeffizienten über eins bis unendlich. Die Kehrwertbildung ermöglicht eine Aufhebung der Begrenzung des unteren Bereichs und gewährleistet damit eine bessere Vergleichbarkeit der Effektkoeffizienten beider Wertebereiche. Es sei darauf hingewiesen, dass aufgrund der Skalenabhängigkeit der Effektkoeffizienten grundsätzlich nur Werte ähnlich skalierten Größen miteinander verglichen werden sollten.

Die vorstehenden Erläuterungen zeigen, dass Effektkoeffizienten lediglich Aussagen über die Richtung der Wahrscheinlichkeitsveränderung bei einer Zu- respektive Abnahme der unabhängigen Größen zulassen. Das Ausmaß der Veränderung der Eintrittswahrscheinlichkeit bei einer Variation der einzelnen Kovariaten muss dagegen für jede Abwandlung neu berechnet werden.

#### 5.4.1.2 Schätzmethode

Die Schätzung der einzelnen Parameterwerte erfolgt im Logit-Modell nach der Maximum-Likelihood-Methode. Bei diesem Verfahren wird in einem iterativen Prozess<sup>203</sup> derjenige Koeffizientenvektor bestimmt, der die erfassten Stichprobenwerte mit der größten Wahrscheinlichkeit generiert und damit die Likelihood-Funktion maximiert.<sup>204</sup> Im Gegensatz zur OLS-Schätzung ist die ML-Methode nicht an eine bestimmte Verteilung der Grundgesamtheit gebunden; als Verteilungsfunktion wird vielmehr diejenige

---

<sup>203</sup> Die iterative Schätzung erfolgt in der vorliegenden Arbeit nach dem Newton-Raphson-Verfahren. Vgl. zu dieser Methode HARTUNG (1995), S. 874-878.

<sup>204</sup> Die im Rahmen des ML-Verfahrens verwendete Likelihood-Funktion berechnet die Parameter, die bei gegebenen Stichprobendaten den wahren Parametern der Grundgesamtheit mit der größten Wahrscheinlichkeit entsprechen. Da die Likelihood-Funktion ein Produkt vieler Einzelwahrscheinlichkeiten ist, ist sie numerisch schwer zu handhaben. Daher ist es sinnvoll, den Logarithmus der Funktion, den sog. Log-Likelihood-Wert (LL), zu maximieren; häufig wird stattdessen auch der zweifache negative LL-Wert minimiert. Vgl. zur Log-Likelihood-Funktion etwa HÜBLER (1989), S. 28-29.

gewählt, bei deren Vorliegen die beobachteten Stichprobenwerte am ehesten zu erwarten sind.<sup>205</sup> Für präzise Schätzergebnisse muss beim ML-Verfahren jedoch eine hinreichend große Stichprobe vorliegen, da ML-Schätzer im Unterschied zu OLS-Werten die für statistische Tests benötigten Verteilungseigenschaften lediglich approximativ besitzen.<sup>206</sup> Des Weiteren sollten zwischen den unabhängigen Variablen keine übermäßig starken lineare Abhängigkeiten und erst recht keine vollständigen Kollinearitäten auftreten.<sup>207</sup> Deutliche Korrelationen zwischen den Regressoren induzieren extrem hohe Standardfehler, die die Aussagekraft der Tests der Regressionskoeffizienten auf Signifikanz beeinträchtigen. Bei Erfüllung der dargestellten Voraussetzungen generiert das ML-Verfahren konsistente und asymptotisch effiziente Schätzer, die asymptotisch normalverteilt sind und somit in statistischen Tests überprüft werden können.<sup>208</sup>

#### 5.4.1.3 Signifikanz- und Modellgütetests

In den folgenden Ausführungen werden die in den empirischen Untersuchungen angewandten Testverfahren zur Überprüfung der Aussagekraft der geschätzten Parameter und der Validität des Gesamtmodells dargestellt.<sup>209</sup>

Die Überprüfung der Signifikanz der Koeffizienten  $\beta_k$  erfolgt über den Wald-Test. Der Signifikanztest der Wald-Statistik ist äquivalent zum t-Test.<sup>210</sup> Die Wald-Statistik berechnet sich über den Quotienten aus dem quadrierten geschätzten Regressionskoeffizienten und dessen Standardabweichung und ist bei hinreichend großem Stichproben-

---

<sup>205</sup> Beide Schätzverfahren führen bei normalverteilten und voneinander unabhängigen Residuen zu gleichen Ergebnissen. Vgl. HANUSHEK/JACKSON (1997), S. 347.

<sup>206</sup> Asymptotische Standards werden grundsätzlich erst bei einer gegen unendlich konvergierenden Stichprobe vollständig wirksam. Folglich können die asymptotischen Merkmale bei jeder begrenzten Stichprobe nicht gänzlich über statistische Tests legitimiert werden. Die Wirksamkeit dieser Eigenschaften hängt vielmehr von der im vorliegenden Fall realistischen Annahme ab, dass der Stichprobenumfang hinreichend groß ist. Nach BACKHAUS ET AL. (2000), S. 137 hat die Stichprobe eine hinreichende Größe, wenn jede Ausprägung der abhängigen Variable mindestens 25 mal auftritt.

<sup>207</sup> Vgl. RÖNZ/FÖRSTER (1992), S. 197. Multikollinearität liegt nach MENARD (1995), S. 66 dann vor, wenn der multiple Regressionskoeffizient höher als 0,80 ausfällt.

<sup>208</sup> Vgl. zu den Ausführungen zum ML-Verfahren HANUSHEK/JACKSON (1997), S. 344-348, HARTUNG (1995), S. 126-128, S. 435, HÜBLER (1989), S. 28f., SCHNEEWEIß (1986), S. 210-213 und URBAN (1993), S. 52 ff.

<sup>209</sup> Alle Berechnungsverfahren wurden mit dem Statistikprogramm SPSS durchgeführt.

<sup>210</sup> Vgl. zum Wald-Test FAHRMEIR/HAMERLE/TUTZ (1996), S. 87-90. Der Wald-Test ist ein bei Logit-Untersuchungen gängiges Analysemittel und wird deshalb auch in der vorliegenden Untersuchung dem t-Test vorgezogen. Bezüglich der Absicherung der Signifikanz einzelner Koeffizienten sind beide Verfahren gleichwertig; vgl. URBAN (1993), S. 59.

umfang annähernd  $\chi^2$ -verteilt. Falls der Wert der Testgröße die kritische Testschranke<sup>211</sup> übersteigt, ist die Signifikanz der untersuchten Effekt-Variablen bewiesen.

Bei Regressoren mit betragsmäßig hohen Werten sind die Ergebnisse des Wald-Tests nach unten verfälscht, so dass die Tests mit einem hohen  $\beta$ -Fehlerrisiko behaftet sind.<sup>212</sup> Um eine falsche Diagnose zu vermeiden, wird in kritischen Fällen zur Absicherung der Ergebnisse zusätzlich der Likelihood-Ratio-Test (LR-Test)<sup>213</sup> durchgeführt.<sup>214</sup> Dieser Test basiert auf einem Vergleich der Maximum-Likelihood-Schätzungen von zwei Logit-Modellen – mit und ohne die zu testende unabhängige Variable  $x_k$ . Der LR-Test liefert aufgrund exakterer Testmodellierungen im Vergleich zum Wald-Test genauere Ergebnisse.<sup>215</sup> Allerdings ist der LR-Test auch aufwendiger als der Wald-Test.<sup>216</sup> Die Prüfgröße für den LR-Test berechnet sich über einen Vergleich des LL-Wertes des restringierten Modells ( $LL_e$ ) ohne die zu testende Kovariate  $x_k$  mit dem LL-Wert ( $LL_u$ ) des uneingeschränkten Modells, das den zu überprüfenden Effekt einschließt, wie folgt:

$$(7) \quad LR = -2 \ln \frac{L_e}{L_u} = -2(\ln L_e - \ln L_u) = -2LL_e - (-2LL_u)$$

Bei  $L_e$  und  $L_u$  handelt es sich um die Likelihood-Werte der beiden verglichenen Funktionen.<sup>217</sup> Die LR-Statistik ist asymptotisch  $\chi^2$ -verteilt. Über den in Gleichung (7) dargestellten Vergleich der LL-Werte wird geprüft, ob das unrestringierte Modell signifikant besser als das restringierte Modell ist, und die untersuchte Kovariate damit einen statistisch signifikanten Einfluss auf die abhängige Variable ausübt. Dies ist der Fall, sofern die LR-Statistik über dem kritischen Wert<sup>218</sup> liegt. Die Nullhypothese ist dabei ähnlich wie beim Wald-Test. Nach ihr besteht kein Unterschied zwischen dem unrestringierten

<sup>211</sup> Bei metrischen und dichotomen Regressoren, die jeweils einen Freiheitsgrad besitzen, liegt die kritische Testschranke bei Zugrundelegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent bei 3,84.

<sup>212</sup> Vgl. HOSMER/LEMESHOW (1989), S. 14-15, URBAN (1993), S. 60 und BALTES-GÖTZ (2002), S. 28..

<sup>213</sup> Dieser Test wird auch als Likelihood-Quotienten-Test oder Likelihood-Verhältnis-Test bezeichnet.

<sup>214</sup> Abgesichert werden alle Fälle, bei denen der Logit-Koeffizient höher als fünf ausfällt.

<sup>215</sup> Vgl. HÜBLER (1989), S. 31-33 sowie MENARD (1995), S. 38.

<sup>216</sup> Vgl. zum LR-Test HARTUNG (1995), S. 435-439 und TRAIN (1986), S. 51-53.

<sup>217</sup> Vgl. zur Likelihood-Funktion FN 204.

<sup>218</sup> Die für die Bestimmung des kritischen Wertes benötigte Anzahl der Freiheitsgrade entspricht der Anzahl der im reduzierten Modell herausgenommenen Restriktionen. Bei der Überprüfung der Signifikanz einer einzigen Größe liegt der entsprechende Freiheitsgrad folglich bei eins.

und dem restringierten Modell, da der herausgenommene Effekt keinen Einfluss auf die abhängige Variable hat.

Neben der Signifikanz einzelner Koeffizienten wird in den empirischen Untersuchungen die Modellrelevanz überprüft. Bei logistischen Modellen erfolgt die Überprüfung der Modellrelevanz über den sog. Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert.<sup>219</sup> Diese Maßzahl bewertet das Ausmaß der Verbesserung der Schätzung des gesamten Modells im Vergleich zum Nullmodell, in dem lediglich die konstante Größe  $\alpha$  als erklärende Variable fungiert, und kann Werte zwischen null und eins annehmen.<sup>220</sup> Dabei fällt die Verbesserung der Schätzung umso besser aus, je näher das modifizierte Bestimmtheitsmaß bei eins liegt. Die Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte fallen in der Regel wesentlich niedriger aus als die Bestimmtheitsmaße linearer Regressionsmodelle<sup>221</sup>, so dass bereits bei relativ geringen Werten von einer guten Modellschätzung ausgegangen werden kann.<sup>222</sup>

Eine Bewertung der Modellrelevanz ist weiterhin über den zu Beginn dieses Abschnitts erläuterten LR-Test möglich. Zur Bestimmung der Prüfgröße  $LR$  wird der LL-Wert des sog. Nullmodells, das lediglich den konstanten Term als Erklärungsvariable enthält, mit dem LL-Wert des vollständigen Modells, das alle zu überprüfenden Kovariaten umfasst, verglichen. Falls die LR-Statistik über dem kritischen Wert liegt, kann die globale

<sup>219</sup> Die Berechnung des Pseudo-R<sup>2</sup>-Werts erfolgt in der vorliegenden Studie nach Nagelkerke. Vgl. dazu NAGELKERKE (1991).

<sup>220</sup> Zur Beurteilung der Modellrelevanz von logistischen Regressionsmodellen werden in der Literatur verschiedene auf der Likelihood-Funktion basierende Pseudo-R<sup>2</sup> vorgeschlagen. Die Berechnung des Pseudo-R<sup>2</sup>-Werts erfolgt in der vorliegenden Studie nach Nagelkerke. Vgl. dazu NAGELKERKE (1991). Das R<sup>2</sup> nach Nagelkerke modifiziert das nach Cox und Snell ermittelte R<sup>2</sup>, das sich wie folgt berechnet:

$$R^2 = 1 - \left[ \frac{\text{Likelihood des Modells nur mit Konstante } \alpha}{\text{Likelihood des Gesamtmodells}} \right]^{\frac{2}{N}}, \text{ wobei } N \text{ die Anzahl der in die Analyse ein-}$$

bezogenen Fälle angibt. Die Modifizierung nach Nagelkerke erfolgt dahingehend, dass das R<sup>2</sup> in Relation

zu dem sich bei bestmöglicher Anpassung ergebenden R<sup>2</sup> gesetzt wird:  $R^2(\text{Nagelkerke}) = \frac{R^2}{R_{\max}^2}$ , wo-

bei  $R_{\max}^2 = 1 - \left( \text{Likelihood des Modells nur mit Konstante } \alpha \right)^{\frac{2}{N}}$ . Bei bestmöglicher Modellanpassung erreicht R<sup>2</sup> den Wert 1. Vgl. BALTES-GÖTZ (2002), S. 23-24.

<sup>221</sup> Die Determinationskoeffizienten R<sup>2</sup> in der OLS-Regression, die im Hinblick auf die Konstruktionslogik den Pseudo-R<sup>2</sup>-Werten sehr ähnlich sind, geben den durch das Regressionsmodell erklärten Teil der Gesamtvarianz.

<sup>222</sup> Vgl. URBAN (1993), S. 62-63.

Nullhypothese, nach der alle Koeffizienten  $\beta_k$  nicht wesentlich von null abweichen, verworfen werden.

Der Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert und der Log-Likelihood-Test ermöglichen eine Bewertung der Verbesserung der Modellschätzung im Vergleich zum Nullmodell. Allerdings lassen die Teststatistiken keine Aussagen darüber zu, wie gut das geschätzte Modell zu den Untersuchungsdaten passt. Für die Überprüfung der Validität des Modells bedarf es zusätzlicher Tests. In der Literatur werden dafür unterschiedliche Goodness-of-Fit-Verfahren vorgeschlagen. Bei der Auswahl eines geeigneten Testverfahrens ist zu berücksichtigen, ob einzelne Regressor-Wertekombinationen mehrfach besetzt sind oder nicht. In Anbetracht der metrischen Performancegröße, die unendlich viele Ausprägungen annehmen kann, ist in der vorliegenden Stichprobe die Wahrscheinlichkeit verschwindend gering, dass einzelne Wertekombinationen wiederholt auftreten. Zur Modellevaluation wird deshalb mit dem Hosmer-Lemeshow-Test (HL-Test)<sup>223</sup> ein auf Individualdaten basierendes Testverfahren herangezogen. Der HL-Test basiert auf einem Vergleich der prognostizierten Wechselwahrscheinlichkeiten mit den tatsächlich beobachteten Werten. Untersucht wird die Frage, ob die zu analysierenden Wahrscheinlichkeiten den Restriktionen des logistischen Modells aus Gleichung (3) genügen. Zur Durchführung des Testverfahrens werden auf Basis der prognostizierten Wahrscheinlichkeiten  $G$  annähernd gleich stark besetzte Gruppe gebildet. Die Prüfgröße des HL-Tests berechnet sich wie folgt:

$$(8) \quad HL = \sum_{g=1}^G \frac{(y_g - h_g \pi_g)^2}{h_g \pi_g (1 - \pi_g)}$$

$\pi_g$  bezeichnet dabei den arithmetischen Mittelwert der prognostizierten Wahrscheinlichkeiten über alle Fälle der  $g$ -ten Gruppe.  $h_g$  steht für die Anzahl aller Fälle in Gruppe  $g$ , während  $y_g$  die beobachtete Anzahl von Einsen angibt. Die HL-Statistik folgt

---

<sup>223</sup> Vgl. zu einer genauen Beschreibung des Verfahrens HOSMER/LEMESHOW (1989), S. 140-145.

einer  $\chi^2$ -Verteilung. Die globale Modellgültigkeit wird nicht verworfen, sofern die berechnete HL-Statistik unter dem kritischen Wert<sup>224</sup> liegt.<sup>225</sup>

In den Ergebnisaufstellungen des empirischen Teils wird neben den bisher vorgestellten Teststatistiken der zweifache negative Wert der Log-Likelihood-Funktion ( $-2LL$ ) der uneingeschränkten Untersuchungsmodelle angegeben. Diese Größe ist, wie in den obigen Ausführungen dargelegt, für den Vergleich verschiedener Modelle, die in einer bestimmen Spezialisierungs- respektive Generalisierungsbeziehung zueinander stehen, relevant.

#### 5.4.2 Modell für die Analyse der Kurseffekte

Neben den Faktoren, die einen Vorstandswechsel bedingen, werden im empirischen Teil dieser Arbeit im Rahmen der Event-Study-Methode<sup>226</sup> Kurseffekte im Umfeld von Wechselankündigungen analysiert. Von Interesse sind dabei jene Reaktionen, die sich unter „normalen“ Umständen ohne das Revirement auf der Chefetage nicht einstellen würden. Zur Bestimmung dieser ereignisinduzierten abnormalen Aktienkursrenditen ( $AR$ ) wurde im Laufe der letzten Jahrzehnte eine Vielzahl verschiedener Modelle entwickelt. Durchgesetzt haben sich letztendlich drei Modelle: das marktbereinigte Modell, das Marktmodell und das Mittelwertmodell.<sup>227</sup>

Das marktbereinigte Modell basiert auf der Annahme, dass die ex-ante erwarteten Renditen aller Wertpapiere gleich sind.<sup>228</sup> Da das Marktportfolio über eine Linearkombination aller Wertpapiere abgebildet wird, lässt sich die abnormale Rendite ( $AR$ ) eines Wertpapiers ex post als Differenz zwischen Wertpapierrendite und Marktrendite berechnen. Formal stellt sich die Bereinigung wie folgt dar.

---

<sup>224</sup> Die für die Bestimmung der kritischen Grenze relevante Anzahl der Freiheitsgrade berechnet sich über die Anzahl der für das Testverfahren herangezogenen Klassifikationsgruppen abzüglich zwei. Im vorliegenden Fall wurden zehn Gruppen gebildet. Der Freiheitsgrad liegt damit bei acht.

<sup>225</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Modellevaluation ähnlich wie bei anderen Anpassungstests nicht über eine Falsifikation der Nullhypothese erfolgt.

<sup>226</sup> Als Event-Studies werden in der Kapitalmarktforschung solche Untersuchungen bezeichnet, die sich mit der Wirkung von Einzelereignissen auf dem Kapitalmarkt befassen.

<sup>227</sup> Vgl. zu einer ausführlichen Darstellung der drei Modelle BROWN/WARNER (1980) und BROWN/WARNER (1985).

<sup>228</sup> Vgl. BROWN/WARNER (1980), S. 208.

$$(9) \quad R_{jt} = \ln(S_{jt}) - \ln(S_{jt-1})$$

$$(10) \quad AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt}$$

$R_j$  kennzeichnet dabei die logarithmierte Wertpapierrendite derjenigen Gesellschaft, in der Vorstandswechsel  $j$ <sup>229</sup> erfolgt.<sup>230</sup> Diese Größe wird im Folgenden aus Vereinfachungsgründen auch als Rendite des Wertpapiers  $j$  bezeichnet. Bei  $S_t$  handelt es sich um die entsprechenden täglichen Kursdaten, die nach der opération blanche um anfallende Dividendenzahlungen und Bezugsrechte bereinigt wurden.<sup>231</sup>  $R_m$  steht für die logarithmierte Rendite des Marktportfolios.  $t$  stellt den jeweiligen Bezugstag dar.

Beim Marktmodell, das auf dem Capital Asset Pricing Model (CAPM) basiert,<sup>232</sup> erfolgt zusätzlich zu der in Gleichung (10) durchgeführten Marktberreinigung eine Risikoadjustierung. Dabei wird unterstellt, dass sich das Risiko einer Aktie in eine gesamtmarktabhängige (systematische) und in eine gesamtmarktunabhängige (unsystematische) Komponente aufteilen lässt. Weiterhin geht das Marktmodell davon aus, dass der auf Basis vergangener Daten gemessene Zusammenhang zwischen Wertpapierrendite und Risiko in die Zukunft extrapolierbar ist. Die erwartete Rendite einer Aktie wird im Marktmodell wie folgt berechnet:

$$(11) \quad R_{jt} = \alpha_j + \beta_j \cdot R_{mt} + \varepsilon_{jt}$$

---

<sup>229</sup> Der Laufindex wird im Unterschied zu den Performanceberechnungen aus Abschnitt 5.3 nicht mit  $i$  bezeichnet, da  $i$  alle Beobachtungen umfasst.  $j$  kennzeichnet dagegen lediglich jene Fälle, in denen ein Wechsel erfolgt.

<sup>230</sup> Es wird mit logarithmierten Renditen gerechnet, da logarithmierte Renditen bessere Verteilungseigenschaften aufweisen als untransformierte Daten. Ein weiterer Grund für die Heranziehung logarithmierter Größen bei der Untersuchung von Kurseffekten liegt in deren Additionsfähigkeit. Vgl. dazu etwa FAMA ET AL. (1969), S. 4 oder STEINER/BRUNS (1994), S. 45. Es sei darauf hingewiesen, dass im Unterschied zu Gleichung (1) die untransformierten Renditen zu eins hinzuaddiert werden, bevor die Logarithmierung erfolgt.

<sup>231</sup> Vgl. zur Bereinigungsmethode FN 186.

<sup>232</sup> Vgl. dazu SHARPE (1964), S. 425-442.



Dabei bringt der Parameter  $\beta_j$  die Abhängigkeit der Responsevariablen von der Gesamtmarktentwicklung zum Ausdruck. Bei dem konstanten Term  $\alpha_j$  und der stochastischen Störgröße  $\varepsilon_{jt}$  handelt es sich um gesamtmarktunabhängige, unternehmensspezifische Komponenten. Die Ermittlung der Parameter  $\alpha_j$  und  $\beta_j$ , die Schätzwerte für die wahren unternehmensspezifischen Regressionsparameter darstellen, erfolgt in der Regel nach dem OLS-Verfahren.<sup>233</sup>

Ist die Verteilung der logarithmierten Aktienkursrenditen stationär und sind die Aktienkursrealisationen statistisch unabhängig, liegt der Erwartungswert des stochastischen Störterms  $\varepsilon_{jt}$  bei null. Demnach folgt für den erwarteten Wert der Momentanrendite:

$$(12) \quad E[R_{jt}] = \alpha_j + \beta_j \cdot R_{mt}$$

Der nicht antizipierte Teil der Aktienkursentwicklung kommt in der Differenz zwischen der tatsächlichen und der unter „normalen“ Umständen ohne Eintritt des interessierenden Ereignisses zu erwartenden unternehmensspezifischen Wertpapierrendite zum Ausdruck. Damit berechnet sich die abnormale Rendite im Marktmodell wie folgt:

$$(13) \quad AR_{jt} = R_{jt} - E[R_{jt}]$$

Bei dem dritten Verfahren zur Berechnung abnormaler Renditen, dem Mittelwertmodell, wird unterstellt, dass die Wertpapierrendite einer Gesellschaft über eine gewisse Periode als konstant anzusehen ist. Die Bestimmung der abnormalen Effekte erfolgt in diesem Modell über einen Vergleich der im Ereigniszeitraum beobachteten Renditen mit den Durchschnittsrenditen vergangener respektive zukünftiger Zeiträume. Formal lässt sich dies wie folgt darstellen:

---

<sup>233</sup> Vgl. zum OLS-Verfahren FN 193.

$$(14) \quad AR_{jt} = R_{jt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_{jt}$$

Dabei kennzeichnet  $T$  den Zeitraum, über den die Vergleichsrendite berechnet wird.

In der vorliegenden Studie wird das marktbereinigte Modell zur Ermittlung der abnormalen Renditen herangezogen. Der Vorteil dieses Modells gegenüber den beiden anderen Verfahren liegt darin, dass für die Berechnung der abnormalen Renditen kein Schätzzeitraum außerhalb des Untersuchungsfensters benötigt wird. Bei Anwendung des Markt- oder Mittelwertmodells hätte zur Bestimmung der Schätzwerte zusätzlich auf Aktien Daten zurückgegriffen werden müssen, die außerhalb der Untersuchungsperiode liegen.<sup>234</sup> Aufgrund der vermuteten Korrelation zwischen der vergangenen Performance und der Wechselwahrscheinlichkeit hätte dabei ein der Untersuchungsperiode nachgelagerter Zeitraum gewählt werden müssen. Da die Kursdaten zur Gewährleistung eines ausreichend langen Schätzzeitraumes zum Untersuchungszeitpunkt jedoch nicht für alle Wechsel vorlagen, hätte die Wahl des Markt- oder Mittelwertmodells zu einer Reduktion der Stichprobe geführt, die durch die Heranziehung des marktbereinigten Modells vermieden werden konnte. Eine Beeinträchtigung der Ergebnisse durch die Modellwahl ist nicht zu erwarten, da die Aufdeckung abnormaler Renditen bei großen Stichprobenumfängen und relativ kurzen Untersuchungszeiträumen recht robust gegenüber der Wahl der Bereinigungsverfahren ist.

Zur Ableitung sinnvoller Aussagen über die Grundgesamtheit wird die durchschnittliche kumulierte abnormale Rendite ( $DKAR$ ) herangezogen. Dazu werden die mittelwertadjustierten Renditen zunächst über den zu betrachtenden Zeitraum  $t_x$  bis  $t_y$  kumuliert:

$$(15) \quad KAR_{j[t_x, t_y]} = \sum_{t=x}^y AR_{jt}$$

---

<sup>234</sup> Andernfalls droht die Gefahr einer erheblichen Verzerrung der Ergebnisse. Vgl. dazu auch DENIS/DENIS (1995), S. 1036.

Anschließend werden die kumulierten abnormalen Renditen (*KAR*) aufsummiert und durch die Anzahl der einbezogenen Beobachtungen dividiert.

$$(16) \quad DKAR_{[t_x:t_y]} = \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J KAR_{j[t_x:t_y]}$$

Die Überprüfung der Signifikanz der ermittelten Größen erfolgt über den t-Test<sup>235</sup> und den parameterfreien Vorzeichen-Rangtest von Wilcoxon<sup>236</sup>. Mit Hilfe des Vorzeichen-Rangtests lässt sich die Stichprobe leicht um potenzielle Ausreißer glätten. Bei der Durchführung der statistischen Testverfahren wird als Nullhypothese grundsätzlich unterstellt, dass das Ereignis keine abnormalen Kurseffekte induziert.

---

<sup>235</sup> Vgl. zum t-Test BASLER (1994), S. 174-185. Der t-Test beruht auf der Normalverteilung und der Stationarität der abnormalen Renditen. Bei normalverteilten Größen ist der t-Test der trennschärfste Test; vgl. RÖCKEMANN (1994), S. 826. Der t-Test ist jedoch auch bei Verletzungen der Normalverteilungsannahme aussagekräftig, soweit der Stichprobenumfang hinreichend groß ist. Eine hinreichende Größe weist in vielen Fällen nach BASLER (1994), S. 179 bereits eine Stichprobe von mindestens zehn Elementen auf.

<sup>236</sup> Vgl. zum Testverfahren BASLER (1994), S. 203-213. Die asymptotische Wirksamkeit des Vorzeichen-Rangtests relativ zum t-Test liegt nach LEHMANN (1975), S. 171 ff. bei 95,5 Prozent.

## 6 Analyse von Vorstandswechseln

### 6.1 Untersuchung der Einflussfaktoren

Für die Analyse der auf die Wechselwahrscheinlichkeit wirkenden Einflussfaktoren wird das unter Gliederungspunkt 5.4.1 beschriebene Logit-Modell herangezogen. Die abhängige Größe nimmt dabei im Fall eines relevanten Managementwechsels den Wert eins an und beträgt andernfalls null.<sup>237</sup> Die Analysen erfolgen quartalsgenau.<sup>238</sup> Vierteljährliche Untersuchungsintervalle ermöglichen im Vergleich zu ganzjährigen Zeitabschnitten eine exaktere Abgrenzung der Ereignisse.<sup>239</sup> Als Ereignistermin wird das Quartal der erstmaligen Bekanntgabe des Reirements auf der Chefetage gewählt.<sup>240</sup> Insgesamt werden über den Analysezeitraum von 1994 bis 2001 32 Quartale betrachtet.

Im Rahmen der Untersuchung der Einflussfaktoren wird zunächst analysiert, in welchem Maß deutsche Aufsichtsräte ihrer Kontrollpflicht nachkommen und Entscheidungen über personelle Veränderungen im Vorstand an die Unternehmensperformance knüpfen. Die Untersuchung erfolgt über die Betrachtung des systematischen Zusammenhangs zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Aktienkursentwicklung, die als Indikator für die Performance fungiert. Weiterhin wird überprüft, inwieweit unternehmensspezifische Charakteristika, wie die Branchenzugehörigkeit, die Aktionärsstruktur und die Unternehmensgröße, die Interaktion von Wechselwahrscheinlichkeit und Performance beeinflussen. Abschließend erfolgt eine Betrachtung der Auswirkungen persönlicher Merkmale der Mandatsträger auf die Turnover-Performance-Relation.

---

<sup>237</sup> In der Stichprobe *Vorstandsvorsitz* wird die abhängige Größe im Fall eines Wechsels des Vorstandschefs mit dem Wert eins belegt. In der Stichprobe *Gesamtvorstand* nimmt die Responsevariable bei jedem Wechsel im Management den Wert eins an.

<sup>238</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die einzelnen Beobachtungen bei einer quartalsgenauen Betrachtung aufgrund der Überschneidung einzelner Jahresabschnitte nicht mehr vollständig unabhängig sind. Allerdings sind dadurch keine erheblichen Verzerrungen der Untersuchungsergebnisse zu erwarten, wie in bisherigen Studien gezeigt wurde. Vgl. WEISBACH (1988).

<sup>239</sup> Die Betrachtung von Kalenderjahren bei Wechselanalysen kann zu erheblichen Verzerrungen der Ergebnisse führen, da unabhängig von dem genauen Datum des Wechsels die Wertentwicklung des vergangenen Kalenderjahres herangezogen wird. Die Ungenauigkeit der Ergebnisse ist auf die unterschiedlichen Zeitspannen zwischen dem Performance-Berechnungszeitraum und der Wechselankündigung zurückzuführen. Im Extremfall rangiert die Zeitspanne zwischen einem und 365 Tagen.

<sup>240</sup> Vgl. dazu auch FN 158.

Die Aufteilung der Analysen in unternehmens- und personenbezogene Auswertungen soll eine bessere Übersichtlichkeit bei der Ergebnisinterpretation gewährleisten.

### 6.1.1 Unternehmensbezogene Analysen

In den unternehmensbezogenen Auswertungen wird geklärt, ob ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel und der Performance besteht. Wie bereits unter Gliederungspunkt 3.2 ausführlich beschrieben, sollte bei einer effizienten internen Managementüberwachung die Wechselhäufigkeit in weniger erfolgreichen Unternehmen deutlich höher ausfallen als in erfolgreichen Gesellschaften. Folglich müsste der Zusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Performance bei einer aktiven Vorstandskontrolle signifikant negativ ausfallen. Die Effizienz der Kontrolle bemisst sich dabei über die Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses.

#### 6.1.1.1 Untersuchung der Turnover-Performance-Relation

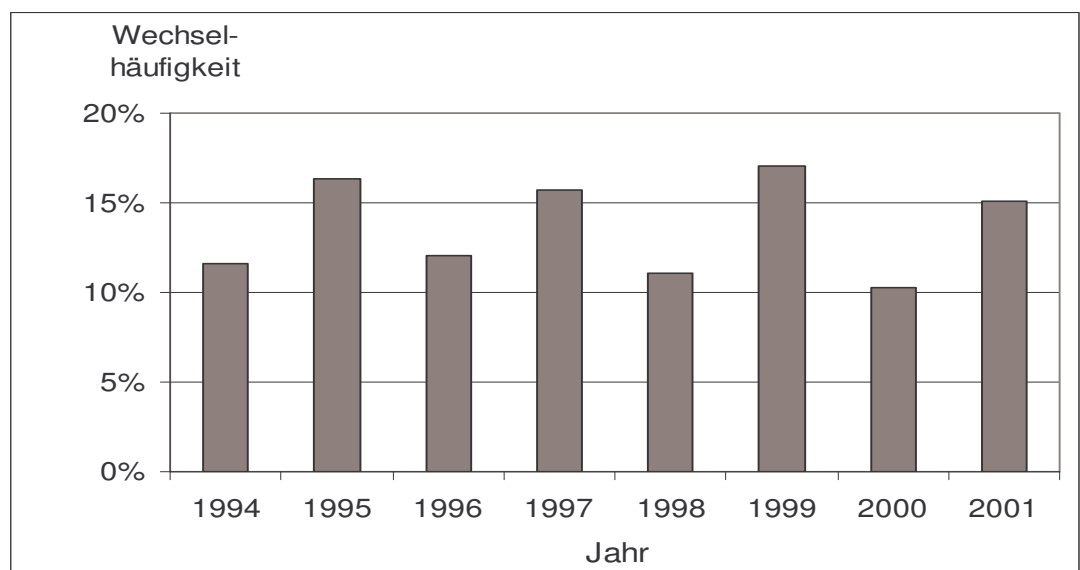
Im Folgenden werden die Ergebnisse der reinen Turnover-Performance-Analysen für die beiden Stichproben *Vorstandsvorsitz* und *Gesamtvorstand* präsentiert.<sup>241</sup> Als Ergänzung zu den nachstehenden Angaben enthält der Anhang detaillierte Ergebnisaufstellungen, die neben den Parametern der Performancevariablen den Wert der Konstante  $\alpha$ , die Koeffizienten der Quartalsdummies und weitere Teststatistiken enthalten. Logit-Koeffizienten, die auf dem 5%-Niveau signifikant ausfallen, sind in den Ergebnistabellen grau unterlegt. Werte, die bei Zugrundelegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent signifikant ausfallen, werden in weißer Schrift auf schwarzem Grund dargestellt. Falls nicht explizit angegeben, wird bei den angewendeten Testverfahren ein Signifikanzniveau von fünf Prozent unterstellt.

---

<sup>241</sup> Die Logit-Analysen wurden mit dem Statistikprogramm SPSS 11.0 durchgeführt. Überprüfungen der Korrelationen zwischen den unabhängigen Größen über bivariate Korrelationsberechnungen und lineare Regressionsanalysen zeigen, dass zwischen den Erklärungsvariablen bis auf wenige Ausnahmen, auf die im Folgenden explizit hingewiesen wird, keine starken linearen Abhängigkeiten vorliegen. Bei den berechneten Logit-Koeffizienten handelt es sich folglich um konsistente und asymptotisch effiziente Größen, die asymptotisch normalverteilt sind. Auf eine explizite Darstellung der Ergebnisse der LR-Tests zur Überprüfung der Signifikanz einzelner Koeffizienten wird verzichtet, da die LR-Tests die Resultate der Wald-Tests durchweg bestätigen.

## 6.1.1.1.1 Vorstandsvorsitz

Abb. 1 enthält zunächst eine Übersicht über die prozentuale Anzahl der ausgewechselten Vorstandschefs während der einzelnen Untersuchungsjahre, wobei vorerst weder die Performance noch das Alter der Mandatsträger berücksichtigt wird.<sup>242</sup> Die Abbildung verdeutlicht, dass die Wechselhäufigkeit zwischen zehn und 17 Prozent rangiert. Dabei folgt auf ein Jahr mit einem vergleichsweise hohen Prozentsatz von Wechseln an der Unternehmensspitze stets ein Jahr mit einer relativ geringen Wechselhäufigkeit. Ein Trend, der auf eine Zu- respektive Abnahme der Wechselhäufigkeit während des Untersuchungszeitraumes hindeutet, ist nicht erkennbar.



**Abb. 1: Prozentualer Anteil der ausgewechselten Vorstandschefs in den einzelnen Untersuchungsjahren**

Zur Bestimmung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und marktbereinigter Performance wird die Kriteriumsvariable des Logit-Modells aus Gleichung (3) mit dem Wert eins belegt, falls bei Gesellschaft  $i$  im Beobachtungsquartal  $q$  ein Wechsel an der Unternehmensspitze angekündigt wird, und beträgt andernfalls null. Als Erklärungsterm  $Z$  fungiert folgende Gleichung:

$$(17) \quad Z_{i; q} = a + \beta(\text{Perf}_{i; [qx; qy]}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda \text{Quartal}_l$$

<sup>242</sup> Als Bezugsbasis für die Berechnung der Prozentanteile fungiert die Anzahl der Vorstandschefs zum 01.01. des jeweiligen Jahres.

Insgesamt werden 32 Zeitabschnitte betrachtet.  $q$  kennzeichnet die einzelnen Beobachtungsquartale von 1994/I bis 2001/IV. Aufgrund der Selektionskriterien für die Stichprobenauswahl<sup>243</sup> fällt die Anzahl der untersuchten Gesellschaften  $i$  in den einzelnen Untersuchungsquartalen unterschiedlich aus.<sup>244</sup> Die Performancevariable  $Perf$  ändert sich sowohl mit dem Beobachtungsquartal  $q$  als auch mit der analysierten Gesellschaft  $i$ . Bei den Größen  $Quartal$  handelt es sich um nominale Scheinvariablen, die die Untersuchungsgleichung hinsichtlich des Einflusses saisonaler Effekte kontrollieren. Die Quartalsdummies werden mit dem Wert eins belegt, falls die Beobachtung in dem der Variable zugrunde liegenden Quartal erfolgt, und betragen andernfalls null. Als Referenzquartal, auf das sich die Logit-Koeffizienten der einzelnen Zeitvariablen beziehen, fungiert der Untersuchungsabschnitt 1994/I.<sup>245</sup> Die Effekt-Koeffizienten der Quartalsdummies geben damit den Faktor an, um den das Wahrscheinlichkeitsverhältnis in den einzelnen Quartalen von den Ergebnissen des Quartals 1994/I abweicht.

Die Turnover-Performance-Analysen basieren auf der Betrachtung von 3.169 Unternehmensquartalen. Dabei wird die Kriteriumsvariable in der unbereinigten Stichprobe in 109 Fällen mit dem Wert eins belegt.<sup>246</sup> In der altersbereinigten Stichprobe, in der ein Wechsel lediglich dann als relevant klassifiziert wird, wenn das ausgewechselte Vorstandsmitglied zum Abtrittszeitpunkt jünger als 62 Jahre alt war, nimmt die Responsevariable 81-mal den Wert eins an.

Da ex-ante kaum abschätzbar ist, wie lange es dauert, bis das Kontrollgremium bei Performanceeinbußen disziplinierend eingreift, werden in den folgenden Analysen unterschiedliche Performanceberechnungszeiträume zugrunde gelegt. Die Auswahl der Be-

---

<sup>243</sup> Vgl. Abschnitt 5.1.1.

<sup>244</sup> Die Unternehmen wurden dabei lediglich für die Zeitabschnitte in die Analyse einbezogen, in denen sie von einem Vorstandsvorsitzenden respektive Vorstandssprecher geleitet wurden.

<sup>245</sup> Der Laufindex  $l$  beginnt bei zwei, da sich die Referenzkategorie 1994/I über eine Linearkombination der übrigen Zeit-Dummies darstellen lässt. Vgl. zur Modellierung von Kontrollvariablen DELURGIO (1998), S. 411-413 und WONNACOTT/WONNACOTT (1979), S. 107.

<sup>246</sup> Insgesamt wurden 110 Manager ausgewechselt. Da die Bankgesellschaft Berlin jedoch zeitweise von zwei Sprechern geleitet und deren Abtritt im gleichen Quartal angekündigt wurde, liegt die Anzahl der Unternehmensquartale mit Wechselankündigungen bei 109.

rechnungszeiträume erfolgte dabei in Anlehnung an bisherige Studien für den US-amerikanischen Markt. Während in Modell A die marktbereinigte Aktienkursentwicklung der unmittelbar vor den einzelnen Ereignisquartalen  $q$  liegenden vier Quartale  $[q_{-4}; q_{-1}]$  herangezogen wird, fungiert in Modell B zusätzlich die zeitverzögerte Aktienrendite der Periode  $[q_{-8}; q_{-5}]$  als Performancemaßstab. In Modell C wird die einjährige Performance ein halbes Jahr vor dem Beobachtungsquartal über den Zeitraum  $[q_{-6}; q_{-3}]$  gemessen. Modell D enthält zusätzlich zur Performancevariable aus Modell C die Aktienrendite des Zeitabschnittes  $[q_{-10}; q_{-7}]$ .<sup>247</sup> Die interessierenden Ergebnisse der Modelle A bis D sind in Tab. 5 zusammengefasst. Eine ausführliche Darstellung aller Koeffizienten und weiterer Teststatistiken enthalten die Tab. 31 bis Tab. 34 im Anhang.

	Konst. $\alpha$ (Wald)	Perf <sub>[q-4;q-1]=Perf<sub>1</sub></sub> $\beta_1$ exp( $\beta_1$ ) (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]		Perf <sub>[q-8;q-5]=Perf<sub>2</sub></sub> $\beta_2$ exp( $\beta_2$ ) (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]		Perf <sub>[q-6;q-3]=Perf<sub>3</sub></sub> $\beta_3$ exp( $\beta_3$ ) (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]		Perf <sub>[q-10;q-7]=Perf<sub>4</sub></sub> $\beta_4$ exp( $\beta_4$ ) (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]		Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
A	-3,58 (37,44)	-0,88 (11,51)	0,42 [2,38]							0,050	3,18 (0,92)
B	-3,61 (37,88)	-0,84 (10,14)	0,43 [2,32]	-0,32 (1,08)	0,73 [1,37]					0,051	1,55 (0,99)
C	-3,58 (37,33)					-0,59 (3,98)	0,55 [1,82]			0,042	4,12 (0,85)
D	-3,60 (37,69)					-0,56 (3,47)	0,57 [1,75]	-0,27 (0,67)	0,77 [1,30]	0,043	3,27 (0,92)

Tab. 5: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/unbereinigte Stichprobe)

Die Ergebnisübersicht für Modell A zeigt, dass zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der vergangenen einjährigen Aktienrendite ein negativer Zusammenhang besteht. Folglich steigt die Wechselwahrscheinlichkeit mit abnehmender Performance. Der negative Logit-Koeffizient der Größe  $Perf_i$  in Höhe von -0,88 ist mit einer Wald-Statistik von 11,51 bei Zugrundelegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent signifikant. Während pauschale Aussagen über das Ausmaß der Zunahme der Wechselwahrscheinlichkeit bei bestimmten Performanceverschlechterungen aufgrund der exponentiellen Verknüpfung der Untersuchungsgrößen nicht möglich sind<sup>248</sup>, geben die Exponentialwerte der Logit-

<sup>247</sup> Weiter zurückliegende Zeiträume wurden nicht analysiert, um die Stichprobe durch eine Ausdehnung der Vorlaufzeiten nicht zu stark zu reduzieren. Ferner zeigen bisherige Studien, dass sich die Auswirkungen von Performanceeinbußen auf die Zusammensetzung von Managementteams maximal zwei Jahre später zeigen. Vgl. SALOMO (2001B), S. 354.

<sup>248</sup> Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 5.4.1.



Koeffizienten zumindest Aufschluss über die Veränderung der Odds Ratio. Der  $\exp(\beta_1)$ -Wert verdeutlicht beispielsweise, dass sich das Verhältnis zwischen Wechsel- und Komplementärwahrscheinlichkeit auf das 0,42-fache des Ausgangswertes reduziert, falls sich die marktadjustierte Performance um den Wert eins und damit um 100 Prozentpunkte verbessert.<sup>249</sup> Generell verändert sich das Wahrscheinlichkeitsverhältnis bei einer Verbesserung respektive Verschlechterung der Aktienrendite um  $n$  Prozentpunkte um den Faktor  $\exp(\beta \cdot n/100)$ .<sup>250</sup> Eine Performanceverbesserung um zehn Prozentpunkte führt etwa zu einer Reduktion des Wahrscheinlichkeitsverhältnisses auf das 0,92-fache des Ausgangswertes. Eine Verschlechterung der bereinigten Wertentwicklung um minus zehn Prozentpunkte hat eine Zunahme der Odds Ratio um den Faktor 1,092 zur Folge. Die in Tab. 5 dargestellten Modell-Teststatistiken bestätigen die Relevanz und die Güte des Untersuchungsmodells. Das modifizierte Bestimmtheitsmaß Pseudo-R<sup>2</sup>, das das Ausmaß der Verbesserung der Schätzung des Gesamtmodells im Vergleich zum Nullmodell, in dem die Konstante  $\alpha$  als einzige Erklärungsvariable fungiert, angibt, liegt mit einem Wert von 0,05 auf einem für Logit-Analysen akzeptablen Niveau.<sup>251</sup> Die HL-Statistik, die misst, wie gut das Untersuchungsmodell die beobachteten Daten beschreibt, liegt weit unter dem kritischen Wert. Die Hypothese über die globale Modellgültigkeit kann damit nicht abgelehnt werden. Die zu akzeptierende Irrtumswahrscheinlichkeit läge im Fall einer Ablehnung bei 92 Prozent.

In Modell B fungiert neben der vergangenen einjährigen Wertentwicklung zusätzlich die Performance der vier Quartale [q<sub>8</sub>;q<sub>5</sub>] als unabhängige Größe. Die Ergebnisse verdeutlichen, dass der Erklärungsgehalt der weiter zurückliegenden Performancevariablen gering ist. So liegt der  $\beta_2$ -Koeffizient in Höhe von -0,32 nicht im signifikanten Bereich. Die Modellrelevanz verbessert sich durch die Einbeziehung der zusätzlichen Größe im Vergleich zu Modell A nur unwesentlich. In Modell C wird die einjährige Wertentwick-

<sup>249</sup> In den Ergebnisübersichten werden bei Effekt-Koeffizienten unter eins zusätzlich deren Kehrwerte angegeben, um die Begrenzung dieser Werte nach unten aufzuheben; vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 5.4.1.1. Die Kehrwerte dienen allerdings lediglich als Interpretationshilfe.

<sup>250</sup> Der Faktor berechnet sich aufgrund der multiplikativen Verknüpfung der Exponentialwerte wie folgt:  $\exp[\beta \cdot (Perf + n/100)] / \exp(\beta \cdot Perf) = \exp[\beta \cdot (n/100)]$ .

<sup>251</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass der LR-Test die Modellrelevanz auf dem 5%-Niveau nicht bestätigt; vgl. dazu die Ergebnisübersichten im Anhang. Allerdings ist dies für den weiteren Verlauf der Arbeit nicht weiter problematisch, da in den folgenden Analysen die altersbereinigte Stichprobe zugrunde gelegt wird, für die die Modellrelevanz sowohl über den Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert als auch über den LR-Test durchweg bestätigt wird. Die Ergebnisse für die unbereinigte Stichprobe sind vor dem Hintergrund der LR-Testresultate jedoch mit Vorsicht zu bewerten.

lung ein halbes Jahr vor der Wechselankündigung über den Zeitraum  $[q_{-6};q_{-3}]$  gemessen. Wie aus der Ergebniszusammenstellung ersichtlich fällt die Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance geringer als in Modell A aus. Der  $\beta_3$ -Wert in Höhe von -0,59 indiziert eine schwächere Performance-sensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit als in Modell A, in dem der Koeffizient der Performancevariablen bei -0,88 liegt. Ferner ist der  $\beta_3$ -Koeffizient lediglich auf dem 5%-Niveau signifikant. Die Modellstatistiken weisen mit einem Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert von 0,042 und einer HL-Statistik von 4,12 auf eine im Vergleich zu Modell A geringere Modellgüte hin. Auch die zusätzliche Einbeziehung der Aktienrendite der Quartale  $[q_{10};q_{7}]$  in Modell D führt zu keiner deutlichen Verbesserung des Erklärungsgehalts. Die Koeffizienten der Time-Dummies fallen in den Modellen A bis D durchweg insignifikant aus.

Die Untersuchungsmodelle A bis D zeigen, dass die Performance einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze ausübt. Die Korrelation von Wechselwahrscheinlichkeit und Performance fällt dabei am deutlichsten aus, wenn die Wertentwicklung über einen Zeitraum von einem Jahr vor dem Beobachtungsquartal gemessen wird.<sup>252</sup>

Da bei Heranziehung der unbereinigten Stichprobe die Gefahr einer Verwässerung der Ergebnisse durch den Einfluss der altersbedingten Wechsel besteht, erfolgte eine Absicherung der Ergebnisse der Modelle A bis D auf Basis der altersbereinigten Stichprobe. Die Ergebnisse dieser Untersuchungen sind in folgender Tabelle zusammengefasst.

---

<sup>252</sup> Alternativ wurde die Performance stichprobenartig über viertel- und halbjährliche Zeiträume gemessen. Die Ergebnisse führten jedoch im Vergleich zu Modell A zu keiner Verbesserung des Erklärungsgehalts.

	Konst. $\alpha$ (Wald)	Perf <sub>[q-4;q-1]=Perf<sub>1</sub></sub> $\beta_1$ exp( $\beta_1$ ) (Wald) [1/exp( $\beta$ )]		Perf <sub>[q-8;q-5]=Perf<sub>2</sub></sub> $\beta_2$ exp( $\beta_2$ ) (Wald) [1/exp( $\beta$ )]		Perf <sub>[q-6;q-3]=Perf<sub>3</sub></sub> $\beta_3$ exp( $\beta_3$ ) (Wald) [1/exp( $\beta$ )]		Perf <sub>[q-10;q-7]=Perf<sub>4</sub></sub> $\beta_4$ exp( $\beta_4$ ) (Wald) [1/exp( $\beta$ )]		Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
E	-4,00 (31,40)	-0,94 (10,17)	0,39 [2,56]							0,077	4,64 (0,80)
F	-4,03 (31,80)	-0,90 (8,98)	0,41 [2,44]	-0,38 (1,19)	0,69 [1,45]					0,079	6,78 (0,56)
G	-3,99 (31,29)					-0,63 (3,56)	0,53 [1,89]			0,069	10,44 (0,24)
H	-4,03 (31,82)					-0,56 (2,79)	0,57 [1,75]	-0,45 (1,48)	0,64 [1,56]	0,071	3,65 (0,89)

Tab. 6: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/bereinigte Stichprobe)

Wie die Ergebnisübersicht in Tab. 6 verdeutlicht, fällt auch bei Zugrundelegung der bereinigten Stichprobe der Zusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Performance des vergangenen Jahres signifikant negativ aus. Die Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses ist dabei stärker als in den entsprechenden Modellen für die unbereinigte Stichprobe.<sup>253</sup> So indiziert der  $\beta_1$ -Koeffizient aus Modell E mit einem Wert von -0,94 eine Intensivierung der Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit im Vergleich zu Modell A, in dem der korrespondierende Wert bei -0,88 liegt. Eine Performanceverbesserung um 100 Prozentpunkte führt in Modell E zu einer Reduktion der Odds Ratio auf das 0,39-fache des Ausgangswertes. In Modell A liegt der vergleichbare Faktor bei 0,42. Eine Gegenüberstellung der Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte der Varianten A und E zeigt, dass sich bei Zugrundelegung der altersbereinigten Stichprobe mit der Zunahme der Effektstärken auch die Modellschätzung verbessert. Der Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert steigt von 0,05 im unbereinigten Modell auf 0,08 in der bereinigten Version. Die Hypothese der globalen Modellgültigkeit kann in Modell E mit einer HL-Statistik von 4,64, die weit unter dem kritischen Wert von 15,51 für das 5-%-Niveau liegt<sup>254</sup>, nicht verworfen werden. Die zusätzliche Betrachtung der zeitverzögerten Wertentwicklung der Quartale [q-8;q-5] in Modell F führt im Vergleich zu Modell E zu keiner deutlichen Erhöhung der Aussagekraft der Ergebnisse. Wie in Analyse B für die vollständige Stichprobe fällt der  $\beta_2$ -Wert in Modell F mit -0,38 zwar negativ aus, liegt jedoch nicht im signifikanten Bereich. Die Varianten G und H mit weiter zurückliegenden Performan-

<sup>253</sup> Vgl. für eine Darstellung weiterer Ergebnisse und Teststatistiken der Modelle E bis H Tab. 35 bis Tab. 38 im Anhang.

<sup>254</sup> Die Anzahl der Freiheitsgrade für den HL-Test beläuft sich auf acht. Vgl. dazu auch FN 224.

cevariablen sind Modell E hinsichtlich Modellgüte und Schätzgenauigkeit unterlegen. Die Koeffizienten der zeitlichen Kontrollvariablen sind in allen vier Modellen insignifikant.

Die Ergebnisse der Modelle E bis H bestätigen, dass die Performance des Zeitabschnitts  $[q_4; q_1]$  von allen untersuchten Performancevariablen den stärksten Erklärungsgehalt für die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze aufweist. Die Bedeutung weiter zurückliegender Performanzewerte ist verschwindend gering. Im Vergleich zu den unbereinigten Analysen A bis D fallen die Performancesensitivitäten in der bereinigten Stichprobe durchweg intensiver aus. Der Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance wird über die Modelle E bis H grundsätzlich besser als in den unbereinigten Untersuchungen dargestellt. Die ausgeprägteren Analyseergebnisse sind auf die Bereinigung der Stichprobe zurückzuführen. Die Klassifizierung der Wechsel nach dem Alter schwächt den Einfluss der natürlichen, performanceunabhängigen Fluktuationsrate auf die Ergebnisse ab. Da die Altersbereinigung der Stichprobe zumindest eine approximative Abgrenzung der unfreiwilligen von den freiwilligen Wechseln ermöglicht und außerdem zu aussagekräftigeren Untersuchungsergebnissen führt, beschränken sich die Ergebnispräsentationen im Folgenden auf eine Darstellung der Beobachtungen für die bereinigte Stichprobe.<sup>255</sup>

Die bisherigen Untersuchungen verdeutlichen, dass der Aufsichtsrat bei seinen Personalentscheidungen primär auf die vergangene einjährige Performance rekurriert. Ein direkter Einfluss weiter zurückliegender Performanzewerte auf die Wechselwahrscheinlichkeit ist nicht nachweisbar. Während die Ergebnisse nicht auf einen unmittelbaren Zusammenhang zwischen der weiter zurückliegenden Aktienrendite und der Wechselwahrscheinlichkeit hindeuten, verneinen sie nicht die Existenz einer mittelbaren Beziehung zwischen den beiden Größen. Ein mittelbarer Einfluss weiter zurückliegender Performanzewerte auf die Wechselwahrscheinlichkeit wäre dann gegeben, wenn die vergangene einjährige Wertpapierrendite nur dann als Maßstab für die Beurteilung der Leistung des Vorstandsvorsitzenden herangezogen wird, wenn die Unternehmensper-

---

<sup>255</sup> Bei Zugrundelegung der unbereinigten Stichprobe fallen die Intensität der Effekte und die Modellgüte durchweg geringer aus. Die Richtung der Effekte wird von der Wahl der Stichprobenbasis jedoch nicht beeinflusst.

formance bereits während des davor liegenden Jahreszeitraumes [q-8;q-5] unterdurchschnittlich ausgefallen ist. Ob ein solch indirekter Zusammenhang zwischen den Untersuchungsgrößen besteht, wird über Logit-Modell I, in dem folgende Gleichung als Erklärungsterm fungiert, getestet:

$$(18) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i,1}) + \beta_2(Perf_{i,1})(Perf_{i,2D}) + \beta_3 Perf_{i,2D} + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l \text{Quartal}_l$$

Dabei bezeichnet die Variable  $Perf_l$  die marktbereinigte Wertentwicklung des Zeitraumes [q-4;q-1]. Bei der Größe  $Perf_{2D}$  handelt es sich um eine binäre Variable, die mit dem Wert eins belegt wird, falls die Performance von Gesellschaft  $i$  während der Quartale [q-8;q-5] schlechter als die Wertentwicklung des Vergleichsindex ausfällt, und andernfalls null beträgt. Über die Interaktionsvariable  $(Perf_{i,1}) \cdot (Perf_{i,2D})$  wird der indirekte Einfluss der Aktienrendite des Zeitabschnittes [q-8;q-5] auf die Wechselwahrscheinlichkeit bestimmt. Da bei der Untersuchung von Interaktionsvariablen grundsätzlich die eigenständigen Größen als zusätzliche Prädiktoren einbezogen werden sollten, um die Schätzung hinsichtlich der Auswirkungen direkter Effekte zu kontrollieren<sup>256</sup>, wird neben der Interaktionsvariable die Größe  $Perf_{2D}$  als eigenständiger Regressor berücksichtigt. Eine Vernachlässigung der eigenständigen Werte birgt die Gefahr in sich, dass die von den Interaktionsvariablen ausgehenden Effekte tendenziell überschätzt werden.<sup>257</sup>

Tab. 7 enthält die Ergebnisse der Untersuchung für die bereinigte Stichprobe aus Modell I. Bei der Interpretation der Koeffizienten der Untersuchungsgrößen ist zu beachten, dass es sich bei der Variable  $Perf_{2D}$  um eine binäre Größe handelt, die die Zugehörigkeit des jeweiligen Betrachtungselementes zu einer bestimmten Kategorie indiziert. Im Unterschied zu metrischen Größen geben die Koeffizienten von binären Variablen nicht die Auswirkungen marginaler Änderungen der Bezugsgröße an, sondern erklären die bei einem Kategoriewechsel auftretenden Effekte.

<sup>256</sup> Vgl. URBAN (1993), S. 72.

<sup>257</sup> In Gleichung (18) hätte auf die Einbeziehung der eigenständigen Größe verzichtet werden können, da sich deren Einfluss auf die Responsevariable bereits in den Modellen B und F als insignifikant erwies. Der eigenständige Wert  $Perf_{2D}$  wurde dennoch berücksichtigt, um im Hinblick auf die weiteren Analysen eine gewisse Kontinuität zu gewährleisten.

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·Perf <sub>2D</sub>		Perf <sub>2D</sub>		Pseudo R <sup>2</sup>	HL Sign.
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	$\exp(\beta_1)$ [1/exp( $\beta_1$ )]	$\beta_2$ (Wald)	$\exp(\beta_2)$ [1/exp( $\beta_2$ )]	$\beta_3$ (Wald)	$\exp(\beta_3)$ [1/exp( $\beta_3$ )]		
I	-4,01 (30,28)	-0,88 (2,53)	0,41 [2,44]	-0,08 (0,02)	0,92 [1,09]	0,02 (0,01)	1,02	0,077	5,85 (0,66)

Tab. 7: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Performance)<sup>258</sup>

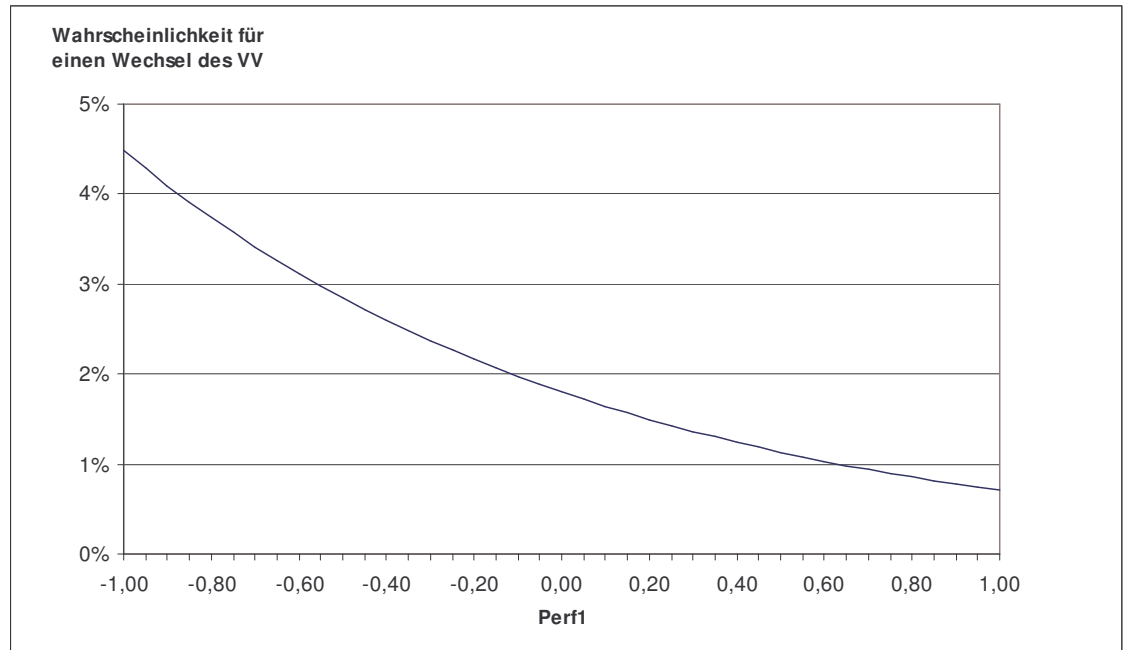
In Modell I fällt der Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der vergangenen einjährigen Performance wie in den vorigen Analysen negativ aus. Allerdings ist die deutliche Signifikanz des  $\beta_1$ -Wertes im Unterschied zu den bisherigen Untersuchungen nicht mehr erkennbar. Der Logit-Wert der Interaktionsvariable in Höhe von -0,08 impliziert eine schwache Zunahme des Performanceeffekts von -0,88 auf -0,96 für den Fall, dass das Unternehmen über den Zeitraum [q<sub>8</sub>;q<sub>5</sub>] schlechter als der Vergleichsindex performt. Allerdings ist der  $\beta_2$ -Koeffizient hochgradig insignifikant. Die Ergebnisse deuten damit nicht darauf hin, dass Aufsichtsräte die vergangene einjährige Wertentwicklung nur dann zur Beurteilung der Managementleistung heranziehen, wenn die Performance bereits in dem davor liegenden Jahr hinter den Erwartungen zurückgeblieben ist.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass die marktbereinigte Aktienrendite der Quartale [q<sub>8</sub>;q<sub>5</sub>] die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel des Vorstandschefs weder direkt noch indirekt beeinflusst. Der Aufsichtsrat betrachtet folglich bei seinen Personalentscheidungen unabhängig von weiter zurückliegenden Performancekennziffern die vergangene einjährige Wertentwicklung. Wie sich die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze mit der vergangenen einjährigen Performance verändert, illustriert die folgende Abbildung. Dargestellt werden dabei die prognostizierten Wechselwahrscheinlichkeiten für Werte der Größe  $Perf_1$  zwischen -1,00 und 1,00.<sup>259</sup> Für die

<sup>258</sup> Vgl. für weitere Teststatistiken Tab. 39 im Anhang.

<sup>259</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Parameter für die Beschreibung des Kurvenverlaufs primär aus Wertekombinationen des mittleren Performancebereichs von  $\pm 0,30$  abgeleitet wurden, da sowohl die positiven als auch die negativen Extremwerte in der Stichprobe nur selten auftreten. In der Abbildung wird jedoch ein breiterer Performancebereich dargestellt, um den exponentiellen Verlauf der Kurve zu verdeutlichen.

Bestimmung des Kurvenverlaufs wurden die Koeffizienten von Modell E zugrunde gelegt.<sup>260</sup>



**Abb. 2: Wechselwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der vergangenen Performance (VV)**

Abb. 2 veranschaulicht den exponentiellen, negativen Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Performance. Performanceverschlechterungen führen zu einem Anstieg der Wechselwahrscheinlichkeit, während Performanceverbesserungen eine Reduktion der Wechselwahrscheinlichkeit zur Folge haben. Die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit ist allerdings nur sehr schwach ausgeprägt. So steigt die Wechselwahrscheinlichkeit beispielsweise nur um das 1,01, falls sich die Differenz zwischen Markt- und Unternehmenswertentwicklung von null auf -0,10 verschlechtert. Ein weiterer Rückgang der bereinigten Performance auf -0,30 führt zu einer geringfügigen Erhöhung der Wechselwahrscheinlichkeit um 0,40 Prozentpunkte auf 2,37 Prozent. Neben der schwachen Ausprägung der Performancesensitivität sind die niedrigen Wechselwahrscheinlichkeiten auffallend. So muss der Vorstandschef selbst bei einer eklatanten Unterperformance von -50 Prozent nur mit einer prognostizierten Wahrscheinlichkeit von 2,85 Prozent damit rechnen, seinen Posten zu verlieren. Die geringen Wahrscheinlichkeitswerte und die schwach ausgeprägte Performancesensitivität verdeutlichen, dass die Gefahr bei

<sup>260</sup> Die Berechnungen beziehen sich auf das Referenzquartal 1994/I.

einer unterdurchschnittlichen Wertentwicklung entlassen zu werden, für einen Vorstandschef im Durchschnitt sehr gering ist. Ernst zu nehmende Anreizeffekte gehen von dem bisher praktizierten Absetzungsmechanismus damit sicherlich nicht aus.

#### 6.1.1.1.2 Gesamtvorstand

Inwieweit sich die Ergebnisse bei Betrachtung aller im Vorstand erfolgten Wechsel im Vergleich zu den vorigen Turnover-Performance-Analysen ändern, wird in diesem Abschnitt geklärt. Dabei wird überprüft, ob ein signifikanter Zusammenhang zwischen der Performance und der Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Vorstand und damit für einen disziplinierenden Eingriff des Aufsichtsrates besteht.<sup>261</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Wechsel „normaler“ Vorstandsmitglieder im Unterschied zu Wechseln von Vorstandsvorsitzenden nicht immer auf die Initiative des Aufsichtsrates zurückzuführen sind. Häufig erfolgen die personellen Maßnahmen auf Wunsch des Vorstandschefs im Zuge von Umstrukturierungen des Führungsteams. Der Aufsichtsrat vollzieht dann lediglich die Personalentscheidungen des Unternehmensführers. Demzufolge lassen die Analysen des Gesamtvorstands zwar Aussagen über die Effizienz der Kontrolle durch den Aufsichtsrat zu, allerdings ist die Werthaltigkeit dieser Informationen im Vergleich zu den Implikationen, die sich aus den Untersuchungen der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden ergeben, geringer.

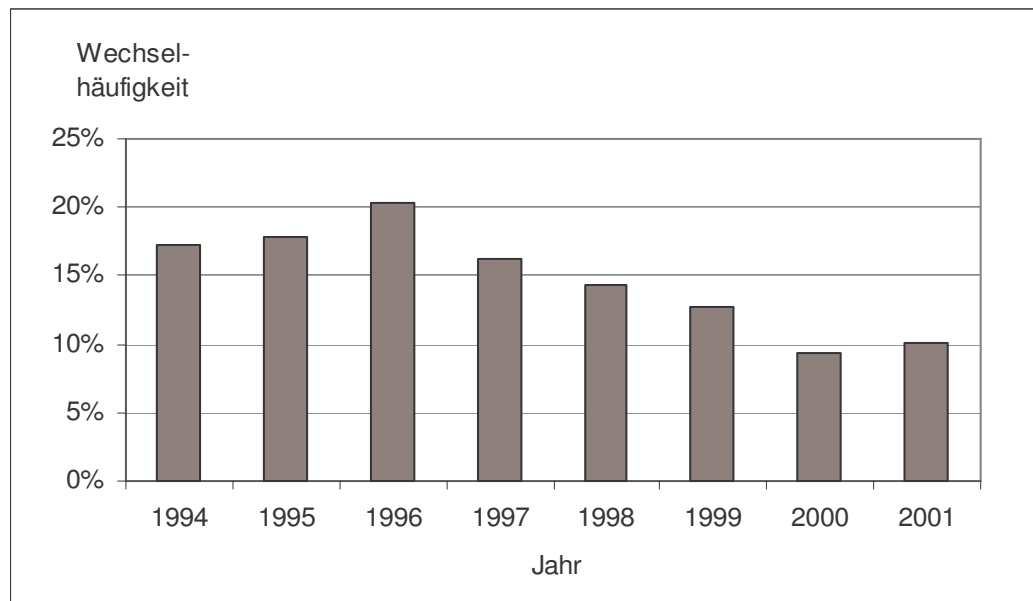
Abb. 3 enthält zunächst einen Überblick über den prozentualen Anteil der ausgewechselten ordentlichen Vorstandsmitglieder in den einzelnen Untersuchungsjahren, wobei die Unternehmensperformance vorerst keine Berücksichtigung findet.<sup>262</sup> Die Grafik verdeutlicht, dass die Wechselhäufigkeit zunächst von 17 Prozent im Jahr 1994 auf rund 20 Prozent im Jahr 1996 ansteigt. In den folgenden Jahren ist ein kontinuierlicher Rückgang der Wechselraten erkennbar. Im Jahr 2000 nimmt der prozentuale Anteil der ausgewechselten Manager in der Stichprobe mit neun Prozent den geringsten Wert an und erhöht sich dann im Jahr 2001 wieder geringfügig auf rund zehn Prozent.

---

<sup>261</sup> Diese Untersuchungshypothese unterscheidet sich von der Analyse des Zusammenhangs zwischen der tatsächlichen Wechselhäufigkeit und der Performance, da in einigen Quartalen in den einzelnen Stichprobenunternehmen mehr als ein Wechsel erfolgt.

<sup>262</sup> Als Bezugsbasis für die Berechnung der Prozentanteile fungiert die Anzahl aller Vorstandsmitglieder zum 01.01. des jeweiligen Jahres.





**Abb. 3: Prozentualer Anteil der ausgewechselten Vorstandsmitglieder in den einzelnen Untersuchungsjahren**

Für die empirische Überprüfung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen der Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Managementteam und der marktadjustierten Performance wird die Responsevariable im logistischen Regressionsmodell aus Gleichung (3) mit dem Wert eins belegt, falls bei Gesellschaft  $i$  im Beobachtungsquartal  $q$  mindestens ein Wechsel im Führungsgremium angekündigt wird, und beträgt andernfalls null. Da mit der Anzahl der Vorstandsmitglieder auch die Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel steigt, ist es sinnvoll die Untersuchungsmodelle für die Stichprobe *Gesamtvorstand* hinsichtlich der unterschiedlichen Vorstandsgrößen zu kontrollieren. Aus diesem Grund wird die Variable  $AnzahlV_{i,q}$ , die die Anzahl der ordentlichen Vorstandsmitglieder inklusive der Spitzenführungskraft der Gesellschaft  $i$  im Beobachtungsquartal  $q$  angibt, als zusätzlicher Regressor in die Untersuchungsgleichungen miteinbezogen.<sup>263</sup> Der Erklärungsterm  $Z$  stellt sich für die Untersuchung des Gesamtvorstands formal wie folgt dar:

$$(19) \quad Z_{i,q} = a + \beta(Perf_{i,[q];[qy]}) + \varphi AnzahlV_{i,q} + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall_l$$

<sup>263</sup> Die Anzahl der Vorstände wird dabei jeweils zum Quartalsende ermittelt und für die zurückliegenden drei Monate als konstant unterstellt. Vgl. zu dieser Vorgehensweise WARNER/WUTTS/WRUCK (1988), S. 480-481.

In den Turnover-Performance-Analysen werden insgesamt 3.196 Unternehmensquartale betrachtet.<sup>264</sup> In der unbereinigten Stichprobe liegen 605 Wechsel vor, die in 493 unterschiedlichen Unternehmensquartalen erfolgen. In der altersbereinigten Gruppe, in der lediglich Wechsel von Führungskräften berücksichtigt werden, die zum Austrittszeitpunkt jünger als 62 Jahre alt waren, verteilen sich 479 personelle Veränderungen auf 404 Untersuchungsquartale. Die Performanceberechnungen erfolgen wie im vorigen Abschnitt über unterschiedliche Zeiträume. Die wichtigsten Ergebnisse der Untersuchungen sind in den folgenden Tabellen für die unbereinigte bzw. die altersbereinigte Stichprobe zusammengefasst.<sup>265</sup>

	Konst.	Perf <sub>[q-4;q-1]</sub> =Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>[q-8;q-5]</sub> =Perf <sub>2</sub>		Perf <sub>[q-6;q-3]</sub> =Perf <sub>3</sub>		Perf <sub>[q-10;q-7]</sub> =Perf <sub>4</sub>		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	exp( $\beta_1$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_2$ (Wald)	exp( $\beta_2$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_3$ (Wald)	exp( $\beta_3$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_4$ (Wald)	exp( $\beta_4$ ) [1/exp( $\beta$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
J	-2,90 (67,48)	-0,53 (13,23)	0,59 [1,69]							0,068	5,35 (0,72)
K	-2,98 (70,98)	-0,48 (10,88)	0,62 [1,61]	-0,53 (10,60)	0,59 [1,69]					0,074	3,35 (0,91)
L	-2,91 (67,69)					-0,62 (15,88)	0,54 [1,85]			0,070	12,48 (0,13)
M	-2,95 (69,13)					-0,59 (14,47)	0,55 [1,82]	-0,25 (2,25)	0,78 [1,28]	0,071	18,88 (0,02)

Tab. 8: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/unbereinigte Stichprobe)

	Konst.	Perf <sub>[q-4;q-1]</sub> =Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>[q-8;q-5]</sub> =Perf <sub>2</sub>		Perf <sub>[q-6;q-3]</sub> =Perf <sub>3</sub>		Perf <sub>[q-10;q-7]</sub> =Perf <sub>4</sub>		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	exp( $\beta_1$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_2$ (Wald)	exp( $\beta_2$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_3$ (Wald)	exp( $\beta_3$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_4$ (Wald)	exp( $\beta_4$ ) [1/exp( $\beta$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
N	-3,09 (56,37)	-0,56 (12,84)	0,57 [1,75]							0,059	5,28 (0,73)
O	-3,16 (58,96)	-0,51 (10,66)	0,60 [1,67]	-0,50 (8,33)	0,60 [1,67]					0,064	3,30 (0,91)
P	-3,09 (56,34)					-0,60 (13,02)	0,55 [1,82]			0,059	5,29 (0,73)
Q	-3,14 (58,08)					-0,56 (11,36)	0,57 [1,75]	-0,35 (3,73)	0,70 [1,43]	0,062	3,50 (0,90)

Tab. 9: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/bereinigte Stichprobe)

<sup>264</sup> Die Anzahl der Unternehmensquartale fällt etwas größer als in den Analysen der Vorstandsvorsitzenden aus. Die Differenz kommt dadurch zustande, dass bei den Untersuchungen der Vorstandsvorsitzenden nur diejenigen Unternehmensquartale berücksichtigt wurden, in denen die Gesellschaft von einem Vorstandsvorsitzenden respektive -sprecher geleitet wurde. Die übrigen Unternehmensquartale fanden dagegen keine Berücksichtigung.

<sup>265</sup> Weitere Ergebnisse und Modellstatistiken enthalten Tab. 40 bis Tab. 47 im Anhang.

Ein erster Blick auf die Ergebnisübersichten verdeutlicht den bereits im vorigen Abschnitt beobachteten negativen Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit<sup>266</sup> und Performance. Folglich steigt die Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Vorstandswechsel mit abnehmender Performance. Ein Vergleich der Ergebnisse der Modelle J bis M für die unbereinigte Stichprobe mit den korrespondierenden Resultaten der Analysen N bis Q für die bereinigte Stichprobe zeigt, dass die Differenzierung der Wechsel nach dem Alter der ausgeschiedenen Manager im Gegensatz zu den Untersuchungen der Vorstandsvorsitzenden nicht zu einer deutlichen Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses von Wechselwahrscheinlichkeit und Performance führt. Obwohl sich für eine bessere Extraktion potenzieller Effekte eine weitere Herabsetzung der mit 62 Jahren recht hoch angesetzten Altersgrenze<sup>267</sup> anbieten würde, wird von einer willkürlichen, nachträglichen Änderung des Grenzalters abgesehen, um nicht fälschlicherweise zu viele Wechsel als altersbedingt einzustufen und dadurch eine systematische Verzerrung der Untersuchungsergebnisse zu induzieren.

Da die Unterschiede zwischen den unbereinigten und den bereinigten Analysen nur gering sind, werden die Ergebnisse der einzelnen Modelle im Folgenden gemeinsam präsentiert. Die Modelle J und N zeigen, dass die Beziehung zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der marktbereinigten Wertentwicklung der vor dem Beobachtungszeitpunkt liegenden vier Quartale signifikant negativ ausfällt. Das Abhängigkeitsverhältnis zwischen den beiden Untersuchungsgrößen fällt allerdings schwächer als in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden aus. So liegen die absoluten Werte der Logit-Parameter der Variable *Perf<sub>i</sub>* mit 0,53 für die unbereinigte respektive 0,56 für die bereinigte Stichprobe unter den korrespondierenden Werten der Vorstandsvorsitzendenanalysen, die 0,88 respektive 0,94 betragen.<sup>268</sup> Die stärkere Ausprägung der Turnover-Performance-Relation in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden ist in Anbetracht der faktischen Leitungsfunktion der Spitzenmanager nicht überraschend.<sup>269</sup> Oft vermag ein Wechsel auf dem Chefsessel strategische Probleme eher zu lösen als der Austausch von

---

<sup>266</sup> Bei den Ausführungen zu der Stichprobe Gesamtvorstand bezeichnet der Begriff Wechselwahrscheinlichkeit die Wahrscheinlichkeit, dass mindestens ein Wechsel im Vorstand erfolgt.

<sup>267</sup> Vgl. zur Festlegung der Altersgrenze FN 174.

<sup>268</sup> Vgl. zu den Ergebnissen für die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden Tab. 5 und Tab. 6.

<sup>269</sup> Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.1.1.1.

Bereichsvorständen, die die Entwicklung einzelner Unternehmenssparten verantworten. Die Resultate der Untersuchungen K und O verdeutlichen, dass sich bei Betrachtung des Gesamtvorstandes auch die zeitverzögerten Performancegröße  $Perf_2$  auf dem 1%-Niveau als signifikanter Einflussfaktor erweist. Damit wird die Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit nicht allein durch die Performance des vergangenen Jahres erklärt, sondern auch durch die weiter zurückliegende Wertentwicklung des Zeitraumes [q.8;q.5]. Bei Einbeziehung des Regressors  $Perf_3$  als Performancemaßstab ist eine Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen den Untersuchungsgrößen im Vergleich zu den ersten beiden Modellen erkennbar. Der Logit-Koeffizient der über den Zeitraum [q.6;q.3] gemessenen Performancegröße liegt bei -0,62 in Modell L respektive bei -0,60 in Modell P. Die Koeffizienten fallen damit stärker als die Performanceparameter der Modelle J und K bzw. N und O aus.<sup>270</sup> Die Ergebnisse der letzten beiden Modelle M und Q zeigen, dass der Einfluss weiter zurückliegender Performancewerte auf die Wechselwahrscheinlichkeit vernachlässigbar ist.<sup>271</sup>

Die Logit-Koeffizienten der Größe  $AnzahlV$  fallen in allen acht Modellen erwartungsgemäß positiv aus und sind mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 99 Prozent signifikant. Folglich steigt mit der Vorstandsgröße die Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Managementteam. Die  $\delta$ -Werte der Quartalsdummies weisen im Unterschied zu den Untersuchungen der Vorstandsvorsitzenden zum Teil deutlich positive Signifikanzen auf. Die signifikanten Werte treten ausschließlich im zweiten oder vierten Quartal eines Jahres auf. Der Anstieg der Wechselwahrscheinlichkeit in diesen Zeitabschnitten könnte darauf zurückzuführen sein, dass viele Anstellungsverträge zur Jahresmitte bzw. zum Jahresende auslaufen.

Die Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte, die die Verbesserung der Schätzung im Vergleich zum Nullmodell angeben, liegen in den Modellen J bis Q mit Ausprägungen zwischen 0,059 und 0,074 auf einem für Logit-Analysen akzeptablen Niveau. Die Hypothese der globalen

---

<sup>270</sup> Der Logit-Koeffizient der aggregierten Performancegröße  $Perf_1+Perf_2$  liegt für die unbereinigte und die bereinigte Stichprobe bei -0,51.

<sup>271</sup> Da die Wald-Statistik der Variable  $Perf_4$  nur geringfügig unter der 5%-Grenze liegt, wurde, soweit möglich, für die Stichprobe Gesamtvorstand zusätzlich der Einfluss weiter zurückliegender Performancegrößen auf die Wechselwahrscheinlichkeit überprüft. Dabei traten jedoch keine signifikanten Werte auf.

Modellgültigkeit kann bis auf eine Ausnahme in Modell M, in dem die HL-Statistik über dem kritischen Wert liegt, nicht verworfen werden.

Zusammenfassend ist zu den Gesamtvorstandsuntersuchungen festzustellen, dass im Unterschied zu den Vorstandsvorsitzendenanalysen nicht die Größe  $Perf_1$ , sondern die Variable  $Perf_3$ , die ein halbes Jahr vor dem Analysezeitpunkt über die Quartale [q-6;q-3] gemessen wird, den deutlichsten Erklärungsgehalt bezüglich der Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit aufweist. Dieses Ergebnis impliziert, dass sich die Kontrolleure bei der Auswechslung „normaler“ Vorstandsmitglieder mehr Zeit lassen als bei einem Austausch der Spitzenführungskraft. Die personellen Konsequenzen einer unterdurchschnittlicher Unternehmensleistungen zeigen sich bei Betrachtung der Stichprobe *Gesamtvorstand* erst vergleichsweise später.

Wie für die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden wird nachfolgend für die Stichprobe *Gesamtvorstand* überprüft, ob und gegebenenfalls inwieweit zeitverzögerte Renditen die Wechselwahrscheinlichkeit mittelbar beeinflussen. Aufgrund ihres bedeutenden Erklärungsgehalts fungiert dabei die Variable  $Perf_3$  als einheitlicher Performancemaßstab.<sup>272</sup> Während die bisherigen Untersuchungen zeigen, dass die zeitverzögerte Wertentwicklung der Quartale [q-10;q-7] die Wechselwahrscheinlichkeit nicht direkt beeinflusst, könnte zwischen den beiden Größen ein indirekter Zusammenhang bestehen. Dies wäre dann der Fall, wenn der Aufsichtsrat die Performance der Quartale [q-6;q-3] nur dann als Evaluationsmaßstab für die Leistung der Vorstandsmitglieder heranzieht, wenn das Unternehmen bereits in der Vergangenheit eine unterdurchschnittliche Wertentwicklung verzeichnete. Empirisch wird dieser mittelbare Einfluss in Analogie zu Untersuchungsgleichung (18) über folgenden Erklärungsterm überprüft:

$$(20) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;3}) + \beta_2(Perf_{i;3})(Perf_{i;4D}) + \beta_3Perf_{i;4D} + \varphi AnzV_{i,q} + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall$$

---

<sup>272</sup> Bei Betrachtung des Gesamtvorstandes wird die Variable  $Perf_3$  auch in den folgenden Analysen als einheitlicher Performancemaßstab herangezogen.

Die dichotome Variable  $Perf_{i,4D}$  nimmt dabei den Wert eins an, falls die marktadjustierte Aktienrendite der Gesellschaft  $i$  während der Quartale  $[q_{-10};q_{-7}]$  negativ ausfällt, und beträgt andernfalls null.

Die folgende Übersicht enthält die Ergebnisse für die bereinigte Stichprobe.<sup>273</sup>

	Konst.	Perf <sub>3</sub>		Perf <sub>3</sub> ·Perf <sub>4D</sub>		Perf <sub>4D</sub>		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	$\exp(\beta_1)$ [1/exp( $\beta_1$ )]	$\beta_2$ (Wald)	$\exp(\beta_2)$ [1/exp( $\beta_2$ )]	$\beta_3$ (Wald)	$\exp(\beta_3)$ [1/exp( $\beta_3$ )]	R <sup>2</sup>	Sign.
R	-3,23 (59,72)	-0,58 (3,86)	0,56	0,01 (0,00)	1,01	0,24 (3,74)	1,27	0,062	6,20 (0,62)

Tab. 10: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Performance)<sup>274</sup>

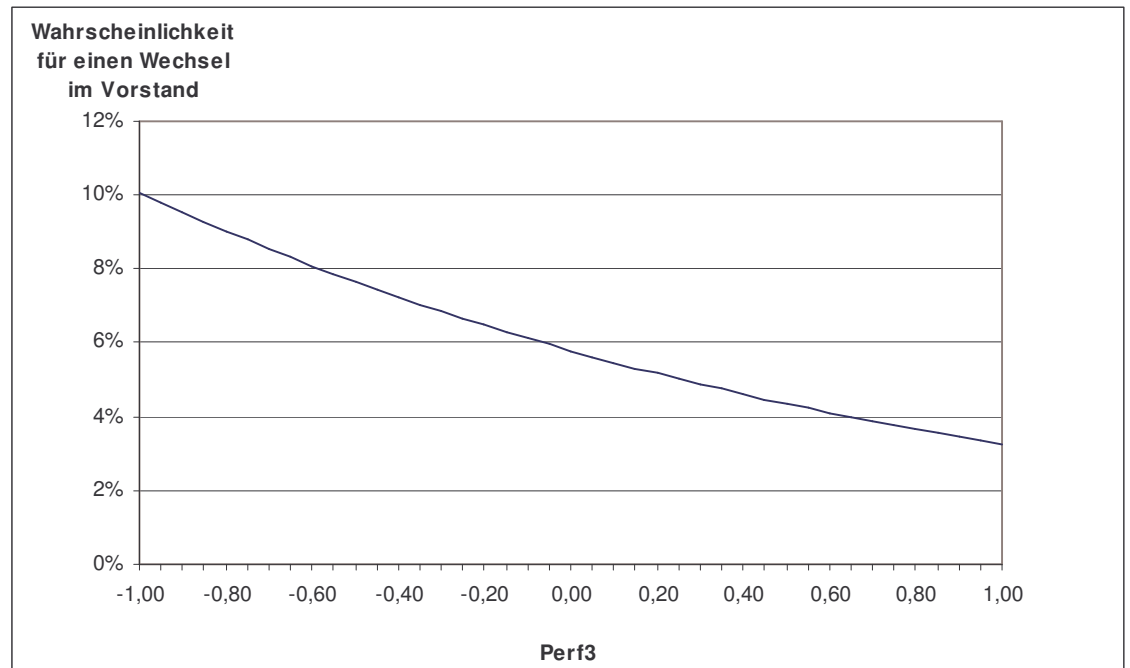
Die Ergebnisse aus Modell R verdeutlichen, dass die Performance der Quartale  $[q_{-10};q_{-7}]$  die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel im Vorstand nicht mittelbar beeinflusst. Während der Zusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Variable  $Perf_3$  nach wie vor negativ ausfällt, sind sowohl der Logit-Koeffizient der Interaktionsvariablen als auch der  $\beta_3$ -Wert der eigenständigen Größe  $Perf_{4D}$  auf dem 5-%-Niveau insignifikant.

Die bisherigen Untersuchungen für die Stichprobe *Gesamtvorstand* zeigen, dass die marktadjustierte Rendite des Zeitraumes  $[q_{-6};q_{-3}]$  von allen analysierten Performancewerten den deutlichsten Erklärungsgehalt bezüglich der Ausprägung der Responsevariable aufweist. Der Einfluss weiter zurückliegender Performancegrößen auf die Wechselwahrscheinlichkeit ist vernachlässigbar. Die folgende Abbildung gibt einen Überblick über die Veränderung der Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel in Abhängigkeit von der Größe  $Perf_3$ . Die Berechnungen der Wahrscheinlichkeitswerte erfolgten auf Basis der Ergebnisse aus Modell Q, wobei eine Vorstandsgröße von fünf

<sup>273</sup> Auf eine zusätzliche Darstellung der Resultate für die unbereinigte Stichprobe wird verzichtet, da die Unterschiede zwischen beiden Gruppen unwesentlich ausfallen.

<sup>274</sup> Vgl. für eine ausführliche Ergebnisübersicht und weitere Teststatistiken für Modell R Tab. 48 im Anhang.

Personen unterstellt wurde, die dem in der Stichprobe beobachteten Durchschnittswert entspricht. Als Referenzzeitpunkt fungierte das Quartal 1994/I.<sup>275</sup>



**Abb. 4: Wechselwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der vergangenen Performance (GV)**

Die Grafik verdeutlicht, dass die Wechselwahrscheinlichkeiten im Vergleich zur Gruppe der Vorstandsvorsitzenden über alle Performannewerte hinweg durchweg höher verlaufen. Bei einem Unternehmen, dessen Performance der Marktrendite entspricht, beträgt die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel des Vorstandsvorsitzenden beispielsweise 1,80 Prozent, während die Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Gesamtvorstand bei 5,79 Prozent liegt.<sup>276</sup> Die Unterschiede in den Wechselwahrscheinlichkeiten sind im Hinblick auf die Größen der Bezugsgruppen nicht weiter überraschend. Der im Vergleich zu Abb. 3 flachere Kurvenverlauf veranschaulicht die schwächere Ausprägung der Performancesensitivität in der Gruppe *Gesamtvorstand*.

<sup>275</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Wahrscheinlichkeiten in den Quartalen mit signifikant positiven  $\delta$ -Werten etwas höher ausfallen.

<sup>276</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass für die Performanceberechnungen in beiden Stichproben unterschiedliche Zeiträume herangezogen werden.

Zusammenfassend bleibt festzustellen, dass auch bei Betrachtung aller im Vorstand erfolgten Wechsel die Wechselwahrscheinlichkeiten und deren Performancesensitivitäten sehr gering ausfallen. Diese Beobachtungen belegen die aus den Ergebnissen des vorigen Abschnittes abgeleiteten Implikationen, nach denen der Aufsichtsrat seiner Kontrolltätigkeit nicht ausreichend nachkommt. Es finden kaum disziplinierende Eingriffe statt. Die von dem praktizierten Absetzungsmechanismus ausgehenden Verhaltensanreize sind dementsprechend gering.

#### 6.1.1.1.3 Vergleich mit US-amerikanischen Ergebnissen

Ein Vergleich der Ergebnisse der Turnover-Performance-Analysen für den deutschen Markt mit den Beobachtungen für den amerikanischen Markt liefert Hinweise darauf, in welchem Maß sich die strukturellen Unterschiede in den Unternehmensverfassungsmodellen beider Länder auf die Effizienz der internen Managementkontrolle auswirken.<sup>277</sup> Da es in US-amerikanischen Kapitalgesellschaften kein Gremium gibt, das unmittelbar mit dem deutschen Gesamtvorstand vergleichbar ist, beschränken sich die folgenden Ausführungen auf eine Gegenüberstellung der amerikanischen CEO-Turnover-Analysen mit den deutschen Untersuchungen für die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden.

Grundsätzlich ist zunächst festzustellen, dass amerikanische Gesellschaften wie deutsche Unternehmen die wahren Gründe für unfreiwillige Wechsel an der Unternehmensspitze häufig verschleiern. In der vorliegenden Stichprobe werden lediglich 4,4 Prozent der Wechsel von Seiten der Gesellschaft als unfreiwillig deklariert. In amerikanischen Unternehmen liegt der entsprechende Prozentsatz mit 3,2 Prozent bei WEISBACH (1988) oder 4,8 Prozent bei WARNER/WUTTS/WRUCK (1988) ebenfalls auf einem sehr geringen Niveau. Betrachtet man das Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Performance, ist auch in den meisten US-amerikanischen Studien ein signifikant negativer Zusammenhang erkennbar.<sup>278</sup> Folglich steigt die Wechselwahrscheinlichkeit mit abnehmender Performance. Die Intensität der Turnover-Performance-Beziehung, über die die Aktivität der internen Managementkontrolle gemessen wird, fällt in den in Abschnitt 4.1 präsentierten Untersuchungen für den amerikanischen Markt unterschiedlich aus. Für einen Vergleich der

---

<sup>277</sup> Vgl. zum amerikanischen Unternehmensverfassungsmodell die Ausführungen in Abschnitt 3.1.3.

<sup>278</sup> Vgl. dazu die zusammenfassende Darstellung der amerikanischen Studien in Tab. 1.



in der vorliegenden Studie beobachteten Ausprägung der Performancesensitivität mit den Ergebnissen für US-amerikanische Unternehmen werden die Turnover-Analysen von WEISBACH (1988), MIKKELSON/PARTCH (1997) und DENIS/DENIS/SARIN (1997) herangezogen, da diese Studien im Hinblick auf das Untersuchungsdesign am ehesten mit den vorliegenden Modellen übereinstimmen. Einschränkend ist jedoch anzumerken, dass auch bei diesen Studien bezüglich der Analysemethoden und der Betrachtungszeiträume keine vollständige Kongruenz mit den vorliegenden Untersuchungen besteht.

Bei WEISBACH (1988), dessen CEO-Turnover-Analysen sich auf den Zeitraum von 1974 bis 1983 beziehen, fällt das Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der marktbereinigten Aktienkursentwicklung des zurückliegenden Jahres etwas schwächer als in der vorliegenden Studie aus. So liegt der Koeffizient der Performancevariable in der altersbereinigten Stichprobe mit  $-0,64$  absolut etwas unter dem entsprechenden Wert der vorliegenden Studie, der  $-0,94$  beträgt. Diese Ergebnisse deuten zwar auf eine geringere Überwachungsintensität bei amerikanischen Gesellschaften im Vergleich zu deutschen Unternehmen hin. Allerdings fallen die Auswirkungen der Abweichung der Logit-Koeffizienten auf die Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeiten aufgrund der logistischen Verknüpfung der beiden Größen sehr gering aus. Deutliche Unterschiede in der Überwachungseffizienz sind dementsprechend aus den Beobachtungen nicht ableitbar. In der Arbeit von MIKKELSON/PARTCH (1997), die mit den Jahren von 1984 bis 1993 eine Periode umfasst, die unmittelbar vor dem Betrachtungszeitraum der vorliegenden Studie liegt, beträgt der Koeffizient der Performancevariable  $-0,91$  und weicht damit kaum von dem für den deutschen Markt beobachteten Wert von  $-0,94$  ab. Bei DENIS/DENIS/SARIN (1997), die unfreiwillige CEO-Wechsel über den Zeitraum von 1985 bis 1988 analysieren, beträgt der Logit-Koeffizient der marktbereinigten Wertentwicklung des vergangenen Kalenderjahres  $-1,06$  und fällt damit geringfügig stärker als in den vorliegenden Untersuchungen aus. Folglich liefern auch die Ergebnisse von MIKKELSON/PARTCH (1997) und DENIS/DENIS/SARIN (1997) keine Anzeichen für deutliche Qualitätsunterschiede zwischen der deutschen und der amerikanischen internen Managementüberwachung.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass sowohl in den USA als auch in Deutschland ein negatives Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen

Wechsel an der Unternehmensspitze und der Performance besteht. Signifikante Unterschiede in der Ausprägung der Performancesensitivität sind dabei nicht zu beobachten. Die Ergebnisse des Vergleichs liefern damit keine Anzeichen dafür, dass sich die Unterschiede in den Unternehmensverfassungsmodellen beider Staaten auf die Effizienz der internen Managementkontrolle auswirken.

#### 6.1.1.2 Entwicklung der Performancesensitivität im Verlauf des Untersuchungszeitraums

Die Ergebnisse der bisherigen Untersuchungsmodelle haben gezeigt, dass zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel und der Performance ein signifikant negativer Zusammenhang besteht. In diesem Abschnitt soll nun geklärt werden, ob sich die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit über den Untersuchungszeitraum ändert. In Anbetracht der wachsenden Popularität des Shareholder-Value-Gedankens während der letzten Jahre liegt die Vermutung nahe, dass die Aktienkursentwicklung bei der Evaluierung der Managementleistung zunehmend an Bedeutung gewonnen hat. Diese Entwicklung hätte eine Intensivierung der Performancesensitivität über die Analyseperiode zur Folge. Die Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel müsste demnach bei einem Unternehmen, dessen Rendite die Marktentwicklung jedes Jahr um einen konstanten Prozentsatz unterschreitet, während des Analysezeitraums ansteigen. Für die Untersuchung potenzieller Veränderungen der Performancesensitivität über den Betrachtungszeitraum erfolgt eine Aufteilung des Untersuchungszeitraums in zwei Zeitabschnitte. Die erste Periode erstreckt sich dabei über die Jahre 1994 bis 1997, während die zweite Phase die Jahre 1998 bis 2001 umfasst. Bei einer Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance müsste die Performancesensitivität im zweiten Zeitabschnitt deutlich stärker ausfallen als während der ersten vier Untersuchungsjahre.

Für die empirische Überprüfung der zeitlichen Entwicklung der Performancesensitivität werden folgende Erklärungsterme in das logistische Grundmodell aus Gleichung (3) eingesetzt:

$$(21) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(\text{Perf}_{i,1}) + \beta_2(\text{Perf}_{i,1})\text{Zeit} + \beta_3\text{Zeit}$$

$$(22) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(\text{Perf}_{i,3}) + \beta_2(\text{Perf}_{i,3})\text{Zeit} + \beta_3\text{Zeit} + \varphi\text{AnzahlV}_{i,q}$$

Gleichung (21) mit der Variabel  $\text{Perf}_1$  als Performancemaßstab wird dabei für die Stichprobe *Vorstandsvorsitz* herangezogen, während Erklärungsterm (22) mit der Größe  $\text{Perf}_3$  bei der Untersuchung des Gesamtvorstands Anwendung findet.<sup>279</sup> Die mit (0;1) kodierte Größe *Zeit* nimmt den Wert eins an, wenn die Beobachtung im Zeitabschnitt von 1998 bis 2001 liegt, und beträgt andernfalls null.<sup>280</sup> Zusätzlich zu der Interaktionsvariable, über die der Einfluss der Variable *Zeit* auf die Performancesensitivität gemessen wird, findet die eigenständige Größe *Zeit* als Kontrollvariable Berücksichtigung, um die Ergebnisse hinsichtlich direkter zeitlicher Effekte zu kontrollieren.<sup>281</sup>

#### 6.1.1.2.1 Vorstandsvorsitz

Die folgende Tabelle enthält die Resultate von Untersuchungsmodell S, in dem zunächst die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden analysiert wird.

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·Zeit		Zeit		Pseudo	HL
	$\alpha$	$\beta_1$	$\exp(\beta_1)$	$\beta_2$	$\exp(\beta_2)$	$\beta_3$	$\exp(\beta_3)$	R <sup>2</sup>	(Sign.)
	(Wald)	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]		
S	-3,89	-1,66	0,19	1,50	4,46	0,23	1,26	0,025	8,02
	(474)	(19,55)	[5,26]	(7,44)		(0,85)			(0,43)

Tab. 11: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Zeit)<sup>282</sup>

<sup>279</sup> Die Werte  $\text{Perf}_1$  bzw.  $\text{Perf}_3$  werden jeweils als Performancemaßstab gewählt, da sie in den einzelnen Turnover-Performance-Analysen aus Abschnitt 6.1.1.1 jeweils den deutlichsten Erklärungsgehalt bezüglich der Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit aufweisen. Vgl. dazu auch die Ausführungen in Abschnitt 6.1.1.1.

<sup>280</sup> Auf die zusätzliche Einbeziehung von Quartalsdummies wird in den Erklärungsmodellen (21) und (22) verzichtet, um das Auftreten von starken Kollinearitäten zwischen den Zeitgrößen und damit verbundene Verzerrungen der Schätzwerte zu vermeiden.

<sup>281</sup> Obwohl sich der Einfluss der Quartalsdummies auf die Wechselwahrscheinlichkeit in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden als insignifikant erwies, wird auch in Gleichung (21) die eigenständige Größe *Zeit* als Regressor berücksichtigt, da sie sich im Vergleich zu den quartalsbezogenen Größen auf einen längeren Zeitraum erstreckt.

<sup>282</sup> Weitere Ergebnisse und Modellstatistiken enthält Tab. 49 im Anhang.

Die Ergebnisübersicht zeigt, dass zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Performance während des ersten Untersuchungsabschnitts ein signifikant negativer Zusammenhang besteht. Weiterhin ist erkennbar, dass der Koeffizient der Interaktionsvariabel mit 1,50 nicht wie erwartet negativ, sondern positiv ausfällt. Folglich kommt es im zweiten Untersuchungsabschnitt nicht zu einer Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance. Die Performancesensitivität geht vielmehr zurück. Der Koeffizient, der den Gesamteinfluss der Wertentwicklung auf die Wechselwahrscheinlichkeit bezifert, reduziert sich von -1,66 im ersten Untersuchungsabschnitt auf -0,16 im zweiten Zeitabschnitt.<sup>283</sup> So führt beispielsweise eine Performanceverschlechterung um zehn Prozentpunkte, ausgehend von der durchschnittlichen marktbereinigten Rendite der Stichprobenunternehmen in Höhe von rund -3%, während des ersten Untersuchungsabschnittes zu einer Zunahme der Wechselwahrscheinlichkeit um 0,37 Prozentpunkte von 2,10 Prozent auf 2,47 Prozent. Von 1998 bis 2001 steigt die Wechselwahrscheinlichkeit dagegen lediglich um 0,03 Prozentpunkte von 2,01 Prozent auf 2,04 Prozent.<sup>284</sup> Auch bei den durchweg geringen Wahrscheinlichkeiten für einen Wechsel an der Unternehmensspitze ist die Abnahme der Performancesensitivität in der zweiten Hälfte der Analyseperiode deutlich erkennbar. Der Einfluss der eigenständigen Variable *Zeit* erweist sich als insignifikant.

Die Untersuchungsergebnisse widerlegen die zu Beginn dieses Abschnittes formulierte Hypothese, nach der die Aktienkursentwicklung im Zuge der Verbreitung des Shareholder-Value-Gedankens bei der Evaluation der Unternehmensleitung durch den Aufsichtsrat an Bedeutung gewonnen hat. Die Befunde signalisieren vielmehr eine deutliche Abschwächung der Bedeutsamkeit der Aktienkursentwicklung als Performancemaßstab für die Beurteilung der Managementleistung im Rahmen der internen Managementkontrolle. Es hat den Anschein, dass der Aufsichtsrat bei der Evaluation der Vorstandsleistung in der jüngeren Vergangenheit häufiger auf Bewertungsmaßstäbe zurückgreift, die nicht mit der erzielten Aktienrendite korrelieren. Da es sich bei der Aktienkursentwicklung

---

<sup>283</sup> Dieser Wert berechnet sich über die Summe der Werte von  $\beta_1$  und  $\beta_2$ .

<sup>284</sup> Bei den Berechnungen wurde die eigenständige Variable *Zeit* nicht einbezogen, da sich deren Einfluss auf die Wechselwahrscheinlichkeit als insignifikant erwies.

aber gerade um die Größe handelt, in der der Grad der Zielerfüllung des Managements aus Sicht der Anteilseigner am besten zum Ausdruck kommt, ist die beobachtete Entwicklung unter Effizienzgesichtspunkten äußerst verwerflich.

MIKKELSON/PARTCH (1997), die in ihrer Studie für den amerikanischen Markt ebenfalls Unterschiede in den Performancesensitivitäten für die Zeiträume von 1984 bis 1988 und von 1989 bis 1993 nachweisen, begründen ihre Beobachtungen mit der differierenden Aktivität des Marktes für externe Unternehmenskontrolle.<sup>285</sup> Die Ergebnisse von MIKKELSON/PARTCH (1997) deuten darauf hin, dass die Anzahl der disziplinierenden Eingriffe des Board in Zeiten mit einem aktiven Übernahmemarkt zunimmt, während sie in Jahren mit vergleichsweise wenigen Unternehmensübernahmen rückläufig ist.<sup>286</sup> Die beiden Autoren folgern aus ihren Beobachtungen, dass die interne Managementüberwachung nur im Umfeld eines aktiven externen Übernahmemarktes funktioniert. Die von MIKKELSON/PARTCH (1997) aufgezeigten Interdependenzen zwischen externer und interner Managementkontrolle sind auf dem deutschen Markt nicht erkennbar. Ein Blick auf die Entwicklung des deutschen Übernahmemarktes zeigt, dass in Deutschland die Bedeutung von Unternehmensübernahmen während des Untersuchungszeitraumes zugenommen hat. Sowohl die Anzahl der Unternehmensübernahmen als auch das aggregierte Transaktionsvolumen der erfolgreichen Akquisitionen fiel während des zweiten Untersuchungsabschnittes von 1998 bis 2001 deutlich höher aus als in der ersten Hälfte der Analyseperiode.<sup>287</sup> Die Zunahme der externen Kontrollaktivität zum Ende der Analyseperiode korrespondiert innerhalb des Argumentationsrahmens von MIKKELSON/PARTCH (1997) nicht mit dem in Modell S beobachteten Rückgang der Performancesensitivität. Folglich bestätigen die in der vorliegenden Studie gewonnenen Erkenntnisse die von MIKKELSON/PARTCH (1997) in den USA beobachteten Abhängigkeiten zwischen interner und externer Unternehmenskontrolle für Deutschland nicht. Es sei jedoch darauf hingewiesen, dass die Entwicklung der Transaktionsvolumina während der einzelnen Jahre des zweiten Untersuchungsabschnitts rückläufig war. Die Abnahme der Transaktionsvolumina während der Jahre 1998 bis 2001 könnte im Rahmen

---

<sup>285</sup> Vgl. für eine Zusammenfassung der Studie von MIKKELSON/PARTCH (1997) Abschnitt 4.1.

<sup>286</sup> Auf derartige Interdependenzen zwischen externen und internen Kontrollmechanismen weisen auch die Arbeiten von DENIS/DENIS (1995), DENIS/SERANO (1996), JENSEN (1993) und LUMER (1997) hin.

<sup>287</sup> Vgl. für eine ausführliche Darstellung der Entwicklung des deutschen Übernahmemarktes [www.mergers-and-acquisitions.de](http://www.mergers-and-acquisitions.de).

des Ansatzes von MIKKELSON/PARTCH (1997) als Anzeichen für die Abschwächung der Performancesensitivität im zweiten Teilabschnitt gedeutet werden. Da die Transaktionsvolumina in den einzelnen Jahren des zweiten Zeitabschnittes jedoch grundsätzlich noch über den Werten der Untersuchungsjahre des ersten Teilzeitraums liegen, ist diese Annahme recht spekulativ und bedarf weiterer Untersuchungen über längere Zeitabschnitte, die im Rahmen dieser Arbeit nicht durchgeführt werden können.

Der Vollständigkeit wegen sei auf einen alternativen Erklärungsansatz für die Interdependenzen zwischen internen und externen Kontrollmechanismen hingewiesen, der von AGRAWAL/KNOEBER (1996) stammt. Nach Meinung der beiden Autoren handelt es sich bei unterschiedlichen Kontrollmechanismen um substitutionale Güter.<sup>288</sup> Danach wird ein Rückgang der Effizienz der internen Überwachungsaktivität mit einem Anstieg der externen Kontrolltätigkeit ausgeglichen. Unter der Annahme, dass immer ein gewisses Effizienzniveau gehalten wird, ist die interne Kontrolle der Unternehmensführung in Zeiten mit einem vergleichsweise inaktiven Übernahmemarkt stärker ausgeprägt als in Jahren mit einem aktiven externen Kontrollmarkt. Umgekehrt ist die Übernahmeaktivität gering, wenn der Aufsichtsrat effizient arbeitet. Obwohl sich die Ergebnisse aus Untersuchungsmodell S unter den Ansatz von AGRAWAL/KNOEBER (1996) subsumieren lassen, wird die These der beiden Autoren nicht weiter verfolgt, da der dem Ansatz zugrunde liegende umgekehrt proportionale Wirkungszusammenhang zwischen internen und externen Kontrollmechanismen in der Literatur häufig in Frage gestellt wird.<sup>289</sup> Darüber hinaus ist nur schwer nachvollziehbar, warum der Aufsichtsrat gerade dann besonders effizient arbeiten sollte, wenn von externer Seite keine Gefahr droht.

Die grundsätzlichen Widersprüche der Ergebnisse aus Modell S mit dem Ansatz von MIKKELSON/PARTCH (1997) deuten darauf hin, dass die beobachtete Abschwächung der Performancesensitivität nicht mit der Entwicklung der Aktivität des externen Übernahmemarktes korreliert. Die Effizienz der internen Managementüberwachung geht unabhängig von der Übernahmeaktivität im Verlauf des Untersuchungszeitraums zurück. Qualitätseinbußen bei der internen Managementkontrolle beobachtet auch MURPHY

---

<sup>288</sup> Vgl. dazu auch BOOTH/CORNETT/TEHRANIAN (2002), S. 1974-1975.

<sup>289</sup> Vgl. BOOTH/CORNETT/TEHRANIAN (2002), S. 1978-1979.

(1999).<sup>290</sup> Während er in den 70er und 80er Jahren noch ein deutlich negatives Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel und der vergangenen einjährigen Performance nachweisen kann, nimmt die Performancesensitivität in den Jahren 1990 bis 1995 deutlich ab, so dass kaum noch ein Zusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Performance erkennbar ist. Genau wie in der vorliegenden Studie können die Beobachtungen von MURPHY (1999) nicht mit der Entwicklung des externen Kontrollmarkts erklärt werden.

#### 6.1.1.2.2 Gesamtvorstand

Bei Betrachtung der Stichprobe *Gesamtvorstand* fallen die Ergebnisse der Zeitanalysen ähnlich wie in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden aus. Die folgende Tabelle enthält die Ergebnisse von Untersuchungsmodell T.

	Konst.	Perf <sub>3</sub>		Perf <sub>3</sub> ·Zeit		Zeit		Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
	α (Wald)	β <sub>1</sub> (Wald)	exp(β <sub>1</sub> ) [1/exp(β)]	β <sub>2</sub> (Wald)	exp(β <sub>2</sub> ) [1/exp(β)]	β <sub>3</sub> (Wald)	exp(β <sub>3</sub> ) [1/exp(β)]		
T	-2,32 (268)	-0,84 (12,96)	0,43 [2,33]	0,55 (3,13)	1,73	0,02 (0,02)	1,02	0,013	12,46 (0,13)

**Tab. 12: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Zeit)<sup>291</sup>**

Wie die Ergebnisübersicht verdeutlicht, ist im zweiten Abschnitt des Untersuchungszeitraumes auch bei Betrachtung der Stichprobe *Gesamtvorstand* ein Rückgang der Performancesensitivität erkennbar. Während der Koeffizient, der den Einfluss der Performance auf die Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Vorstand beschreibt, in den Jahren von 1994 bis 1997 bei -0,84 liegt, reduziert er sich absolut in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraumes auf -0,29. Die Unterschiede zwischen den beiden Analyseperioden erweisen sich lediglich auf dem 10-%-Niveau als signifikant. Die eigenständige Variable *Zeit* beeinflusst die Wechselwahrscheinlichkeit nicht. Die beobachtete Entwicklung der Performancesensitivität verdeutlicht, dass während der letzten Jahre die Aktienkursentwicklung nicht nur bei der Evaluation der Vorstandschefs, sondern auch bei der Beurteilung der Leistung des Gesamtvorstands zunehmend an Bedeutung verloren hat. Die Unterschiede zwischen den beiden Zeitabschnitten fal-

<sup>290</sup> Vgl. zu einer zusammenfassenden Darstellung der Studie von MURPHY (1999) Abschnitt 4.1.

<sup>291</sup> Weitere Ergebnisse und Modellstatistiken enthält Tab. 50 im Anhang.

len jedoch bei Betrachtung des gesamten Vorstandes schwächer als in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden aus.

### 6.1.1.3 Auswirkungen der Branchenzugehörigkeit

Im folgenden Abschnitt werden die Auswirkungen der Branchenzugehörigkeit auf das Abhängigkeitsverhältnis zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance untersucht. PARRINO (1997) beobachtet in seiner Studie für den amerikanischen Markt in homogenen Branchen, die sich aus Unternehmen mit ähnlichen Produktionstechnologien, Absatzmärkten und Arbeitsbeziehungen zusammensetzen, tendenziell einen stärkeren Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel und der Performance als in heterogenen Sektoren.<sup>292</sup> Dementsprechend wird bei einer unterdurchschnittlichen Leistung ein CEO in homogenen Branchen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit ausgewechselt als in heterogenen Sektoren. Der Grund für die branchenspezifischen Unterschiede in der Ausprägung der Performancesensitivität liegt nach PARRINO (1997) darin, dass sich die Suche nach geeigneten Nachfolgern mit entsprechenden Fach- und Führungskennnissen in Branchen mit ähnlich strukturierten Gesellschaften einfacher gestaltet als in heterogenen Sektoren. Der größere Pool von Managern mit nutzbaren komparativen Vorteilen in homogenen Branchen erhöht die Bereitschaft des Kontrollorgans disziplinierend einzugreifen und unfähige Führungskräfte auszutauschen.

Neben dem Homogenitätsgrad könnten sich branchenspezifische Unterschiede in den Wettbewerbsbedingungen auf die Intensität der Turnover-Performance-Relation auswirken. In der Automobilbranche herrscht beispielsweise seit Jahren ein enormer Wettbewerbsdruck. Deutsche Automobilfabrikanten konkurrieren nicht nur gegenseitig um Marktanteile, sondern müssen sich auch gegen internationale Wettbewerber, die auf den deutschen Markt drängen, behaupten. Es wäre möglich, dass der Aufsichtsrat in einem solch wettbewerbsintensiven Umfeld bei Leistungsabfällen eher die Notbremse zieht

---

<sup>292</sup> Vgl. für eine Zusammenfassung der Studie von PARRINO (1997) Gliederungspunkt 4.1.



und unfähige Manager auswechselt als in weniger umkämpften Branchen. Zu letzteren Branchen zählte während des Untersuchungszeitraumes beispielsweise der Bankensektor, der über Jahre hinweg hohe Gewinne verzeichnete und nur einem vergleichsweise geringen internationalen Wettbewerbsdruck ausgesetzt war.

Zur Überprüfung des Einflusses der Branchenzugehörigkeit auf die Überwachungseffizienz werden die Stichprobenunternehmen in Abhängigkeit von ihrem Umsatzschwerpunkt einer von neun Branchen zugeordnet. Die Brancheneinteilung<sup>293</sup> erfolgt dabei nach den Vorgaben der Deutschen Börse.<sup>294</sup> In den Untersuchungsgleichungen wird die Branchenzugehörigkeit über die kategoriale Variable *Branche* berücksichtigt, die neun Ausprägungen annehmen kann. Da eine der neun Kategorien als Bezugsbasis fungiert, liegt die Anzahl der Kontrastvariablen bei acht. Die Erklärungsterme, die für die Stichprobe *Vorstandsvorsitz* respektive *Gesamtvorstand* in das logistische Grundmodell aus Gleichung (3) eingesetzt werden, stellen sich wie folgt dar:

$$(23) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;1}) + \sum_{b=2}^9 \beta_b(Perf_{i;1})(Branche_{b;i,q}) + \sum_{b=2}^9 \delta_b Branche_{b;i,q} + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l$$

$$(24) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;3}) + \sum_{b=2}^9 \beta_b(Perf_{i;3})(Branche_{b;i,q}) + \sum_{b=2}^9 \delta_b Branche_{b;i,q} + \varphi AnzahlV_{i,q} + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l$$

Dabei fungiert für die Analyse der Vorstandsvorsitzenden Gleichung (23) als Erklärungsterm, während für die Untersuchung des gesamten Vorstandes Funktion (24) herangezogen wird. Die Kontrastvariablen *Branche<sub>b</sub>*, die die Zugehörigkeit zu einer Branche indizieren, werden mit dem Wert eins kodiert, falls das betrachtete Unternehmen

<sup>293</sup> Vgl. für eine Bezeichnung der Branchen die folgenden Ergebnisübersichten. Tab. 29 im Anhang enthält eine Übersicht über die Gewichtung der einzelnen Branchen in der Stichprobe. Die Branchenzugehörigkeit wurde dabei jeweils zum Jahresende erfasst und für das zurückliegende Jahr als konstant unterstellt.

<sup>294</sup> Vgl. DEUTSCHE BÖRSE (2002), S. 6-7.

der jeweiligen Branche angehört, und betragen andernfalls null. Für Unternehmen der Referenzkategorie nehmen alle Branchenvariablen den Wert null an. Die Interpretation der Ergebnisse der Branchenvariablen zwei bis neun erfolgt stets im Vergleich zur Referenzkategorie.<sup>295</sup>

#### 6.1.1.3.1 Vorstandsvorsitz

In der folgenden Tabelle sind die Koeffizienten der Interaktionsvariablen, über die der Einfluss der Branchenzugehörigkeit auf die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit gemessen wird, und die Teststatistiken zur Modellgüte für die Stichprobe *Vorstandsvorsitz* dargestellt. Als Referenzkategorie fungiert der Banken- und Finanzdienstleistungssektor.

	Banks & Financial Services		Automobile & Transportation		Chemicals & Pharma		Construction		Insurance	
	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>2</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>3</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>4</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>5</sub>	
	$\beta_1$	$\exp(\beta_1)$	$\beta_2$	$\exp(\beta_2)$	$\beta_3$	$\exp(\beta_3)$	$\beta_4$	$\exp(\beta_4)$	$\beta_5$	$\exp(\beta_5)$
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]
U	-1,05	0,35	1,53	4,63	-2,22	0,11	1,15	3,17	0,58	1,78
	(1,29)	[2,86]	(0,75)		(1,68)	[9,09]	(0,95)		(0,10)	
	Machinery & Industrials		Retail & Consumer		Software & Technology		Utilities & Telecommunication		Teststatistiken	
	Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>6</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>7</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>8</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>9</sub>		Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
	$\beta_6$	$\exp(\beta_6)$	$\beta_7$	$\exp(\beta_7)$	$\beta_8$	$\exp(\beta_8)$	$\beta_9$	$\exp(\beta_9)$		
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]		
U	-0,58	0,56	-0,04	0,97	0,99	2,69	1,88	6,53	0,101	1,51
	(0,24)	[1,79]	(0,00)	[1,03]	(0,27)		(0,38)			(0,99)

Tab. 13: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (Vorstandsvorsitz/Branche/Referenzkategorie: Banks & Financial Services)<sup>296</sup>

Die Ergebnisübersicht verdeutlicht, dass die Branchenzugehörigkeit die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit nicht signifikant beeinflusst.<sup>297</sup> Während der Zusammenhang zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance in der Referenzbranche (Banks & Financial Services) mit einem  $\beta$ -Wert von -1,05 negativ ausfällt, indizieren die insignifikanten Regressionskoeffizienten der acht Kontrastvariablen, dass

<sup>295</sup> Alternativ wurden auch die Abweichungen vom ungewichteten Branchenmittelwert berechnet. Dafür wurden die Kontrastvariablen bei Unternehmen, die der Referenzbranche angehören, nicht mit null, sondern mit -1 kodiert.

<sup>296</sup> Vgl. für weitere Ergebnisse und Modellstatistiken Tab. 51 im Anhang.

<sup>297</sup> Die Abweichungen vom ungewichteten Branchenmittelwert verlaufen ebenfalls nicht signifikant.

die Ausprägung der Turnover-Performance-Relation in den Branchen zwei bis neun nicht deutlich von der Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses in der Referenzkategorie abweicht. Eine Überprüfung des gemeinsamen Einflusses aller Kontrastvariablen auf die Performancesensitivität, der ebenfalls nicht signifikant ausfällt, belegt den geringen Erklärungsgehalt der Branchenzugehörigkeit bezüglich der Ausprägung der Turnover-Performance-Relation.<sup>298</sup> Die Ergebnisse implizieren, dass sich weder die Unterschiede im Homogenitätsgrad noch die Ungleichheiten in den Wettbewerbsbedingungen in den einzelnen Branchen auf die Effizienz der internen Managementkontrolle auswirken. So fällt die Turnover-Performance-Relation beispielsweise in der IT- oder in der Energie- und Telekommunikationsbranche, die beide im Hinblick auf Produktions- und Arbeitsformen während des Untersuchungszeitraumes keineswegs als homogen bezeichnet werden konnten, nicht deutlich schwächer als im Finanzsektor aus, dessen Gesellschaften eine relativ hohe Affinität aufwiesen. Ferner führte der höhere Wettbewerb in der Automobilbranche nicht zu Qualitätssteigerungen in der Kontrolltätigkeit des Aufsichtsrats. Aus der vollständigen Ergebnisübersicht in Tab. 51 im Anhang geht außerdem hervor, dass auch der direkte Einfluss der Branchenzugehörigkeit auf die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze insignifikant ausfällt.<sup>299</sup>

#### 6.1.1.3.2 Gesamtvorstand

Die Ergebnisse der Branchenanalyse für die Stichprobe *Gesamtvorstand* verlaufen ähnlich wie die Beobachtungen in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden. Die nachstehende Übersicht enthält die Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariablen und die Teststatistiken zur Überprüfung der Modellgüte.

---

<sup>298</sup> Dabei wurde überprüft, ob die Logitkoeffizienten  $\beta_2$  bis  $\beta_9$  alle gleich null sind. Die Nullhypothese konnte auf dem 5%-Niveau mit einer Waldstatistik von 7,40, die unter dem kritischen Wert von 15,51 für acht Freiheitsgrade liegt, nicht abgelehnt werden.

<sup>299</sup> In weiteren Untersuchungen, bei denen andere Branchen als der Bank- und Finanzdienstleistungssektor als Referenzkategorie zugrunde gelegt wurden, waren ebenfalls keine deutlichen branchenabhängigen Unterschiede in der Ausprägung der Untersuchungsgrößen erkennbar.

	Banks & Financial Services		Automobile & Transportation		Chemicals & Pharma		Construction		Insurance	
	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>2</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>3</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>4</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>5</sub>	
	$\beta_1$	$\exp(\beta_1)$	$\beta_2$	$\exp(\beta_2)$	$\beta_3$	$\exp(\beta_3)$	$\beta_4$	$\exp(\beta_4)$	$\beta_5$	$\exp(\beta_5)$
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]
V	-1,07 (3,30)	0,34 [2,94]	0,43 (0,27)	1,54	0,49 (0,49)	1,63	0,72 (0,56)	2,05	0,55 (0,62)	1,73
	Machinery & Industrials		Retail & Consumer		Software & Technology		Utilities & Telecommunication		Teststatistiken	
	Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>6</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>7</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>8</sub>		Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>9</sub>		Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
	$\beta_6$	$\exp(\beta_6)$	$\beta_7$	$\exp(\beta_7)$	$\beta_8$	$\exp(\beta_8)$	$\beta_9$	$\exp(\beta_9)$		
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]		
V	0,25 (0,13)	1,29	0,23 (0,06)	1,26	0,75 (0,39)	2,12	0,96 (1,27)	2,62	0,062	4,22 (0,84)

Tab. 14: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (Gesamtvorstand/Branche/Referenzkategorie: Banks & Financial Services)

Die Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariablen fallen durchweg insignifikant aus. Dementsprechend unterscheiden sich die Wahrscheinlichkeiten für disziplinierende Eingriffe des Aufsichtsrates in den einzelnen Branchen nicht wesentlich. Der direkte Einfluss der Branchenzugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit erweist sich ebenfalls als insignifikant, wie die niedrigen Waldstatistiken der Logit-Koeffizienten der eigenständigen Branchenvariablen in Tab. 54 im Anhang verdeutlichen.<sup>300</sup> Die Wahrscheinlichkeiten für einen Wechsel im Gesamtvorstand weichen somit in den Branchen zwei bis neun nicht wesentlich von den Beobachtungen im Finanzsektor ab.

#### 6.1.1.4 Auswirkungen der Aktionärsstruktur

Dieser Abschnitt befasst sich mit den Auswirkungen der Eigentumsverhältnisse auf die Qualität der internen Managementkontrolle durch den Aufsichtsrat. DENIS/DENIS/SARIN (1997)<sup>301</sup> stellen in ihrer Studie für die USA fest, dass in Gesellschaften, an denen mindestens ein Anteilseigner mit mehr als fünf Prozent beteiligt ist, das Board den CEO intensiver überwacht als in Unternehmen ohne einen Paketbesitzer. Das Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen CEO-Wechsel und der Performance fällt dementsprechend in Gesellschaften mit einem Großaktionär deutlich stärker

<sup>300</sup> Die Analyse der Abweichungen vom Branchemittelwert führt ebenfalls nicht zu signifikanten Ergebnissen.

<sup>301</sup> Vgl. für eine Zusammenfassung der Studie von DENIS/DENIS/SARIN (1997) Abschnitt 4.1.

als in der Komplementärgruppe aus. MORCK/SHLEIFER/VISHNY (1988) weisen in ihrer Arbeit, in der sie den Zusammenhang zwischen dem Marktwert eines Unternehmens und der Aktionärsstruktur untersuchen, ebenfalls nach, dass die Existenz eines Großaktionärs mit einer Beteiligung von fünf Prozent im Vergleich zur Situation des totalen Streubesitzes zu einer Verbesserung der Managementüberwachung führt und Leistungssteigerungen bei den Vorstandsmitgliedern bewirkt. Bei einem Anstieg der Anteilskonzentration auf über 25 Prozent nimmt die Qualität der Leistung der Vorstandsmitglieder allerdings wieder ab. MORCK/SHLEIFER/VISHNY (1988) erklären die Qualitätsverluste mit einer verstärkten Abschirmung der Unternehmensführung vor externen Disziplinierungsmaßnahmen. Die Ergebnisse der Untersuchungen von MORCK/SHLEIFER/VISHNY (1988) verdeutlichen, dass schwache Anteilskonzentrationen im Bereich unter 25 Prozent den Interessen der Streubesitzaktionäre förderlich sind. Höhere Beteiligungsquoten führen dagegen häufig zu einem Machtmissbrauch durch den Großaktionär, da dieser nur mit einer vergleichsweise geringen Wahrscheinlichkeit damit rechnen muss, dass sich konkurrierende Gruppen bilden. Die Interessenkonflikte zwischen den einzelnen Aktionären fallen umso stärker aus, je größer die Unterschiede zwischen den Anteilskonzentrationen der Unternehmenseigentümer sind. Ob und gegebenenfalls inwieweit die Effizienz der internen Managementüberwachung in deutschen Unternehmen von der Existenz eines Großaktionärs abhängt, soll im Folgenden überprüft werden.

Im Rahmen der Betrachtung der Eigentumsverhältnisse interessiert außerdem die Frage, in welchem Maß Beteiligungen in den Händen von Kreditinstituten die Qualität der internen Managementüberwachung beeinflussen. Diese Frage ist gerade im Hinblick auf den erheblichen Anteilsbesitz, den deutsche Großbanken während des Untersuchungszeitraumes an anderen Gesellschaften hielten, interessant. Über bestehende Eigenkapitalverflechtungen<sup>302</sup> bot sich den Banken die Möglichkeit die Geschäfts- und Kontrollpolitik der heimischen Industrie in erheblichem Maße zu beeinflussen.<sup>303</sup> Die Art der Einflussnahme war dabei nicht immer unumstritten und wurde kontrovers diskutiert.<sup>304</sup>

---

<sup>302</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass sich dem Bankensektor neben den Eigenkapitalverflechtungen über Aktienpakete kontrollierter Investmentfonds oder übertragene Depotstimmrechte noch weitere Einflussmöglichkeiten boten.

<sup>303</sup> Da die Banken nicht immer eigene Mitarbeiter, sondern häufig verbundene Berater und langjährige Geschäftsfreunde in die Aufsichtsräte der kontrollierten Unternehmen entsandten, wurde die Beherrschung der Aufsichtsräte durch die kontrollierenden Banken nicht immer sofort evident.

<sup>304</sup> Vgl. dazu etwa das sechste Hauptgutachten der Monopolkommission, ADAMS (1994), ARNDT (1986), BAUMS (1994), FRÜHAUF (2001), GERKE (1981), HIPPEL (1995) und WENGER (1990).

Die Kritiker der Beteiligungspolitik der Banken verwiesen auf die Gefahr eines Machtmissbrauchs durch die Banken.<sup>305</sup> Da die Kreditinstitute meist nicht nur als Anteilseigner der kontrollierten Unternehmen fungierten, sondern oftmals auch als Kreditgeber tätig waren oder Beteiligungen an Wettbewerbern hielten, traten Interessenkollisionen auf. Diese führten zu Entscheidungen, die häufig nicht im Interesse der übrigen Eigner der kontrollierten Unternehmen lagen.<sup>306</sup> Den Kreditinstituten wurde häufig vorgeworfen, mit den Industriemanagern zu koalieren und die Vorstandsmitglieder der Kontrollunternehmen in Krisensituationen vor regulierenden Eingriffen zu schützen. Als Gegenleistung für die Gefälligkeiten der Finanzinstitute wurden von den kontrollierten Gesellschaften überteuerte Kredite aufgenommen oder die Konditionen für bestehende Verbindlichkeiten neu verhandelt. Die Kreditinstitute wiesen den Vorwurf einer aktiven Einflussnahme auf die Geschäftspolitik der Kontrollunternehmen stets vehement zurück und betonten immer wieder, dass es sich bei den von ihnen gehaltenen Unternehmensanteilen um reine Finanzbeteiligungen handeln würde.

In der jüngeren Vergangenheit führte die im Zuge des Steuersenkungsgesetz 2002 eingeführte Steuerfreistellung von Gewinnen aus der Veräußerung von Anteilen an anderen Unternehmen<sup>307</sup> zu einem Abbau des Beteiligungsbesitzes deutscher Banken.<sup>308</sup> Während Eigenkapitalverflechtungen zunehmend abgebaut werden, bieten sich den Banken über die Kreditbeziehungen weiterhin deutliche Einflussmöglichkeiten auf die deutsche Industrie. Die Entwicklung des geschäftspolitischen Verhaltens der Banken in den nächsten Jahre wird zeigen, ob die deutschen Großbanken durch den Abbau ihres Beteiligungsbesitzes ihren Einfluss auf die heimische Industrie reduzieren, oder ob andere

---

<sup>305</sup> Vgl. zum Auftreten von Missbrauchsfällen in der Praxis etwa WENGER (1990), S. 160-163.

<sup>306</sup> Den empirischen Nachweis für die Benachteiligung der Minderheitsaktionäre in bankenkontrollierten Gesellschaften liefern WENGER/KASERER (1998B). Die beiden Autoren zeigen auf Basis einer Stichprobe von 48 großen deutschen Aktiengesellschaften, dass bankenkontrollierte Unternehmen eine schlechtere Performance aufweisen als Unternehmen, an denen kein Kreditinstitut mit mehr als 10 Prozent beteiligt ist. Vgl. WENGER/KASERER (1998B) S. 522 ff.

<sup>307</sup> Gemäß § 8b II KStG bleiben Gewinne aus der Veräußerung eines Anteils an einer anderen Körperschaft oder Personenvereinigung vorbehaltlich bestimmter Ausnahmetatbestände bei der Ermittlung des Einkommens seit dem 01.01.2002 außer Ansatz.

<sup>308</sup> Im Jahr 2002 waren etliche Banken trotz der steuerlichen Freistellung potenzieller Veräußerungsgewinne zunächst nicht bereit ihre Beteiligungen in erheblichem Maße abzubauen. Vgl. O. V. (2002B). Die Commerzbank sprach sich beispielsweise explizit vorläufig gegen einen Abbau ihres Beteiligungsbesitzes aus. Vgl. O. V. (2002C). Auch der Vorstandschef der Deutschen Bank Josef Ackermann räumte ein, dass der Verkauf von Beteiligungen „aufgrund der langjährigen Beziehungen und emotionalen Bindungen zu vielen Unternehmen ein schwieriger Prozess“ sei; vgl. O. V. (2002A).

Einflussmöglichkeiten genutzt werden, um die Geschäfts- und Kontrollpolitik finanziell abhängiger Unternehmen weiterhin zu beeinflussen.

Wenngleich im Rahmen der Themenstellung der vorliegenden Arbeit eine umfassende Beurteilung der Auswirkungen der Bankenmacht auf die Prozesse in den Beteiligungsunternehmen nicht möglich ist, soll im Folgenden zumindest überprüft werden, ob und gegebenenfalls inwieweit deutsche Kreditinstitute die Effizienz der internen Managementüberwachung durch den Aufsichtsrat während des Untersuchungszeitraumes beeinflusst haben. Da die Banken ihren Einfluss langfristig nur geltend machen können, wenn entsprechende Eigenkapitalverflechtungen bestehen<sup>309</sup>, wird in den empirischen Untersuchungen der direkte Anteilsbesitz der Kreditinstitute als Maßstab für die Einflussmöglichkeiten der Banken herangezogen.

Neben Kreditinstituten stellen Versicherungsgesellschaften ein weiteres Machtkonglomerat in der deutschen Unternehmenslandschaft dar. Wie bei Banken treten häufig auch bei Versicherungsgesellschaften, die in vielen Fällen nicht nur als Anteilseigner, sondern gleichzeitig als Geschäftspartner ihrer Beteiligungsunternehmen agieren, Interessenkollisionen auf, die die Gefahr eines Stimmrechtsmissbrauchs in sich bergen. Inwieweit sich die Beteiligung von Versicherungsinstituten auf die Effizienz der internen Managementüberwachung auswirkt, wird in den folgenden Untersuchungen ebenfalls geklärt.

---

<sup>309</sup> Vgl. WENGER/KASERER (1998B), S. 522-523. Es sei darauf hingewiesen, dass die direkte Beteiligungsquote nicht das volle Ausmaß der Kontrollmöglichkeiten der Banken reflektiert. Eine große Anzahl von Aktien wird von den Kreditinstituten mittelbar kontrolliert. Die mittelbare Kontrolle erfolgt über Investmentanteile, über Zwischenholdings, in denen der Aktienbesitz mit anderen Kreditinstituten gepoolt wird, oder über Beteiligungsunternehmen, die meist wiederum wesentliche Anteile an anderen börsennotierten Unternehmen halten. Übertragene Depotstimmrechte und bestehende Kreditbeziehungen eröffnen weitere Einflussmöglichkeiten. Die unterschiedlichen Eingriffsmöglichkeiten der Kreditinstitute auf die geschäftspolitischen Prozesse anderer Gesellschaften verdeutlichen die Schwierigkeit, das gesamte Ausmaß der Macht der Banken für eine statistische Analyse zahlenmäßig zu erfassen. Die direkten Beteiligungsquoten bieten zumindest einen approximativen, objektiv messbaren Anhaltspunkt dafür, ob einer Bank ein wesentliches Mitspracherecht in einem anderen Unternehmen zuteil wird oder nicht.

Weiterhin wird im Rahmen der Analyse der Eigentumsverhältnisse der Einfluss des Unternehmensgründers bzw. dessen Familie auf die Überwachungsintensität überprüft. Die Annahme liegt nahe, dass die Aufsichtsräte in familiengeführten Unternehmen die Vorstandsarbeit vergleichsweise strenger überwachen und bei Fehlentscheidungen häufiger disziplinierend eingreifen, um das eigene Familienvermögen vor nachhaltigen Verlusten zu schützen.

Über die Untersuchungsmodelle W und Y wird zunächst überprüft, inwieweit die Anteilskonzentration eines potenziellen Großaktionärs die Qualität der internen Managementkontrolle beeinflusst. Dafür werden die Stichprobenunternehmen nach der Höhe der Beteiligungsquote des Kontrollaktionärs<sup>310</sup> in sechs Kategorien eingeteilt.<sup>311</sup> In den empirischen Untersuchungen indiziert die kategoriale Variable  $Bet_c$  die Zugehörigkeit eines Stichprobenelementes zu einer bestimmten Gruppe. Die den Größen  $Bet_1$  bis  $Bet_6$  zugrunde liegenden Anteilskonzentrationen sind in den Ergebnistabellen Tab. 15 und Tab. 17 dargestellt. Die Kodierung der Variablen  $Bet_2$  bis  $Bet_6$  beträgt 1, falls das zugrunde liegende Merkmal erfüllt ist, und andernfalls 0. Als Referenzkategorie fungiert Gruppe 1.

Für das Logit-Modell aus Gleichung (3) ergeben sich damit folgende Erklärungsterme:

$$(25) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;1}) + \sum_{c=2}^6 \beta_c(Perf_{i;1})(Bet_{c;i,q}) + \sum_{c=2}^6 \delta_c(Bet_{c;i,q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l$$

$$(26) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;3}) + \sum_{c=2}^6 \beta_c(Perf_{i;3})(Bet_{c;i,q}) + \sum_{c=2}^6 \delta_c(Bet_{c;i,q}) + \varphi AnzahlV_{i,q} \\ + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l$$

<sup>310</sup> Als Kontrollaktionär wird der Aktionär mit der höchsten Anteilskonzentration bezeichnet.

<sup>311</sup> Die relevanten Beteiligungsquoten wurden jeweils zum Jahresende ermittelt und für das zurück liegende Kalenderjahr als konstant unterstellt. Es sei darauf hingewiesen, dass die einzelnen Beobachtungen damit nicht mehr vollständig unabhängig sind. Dies kann zu geringfügigen Verzerrungen der Standardfehler der Schätzwerte führen.



Funktion (25) bezieht sich dabei auf die Stichprobe *Vorstandsvorsitz*, während Gleichung (26) bei der Untersuchung des Gesamtvorstandes Anwendung findet. Über die Interaktionsvariable  $(Perf_i) \cdot (Bet_{c;i;q})$  wird der Einfluss der Anteilskonzentration auf die Turnover-Performance-Sensitivität getestet. Die Überprüfung des direkten Einflusses der Eigentumsverhältnisse auf die Wechselwahrscheinlichkeit erfolgt über die eigenständigen Größen  $Bet_2$  bis  $Bet_6$ .

Anschließend wird über die Analysemodelle X und Z mit den Erklärungstermen (27) und (28) untersucht, inwieweit wesentliche Anteilskonzentrationen in den Händen von Banken, Versicherungen oder der Gründerfamilie zu einer Veränderung der Untersuchungsergebnisse führen. Die mit (0;1)-kodierte Größen  $Bet_7$  bis  $Bet_9$  nehmen dabei jeweils den Wert eins an, falls eine Bank ( $Bet_7$ ), eine Versicherung ( $Bet_8$ ) oder die Gründerfamilie ( $Bet_9$ ) mit mindestens zehn Prozent am Unternehmen beteiligt ist.<sup>312</sup>

$$(27) \quad Z_{i;q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;1}) + \sum_{c=7}^9 \beta_c(Perf_{i;1}) \cdot (Bet_{c;i;q}) + \sum_{c=7}^9 \delta_c(Bet_{c;i;q}) + \sum_{l=2}^{32} \varepsilon_l \text{Quartal}_l$$

$$(28) \quad Z_{i;q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i;3}) + \sum_{c=7}^9 \beta_c(Perf_{i;3}) \cdot (Bet_{c;i;q}) + \sum_{c=7}^9 \delta_c(Bet_{c;i;q}) + \varphi \text{Anzahl}V_{i;q} \\ + \sum_{l=2}^{32} \varepsilon_l \text{Quartal}_l$$

Falls Banken, Versicherungen oder Familienmitglieder die Effizienz der internen Vorstandskontrolle beeinflussen, müsste die Ausprägung der Turnover-Performance-Sensitivität in Firmen mit den entsprechenden Eigentumsverhältnissen deutlich von der Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses in den jeweiligen Vergleichsgruppen abweichen.

---

<sup>312</sup> Die Gleichungen (25) und (27) bzw. (26) und (28) wurden aus Gründen der Übersichtlichkeit und einer besseren Ergebnisinterpretation nicht verbunden.

6.1.1.4.1 Vorstandsvorsitz

Die folgende Tabelle enthält die Ergebnisse von Modell W, über das der Einfluss der Anteilskonzentration eines potenziellen Großaktionärs auf die Überwachungsintensität überprüft wird. Dabei werden neben den Koeffizienten der Interaktionsvariablen die Teststatistiken zur Bewertung der Modellgüte angegeben. Weitere Ergebnisse aus Untersuchungsmodell W finden sich in Tab. 53 im Anhang.

	kein Großaktionär		Bet <sub>2</sub> [5-20%]		Bet <sub>3</sub> [20-30%]		Bet <sub>4</sub> [30-50%]	
	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>2</sub>		Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>3</sub>		Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>4</sub>	
	$\beta_1$	$\exp(\beta_1)$	$\beta_2$	$\exp(\beta_2)$	$\beta_3$	$\exp(\beta_3)$	$\beta_4$	$\exp(\beta_4)$
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]
W	-0,78	0,46	-0,93	3,35	1,59	4,91	-0,08	0,92
	(0,26)	[2,17]	(1,51)		(0,42)		(0,22)	[1,09]
	Bet <sub>5</sub> [50-75%]		Bet <sub>6</sub> [75-100%]		Teststatistiken			
	Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>5</sub>		Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>6</sub>		Pseudo R <sup>2</sup>		HL (Sign.)	
	$\beta_5$	$\exp(\beta_5)$	$\beta_6$	$\exp(\beta_6)$				
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]				
W	0,05	1,05	-0,34	0,71	0,103		2,64	
	(0,00)		(0,16)	[1,41]			(0,96)	

Tab. 15: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Beteiligungsstruktur 1)

Der  $\beta_1$ -Wert in Höhe von -0,78 verdeutlicht, dass in Unternehmen, an denen kein Aktionär mit mindestens fünf Prozent beteiligt ist, der Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Performance negativ ausfällt. Ausgehend von der Situation des totalen Streubesitzes intensiviert sich das Abhängigkeitsverhältnis in Gesellschaften mit einem Großaktionär, dessen Beteiligungsquote zwischen fünf und 20 Prozent liegt. Der den Gesamteinfluss der Wertentwicklung auf die Wechselwahrscheinlichkeit kennzeichnende Koeffizient verstärkt sich in Unternehmen der Kategorie 2 von -0,78 um -0,93 auf -1,71. Bei einem weiteren Anstieg der Anteilskonzentration auf Werte zwischen 20 und 30 Prozent nimmt die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit wieder ab, wie der positive Logit-Koeffizient der Interaktionsvariable der dritten Kategorie in Höhe von 1,59 indiziert. Die Logit-Koeffizienten der Kategorien 4 bis 6 weichen kaum von null ab und deuten nicht auf eine Veränderung der Intensität der Turnover-Performance-Relation im Vergleich zur Situation des totalen Streubesitzes hin. Unter Corporate-Governance-Gesichtspunkten wäre folglich eine Beteiligungsstruktur mit vielen Kleinstaktionären

und (mindestens) einem Großaktionär, dessen Anteil zwischen fünf und 20 Prozent liegt, die effektivste Aufteilung der Unternehmensanteile. Bezüglich der Beobachtungen ist jedoch anzumerken, dass die Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariablen bei Zugrundelegung einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 95 Prozent durchweg insignifikant sind. Die Aussagekraft der Ergebnisse ist demnach relativ gering. Für eine empirische Verifikation der in Modell W beobachteten Tendenzen sind weitere Untersuchungen nötig, die sich auf einen größeren Stichprobenumfang beziehen sollten. Die Koeffizienten der eigenständigen Beteiligungsvariablen, die in Tab. 53 im Anhang dargestellt sind, weisen auf dem 5-%-Niveau keine Signifikanzen auf.

Die Ergebnisse aus Modell X, über das der Einfluss von Banken, Versicherungen und der Gründerfamilie auf die Effizienz der internen Managementüberwachung analysiert wird, sind in folgender Tabelle dargestellt.

	Kontrollgruppe		Bank		Versicherung		Gründerfamilie		Teststatistiken	
	Perf <sub>1</sub> $\beta_1$ (Wald)	$\exp(\beta_1)$ [1/exp( $\beta$ )]	Perf <sub>1</sub> ·Bet <sub>7</sub> $\beta_7$ (Wald)	$\exp(\beta_7)$ [1/exp( $\beta$ )]	Perf <sub>1</sub> ·Bet <sub>8</sub> $\beta_8$ (Wald)	$\exp(\beta_8)$ [1/exp( $\beta$ )]	Perf <sub>1</sub> ·Bet <sub>9</sub> $\beta_9$ (Wald)	$\exp(\beta_9)$ [1/exp( $\beta$ )]	Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
X	-1,16 (7,06)	0,31 [3,23]	0,23 (1,23)	1,26	0,52 (1,01)	1,68	0,37 (0,25)	1,45	0,079	2,01 (0,98)

Tab. 16: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Beteiligungsstruktur 2)<sup>313</sup>

Wie der signifikante  $\beta_1$ -Faktor in Höhe von -1,16 zeigt, fällt der Einfluss der marktbereinigten Wertentwicklung auf die Wechselwahrscheinlichkeit in den Kontrollunternehmen, an denen weder Banken, Versicherungen oder die Gründerfamilie Beteiligungen von mehr als zehn Prozent halten, signifikant negativ aus. Die positiven Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariablen für die banken- respektive versicherungskontrollierten Gesellschaften indizieren eine Abschwächung des Abhängigkeitsverhältnisses im Vergleich zur Kontrollgruppe. Der den Gesamteinfluss der Performance auf die Wechselwahrscheinlichkeit zum Ausdruck bringende Koeffizient reduziert sich bei bankenkontrollierten Unternehmen von -1,16 auf -0,93 und bei versicherungskontrollierten Gesellschaften auf -0,64. Der beobachtete Rückgang der Performancesensitivität legt die Annahme nahe, dass sich die Kredit- und Versicherungsinstitute in Krisensitua-

<sup>313</sup> Vgl. für weitere Ergebnisse und Modellstatistiken Tab. 54 im Anhang.

tionen häufig schützend vor die amtierenden Vorstandsvorsitzenden stellen und notwendige Umstrukturierungen in der Unternehmensführung verhindern. Allerdings weisen die Werte  $\beta_7$  und  $\beta_8$  nur schwache Signifikanzen auf.<sup>314</sup> Ein deutlicher Einfluss der Gründerfamilien auf die Effizienz der internen Managementkontrolle ist nicht erkennbar. Die eigenständigen Variablen  $Bet_9$  bis  $Bet_{11}$  erweisen sich ebenfalls als insignifikant, wie Tab.54 im Anhang verdeutlicht.<sup>315</sup>

#### 6.1.1.4.2 Gesamtvorstand

In Modell Y wird der Einfluss der Anteilskonzentration potenzieller Großaktionäre auf die Untersuchungsgrößen für die Stichprobe *Gesamtvorstand* überprüft. Die folgende Tabelle enthält neben den Teststatistiken für die Beurteilung der Modellgüte die Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariablen, die Aufschluss über die Veränderung der Intensität der Turnover-Performance-Relation in Abhängigkeit von der Beteiligungsquote geben. Eine ausführliche Darstellung der Untersuchungsergebnisse aus Modell Y enthält Tab. 55 im Anhang.

	kein Großaktionär	Bet <sub>2</sub> [5-20%[	Bet <sub>3</sub> [20-30%[	Bet <sub>4</sub> [30-50%[		
	<b>Perf<sub>3</sub></b> <b><math>\beta_1</math></b> <b>exp(<math>\beta_1</math>)</b> (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]	<b>Perf<sub>3</sub>·Bet<sub>2</sub></b> <b><math>\beta_2</math></b> <b>exp(<math>\beta_2</math>)</b> (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]	<b>Perf<sub>3</sub>·Bet<sub>3</sub></b> <b><math>\beta_3</math></b> <b>exp(<math>\beta_3</math>)</b> (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]	<b>Perf<sub>3</sub>·Bet<sub>4</sub></b> <b><math>\beta_4</math></b> <b>exp(<math>\beta_4</math>)</b> (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]		
Y	-1,06    0,35 (3,28)    [2,86]	-0,76    0,47 (1,99)    [2,13]	0,93    2,53 (0,87)	0,39    1,47 (0,30)		
	<b>Bet<sub>5</sub>[50-75%[</b>		<b>Bet<sub>6</sub>[75-100%[</b>	<b>Teststatistiken</b>		
	<b>Perf<sub>3</sub>·Bet<sub>5</sub></b> <b><math>\beta_5</math></b> <b>exp(<math>\beta_5</math>)</b> (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]		<b>Perf<sub>3</sub>·Bet<sub>6</sub></b> <b><math>\beta_6</math></b> <b>exp(<math>\beta_6</math>)</b> (Wald)    [1/exp( $\beta$ )]	<b>Pseudo R<sup>2</sup></b> <b>HL (Sign.)</b>		
Y	0,15    1,16 (0,48)		0,26    1,30 (0,13)	0,067    4,09 (0,85)		

**Tab. 17: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Beteiligungsstruktur 1)**

<sup>314</sup> Ein Grund für die geringen Signifikanzen könnte darin liegen, dass sich deutliche Effekte erst bei einer langfristigen Beteiligung des Bankensektors zeigen. Da in der vorliegenden Studie aufgrund der Vielzahl von Beobachtungen nicht nach der Beteiligungsdauer differenziert wird, kommt es möglicherweise zu einer Verwässerung der Reaktionen und damit verbunden zu einer Abschwächung der Aussagekraft der Ergebnisse.

<sup>315</sup> Zusätzliche Untersuchungen ergaben, dass sich ein Streubesitzanteil von mehr als 50 Prozent weder positiv noch negativ auf die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit auswirkt. Des Weiteren beeinflusst die Existenz eines zweiten Großaktionärs die Beziehung zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Wertentwicklung nicht.

Wie die Übersicht verdeutlicht ähneln die Resultate aus Modell Y den Untersuchungsergebnissen aus Modell W, in dem die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden als Stichprobenbasis zugrunde gelegt wurde. Das Abhängigkeitsverhältnis zwischen der Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Vorstand und der marktbereinigten Performance fällt in Unternehmen ohne einen Großaktionär mit einem Logit-Koeffizienten von -1,06 negativ aus. Die Existenz eines Großaktionärs, dessen Beteiligungsquote zwischen fünf und 20 Prozent liegt, führt wie im vorigen Abschnitt zu einer Intensivierung der Turnover-Performance-Relation, wie der negative Logit-Koeffizient der Interaktionsvariable in Höhe von -0,76 verdeutlicht. Bei einem weiteren Anstieg der Anteilskonzentration nimmt die Performancesensitivität im Vergleich zur Situation des totalen Streubesitzes wieder ab. Demnach erweist sich auch bei Betrachtung des Gesamtvorstandes eine Beteiligungsstruktur mit vielen Kleinstaktionären und (mindestens) einem Großaktionär, dessen Anteil zwischen fünf und 20 Prozent liegt, als optimal. Die Ergebnisse sind jedoch wie in Modell W vor dem Hintergrund der schwachen Aussagekraft der Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariablen zu sehen.

Die interessierenden Ergebnisse aus Modell Z, über das der Einfluss von Banken, Versicherungen und der Gründerfamilie auf die Performancesensitivität untersucht wird, sind in folgender Tabelle zusammengefasst.

	Kontrollgruppe		Bank		Versicherung		Gründerfamilie		Teststatistiken	
	$\beta_1$	$\exp(\beta_1)$	$\beta_7$	$\exp(\beta_7)$	$\beta_8$	$\exp(\beta_8)$	$\beta_9$	$\exp(\beta_9)$	Pseudo $R^2$	HL (Sign.)
	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]		
Z	-0,67 (6,28)	0,52 [1,92]	0,10 (1,09)	1,11	0,24 (1,05)	1,27	-0,06 (0,02)	0,94	0,063	4,63 (0,80)

Tab. 18: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Beteiligungsstruktur 2)<sup>316</sup>

Wie die positiven Logit-Koeffizienten  $\beta_7$  und  $\beta_8$  verdeutlichen führt die Beteiligung einer Bank bzw. einer Versicherung am Unternehmen zu einer Abschwächung der Performancesensitivität. Der Rückgang der Überwachungsintensität fällt allerdings gerin-

<sup>316</sup> Vgl. für weitere Ergebnisse und Teststatistiken Tab. 56 im Anhang.

ger als in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden aus, in der die entsprechenden Werte 0,23 respektive 0,52 betragen. Demnach scheint der Finanzsektor bei einer unternehmerischen Schieflage primär den Vorstandsvorsitzenden vor personellen Konsequenzen zu schützen. Die übrigen Amtsinhaber profitieren dagegen weit weniger von dem speziellen Kündigungsschutz. Diese Beobachtung ist nicht weiter überraschend, da den Finanzinstituten ein loyaler Vorstandsvorsitzender, der die Unternehmensstrategie festlegt und als Weisungsbefugter die Arbeit der übrigen Vorstandsmitglieder determiniert, ausreicht, um Einfluss auf die Unternehmenspolitik zu nehmen. Die Ergebnisse und die daraus abgeleiteten Implikationen sind jedoch wiederum vor dem Hintergrund der schwachen Signifikanz der Logit-Koeffizienten zu sehen.<sup>317</sup> Wesentliche Anteilskonzentrationen in Händen der Gründerfamilie beeinträchtigen die Turnover-Performance-Sensitivität nicht. Die eigenständigen Variablen *Bet<sub>7</sub>* bis *Bet<sub>9</sub>* erweisen sich durchweg als insignifikant, wie die vollständige Ergebnisübersicht in Tab. 56 im Anhang verdeutlicht.

#### 6.1.1.5 Auswirkungen der Unternehmensgröße

Dieser Untersuchungsabschnitt widmet sich der Analyse des Einflusses der Unternehmensgröße auf die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit. In der institutionsökonomischen Literatur finden sich unterschiedliche Hypothesen zu den Auswirkungen der Unternehmensgröße auf die Untersuchungsvariablen. Einerseits wird der Unternehmensgröße ein positiver Einfluss auf die Überwachungseffizienz beigemessen.<sup>318</sup> Dabei wird argumentiert, dass größere Unternehmen aufgrund ihrer relativ gewichtigeren Bedeutung in der Volkswirtschaft eine höhere Medienpräsenz als kleinere Gesellschaften genießen und Informationen über Fehlentscheidungen des Managements dementsprechend schneller publik werden. Die öffentlichen Diskussionen erhöhen den Druck auf den Aufsichtsrat, bei unternehmerischen Schieflagen disziplinierend einzugreifen und unfähige Manager abzusetzen. Folglich intensiviert sich mit zunehmender Unternehmensgröße die Turnover-Performance-Relation. Andere Autoren vertreten die These, dass die Effizienz der internen Kontrollaktivität mit der Unternehmensgröße sinkt. Diese Aussage wird damit begründet, dass mit der Größe einer Gesellschaft die Komplexität der unternehmensinternen Vorgänge steigt und die Informationsasymme-

---

<sup>317</sup> Auch die Zusammenfassung der Unternehmen, an denen Banken und/oder Versicherungen beteiligt sind, zu einer einzigen Gruppe führt zu keinen signifikanten Ergebnissen.

<sup>318</sup> Vgl. etwa FARRELL/WHIDBEE (2001) oder HARRISON/TORRES/KUKALIS (1988), S. 215.

trien zwischen den einzelnen Organen zunehmen, wodurch die Überwachung der Geschäftsführung erschwert wird.

Ob eine der beiden Thesen für die vorliegende Stichprobe zutrifft, wird in diesem Abschnitt analysiert. Im Rahmen der folgenden Untersuchungen wird außerdem überprüft, in welchem Maß die Unternehmensgröße die Höhe der Wechselwahrscheinlichkeit direkt beeinflusst. Da es für Manager großer Firmen relativ wenige Möglichkeiten gibt, sich durch einen Wechsel in eine andere Gesellschaft beruflich weiterzuentwickeln und finanziell zu verbessern, liegt die Annahme nahe, dass mit zunehmender Unternehmensgröße die Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel unabhängig von der vergangenen Performance sinkt.<sup>319</sup>

Für die empirischen Untersuchungen werden folgende Erklärungsterme in das ursprüngliche Logit-Modell aus Formel (3) eingesetzt, wobei die logarithmierte<sup>320</sup> Marktkapitalisierung *Marketcap* als Proxy für die Unternehmensgröße fungiert.<sup>321</sup>

$$(29) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i:1}) + \beta_2(Perf_{i:1})(\ln Marketcap_{i,q}) + \beta_3(\ln Marketcap_{i,q})$$

$$+ \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l$$

$$(30) \quad Z_{i,q} = \alpha + \beta_1(Perf_{i:3}) + \beta_2(Perf_{i:3})(\ln Marketcap_{i,q}) + \beta_3(\ln Marketcap_{i,q})$$

$$+ \varphi AnzahlV_{i,q} + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l^{322}$$

<sup>319</sup> Die erwartete Abnahme der Wechselwahrscheinlichkeit ist dabei auf den Einfluss der natürlichen Fluktuationsrate, die nicht gänzlich aus der Stichprobe eliminiert werden kann, zurückzuführen.

<sup>320</sup> Die Logarithmierung erfolgt, um die Diskrepanz zwischen den hohen Marktkapitalisierungswerten und den übrigen Einflussfaktoren zu reduzieren.

<sup>321</sup> Die Ermittlung der Marktkapitalisierung erfolgte über die Hoppenstedt-Aktienführer und die Kursdaten der Finanzmarktdaten in Karlsruhe. Ergänzend dienten die FACTBOOKS (1997-2001) der Deutschen Börse als Informationsquelle. Die Marktkapitalisierung wurde jeweils zum Quartalsultimo bestimmt.

<sup>322</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Gefahr einer Verzerrung der ML-Schätzungen durch die simultane Einbeziehung der Größenvariablen *AnzahlV* und *Marketcap* nicht allzu groß ist, da die lineare Abhängigkeit zwischen den beiden Variablen im mittleren Bereich liegen. Der Pearson'sche Korrelationskoeffizient beträgt 0,64. Dennoch wurde eine weitere Untersuchung durchgeführt, in der auf die Einbeziehung der Größe *AnzahlV* verzichtet wurde.

Gleichung (29) findet dabei bei der Untersuchung der Vorstandsvorsitzenden Anwendung, während Erklärungsterm (30) für die Analyse der Stichprobe *Gesamtvorstand* herangezogen wird.

#### 6.1.1.5.1 Vorstandsvorsitz

Folgende Übersicht enthält die Ergebnisse aus Modell AA, in dem zunächst die Gruppe *Vorstandsvorsitz* als Stichprobenbasis fungiert.

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·(ln Marketcap)		ln (Marketcap)		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	exp( $\beta_1$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_2$ (Wald)	exp( $\beta_2$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_3$ (Wald)	exp( $\beta_3$ ) [1/exp( $\beta$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
AA	0,52 (0,08)	-3,07 (0,63)	0,05 [20,0]	0,12 (0,39)	1,13	-0,22 (7,01)	0,80 [1,25]	0,092	6,67 (0,57)

Tab. 19: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (VV/Unternehmensgröße)<sup>323</sup>

Tab. 19 zeigt, dass auch bei Berücksichtigung der Marktkapitalisierung die Relation zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Performance negativ ausfällt. Allerdings liegt die Wald-Statistik des  $\beta_1$ -Koeffizienten unter der 5-%-Schranke.<sup>324</sup> Als signifikanter Einflussfaktor mit einem bedeutenden Erklärungsgehalt bezüglich der Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit erweist sich dagegen die eigenständige Variable *Marketcap*. Der  $\beta_3$ -Wert in Höhe von -0,22 deutet auf einen negativen Zusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der Unternehmensgröße hin. Demnach nimmt die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel auf dem Chefsessel mit einem Anstieg der Marktkapitalisierung ab. Die Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance wird dagegen nicht von der Unternehmensgröße beeinflusst, wie der insignifikante  $\beta_2$ -Wert verdeutlicht.<sup>325</sup> Der Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert zur Bestimmung der Modellrelevanz liegt mit

<sup>323</sup> Vgl. für eine Darstellung weiterer Ergebnisse und Teststatistiken aus Modell AA Tab. 57 im Anhang.

<sup>324</sup> Der  $\beta_1$ -Koeffizient fällt jedoch signifikant aus, wenn die Interaktionsvariable, die keinen Erklärungsgehalt besitzt, aus der Untersuchungsgleichung eliminiert wird.

<sup>325</sup> Die Insignifikanz des Logit-Koeffizienten der Interaktionsvariable kann dabei nicht damit erklärt werden, dass bei Betrachtung der 100 größten deutschen Unternehmen die Größenunterschiede zwischen den Gesellschaften zu gering sind, um deutliche größenabhängige Einflüsse zu extrahieren. Nicht zuletzt aufgrund der Berücksichtigung von Gesellschaften, die nicht mehr bzw. noch nicht dem HDAX angehören, fallen die Größendifferenzen beachtlich aus. So rangiert die Marktkapitalisierung der analysierten Gesellschaften zum Jahresresultimo 2001 etwa zwischen 46,8 Mio. € (A. Moxsel) und 81.016 Mio. € (Dt. Telekom).



0,092 auf einem für Logit-Analysen akzeptablen Niveau. Die *HL*-Statistik in Höhe von 6,67 liegt weit unter dem kritischen Wert und unterstreicht damit die Validität des Modells.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass sich die beobachteten Ergebnisse unter keine der eingangs formulierten Thesen zu den Auswirkungen der Unternehmensgröße auf die Performancesensitivität subsumieren lassen. So führt die exponierte Stellung großer Gesellschaften nicht zu einer Verbesserung der internen Managementüberwachung. Die Kontrollaktivität nimmt in größeren Gesellschaften mit vergleichsweise komplexeren Strukturen aber auch nicht ab. Während das Abhängigkeitsverhältnis zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance nicht von der Unternehmensgröße beeinflusst wird, erweist sich die Marktkapitalisierung jedoch im Hinblick auf die Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit als signifikanter Prädiktor. Die Untersuchungsergebnisse indizieren, dass die Wahrscheinlichkeit für eine personelle Veränderung an der Unternehmensspitze mit zunehmender Unternehmensgröße zurückgeht. Die Abnahme der Wechselwahrscheinlichkeit in großen Gesellschaften hängt mit dem vergleichsweise geringen Angebot an alternativen, lukrativen Beschäftigungsmöglichkeiten für die Vorstandschefs großer Unternehmen zusammen. Da die natürliche Fluktuationsrate nicht vollständig aus der Stichprobe eliminiert werden kann<sup>326</sup>, treten die Größeneffekte auch bei Betrachtung der bereinigten Stichprobenbasis auf.<sup>327</sup> Der hier beobachtete negative Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Marktkapitalisierung zeigt sich auch in der Studie von DENIS/DENIS/SARIN (1997) für den amerikanischen Markt.<sup>328</sup>

---

<sup>326</sup> Vgl. dazu die Ausführungen in Abschnitt 5.1.1.

<sup>327</sup> Die Größeneffekte fallen in der unbereinigten Stichprobe allerdings deutlich stärker aus.

<sup>328</sup> Vgl. für eine Zusammenfassung der Studie von DENIS/DENIS/SARIN (1997) Abschnitt 4.1.

## 6.1.1.5.2 Gesamtvorstand

Die Ergebnisse der größenabhängigen Analyse für die Stichprobe *Gesamtvorstand* sind in folgender Tabelle zusammengefasst.

	Konst.	Perf <sub>3</sub>		Perf <sub>3</sub> ·(ln Marketcap)		ln (Marketcap)		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	exp( $\beta_1$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_2$ (Wald)	exp( $\beta_2$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_3$ (Wald)	exp( $\beta_3$ ) [1/exp( $\beta$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
AB	-3,80 (16,12)	-3,51 (3,54)	0,03 [33,3]	0,14 (2,41)	1,15	0,04 (0,64)	1,04	0,061	5,12 (0,75)

Tab. 20: Ergebnisse der unternehmensbezogenen Auswertungen (GV/Unternehmensgröße)<sup>329</sup>

Die Ergebnisübersicht verdeutlicht, dass der Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für mindestens einen Wechsel im Gesamtvorstand und der marktbereinigten Wertentwicklung bei Einbeziehung der Unternehmensgröße negativ ausfällt. Allerdings ist der  $\beta_1$ -Faktor in Höhe von -3,51 lediglich bei Zugrundelegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent signifikant. Die Intensität der Turnover-Performance-Relation wird wie in Untersuchungsmodell AA nicht von der Höhe der Marktkapitalisierung beeinflusst.<sup>330</sup> Im Unterschied zur Analyse der Vorstandsvorsitzenden erweist sich die eigenständige Größe *Marketcap* bei Betrachtung des Gesamtvorstands nicht als signifikant positiv. Dieses Ergebnis ist nicht weiter überraschend. „Normalen“ Vorstandsmitgliedern bietet sich eine Reihe von alternativen, höher dotierten Beschäftigungsmöglichkeiten, auch wenn sie in größeren Unternehmen tätig sind. Dementsprechend nimmt die natürliche Fluktuationsrate mit der Unternehmensgröße nicht ab.<sup>331</sup>

<sup>329</sup> Eine ausführliche Ergebnisübersicht enthält Tab. 58 im Anhang.

<sup>330</sup> Der Logit-Koeffizient der Interaktionsvariablen fällt auch dann insignifikant aus, wenn die Variable *AnzahlV* nicht in die Untersuchungsgleichung miteinbezogen wird. Allerdings erweist sich dann die Größe *Marketcap* erwartungsgemäß als signifikanter Einflussfaktor.

<sup>331</sup> Einschränkend sei darauf hingewiesen, dass die zu überprüfenden Auswirkungen der Unternehmensgröße auf die Untersuchungsvariablen bei Betrachtung des Gesamtvorstandes aufgrund der Restriktionen des Analysemodells nicht exakt modellierbar sind. Die zu akzeptierenden Ungenauigkeiten in der Untersuchungsmodellierung bergen die Gefahr einer Beeinträchtigung der Aussagekraft der Ergebnisse in sich.

### 6.1.2 Personenbezogene Analysen

Im Rahmen der personenbezogenen Analysen wird untersucht, inwieweit das Alter, die Vorstands- und die Betriebszugehörigkeit der Mandatsträger die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel bei unterdurchschnittlicher Leistung bedingen. Im Unterschied zu den unternehmensbezogenen Auswertungen bilden nicht die einzelnen Gesellschaften die Stichprobenbasis, sondern die jeweiligen Mandatsträger.<sup>332</sup> Da eine personenbezogene Analyse des Gesamtvorstandes aufgrund der starken Größendifferenzen der untersuchten Managementteams zu einer Verzerrung der Repräsentativität der Untersuchungsergebnisse führen würde, beziehen sich die nachstehenden empirischen Auswertungen lediglich auf die Teilstichprobe der Vorstandsvorsitzenden.<sup>333</sup>

BRUNELLO/GRAZIANO/PARIGI (2000), die in ihrer Studie den Zusammenhang zwischen dem Unternehmenserfolg und Vorstandswechseln in italienischen Unternehmen über den Zeitraum von 1988 bis 1996 analysieren, versuchen das bei der Untersuchung des Gesamtvorstandes auftretende Problem zu umgehen, indem sie Mittelwerte betrachten. In ihren personenbezogenen Untersuchungen fungieren nicht die einzelnen Vorstandsmitglieder als Stichprobeneinheit, sondern die einzelnen Unternehmen. Zur Bestimmung des Einflusses persönlicher Merkmale der Mandatsträger auf die Untersuchungsgrößen werden die über alle Vorstandsmitglieder ermittelten Durchschnittswerte als Erklärungsvariablen herangezogen. Die Betrachtung von Durchschnittswerten führt jedoch dazu, dass ex post keine individuelle Zuordnung einzelner Wertepaare möglich ist. Folglich sind auch keine Aussagen über den Einfluss persönlicher Merkmale einzelner Vorstandsmitglieder auf die Untersuchungsgrößen ableitbar. Weiterhin findet die Streuung der Daten in dem Untersuchungsansatz von BRUNELLO/GRAZIANO/PARIGI (2000) keine Berücksichtigung. Da das Modell der drei Autoren die Analyseprobleme, die bei der Betrachtung des Gesamtvorstandes auftreten, nicht zu lösen vermag, findet es in der

---

<sup>332</sup> Für die Analyse der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden ist es zumindest formal irrelevant, ob einzelne Unternehmen oder einzelne Vorstandschefs als Stichprobenelemente fungieren, da jedes Unternehmen lediglich einen Vorsitzenden hat.

<sup>333</sup> Die Anzahl der Vorstandsmitglieder rangiert in den Untersuchungsgesellschaften zwischen einer und 16 Personen. Folglich würde das größte Unternehmen bei Betrachtung des Gesamtvorstandes mit 16 Beobachtungen berücksichtigt werden, während die kleinste Gesellschaft lediglich eine einfache Wertung erfahren würde. Aufgrund der aus der Mehrfachgewichtung resultierenden Dominanz der Unternehmen mit vergleichsweise großen Vorstandsgremien reflektieren die Untersuchungsergebnisse dann die Gepflogenheiten in großen Gesellschaften. Repräsentative Aussagen für alle Unternehmen der Stichprobe wären jedoch nicht möglich.

vorliegenden Studie keine Anwendung. Die nachstehenden Ausführungen zum Gesamtverband beschränken sich auf rein deskriptive Darstellungen.

In den empirischen Untersuchungen für die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden werden zunächst univariate Analysen durchgeführt, in denen lediglich eine personenbezogene Variable als Prädiktor fungiert. Die Ergebnisse werden anschließend über multivariate Regressionen, in denen mehrere persönliche Merkmale simultan berücksichtigt werden, abgesichert.<sup>334</sup>

### 6.1.2.1 Einflussfaktoren und Untersuchungsmodelle

#### 6.1.2.1.1 Alter

In den unternehmensbezogenen Auswertungen fungierte das Alter der einzelnen Vorstandsmitglieder bereits als Maßstab zur approximativen Abgrenzung der freiwilligen von den unfreiwilligen Wechseln.<sup>335</sup> Dabei wurde unterstellt, dass die Ursache der Wechsel von älteren Führungskräften primär in deren Alter liegt und weniger auf die erbrachten Leistungen zurückzuführen ist. In den folgenden Untersuchungen soll nun empirisch überprüft werden, welchen Erklärungsgehalt das Alter bezüglich der Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität aufweist. Es ist offensichtlich, dass die Wechselwahrscheinlichkeit für Manager im Rentenalter unabhängig von der Performance deutlich höher als für jüngere Mandatsträger ausfällt. Demnach ist zwischen der Responsevariable und dem Alter ein positiver Zusammen-

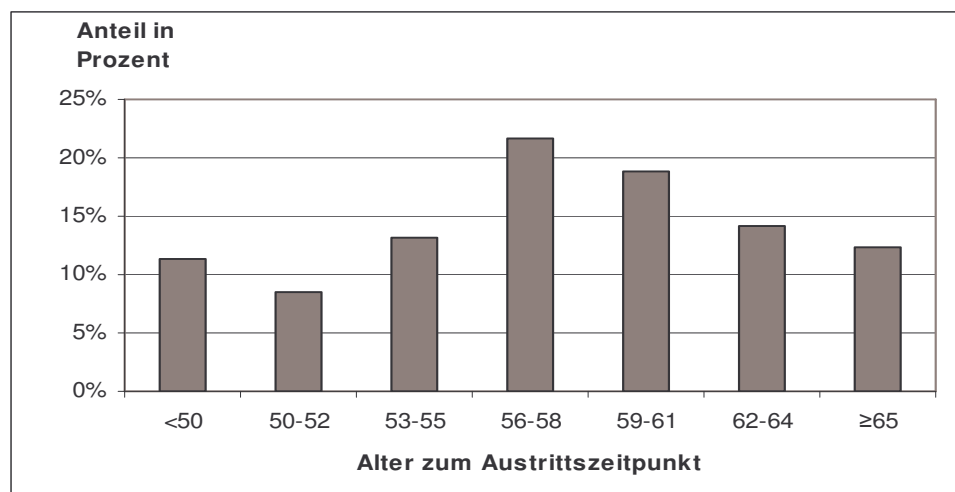
---

<sup>334</sup> Bei univariaten Untersuchungen besteht die Gefahr, dass bei den berechneten Schätzwerten Verzerrungen auftreten, sofern gegenseitige Abhängigkeiten zwischen den einzelnen personenbezogenen Variablen vorliegen. Vgl. WONNACOTT/WONNACOTT (1979), S. 97. Die Verzerrungen resultieren dabei aus potenziellen indirekten Effekten, die von den jeweils unberücksichtigten Werten ausgehen und sich implizit auf die Höhe des Logit-Koeffizienten der einbezogenen Variablen auswirken. Da zwischen den personenbezogenen Prädiktoren im Unterschied zu den unternehmensbezogenen Erklärungsvariablen deutliche Abhängigkeiten bestehen, erfolgt bei den personenbezogenen Betrachtungen eine Absicherung der Ergebnisse über multiple Regressionen. Diese Vorgehensweise mag im Hinblick auf die in Gliederungspunkt 5.4.1.2 formulierte Anwendungsprämisse des ML-Schätzverfahrens, nach der die Einbeziehung korrelierter Variablen vermieden werden sollte, paradox erscheinen. Die Lösung dieses Paradoxons liegt bei den Logit-Analysen wie bei den linearen Regressionsmodellen darin, das Untersuchungsdesign so zu konzipieren, dass die Multikollinearität möglichst gering gehalten wird. Dies bedeutet jedoch nicht, dass signifikante Erklärungsvariablen bei auftretenden Korrelationen vollständig aus der Analyse zu eliminieren sind, da sonst ebenfalls Verzerrungen der Modellschätzer auftreten können und die Modellgüte abnimmt. Vgl. WONNACOTT/WONNACOTT (1979), S. 95-99. Auf die Durchführung der univariaten Untersuchungen wird aus Gründen einer besseren Übersichtlichkeit bei den Ergebnisdarstellungen nicht vollständig verzichtet.

<sup>335</sup> Die relevante Altersgrenze für die Klassifizierung der Wechsel lag bei 62 Jahren. Vgl. Abschnitt 5.2.

hang zu erwarten. Neben der Ausprägung des direkten Einflusses des Alters auf die Wechselwahrscheinlichkeit sind im Rahmen der Altersanalyse die indirekten Auswirkungen der Erklärungsvariablen von Interesse. Nach den theoretischen Ausführungen von VANCIL (1987) besteht bei einer unterdurchschnittlichen Wertentwicklung für jüngere Vorstandsmitglieder eine größere Gefahr entlassen zu werden als für ältere Führungskräfte, deren verbleibende Amtszeit aufgrund des fortgeschrittenen Alters ohnehin begrenzt ist. Falls der Aufsichtsrat bei älteren Amtsinhabern in unternehmerischen Schieflagen tatsächlich seltener disziplinierend eingreift als bei jüngeren Managern, müsste die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit für jüngere Mandatsträger deutlich höher ausfallen als für ältere Führungskräfte.

Bevor die Untersuchungsgleichungen erklärt werden, wird in den folgenden Abbildungen zunächst die Verteilung des Alters der ausgewechselten Manager dargestellt. Abb. 6 bezieht sich dabei auf die Gruppe Vorstandsvorsitzenden, während Abb. 7 auf den Angaben aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder basiert.



**Abb. 5: Alter der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden zum Austrittszeitpunkt<sup>336</sup>**

Abb. 5 verdeutlicht, dass rund 14 Prozent der Unternehmenslenker im Alter von 62 bis 64 Jahren aus dem Führungsgremium ausgeschieden sind. Rund zwölf Prozent waren bei ihrem Rücktritt vom Vorstandsvorsitz mindestens 65 Jahre alt. Die restlichen 74 Prozent der Vorstandschefs wurden vor ihrem 62. Geburtstag ausgewechselt. Das durchschnittliche Alter der abgetretenen Führungskräfte liegt bei 59 Jahren.

<sup>336</sup> Die Grafik bezieht sich auf die Altersangaben von 106 Vorstandsvorsitzenden.

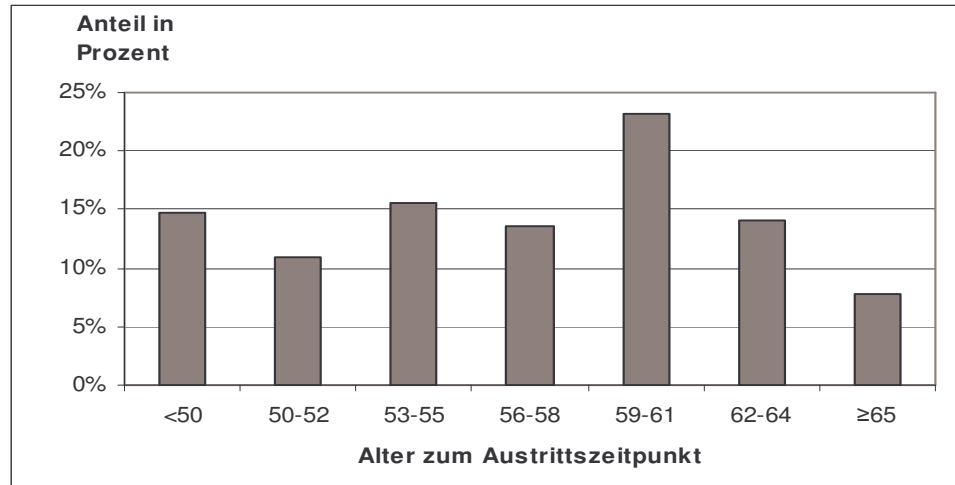


Abb. 6: Alter aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder zum Austrittszeitpunkt<sup>337</sup>

Die Betrachtung aller im Vorstand erfolgten personellen Veränderungen in Abb. 6 zeigt, dass 22 Prozent der ausgewechselten Amtsinhaber zum Austrittszeitpunkt mindestens 62 Jahre alt waren. 23 Prozent der Vorstandsmitglieder verließen die Stichprobenunternehmen im Alter zwischen 59 und 61 Jahren. 55 Prozent der ausgewechselten Manager waren zum Rücktrittszeitpunkt jünger als 59 Jahre. Im Durchschnitt liegt das Alter der ausgewechselten Führungskräfte bei 57 Jahren.

Zur empirischen Überprüfung der Auswirkungen des Alters auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität für die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden wird folgende Funktion als Erklärungsterm in das Logit-Modell aus Gleichung (3) eingesetzt:

$$(31) \quad Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \beta_2(Perf_{v;1})(Alter_{v; q}) + \beta_3(Alter_{v; q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartal_l$$

Dabei kennzeichnet der Index  $v$  die einzelnen Vorstandsvorsitzenden. Die Variable  $Perf_{l;v}$  steht für die über den Zeitraum  $[q_{-4}; q_{-1}]$  gemessene marktberinigte Performance desjenigen Unternehmens, das von Manager  $v$  geleitet wird. Bei der Größe  $Alter$  handelt

<sup>337</sup> Die Grafik bezieht sich auf die Altersangaben von 573 Vorstandsmitgliedern.

es sich um eine binäre Dummy-Variable<sup>338</sup>, die mit dem Wert eins belegt wird, falls Mandatsträger  $v$  im Beobachtungsquartal  $q$  eine vorher definierte Altersgrenze erreicht hat, und andernfalls null beträgt.<sup>339</sup> Die relevante Altersgrenze wird in Modell AC in Analogie zu früheren Studien auf 60 Jahre festgesetzt.<sup>340</sup>

#### 6.1.2.1.2 Dauer der Vorstandszugehörigkeit

Im Rahmen der Analyse der persönlichen Merkmale der Mandatsträger interessiert neben den Auswirkungen des Alters die Frage, inwieweit die Dauer der Vorstandszugehörigkeit die Wahrscheinlichkeit für einen Manager, bei einer unterdurchschnittlichen Leistung entlassen zu werden, beeinflusst.<sup>341</sup> In der Literatur wird die These vertreten, dass eine langjährige Vorstandstätigkeit für die Manager mit positiven Effekten verbunden ist. Der Grund dafür liegt nach LUMER (1997) in der Reputation, die sich Führungskräfte während ihrer Amtszeit aufbauen. Für Vorstandsmitglieder, die ihr Können in der Vergangenheit bereits unter Beweis gestellt und das Unternehmen erfolgreich aus anderen Krisen geführt haben, ist demnach die Wahrscheinlichkeit, bei einer unternehmerischen Schieflage entlassen zu werden, geringer als für Mandatsträger, die sich aufgrund ihrer kurzen Amtszeit noch keine positive Reputation aufbauen konnten. Weiterhin wird argumentiert, dass Führungskräfte im Laufe ihrer Vorstandstätigkeit persönliche Kontakte zu Aufsichtsräten und Investoren aufbauen und intensivieren, die sie in Krisensituationen vor disziplinierenden Maßnahmen schützen. Falls die Dauer der Vorstandszugehörigkeit die Gefahr einer Entlassung bei unterdurchschnittlichen Leistungen tatsächlich reduziert, müsste die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit für Vorstandsmitglieder mit einer langjährigen Verweildauer im Vorstand deutlich schwächer ausfallen als für Manager, die dem Vorstand erst seit kurzer Zeit angehören.<sup>342</sup>

---

<sup>338</sup> Alternativ hätten das tatsächliche Alter respektive dessen quadrierter Wert als Erklärungsvariable herangezogen werden können. Die hier vorgenommene kategoriale Betrachtung ist allerdings im Hinblick auf das Untersuchungsziel aussagekräftiger und erleichtert die Ergebnisinterpretation. Vgl. dazu auch MURPHY/ZIMMERMANN (1993), S. 291.

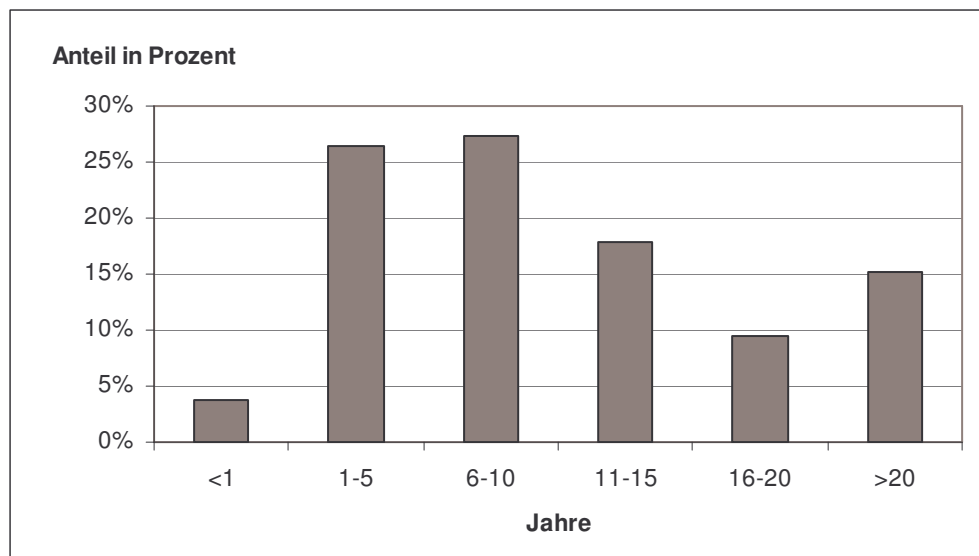
<sup>339</sup> Maßgebend ist dabei das Alter des Vorstandsmitglieds zum Quartalsende.

<sup>340</sup> Alternativ wurde eine Altersgrenze von 62 Jahren gewählt, die dem von KIENBAUM (2004) ermittelten durchschnittlichen Rentenzugangsalter entspricht. Da die Ergebnisse dieser Untersuchung jedoch nur geringfügig von den Beobachtungen aus Modell AC abweichen, wird auf eine Darstellung der Resultate verzichtet.

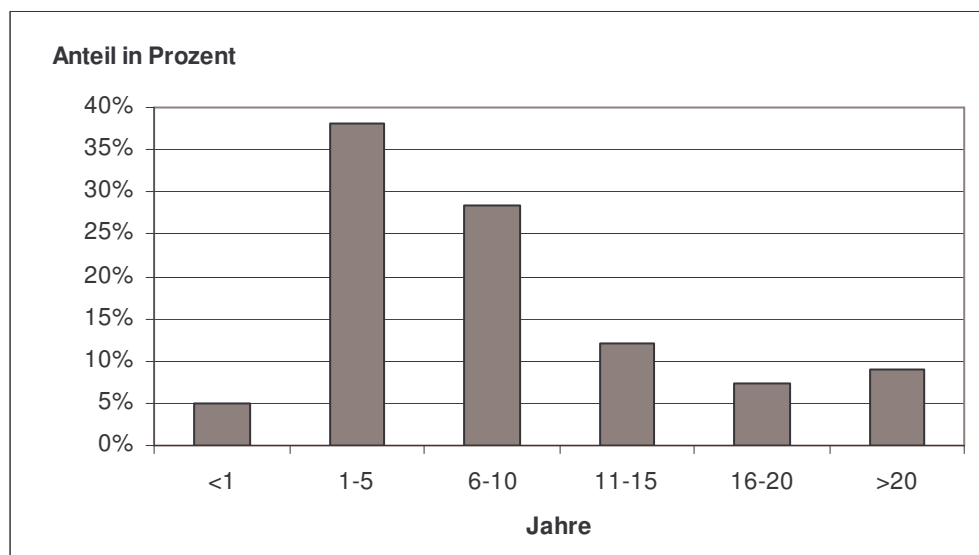
<sup>341</sup> Die Vorstandszugehörigkeit umfasst den Zeitraum, über den ein Manager dem Vorstand als ordentliches Mitglied angehört.

<sup>342</sup> Die Abnahme der Performancesensitivität impliziert, dass die Bedeutung der Performance für die Evaluierung der Führungskräfte zurückgeht.

Die folgenden Abbildungen geben zunächst einen Überblick über die prozentuale Verteilung der Anzahl der Jahre, die die Manager dem Vorstand angehören, bevor sie aus dem Unternehmen ausscheiden.



**Abb. 7: Dauer der Vorstandszugehörigkeit der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden<sup>343</sup>**



**Abb. 8: Dauer der Vorstandszugehörigkeit aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder<sup>344</sup>**

<sup>343</sup> Die Grafik basiert auf den Daten von 106 Vorstandsvorsitzenden.

<sup>344</sup> Die Grafik basiert auf den Daten von 594 Vorstandsmitgliedern.



Abb. 7 zeigt, dass rund 30 Prozent der betrachteten Vorstandschefs dem Führungsgremium maximal fünf Jahre angehörten. 27 Prozent der Unternehmenslenker verzeichnen eine Verweildauer im Vorstand zwischen sechs und zehn Jahren. Rund 28 Prozent der Manager waren zwischen zehn und 20 Jahren als Vorstandsmitglied tätig. Die verbleibenden 15 Prozent der Vorstandsvorsitzenden beendeten ihre Amtszeit frühestens nach 20 Jahren. Die durchschnittliche Vorstandszugehörigkeit liegt in der Gruppe der Vorstandschefs bei zwölf Jahren.

Die Betrachtung der im Gesamtvorstand erfolgten Wechsel in Abb. 8 verdeutlicht, dass mit 43 Prozent ein Großteil der ausgewechselten Manager bereits innerhalb der ersten fünf Jahre aus dem Führungsgremium ausgeschieden ist. 28 Prozent der Mandatsträger waren sechs bis zehn Jahre im Vorstand tätig, während die Verweildauer von 19 Prozent der betrachteten Führungskräfte zwischen elf und 20 Jahren lag. Etwa neun Prozent der Spitzenkräfte gehörten dem Vorstand länger als 20 Jahre an. Die durchschnittliche Verweildauer der ausgeschiedenen Manager fällt mit acht Jahren deutlich geringer als der Durchschnittswert in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden aus.

Ob und gegebenenfalls inwieweit die Dauer der Vorstandszugehörigkeit die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und das Abhängigkeitsverhältnis zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance beeinflusst, wird über folgenden Erklärungsterm überprüft:

$$(32) \quad Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \beta_2(Perf_{v;1})(DauerV_{v; q}) + \beta_3(DauerV_{v; q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall_l$$

Die Variable *DauerV* stellt dabei eine mit (0;1)-kodierte Dummy-Variable dar, die die analysierten Vorstandschefs in Abhängigkeit von deren Verweildauer im Vorstand in zwei Gruppen kategorisiert.<sup>345</sup> Da ex-ante nur schwer abschätzbar ist, wie lange ein Manager dem Vorstand angehören muss, um von potenziellen Reputationseffekten profitieren zu können, und die theoretische Literatur diesbezüglich auch keine hilfreichen Hinweise liefert, wird die Schwelle für die Kategorisierung der Stichprobenelemente

---

<sup>345</sup> Wie bei der Altersanalyse ist auch hier die kategoriale Größe im Hinblick auf das Untersuchungsziel und die Interpretation der Ergebnisse geeigneter als die kontinuierliche Variable.

alternativ auf fünf (Modell AE) und 15<sup>346</sup> Jahre (Modell AF) festgesetzt.<sup>347</sup> Dementsprechend wird die Dummy-Variable mit dem Wert eins belegt, falls der betrachtete Vorstandschef  $v$  zum Beobachtungszeitpunkt  $q$  seit mehr als fünf bzw. 15 Jahren dem Vorstand angehört, und beträgt andernfalls null. Über die Analyse von zwei Modellsimulationen mit unterschiedlichen Kategorisierungsgrenzen soll untersucht werden, ob sich potenzielle Effekte bereits nach einer Amtsperiode oder erst später zeigen.<sup>348</sup>

#### 6.1.2.1.3 Dauer der Unternehmenszugehörigkeit

Als dritte personenbezogene Einflussvariable wird die Dauer der Unternehmenszugehörigkeit betrachtet. Ähnlich wie bei der Verweildauer im Vorstand handelt es sich bei der Dauer der Unternehmenszugehörigkeit um einen Indikator für die Bindung der Manager an das Unternehmen. Mit dem Eintritt in eine Gesellschaft beginnt für den Mitarbeiter eine Art Sozialisierungsprozess.<sup>349</sup> Gegenseitige Verpflichtungen werden eingegangen, die wiederum zu wechselseitigen Abhängigkeiten führen. Über die Jahre entwickelt sich ein Beziehungsgeflecht. Die im Unternehmen geknüpften Kontakte mit anderen Mitarbeitern, Aufsichtsräten oder Investoren können sich für Vorstandsmitglieder in Krisensituationen als hilfreich erweisen und sie vor disziplinierenden Eingriffen des Kontrollorgans schützen. Weiterhin könnten hohe Abfindungssummen den Aufsichtsrat davon abhalten bei langjährigen Mitarbeitern von seinem vorzeitigen Vertragskündigungsrecht Gebrauch zu machen. Obwohl die allgemeinen kündigungsschutzrechtlichen Abfindungsregelungen<sup>350</sup> für Vorstandsmitglieder einer AG nicht gelten, steigt häufig auch bei leitenden Angestellten die Höhe der im Anstellungsvertrag festgesetzten Abfindungsbeträge mit der Dauer der Betriebszugehörigkeit. Falls sich die Dauer der Unternehmenszugehörigkeit in Krisensituationen für die Manager tatsächlich positiv auswirkt, fällt die Intensität der Turnover-Performance-Relation für Vorstandsmitglieder

---

<sup>346</sup> Die Amtszeit eines Vorstandsmitgliedes erstreckt sich meist auf den maximal gesetzlich zulässigen Zeitraum von fünf Jahre. Falls der Vertrag nach der ersten Amtszeit verlängert wird, ist davon auszugehen, dass das Vorstandsmitglied sein Können unter Beweis gestellt hat. Falls sich die Vorstandszugehörigkeit und der damit verbundene Reputationsmechanismus positiv auswirken, sollten sich potenzielle Effekte nach den ersten fünf Jahren zeigen. Zur Absicherung der Ergebnisse wurde die Kategorisierungsschwelle im zweiten Modell auf drei Amtsperioden erhöht.

<sup>347</sup> Für die Kategorisierung wurde die Verweildauer im Vorstand kaufmännisch gerundet.

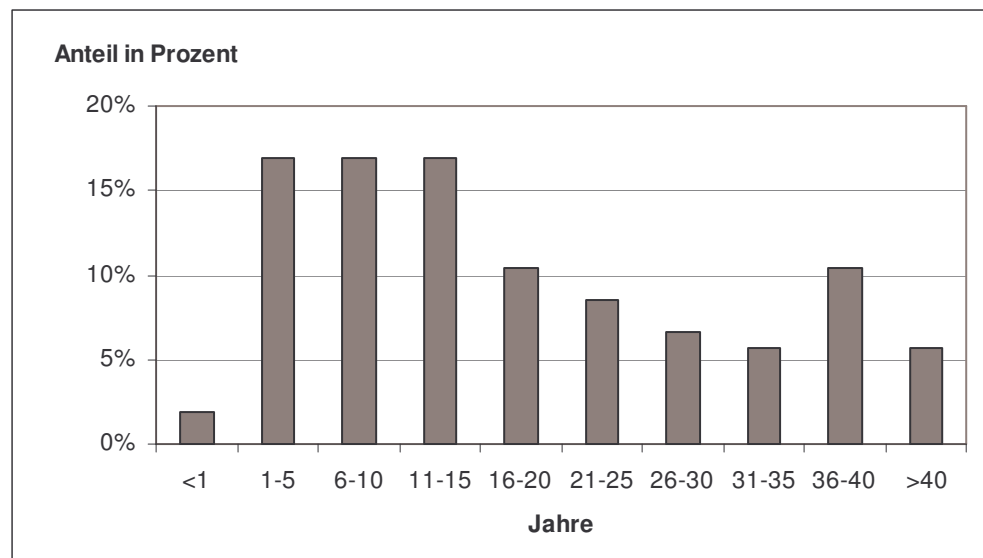
<sup>348</sup> In weiteren Untersuchungsmodellen wurde nicht die Dauer der Vorstandszugehörigkeit, sondern die Dauer der Tätigkeit als Vorstandsvorsitzender herangezogen. Die Richtung der Effekte stimmten mit den Beobachtungen aus den Analysen AE und AF überein, allerdings fiel die Intensität der Ergebnisse schwächer aus.

<sup>349</sup> Vgl. KATZ (1988).

<sup>350</sup> Für Arbeitnehmer, die keine leitende Stellung in einem Unternehmen innehaben, erhöht sich die Abfindungssumme mit dem Alter und der Dauer der Betriebszugehörigkeit. Vgl. § 18 II KSchG.

mit einer vergleichsweise langen Betriebszugehörigkeit schwächer aus als für Führungskräfte, die dem Unternehmen noch nicht so lange angehören.

Im Folgenden wird zunächst die Dauer der Unternehmenszugehörigkeit der ausgewechselten Mandatsträger zum Austrittszeitpunkt dargestellt.<sup>351</sup>

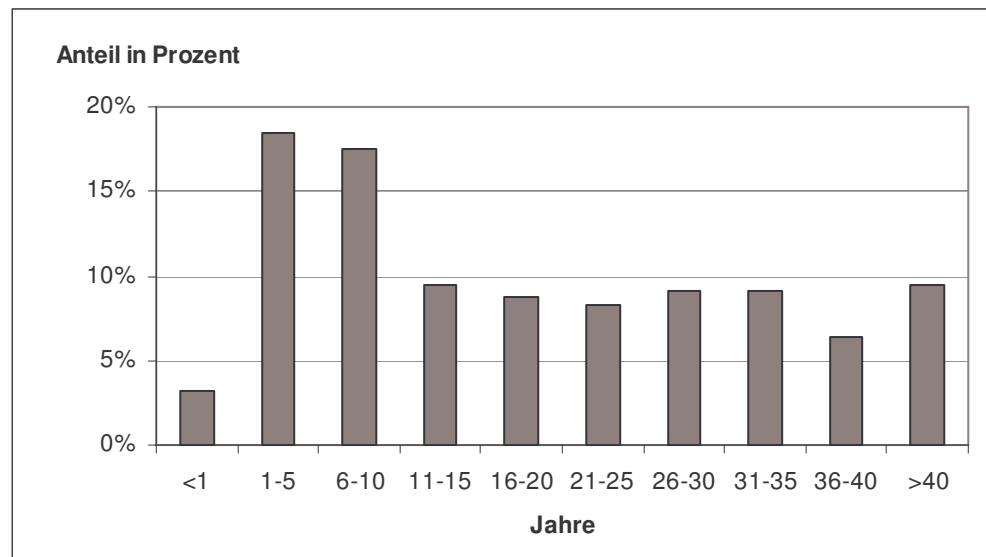


**Abb. 9: Dauer der Unternehmenszugehörigkeit der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden**<sup>352</sup>

Abb. 9 verdeutlicht, dass mit rund 53 Prozent ein Großteil der ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden dem Unternehmen zum Zeitpunkt des Austritts maximal 15 Jahre angehörte, wobei die Verweildauer bei zwei Prozent der beobachteten Mandatsträger unter einem Jahr lag. 25 Prozent der Amtsinhaber verzeichneten zum Zeitpunkt des Wechsels eine 16- bis 30-jährige Unternehmenszugehörigkeit und 22 Prozent arbeiteten bereits seit mehr als 30 Jahren für die Gesellschaft. Die durchschnittliche Betriebszugehörigkeit der ausgewechselten Vorstandschefs liegt mit rund 18 Jahren über der durchschnittlichen Verweildauer im Vorstand, die zwölf Jahre beträgt.

<sup>351</sup> Für Mandatsträger, die vor ihrem Eintritt in eine der Stichprobengesellschaften einem anderen Unternehmen innerhalb des gleichen Konzerns angehörten, wird dabei nicht die Zugehörigkeit zum Gesamtkonzern, sondern die Dauer der Tätigkeit in dem jeweiligen Stichprobenunternehmen zugrunde gelegt.

<sup>352</sup> Die Grafik basiert auf den Daten von 106 ausgewechselten Vorstandsvorsitzenden.



**Abb. 10: Dauer der Unternehmenszugehörigkeit aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder<sup>353</sup>**

Die Betrachtung aller im Vorstand erfolgten personellen Veränderungen in Abb. 10 zeigt, dass knapp 49 Prozent der Führungskräfte maximal 15 Jahre für die Gesellschaft tätig waren, wobei drei Prozent bereits während des ersten Beschäftigungsjahres ausgeschieden sind. Der prozentuale Anteil der Mandatsträger, die dem Unternehmen zwischen 16 und 30 Jahren angehörten, liegt bei 26 Prozent. Eine mehr als 30-jährige Verweildauer in der Gesellschaft verzeichnen rund 25 Prozent der ausgeschiedenen Vorstandsmitglieder. Im Durchschnitt beträgt die Betriebszugehörigkeit der ausgewechselten Führungskräfte 17 Jahre und liegt damit weit über der durchschnittlichen Dauer der Vorstandszugehörigkeit von acht Jahren.

Die Auswirkungen der Dauer der Unternehmenszugehörigkeit auf die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und auf das Abhängigkeitsverhältnis zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance wird über das logistische Regressionsmodell aus Gleichung (3) mit folgendem Erklärungsterm überprüft:

$$(33) \quad Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(\text{Perf}_{v;1}) + \beta_2(\text{Perf}_{v;1})(\text{Dauer}U_{v; q}) + \beta_3(\text{Dauer}U_{v; q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l \text{Quartal}_l$$

<sup>353</sup> Die Grafik basiert auf den Daten von 529 ausgewechselten Vorstandsmitgliedern.

Bei der Größe *DauerU* handelt es sich um eine dichotome Dummy-Variable, die die betrachteten Vorstandsvorsitzenden nach der Dauer ihrer Betriebszugehörigkeit einer von zwei Gruppen zuordnet. Die für die Kategorisierung relevante Grenze liegt dabei alternativ bei fünf und 20 Jahren.<sup>354</sup> Dementsprechend wird die Dummy-Variable mit dem Wert eins belegt, falls der betrachtete Vorstandschef  $v$  zum Beobachtungszeitpunkt  $q$  seit mehr als fünf bzw. 20 Jahren in der Gesellschaft tätig ist, und beträgt andernfalls null. Über die Untersuchung von zwei Modellsimulationen soll bestimmt werden, ob sich potenzielle Effekte bereits frühzeitig oder erst später zeigen.

### 6.1.2.2 Präsentation der Ergebnisse

In den personenbezogenen empirischen Analysen werden über den Untersuchungszeitraum von 1994 bis 2001 insgesamt 242 Vorstandsvorsitzende betrachtet, von denen 110 ausgewechselt wurden. Da die einzelnen Daten nicht für alle Vorstandschefs vorliegen, variiert die Zahl der Beobachtungen in Abhängigkeit von den untersuchten persönlichen Charakteristika der Mandatsträger.<sup>355</sup> Als Stichprobenbasis fungieren die unbereinigten Daten.<sup>356</sup>

#### 6.1.2.2.1 Alter

Folgende Tabelle gibt einen Überblick über die interessierenden Ergebnisse aus Modell AC, in dem zunächst der Einfluss des Alters auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität untersucht wurde. Die Analyse basiert auf den Angaben von 229 Vorstandsvorsitzenden.<sup>357</sup> Insgesamt erfolgten 3.009 Quartalsbetrachtungen.

---

<sup>354</sup> Für die Kategorisierung der Führungskräfte wird die Dauer der Betriebszugehörigkeit kaufmännisch gerundet.

<sup>355</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die Unvollständigkeit des Datenmaterials zu einem Selection Bias führen kann, der vor allem dann auftritt, wenn die ausgeschlossenen Manager durchweg aus Unternehmen mit einer über- bzw. unterdurchschnittlichen Wertentwicklung stammen. Derartige Auffälligkeiten in der Kursentwicklung sind jedoch in den Gesellschaften, denen die ausgeschlossenen Führungskräfte angehören, nicht erkennbar.

<sup>356</sup> Die unbereinigte Stichprobe wird gewählt, da im Rahmen der personenbezogenen Analysen auch der Einfluss des Alters auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität untersucht wird.

<sup>357</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass für Hubertus Moser und Wolfgang Steinriede, die beide gleichzeitig als Sprecher der Bankgesellschaft Berlin tätig waren, das Durchschnittsalter herangezogen wurde, um eine Doppelzählung der Gesellschaft zu vermeiden.

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·Alter		Alter		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	exp( $\beta_1$ ) [1/exp( $\beta_1$ )]	$\beta_2$ (Wald)	exp( $\beta_2$ ) [1/exp( $\beta_2$ )]	$\beta_3$ (Wald)	exp( $\beta_3$ ) [1/exp( $\beta_3$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
AC	-4,02 (44,46)	-1,22 (9,97)	0,29 [3,45]	0,71 (1,84)	2,03	1,22 (30,70)	3,40	0,099	6,52 (0,60)

Tab. 21: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Alter)<sup>358</sup>

Der signifikant negative  $\beta_1$ -Koeffizient in Höhe von -1,22 verdeutlicht, dass die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze mit abnehmender Unternehmensperformance wie in den vorigen Analysen steigt. Neben der Performance erweist sich die eigenständige Variable *Alter* erwartungsgemäß als signifikanter Einflussfaktor. Der positive Logit-Koeffizient der Altersvariablen in Höhe von 1,22 indiziert, dass die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze deutlich ansteigt, wenn der amtierende Vorstandschef die Altersgrenze von 60 Jahren erreicht hat. Die Interaktionsvariable, über die der indirekte Einfluss des Alters auf die Wechselwahrscheinlichkeit zum Ausdruck kommt, fällt mit einem Wert von 0,71 zwar positiv aus und indiziert damit eine Abschwächung der Performancesensitivität für ältere Manager, allerdings fällt der  $\beta_2$ -Wert auf dem 5%-Niveau nicht signifikant aus. Demnach liegen keine deutlichen Anzeichen dafür vor, dass ältere Unternehmensführer, deren verbleibende Amtszeit aufgrund des fortgeschrittenen Alters ohnehin begrenzt ist, bei einer unterdurchschnittlichen Performance mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit damit rechnen müssen, entlassen zu werden als jüngere Mandatsträger. Die Validität des Gesamtmodells wird durch den Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert in Höhe von 0,099 und die Hosmer-Lemeshow-Statistik, die weit unter dem kritischen Wert liegt, bestätigt.

In einer weiteren Modellsimulation AD erfolgt eine stärker differenzierte Betrachtung der Vorstandsvorsitzenden. Dafür werden die Manager nicht wie in Modell AC in zwei, sondern in vier Gruppen kategorisiert. Die erste Kategorie umfasst Führungskräfte unter 55 Jahren, die zweite Gruppe Vorstandsmitglieder zwischen 55 und 59 Jahren und die dritte Amtsinhaber zwischen 60 und 64 Jahren. Manager ab 65 Jahren werden der vier-

<sup>358</sup> Tab. 59 im Anhang enthält weitere Modellstatistiken für Modell AC. Auf eine Darstellung der Koeffizienten der Quartalsdummies wird bei den personenbezogenen Auswertungen verzichtet, da diese durchweg insignifikant verlaufen.

ten Gruppe zugeordnet. Als Referenzkategorie fungiert in Modell AD die Teilstichprobe der Unternehmenslenker, die zum Beobachtungszeitpunkt jünger als 55 Jahre alt sind.<sup>359</sup> Während der  $\beta$ -Wert der eigenständigen Altersvariable für die Gruppe der 55- bis 59-jährigen Vorstandschefs unter der 5-%-Schranke liegt, erweisen sich die entsprechenden Koeffizienten für die Kategorien der 60- bis 64-jährigen und der über 65-jährigen Vorstandsmitglieder als statistisch signifikant. Die Koeffizienten der Interaktionsvariablen, über die die Auswirkungen des Alters auf die Performancesensitivität gemessen werden, fallen für Mandatsträger mit einem Alter von mindestens 60 Jahren zwar positiv aus, sind jedoch nicht signifikant. Die differenzierte kategoriale Betrachtung unterlegt die Ergebnisse von Modell AC, nach denen es sich bei der Variable *Alter* zwar um einen starken Confounder, jedoch nur um einen schwachen Effect Modifier handelt.

#### 6.1.2.2.2 Dauer der Vorstandszugehörigkeit

Die folgende Tabelle enthält eine Zusammenstellung der relevanten Ergebnisse der Modelle AE und AF, über die der Einfluss der Dauer der Vorstandszugehörigkeit auf die Untersuchungsgrößen überprüft wird. Die Analysen basieren auf den Angaben von 233 Vorstandsvorsitzenden. Insgesamt erfolgten 3.048 Quartalsbetrachtungen. Die für die Kategorisierung der betrachteten Vorstandschefs relevante Verweildauer im Vorstand liegt in Modell AE bei fünf und in Modell AF bei 15 Jahren.

	Konst. $\alpha$ (Wald)	Perf <sub>1</sub> $\beta_1$ (Wald)	$\exp(\beta_1)$ [1/exp( $\beta$ )]	Perf <sub>1</sub> ·DauerV $\beta_2$ (Wald)	$\exp(\beta_2)$ [1/exp( $\beta$ )]	DauerV $\beta_3$ (Wald)	$\exp(\beta_3)$ [1/exp( $\beta$ )]	Pseudo R <sup>2</sup>	HL (Sign.)
AE	-3,64 (35,85)	-0,82 (3,99)	0,44 [2,27]	-0,08 (0,03)	0,92 [1,09]	0,19 (0,69)	1,21	0,055	8,35 (0,40)
AF	-3,57 (36,45)	-0,70 (5,78)	0,50 [2,00]	-1,15 (2,70)	0,32 [3,13]	0,20 (0,57)	1,22	0,059	3,89 (0,87)

Tab. 22: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Vorstandszugehörigkeit)<sup>360</sup>

<sup>359</sup> Die Untersuchungsgleichung und die Ergebnisse von Modell AD sind in Tab. 60 im Anhang dargestellt.

<sup>360</sup> Tab. 61 und Tab. 62 im Anhang enthalten weitere Modellstatistiken für die Modell AE und AF. Bezüglich der im Anhang dargestellten Ergebnisse sei darauf hingewiesen, dass die globale Nullhypothese, nach der alle  $\beta$ -Koeffizienten null betragen, aufgrund der niedrigen LR-Teststatistiken nicht abgelehnt werden kann. Allerdings liegen die Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte, über die ebenfalls eine Modellevaluation möglich ist, auf einem akzeptablen Niveau.

Wie aus der Ergebnisübersicht ablesbar, hat die Adjustierung des Untersuchungsmodells für den Bestimmungsfaktor *DauerV* keine bedeutenden Auswirkungen auf die Beziehung zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance. So fällt der Zusammenhang zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze und der Wertentwicklung des zurückliegenden Jahres auch bei Einbeziehung der Variable *DauerV* signifikant negativ aus. Im Gegensatz zum Alter erweist sich die Verweildauer im Vorstand nicht als statistisch signifikanter Erklärungsfaktor für die Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit. Die  $\beta_3$ -Werte liegen in beiden Modellvarianten unter der 5%-Schranke. Folglich verändert sich die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze nicht mit der Dauer, die der Unternehmenschef dem Vorstand angehört. Der insignifikante Koeffizient der Interaktionsvariablen in Modell AE deutet nicht darauf hin, dass die erwartete Abnahme der Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit für Manager mit einer vergleichsweise langen Amtszeit eintritt. Der negative  $\beta_2$ -Wert aus Modell AF in Höhe von -1,15, der auf dem 10%-Niveau signifikant ist, widerlegt dann endgültig die in der Literatur häufig vertretene These, nach der eine langjährige Vorstandstätigkeit die Mandatsträger bei einer unterdurchschnittlichen Leistung tendenziell vor disziplinierenden Eingriffen des Kontrollgremiums schützt. Die negative Ausprägung des Koeffizienten der Interaktionsvariablen impliziert vielmehr eine Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance mit der Dauer der Vorstandszugehörigkeit. Dementsprechend ist die Wahrscheinlichkeit in einer Krisensituation entlassen zu werden für Unternehmenschefs, die auf eine mehr als 15-jährige Vorstandstätigkeit zurückblicken, deutlich höher als für Mandatsträger, die dem Führungsgremium noch nicht so lange angehören. Diese Beobachtung könnte damit erklärt werden, dass die Kontrolleure Unternehmensführern mit einer langjährigen Vorstandstätigkeit in der gleichen Gesellschaft nicht mehr zutrauen, die Unternehmung erfolgreich aus einer Krise zu führen. Vorstandschefs, die fest in den bestehenden Organisationskulturen verankert sind, zeigen häufig wenig Bereitschaft verkrustete Unternehmensgefüge aufzubrechen und strategische Umstrukturierungen, die für eine nachhaltige Verbesserung der Unternehmenslage erforderlich sind, durchzuführen. Das geringe Vertrauen der Aufsichtsräte in die Reformbereitschaft langjähriger Vorstandsmitglieder führt dazu, dass die Wahrscheinlichkeit, bei einer unterdurchschnittlichen Wertentwicklung abgesetzt zu werden, für Unternehmenschefs mit einer längeren Verweildauer im Vorstand höher ausfällt als für Spitzenführungskräfte, die dem Vorstand noch nicht so lange angehören.



Wie bei der Altersanalyse erfolgt auch in diesem Abschnitt eine stärker differenzierte Betrachtung, bei der die Unternehmensführer in Abhängigkeit von der Verweildauer im Vorstand nicht wie in den Modellen AE und AF in zwei, sondern in vier Kategorien eingeteilt werden. Die erste Gruppe umfasst dabei Vorstandschefs mit einer Vorstandszugehörigkeit von maximal fünf Jahren, die zweite Manager mit einer Verweildauer im Vorstand zwischen sechs und zehn Jahren. Führungskräfte, die auf eine Vorstandstätigkeit zwischen elf und 15 Jahren zurückblicken, werden der dritten Kategorie zugeordnet. Die vierte Gruppe enthält die Vorstandsvorsitzenden, die dem Managementteam zum Beobachtungszeitpunkt länger als 15 Jahre angehören. Als Referenzkategorie fungiert die Gruppe der Vorstandschefs mit einer Amtszeit im Vorstand von maximal fünf Jahren. Die kategoriale Betrachtung in Modell AG bestätigt prinzipiell die Ergebnisse der Modelle AE und AF.<sup>361</sup> So fällt die Turnover-Performance-Beziehung für die Referenzgruppe deutlich negativ aus. Für Vorstandschefs der Gruppe vier mit einer Vorstandszugehörigkeit von mehr als 15 Jahren ist eine Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses erkennbar. Allerdings erweist sich der Koeffizient der Interaktionsvariablen im Unterschied zu Modell AF auf dem 10-%-Niveau nicht als signifikant. Die Koeffizienten der eigenständigen kategorialen Größen und der übrigen Interaktionsvariablen sind ebenfalls durchweg insignifikant.

Die Ergebnisse der Modelle AE bis AG implizieren, dass die Dauer der Vorstandszugehörigkeit keine direkten Auswirkungen auf die Wechselwahrscheinlichkeit hat. Allerdings sind Tendenzen erkennbar, die auf einen indirekten Einfluss der Vorstandszugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit hindeuten. So ist die Gefahr, infolge einer unternehmerischen Schieflage entlassen zu werden, für Unternehmensführer, die dem Vorstand seit mehr als 15 Jahren angehören, tendenziell höher als für Vorstandschefs, die auf eine kürzere Amtszeit im Führungsgremium zurückblicken.

Eine vergleichende Gegenüberstellung der Ergebnisse aus diesem Abschnitt mit den Resultaten der Altersanalysen verdeutlicht, dass das Alter die Wechselwahrscheinlich-

---

<sup>361</sup> Die Untersuchungsgleichung und die Ergebnisse von Modell AG sind in Tab. 63 im Anhang dargestellt.

keit signifikant positiv beeinflusst, während die Vorstandszugehörigkeit keine direkten Auswirkungen auf die Ausprägung der Wechselwahrscheinlichkeit hat. Die Intensität der Turnover-Performance-Relation wird dagegen vom Alter der Vorstandschefs nicht signifikant beeinträchtigt. Allerdings sind Tendenzen für einen Einfluss der Vorstandszugehörigkeit auf die Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses erkennbar. Die unterschiedlichen Ergebnisse der Altersanalysen und der Untersuchungen der Vorstandszugehörigkeit sind in Anbetracht der Tatsache, dass eine lange Vorstandstätigkeit nicht immer mit einem hohen Alter einhergeht und ein hohes Alter nicht implizit auf eine lange Vorstandszugehörigkeit hindeutet, nicht weiter überraschend. Zwischen dem Alter und der Dauer der Vorstandszugehörigkeit liegt keine starke Korrelation vor.<sup>362</sup> Der Korrelationskoeffizient der beiden metrisch skalierten Größen beträgt 0,42.<sup>363</sup> Die Yuleschen Assoziationskoeffizienten (Yule-Q)<sup>364</sup> der nominal skalierten Dummy-Variablen, die anstelle der kontinuierlichen Größen in die Logit-Analysen eingehen, nehmen in Abhängigkeit von der gewählten Kategorisierungsschwelle Werte zwischen 0,46 und 0,68 an.

#### 6.1.2.2.3 Dauer der Unternehmenszugehörigkeit

Die Untersuchungen zu den Auswirkungen der Unternehmenszugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität basieren auf den Daten von 231 Vorstandsvorsitzenden. Insgesamt werden 3.037 Quartalsbetrachtungen durchgeführt. Die folgende Tabelle enthält eine Übersicht über die Ergebnisse der Modelle AH und AI. Die für die Kategorisierung der betrachteten Vorstandschefs relevante Betriebszugehörigkeit liegt in Modell AH bei fünf und in Modell AI bei 20 Jahren.

---

<sup>362</sup> Nach BÜHL/ZÖFEL (2000), S. 303 deuten Korrelationskoeffizienten unter 0,5 auf eine geringe Korrelation hin, Werte zwischen 0,5 und 0,7 indizieren eine mittlere und Koeffizienten über 0,7 eine starke Korrelation.

<sup>363</sup> Dabei handelt es sich um den Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson, mit dem die lineare Abhängigkeit zweier Größen gemessen wird. Vgl. HARTUNG (1995), S. 73-78. Der Korrelationskoeffizient ist mit einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 99 Prozent signifikant.

<sup>364</sup> Für die Bestimmung der gegenseitigen Abhängigkeit von dichotomen Größen eignet sich der Yulesche Assoziationskoeffizient (Yule-Q), der wie der Korrelationskoeffizient nach Bravais-Pearson Werte zwischen -1 und +1 annehmen kann. Vgl. zur Berechnung des Yuleschen Assoziationskoeffizienten HARTUNG (1995), S. 82-83, S. 443-446.

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·DauerU		DauerU		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	$\exp(\beta_1)$ [1/exp( $\beta_1$ )]	$\beta_2$ (Wald)	$\exp(\beta_2)$ [1/exp( $\beta_2$ )]	$\beta_3$ (Wald)	$\exp(\beta_3)$ [1/exp( $\beta_3$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
AH	-3,89 (36,93)	-1,04 (4,88)	0,35 [2,86]	0,16 (0,08)	1,17 [2,78]	0,43 (2,28)	1,54 [1,16]	0,059	8,65 (0,37)
AI	-3,47 (34,27)	-0,63 (4,09)	0,53 [1,89]	-1,01 (2,87)	0,36 [2,78]	-0,11 (0,26)	0,89 [1,16]	0,059	2,71 (0,95)

Tab. 23: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Unternehmenszugehörigkeit)<sup>365</sup>

Die Ergebnisse verdeutlichen, dass das Abhängigkeitsverhältnis zwischen Turnover und Performance auch bei Einbeziehung der Betriebszugehörigkeit als zusätzliche Erklärungsvariable signifikant negativ ausfällt. Während sich der  $\beta_1$ -Koeffizient in Modell AH auf dem 1%-Niveau als signifikant erweist, liegt die Signifikanz des entsprechenden Wertes in Modell AI bei fünf Prozent. Die niedrige Wald-Statistik des Koeffizienten der Interaktionsvariable in Modell AH indiziert, dass sich die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit für Vorstandsvorsitzende, die der Gesellschaft mehr als fünf Jahre angehören, nicht deutlich von dem Wert für Unternehmenschefs mit einer kürzeren Betriebszugehörigkeit unterscheidet. Bei einer Erhöhung der Kategorisierungsschwelle auf 20 Jahre sind allerdings Unterschiede in der Intensität des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance erkennbar. So impliziert der negative  $\beta_2$ -Wert in Höhe von -1,01 in Modell AI eine Intensivierung der Turnover-Performance-Relation für Unternehmensführer mit einer Betriebszugehörigkeit von mehr als 20 Jahren. Demnach muss ein Vorstandschef, der seit mehr als 20 Jahren für das Unternehmen tätig ist, mit einer höheren Wahrscheinlichkeit damit rechnen, bei einer unternehmerischen Schieflage abgesetzt zu werden, als ein Unternehmensführer mit einer kürzeren Betriebszugehörigkeit. Diese Beobachtung steht nicht mit der in Abschnitt 6.1.2.1.3 formulierten Literaturmeinung in Einklang, nach der für Manager eine mehrjährige Bindung an das Unternehmen mit positiven Effekten verbunden ist.

<sup>365</sup> Tab. 64 und Tab. 65 im Anhang enthalten weitere Modellstatistiken für die Modelle AH und AI. Bezüglich der im Anhang dargestellten Ergebnisse sei darauf hingewiesen, dass die globale Nullhypothese, nach der alle  $\beta$ -Koeffizienten null betragen, aufgrund der niedrigen LR-Teststatistiken nicht abgelehnt werden kann. Allerdings liegen die Pseudo-R<sup>2</sup>-Werte, über die ebenfalls eine Modellevaluation möglich ist, auf einem für Logit-Analysen akzeptablen Niveau.

Eine mögliche Erklärung für die Intensivierung der Überwachungsintensität könnte wie im vorigen Abschnitt darin liegen, dass der Aufsichtsrat Unternehmensführern mit einer langen Betriebszugehörigkeit nicht zutraut, notwendige Reformen für eine nachhaltige Verbesserung der Unternehmenslage durchzuführen. Eine zu starke Einbindung in die bestehende Unternehmenskultur verschleiert häufig den Blick für den Ursprung der Probleme. Darüber hinaus ist die Bereitschaft verkrustete Strukturen aufzubrechen und erforderliche Umstrukturierungen durchzuführen bei langjährigen Managern häufig geringer als bei Führungskräften, die dem Unternehmen noch nicht so lange angehören und noch offen für neue Ideen sind. Die Interpretation des Performanceeffektes in Modell AI muss allerdings immer vor dem Hintergrund der schwachen Signifikanz des Koeffizienten der Interaktionsvariable gesehen werden, die lediglich auf dem 10%-Niveau liegt. Ein direkter Einfluss der Dauer der Betriebszugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit ist nicht erkennbar. Die Logit-Koeffizienten der eigenständigen Variablen *DauerU* sind in beiden Untersuchungsmodellen insignifikant.

Die Beobachtungen in den Modellen AH und AI ähneln den Ergebnissen des vorigen Abschnitts, in dem der Einfluss der Dauer der Vorstandszugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität untersucht wurde. Beide Merkmale wirken sich nicht direkt auf die Höhe der Wechselwahrscheinlichkeit aus. Allerdings gehen sowohl von der Vorstands- als auch von der Betriebszugehörigkeit indirekte Effekte über die Performance auf die Wechselwahrscheinlichkeit aus. Eine mehrjährige Vorstandszugehörigkeit führt genau wie eine langjährige Betriebszugehörigkeit zu einer Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance. Die Ergebnisübereinstimmungen sind aufgrund der starken positiven Korrelation zwischen den beiden personenbezogenen Untersuchungsgrößen nicht weiter überraschend.<sup>366</sup>

In einer weiteren Modellmodifikation AJ erfolgt wie in den vorigen Abschnitten eine stärker differenzierte Betrachtung, bei der die Unternehmenschefs in Abhängigkeit von ihrer Betriebszugehörigkeit nicht in zwei, sondern in vier Kategorien gruppiert werden.

---

<sup>366</sup> Die Yuleschen Assoziationskoeffizienten der Dummy-Variablen *DauerV* und *DauerU* liegen stets über 0,80.

Die erste Kategorie umfasst Mandatsträger mit einer Verweildauer im Unternehmen von maximal fünf Jahren, in der zweiten Gruppe befinden sich Manager mit einer Unternehmenszugehörigkeit zwischen sechs und zehn Jahren und in der dritten Kategorie Führungskräfte, die zwischen elf und 20 Jahren für die Gesellschaft tätig sind. Der vierten Gruppe werden die Unternehmenslenker mit einer mehr als 20-jährigen Betriebszugehörigkeit zugeordnet. Als Referenzkategorie fungiert die Gruppe der Unternehmensführer mit einer Betriebszugehörigkeit von maximal fünf Jahren. Die Ergebnisse von Modell AJ indizieren für die Referenzkategorie eine signifikant negative Beziehung zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance, die sich auch in den übrigen Gruppen nicht deutlich verändert.<sup>367</sup> Die Koeffizienten der Interaktionsvariablen, die die Auswirkungen der Betriebszugehörigkeit auf die Performancesensitivität angeben, fallen bei Zugrundelegung einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 95 Prozent durchweg insignifikant aus. Der  $\beta$ -Wert der Interaktionsvariable für die Gruppe vier indiziert mit einem Wert von -0,59 zwar wie in Modell AI eine Intensivierung der Turnover-Performance-Sensitivität für Vorsitzende, die dem Unternehmen seit mehr als 20 Jahren angehören, allerdings erweist sich der Koeffizient in Modell AJ auf dem 10-%-Niveau nicht mehr als signifikant. Die Koeffizienten der eigenständigen kategorialen Größen, über die der direkte Einfluss der Betriebszugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit gemessen wird, sind durchweg insignifikant.

Es bleibt abzuwarten, inwieweit sich die in der vorliegenden Studie beobachtete Tendenz, nach der die Wahrscheinlichkeit in einer Krisensituation abgesetzt zu werden für Unternehmenschefs mit einer vergleichsweise langen Betriebszugehörigkeit höher ausfällt als für Vorstandsvorsitzende, die dem Unternehmen noch nicht so lange angehören, in zukünftigen Studien bestätigen lässt.

---

<sup>367</sup> Vgl. für eine Darstellung der Untersuchungsgleichung sowie der Ergebnisübersicht für Modell AJ Tab. 66 im Anhang. Bezüglich der im Anhang dargestellten Ergebnisse sei darauf hingewiesen, dass die LR-Teststatistik in Modell AR nicht zu einer Ablehnung der globalen Nullhypothese, nach der alle  $\beta$ -Koeffizienten null betragen, führt. Allerdings liegt der Pseudo-R<sup>2</sup>-Wert, über den ebenfalls eine Modellevaluation möglich ist, auf einem akzeptablen Niveau.

## 6.1.2.2.4 Multivariate Analysen

In diesem Abschnitt erfolgt eine Präsentation der Ergebnisse der multivariaten Untersuchungen, in denen die personenbezogenen Variablen simultan betrachtet werden. Zunächst werden die Auswirkungen der beiden personenbezogenen Variablen *Alter* und *DauerV* auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität gleichzeitig analysiert. Die folgende Tabelle enthält die Ergebnisse der multiplen Analysen, wobei der kritische Wert für die Kategorisierung der Unternehmenschefs nach der Vorstandszugehörigkeit in Modell AK fünf Jahre und in Modell AL 15 Jahre beträgt. Die Altersgrenze liegt bei 60 Jahren.

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·Alter		Perf <sub>1</sub> ·DauerV		Alter		DauerV		Pseudo	HL
	$\alpha$	$\beta_1$	exp( $\beta_1$ )	$\beta_2$	exp( $\beta_2$ )	$\beta_3$	exp( $\beta_3$ )	$\beta_4$	exp( $\beta_4$ )	$\beta_5$	exp( $\beta_5$ )	R <sup>2</sup>	(Sign.)
	(Wald)	(Wald)		(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]	(Wald)	[1/exp( $\beta$ )]		
AK	-3,94 (40,88)	-1,03 (4,37)	0,36 [2,78]	0,71 (1,79)	2,03	-0,28 (0,26)	0,76 [1,32]	1,26 (30,09)	3,51	-0,13 (0,29)	0,87 [1,15]	0,099	4,53 (0,81)
AL	-3,99 (43,49)	-1,04 (6,84)	0,35 [2,86]	0,82 (2,22)	2,26	-1,15 (4,15)	0,22 [4,55]	1,29 (30,62)	3,63	-0,31 (1,16)	0,74 [1,35]	0,104	2,82 (0,95)

Tab. 24: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Alter/Vorstandszugehörigkeit)<sup>368</sup>

Die Ergebnisse der multiplen Analysen entsprechen weitgehend den Beobachtungen der univariaten Untersuchungen. So fällt der Einfluss des Alters auf die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze sowohl in Modell AK als auch in Modell AL signifikant positiv aus. Die Koeffizienten der Variable *Alter* betragen 1,26 respektive 1,29. Die  $\beta_3$ -Werte der Interaktionsvariablen (*Perf<sub>1</sub>*)·(*DauerV*) liegen in beiden Modellvarianten unter null und indizieren damit eine Intensivierung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance für Vorstandschefs mit einer vergleichsweise langen Vorstandszugehörigkeit. Dabei fällt jedoch lediglich der  $\beta_3$ -Wert in Modell AL, in dem die Schwelle für die Kategorisierung der Unternehmenschefs bei 15 Jahren liegt, signifikant aus. Im Unterschied zur univariaten Analyse, in der der entsprechende Wert lediglich bei Zugrundelegung einer Irrtumswahrscheinlichkeit von zehn Prozent signifikant ist, erweist sich der  $\beta_3$ -Wert in Modell AL auf dem 5%-Niveau als signifikant. Die Koeffizienten der übrigen personenbezogenen Größen weisen durchweg keine Signifikanzen aus.

<sup>368</sup> Tab. 67 und Tab. 68 im Anhang enthalten neben den Untersuchungsgleichungen weitere Modellstatistiken für die Modelle AK und AL.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass die Ergebnisse der multiplen Analysen die Beobachtungen der univariaten Untersuchungen bestätigen. Demnach ist die Wahrscheinlichkeit abgesetzt zu werden, für Unternehmensführer ab einem Alter von 60 Jahren deutlich höher als für jüngere Amtsinhaber. Bei einer unterdurchschnittlichen Performance müssen Vorstandsvorsitzende mit einer Vorstandstätigkeit von mehr als 15 Jahren mit einer höheren Wahrscheinlichkeit damit rechnen ausgewechselt zu werden als Spitzenführungskräfte, die dem Führungsgremium noch nicht so lange angehören.

In den Modellen AM und AN werden die Auswirkungen der Variablen *DauerU* und *Alter* auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität simultan betrachtet. Die Ergebnisse der Untersuchungen sind in folgender Tabelle zusammengefasst:

	Konst.	Perf <sub>1</sub>		Perf <sub>1</sub> ·Alter		Perf <sub>1</sub> ·DauerU		Alter		DauerU		Pseudo	HL
	$\alpha$ (Wald)	$\beta_1$ (Wald)	exp( $\beta_1$ ) [3,57]	$\beta_2$ (Wald)	exp( $\beta_2$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_3$ (Wald)	exp( $\beta_3$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_4$ (Wald)	exp( $\beta_4$ ) [1/exp( $\beta$ )]	$\beta_5$ (Wald)	exp( $\beta_5$ ) [1/exp( $\beta$ )]	R <sup>2</sup>	(Sign.)
AM	-4,16 (41,72)	-1,26 (5,09)	0,28 [3,57]	0,71 (1,83)	2,03	0,19 (0,41)	1,21	1,19 (28,33)	3,30	0,19 (0,41)	1,21	0,100	2,66 (0,95)
AN	-3,91 (41,58)	-0,93 (5,14)	0,39 [2,56]	0,74 (1,86)	2,09	-1,10 (3,17)	0,33 [3,03]	1,30 (32,58)	3,69	-0,42 (1,16)	0,66	0,105	6,77 (0,56)

Tab. 25: Ergebnisse der personenbezogenen Auswertungen (VV/Alter/Betriebszugehörigkeit)<sup>369</sup>

Die Resultate der multiplen Regressionen AM und AN entsprechen ebenfalls weitgehend den Ergebnissen der univariaten Betrachtungen. So erweist sich die Variable *Alter* als signifikant positiver Einflussfaktor. Der Koeffizient der Interaktionsvariable (*Perf<sub>1</sub>*)·(*DauerV*) fällt negativ aus, sofern die Grenze für die Kategorisierung der Vorstandsmitglieder auf 20 Jahre festgesetzt wird. Die Signifikanz des  $\beta_3$ -Werts liegt dabei wie in dem univariaten Modell auf dem 10-%-Niveau. Die Koeffizienten der übrigen personenbezogenen Variablen sind durchweg insignifikant.

<sup>369</sup> Tab. 69 und Tab. 70 im Anhang enthalten neben den Untersuchungsgleichungen weitere Modellstatistiken für die Modelle AM und AN.

Die Ergebnisse der Modelle AM und AN bestätigen die Beobachtungen der univariaten Untersuchungen. Demnach erhöht sich die Wahrscheinlichkeit ausgewechselt zu werden mit dem Alter der Unternehmenschefs. Außerdem müssen Vorstandsvorsitzende mit einer Betriebszugehörigkeit von mehr als 20 Jahren mit einer höheren Wahrscheinlichkeit damit rechnen in Krisensituationen ausgewechselt zu werden als Spitzenführungskräfte, die dem Unternehmen noch nicht so lange angehören.<sup>370</sup>

Auf eine simultane Betrachtung der Auswirkungen der Vorstandszugehörigkeit und der Betriebszugehörigkeit auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität wird verzichtet, da zwischen den beiden Größen starke gegenseitige Abhängigkeiten bestehen.<sup>371</sup>

### 6.1.3 Resümee und Implikationen

Die Turnover-Performance-Analysen zeigen, dass die Aktienkursentwicklung die Wechselwahrscheinlichkeit unabhängig von den einbezogenen Erklärungsvariablen signifikant negativ beeinflusst. Dabei fallen die Wechselwahrscheinlichkeiten und die Ausprägungen der Performancesensitivität allerdings durchweg sehr gering aus. Die Untersuchungsergebnisse unterstreichen die in der Öffentlichkeit geäußerte Kritik an der Effizienz deutscher Aufsichtsräte. Die Kontrolleure sollten in ihrer Funktion als Vertreter der Anteilseigner der Aktienkursentwicklung eine bedeutendere Rolle bei der Evaluierung der Leistung der Vorstandsmitglieder beimessen. Bei einer deutlichen Vermögensvernichtung sind frühzeitig personelle Konsequenzen nötig, um weitere Schäden für die Anteilseigner zu verhindern. Den statistischen Ergebnissen zufolge reagieren die Überwachungsträger auf unterdurchschnittliche Leistungen meist jedoch nicht vehement genug. Der Aufsichtsrat sollte bei einer gewissenhaften Ausübung seiner Tätigkeit den gegenüber den Anteilseignern bestehenden Informationsvorsprung nutzen, um erfolglose Manager frühzeitig zu identifizieren und gegebenenfalls auszuwechseln.

---

<sup>370</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass die eigenständigen Größen *DauerV* und *DauerU* auch dann nicht signifikant ausfallen, wenn auf die Einbeziehung der Interaktionsvariablen verzichtet wird. Demnach hat die Berücksichtigung insignifikanter Interaktionsvariablen in den Untersuchungsmodellen keinen Einfluss auf die Aussagekraft der eigenständigen Größen.

<sup>371</sup> Vgl. Abschnitt 6.1.2.2.3. Allzu starke Interdependenzen zwischen den Erklärungsvariablen beeinträchtigen die Genauigkeit der Schätzung und können zu erheblichen Verzerrungen der Untersuchungsergebnisse führen. Vgl. dazu auch die Ausführungen in Abschnitt 5.4.1.2.



Eine der wirksamsten Möglichkeiten die verzerrten Anreizstrukturen, denen die Kontrolleure zu häufig unterliegen, aufzubrechen, besteht sicherlich in einer drastischen Verschärfung der Haftung der Aufsichtsräte. Dies könnte beispielsweise durch eine Erleichterung der Durchsetzung von Regressansprüchen gegenüber den Aufsichtsratsmitgliedern erreicht werden.<sup>372</sup> Für die Kontrolleure muss eine ernstzunehmende Gefahr bestehen, dass Pflichtverletzungen aufgedeckt und die aus den Sorgfaltsmissachtungen resultierenden Sanktionen geltend gemacht werden. Die Strafen müssen dabei hinreichend hoch ausfallen.<sup>373</sup> Die Klagebereitschaft der Anleger sollte gleichzeitig durch eine Verminderung des Prozesskostenrisikos und einer Herabsetzung der Klageschwellen erhöht werden. Vorschläge zur Klageerleichterung enthält das zum 1. November 2005 in Kraft tretende Gesetz zur Unternehmensintegrität und Modernisierung des Anfechtungsrechts (UMAG). Danach soll ein Aktienbesitz von einem Prozent des Grundkapitals oder mit einem anteiligen Wert am Grundkapital von 100.000 € für die Einreichung von Haftungsklagen ausreichen. Allerdings ist die Klageerhebung von einer besonderen Zulassung durch das Prozessgericht abhängig. Durch ein derartiges Klagezulassungsverfahren ist es auch weiterhin faktisch möglich, die Klagerechte der Aktionäre weitgehend zu beschneiden.<sup>374</sup>

Eine weitere Möglichkeit die Qualität der Managementüberwachung zu erhöhen, besteht in der Verbesserung der Transparenz der internen Kontrolltätigkeit. Transparenzsteigerungen könnten durch die Einführung von Systemen zur Messung der Kontrollleistung erreicht werden, die auf objektiven Kriterien beruhen und aus externer Sicht nachvollziehbar sind. Die Qualitätsbeurteilung könnte beispielsweise anhand des von den Aufsichtsräten praktizierten Absetzungsmechanismus erfolgen. Für eine leistungsbezogene Evaluation sind allerdings nationale oder internationale Vergleichsgrößen notwendig, die den Anlegern zumindest bisher in den meisten Fällen nicht vorliegen.

---

<sup>372</sup> Vgl. dazu etwa WENGER (1997), S. 58-59.

<sup>373</sup> Neben reinen Geldstrafen sollten weitere strafrechtliche Konsequenzen festgelegt werden, da in jüngster Zeit von den Gesellschaften zunehmend Directors & Officers (D&O) Haftpflicht-Versicherungen abgeschlossen werden, die die von reinen Geldstrafen ausgehende Anreizwirkung abschwächen; vgl. dazu auch MÜNSTER (2001), S. 87.

<sup>374</sup> Weitere Vorschläge zur Verbesserung der Klagerechte für die Aktionäre werden zurzeit auch innerhalb der Cromme-Kommission diskutiert; vgl. dazu O. V. (2003D).

Ob und gegebenenfalls inwieweit zur Verbesserung der Aufsichtsrats-tätigkeit notwendige Änderungen der gesetzlichen Rahmenbedingungen zukünftig von der Bundesregierung durchgeführt werden, bleibt abzuwarten.

## **6.2 Untersuchung der Kurseffekte**

Nach den bisherigen Untersuchungen, in denen analysiert wurde, inwieweit die Performance die Wahrscheinlichkeit für einen Managementwechsel bedingt, befassen sich die folgenden Ausführungen mit der Analyse potenzieller Kurseffekte, die infolge von Wechselankündigungen auftreten. Die Kursanalysen erfolgen nach der Event-Study Methode. Bei Event-Studies wird die halbstarre Informationseffizienz des Kapitalmarktes unterstellt, nach der alle öffentlich verfügbaren Informationen im Kurs eskomptiert sind.<sup>375</sup> Abnormale Kurseffekte verdeutlichen den Informationsgehalt des untersuchten Ereignisses für den Kapitalmarkt.

Bezüglich der erwarteten Richtung potenzieller Kurseffekte im Umfeld von Vorstandswechseln sind ex-ante keine eindeutigen Aussagen möglich. Falls die von dem Wechsel betroffenen Vorstandsmitglieder in der Vergangenheit durch schlechte Leistungen auffielen, ist anzunehmen, dass die Wechselankündigung von den Kapitalmarktteilnehmern als positive Information gewertet wird und zu deutlichen Kurszuwächsen führt.<sup>376</sup> Andererseits könnten die Anleger in einem Vorstandswechsel jedoch auch ein Signal dafür sehen, dass die Leistung des amtierenden Managements schlechter ausfällt als bisher erwartet. In diesem Fall führt die Eskomptierung der neuen Informationslage zu deutlichen Kursabschlägen. Aufgrund der Unsicherheit bezüglich der erwarteten Richtung potenzieller Kurseffekte erfolgt, in Anlehnung an amerikanische Studien, in den Kursanalysen ein zweiseitiger Test. Die zu testende Nullhypothese lautet dabei wie folgt: Um den Tag der Ankündigung (AT) eines Wechsels im Vorstand treten keine abnormalen Renditen auf.

---

<sup>375</sup> FAMA (1970), S. 383 untergliedert die Informationseffizienz von Kapitalmärkten in eine schwache, in eine halbstarre und in eine strenge Form. Während bei der schwachen Informationseffizienz nur historische Preise im Kurs verarbeitet sind, reflektiert der Kurs bei strenger Informationseffizienz alle Informationen über die Gesellschaft, also beispielsweise auch Insiderwissen.

<sup>376</sup> Die Höhe der Wertsteigerungseffekte hängt dabei sicherlich auch davon ab, ob es dem Aufsichtsrat gelingt, fähige Nachfolger für die ausgewechselte Führungskraft zu finden.

Als Untersuchungsbasis fungieren die Wechsel, die während des Zeitraums von 1994 bis 2001 in den Stichprobenunternehmen<sup>377</sup> erfolgten, wobei jene Fälle ausgeschlossen werden, bei denen mit der Wechselankündigung weitere kursrelevante Informationen veröffentlicht wurden.<sup>378</sup> Zur besseren Extraktion potenzieller Effekte werden neben der Gesamtstichprobe die beiden Teilgruppen *Performance* und *Junge Wechsel* gesondert betrachtet. Die Teilstichprobe *Performance* umfasst dabei diejenigen Fälle, bei denen im Vorfeld der Wechselankündigung über den Zeitraum von [AT<sub>-150</sub>; AT<sub>-21</sub>] die marktbereinigte Unternehmensperformance negativ ausfällt. Die separate Untersuchung dieser Gruppe basiert auf der Annahme, dass bei den „Underperformern“ die Auswirkungen unternehmenspolitischer Fehlentscheidungen bereits größtenteils eskomptiert sind. Personelle Veränderungen auf der Chefetage zielen darauf ab, den Abwärtstrend zu stoppen, und sollten damit überwiegend positive Effekte induzieren. In der Teilstichprobe *Junge Wechsel* werden lediglich die Wechsel von denjenigen Managern betrachtet, die zum Zeitpunkt der Wechselankündigung jünger als 62 Jahre alt waren.<sup>379</sup> Die Kategorisierung der Wechsel nach dem Alter der ausgewechselten Führungskräfte, die bereits bei den Turnover-Performance-Analysen im ersten Untersuchungsabschnitt durchgeführt wurde, ermöglicht zumindest eine approximative Differenzierung der freiwilligen von den unfreiwilligen Wechseln. Es ist zu erwarten, dass die Effekte im Umfeld der Ankündigung unfreiwilliger, performancebedingter Wechsel im Vergleich zur Betrachtung aller Wechsel stärker ausfallen. Die Gefahr einer Verwässerung der Ergebnisse ist in den beiden Teilstichproben *Performance* und *Junge Wechsel* tendenziell geringer als in der Gesamtstichprobe.

Zur Analyse der Kurseffekte wird das marktbereinigte Modell herangezogen.<sup>380</sup> Als Proxy für das unbeobachtbare Marktportfolio fungiert der DAX100.<sup>381</sup> Bei Stichprobenunternehmen mit mehr als einer gehandelten Aktiengattung wird jeweils der liquide, im Index enthaltene Titel herangezogen. Die täglichen Kursdaten stammen, soweit verfügbar, von der Karlsruher Kapitalmarktdatenbank.<sup>382</sup> Fehlende Kursdaten wurden

---

<sup>377</sup> Dabei werden wie in den vorigen Analysen nicht alle Unternehmen über den gesamten Untersuchungszeitraum betrachtet. Vgl. zur Zusammensetzung der Stichprobe Tab. 28 im Anhang.

<sup>378</sup> Die Bereinigung erfolgt, um potenzielle Verzerrungen der Ergebnisse durch den Einfluss anderer Unternehmensereignisse zu vermeiden.

<sup>379</sup> Ausgewechselte Vorstandsmitglieder, für die das Alter nicht vorliegt, werden nicht berücksichtigt.

<sup>380</sup> Vgl. für eine Beschreibung des marktberinigten Modells die Ausführungen in Abschnitt 5.4.2.

<sup>381</sup> Vgl. zum DAX100 FN 151.

<sup>382</sup> Dabei handelt es sich um Kassakurse.

der Börsenzeitung entnommen. In den folgenden Kursanalysen werden die abnormalen Renditen über unterschiedliche Zeitfenster um den Ankündigungstag ermittelt. Um „Verschmutzungen“ potenzieller Ankündigungseffekte durch den Einfluss anderer bewertungsrelevanter Informationen möglichst zu vermeiden, liegt das Hauptaugenmerk der Analyse auf dem Zeitfenster von  $\pm 10$  Börsentagen um den Ereignistag. Dieser Zeitraum wird in eine Vor-, eine Ereignis- und eine Nachperiode untergliedert, wobei die Ereignisperiode das Zeitfenster von  $\pm 5$  Handelstagen um den AT umfasst. Die Überprüfung der Signifikanz der Ergebnisse erfolgt über den t-Test und den parameterfreien Vorzeichen-Rangtest von Wilcoxon.<sup>383</sup>

Im Folgenden werden zunächst die Kursreaktionen im Umfeld von Wechseln der Vorstandsvorsitzenden untersucht, bevor alle im Vorstand erfolgten Wechsel in die Analysen einbezogen werden. Die Ergebnistabellen enthalten neben den abnormalen Renditen und den Teststatistiken die Anzahl der untersuchten Wechsel.

## 6.2.1 Präsentation der Auswertungen

### 6.2.1.1 Vorstandsvorsitz

Tab. 26 enthält eine Übersicht über die abnormalen Renditen, die im Umfeld der Ankündigungen von Wechseln auf der Position des Vorstandsvorsitzenden auftreten. Die Werte der t-Statistiken und der Anteil der negativen Aktienrenditen sind dabei grau unterlegt, wenn die Nullhypothese bei einem zweiseitigen Test auf einem Signifikanzniveau von fünf Prozent abgelehnt werden kann. Bei einer Ablehnung auf dem 1%-Niveau werden die Teststatistiken in weißer Schrift auf schwarzem Grund dargestellt.

---

<sup>383</sup> Vgl. zu den beiden Testverfahren Abschnitt 5.4.2.

	Stichprobe Stichprobengröße		Gesamtstichprobe 105			Junge Wechsel 74			Performance 71		
	Teilperiode x	y	neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert
Gesamtperiode	-10	10	67%	-0,0242	-1,87	64%	-0,0221	-1,28	66%	-0,0289	-1,67
Vorankündigungsperiode	-10	-6	58%	-0,0090	-1,29	57%	-0,0099	-0,92	68%	-0,0208	-2,19
Ankündigungsperiode	-5	5	62%	-0,0101	-0,14	65%	-0,0109	-0,95	59%	-0,0026	-0,22
	-5	-1	63%	-0,0025	-0,32	64%	-0,0018	-0,17	62%	-0,0007	-0,07
	-1	-1	52%	-0,0004	-0,14	51%	0,0017	0,44	54%	0,0008	0,19
	0	0	48%	-0,0007	-0,21	45%	-0,0015	-0,32	49%	-0,0014	-0,31
	0	1	48%	0,0008	0,15	50%	0,0004	0,05	48%	0,0016	0,23
	0	5	61%	-0,0075	-0,93	61%	-0,0091	-0,85	56%	-0,0019	-0,17
Nachankündigungsperiode	6	10	55%	-0,0051	-0,99	51%	-0,0041	-0,59	58%	-0,0056	-0,80

**Tab. 26: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode I (VV)**<sup>384</sup>

Die Ergebnisübersicht verdeutlicht, dass zwischen den einzelnen Stichproben keine deutlichen Unterschiede bezüglich der Ausprägung der abnormalen Renditen vorliegen. Bei Betrachtung des gesamten Untersuchungszeitraumes von  $\pm 10$  Tagen um den AT fallen die Kursreaktionen in allen drei Untersuchungsgruppen negativ aus. In der Gesamtstichprobe sinkt der Aktienkurs um -2,39 Prozent<sup>385</sup>, in der Teilstichprobe *Junge Wechsel* beträgt der Rückgang -2,19 Prozent und in der Teilgruppe *Performance* -2,85 Prozent. Während der Vorankündigungsperiode liegen die DKAR in allen drei Gruppen unter null. Signifikant ist dabei lediglich der Wert in der Untergruppe *Performance*, der mit 2,10 Prozent auch am deutlichsten ausfällt. Die starke Kursreaktion in der Gruppe *Performance* ist in Anbetracht der Zusammensetzung der Teilstichprobe nicht weiter überraschend. Die negative Kursentwicklung in der Vorankündigungsperiode steht im Einklang mit den Ergebnissen der Turnover-Performance-Analysen aus Abschnitt 6.1, in denen ein negativer Zusammenhang zwischen der Wechselwahrscheinlichkeit und der vergangenen Performance nachgewiesen wurde. In den kurzfristigen Zeitfenstern um den Tag der Wechselankündigung sind durchweg keine signifikanten Effekte erkennbar. Weder in dem Zeitfenster  $[AT_0; AT_{+1}]$  noch in der Periode  $[AT_0; AT_{+5}]$  weichen die abnormalen Renditen nennenswert von dem unter normalen Umständen, ohne Eintritt des Ereignisses zu erwartenden Wert null ab. In der Nachankündigungsperiode ver-

<sup>384</sup> Vgl. für eine ausführliche Ergebnisübersicht Tab. 71 im Anhang.

<sup>385</sup> Es sei darauf hingewiesen, dass es sich bei den in der Tabelle dargestellten Werten um kumulierte logarithmierte Renditen handelt. Zur Bestimmung der tatsächlichen Kurseffekte erfolgt im Textteil eine Delogarithmierung der berechneten DKAR.

laufen die abnormalen Renditen durchweg negativ.<sup>386</sup> Die negativen abnormalen Renditen erweisen sich allerdings nicht als signifikant.

Die Ergebnisse der Kursanalysen implizieren, dass ein Wechsel an der Führungsspitze im Durchschnitt über alle analysierten Gesellschaften keine deutlichen Kurseffekte induziert. Die Beobachtungen in der Gesamtstichprobe sind dabei sicherlich zum Teil auf die aus der Durchschnittsbetrachtung resultierende Ergebnisverwässerung zurückzuführen.<sup>387</sup> Allerdings führt auch die gesonderte Betrachtung der Teilstichproben *Junge Wechsel* und *Performance* nicht zur Aufdeckung signifikanter Effekte. Gerade in der Teilstichprobe *Performance* sind die schwachen Kursreaktionen in Anbetracht der deutlichen Vermögensvernichtung im Vorfeld der Wechselankündigung, die über den Zeitraum [AT<sub>-150</sub>; AT<sub>-21</sub>] im Schnitt bei -23,18 Prozent liegt, auffallend. Die ausbleibenden Kurseffekte infolge der Ankündigungen von Vorstandswechseln reflektieren das geringe Vertrauen der Marktteilnehmer in die Personalentscheidungen der Aufsichtsräte. Anzeichen für eine Verzerrung der Ergebnisse durch die Einbeziehung freiwilliger Rücktritte, deren Eliminierung aufgrund der unzureichenden Informationspolitik der Unternehmen nicht möglich ist, sind nicht erkennbar. Auch die approximative Differenzierung zwischen unfreiwilligen und freiwilligen Wechseln in der Teilstichprobe *Alter* führt nicht zu einer Verstärkung der abnormalen Renditen. Eine mögliche Erklärung für die schwachen Ankündigungseffekte könnte auch darin liegen, dass häufig bereits lange vor der offiziellen Bekanntgabe über personelle Veränderungen im Management diskutiert wird. Derartige Spekulationen werden graduell im Kurs verarbeitet. Da sich die Geschwindigkeit der Informationsdiffusion dabei von Wechsel zu Wechsel unterscheidet, sind potenzielle Effekte bei einer Durchschnittsbetrachtung nicht erkennbar.

Die Ergebnisse der Kursanalysen ähneln den Resultaten diverser Studien für den amerikanischen Markt. So beobachten WARNER/WATTS/WRUCK (1988) im Vorfeld der Ankündigung von CEO-Wechseln negative abnormale Renditen.<sup>388</sup> Am Tag der Bekanntgabe eines Führungswechsels können die drei Autoren keine signifikanten Effekte

---

<sup>386</sup> Auch bei einer Ausdehnung der Nachankündigungsperiode auf einen Zeitraum von zwei Monaten fallen die abnormalen Renditen in allen drei Gruppen negativ aus.

<sup>387</sup> Wenn einige Wechsel von den Kapitalmarktteilnehmern positiv aufgenommen werden und andere negativ, sind bei einer Durchschnittsbetrachtung keine deutlichen Effekte in eine Richtung erkennbar.

<sup>388</sup> Vgl. für eine zusammenfassende Darstellung der Studien für den amerikanischen Markt Abschnitt 4.1.

nachweisen. Bei WEISBACH (1988) treten infolge der Ankündigung von Managementwechseln zwar signifikant positive abnormale Renditen auf, die mit Werten unter einem Prozent allerdings sehr gering ausfallen. Bei DENIS/DENIS (1995) verlaufen die kumulierten Renditen im Vorfeld der Ankündigung wie in der vorliegenden Studie negativ. Die Ankündigung eines Wechsels an der Unternehmensspitze induziert lediglich schwach ausgeprägte Kurseffekte. Am Tag der Wechselbekanntgabe liegt die abnormale Rendite beispielsweise bei 0,1 Prozent.

### 6.2.1.2 Gesamtvorstand

Die Ergebnisse der Kursanalysen für den Gesamtvorstand, bei denen alle Wechsel im Vorstand betrachtet wurden, sind in folgender Tabelle zusammengefasst.

	Stichprobe Stichprobengröße		Gesamtstichprobe 586			Junge Wechsel 460			Performance 368		
	Teilperiode x	Teilperiode y	neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert
Gesamtperiode	-10	10	60%	-0,0173	-3,76	59%	-0,0272	-4,10	60%	-0,0190	-3,10
Vorankündigungsperiode	-10	-6	55%	-0,0068	-2,95	56%	-0,0119	-3,55	57%	-0,0094	-3,01
Ankündigungsperiode	-5	5	55%	-0,0068	-1,94	57%	-0,0124	-2,43	60%	-0,0071	-1,47
	-5	-1	57%	-0,0071	-2,21	57%	-0,0107	-2,10	60%	-0,0092	-1,93
	-1	-1	53%	-0,0017	-0,93	53%	-0,0027	-0,95	52%	-0,0021	-0,77
	0	0	46%	0,0022	1,62	47%	0,0017	0,80	47%	0,0021	1,09
	0	1	49%	0,0008	0,39	48%	0,0001	0,02	50%	0,0004	0,15
	0	5	51%	0,0003	0,10	52%	-0,0018	-0,40	51%	0,0021	0,49
Nachankündigungsperiode	6	10	51%	-0,0038	-1,73	50%	-0,0029	-1,06	51%	-0,0025	-0,98

Tab. 27: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode I (GV)<sup>389</sup>

Wie in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden treten über die Gesamtperiode in allen drei Untersuchungsgruppen negative Kurseffekte auf, die jedoch im Unterschied zu den Ergebnissen des vorigen Abschnitts unabhängig von dem gewählten Testverfahren mit

<sup>389</sup> Vgl. für eine ausführliche Ergebnisübersicht Tab. 72 im Anhang.

einer Sicherheitswahrscheinlichkeit von 99 Prozent signifikant sind. In der Gesamtstichprobe beträgt die abnormale Rendite über den gesamten Analysezeitraum -1,72 Prozent, in den Teilstichproben *Junge Wechsel* und *Performance* liegen die entsprechenden Werte bei -2,68 und -1,88 Prozent. Während der Vorankündigungsperiode werden durchweg negative Renditen beobachtet, die in der Teilstichprobe *Junge Wechsel* mit -1,18 Prozent am deutlichsten ausfallen. Am Tag der Wechselankündigung sind in allen drei Untersuchungsgruppen positive Effekte erkennbar, die mit rund 0,2 Prozent jedoch nur sehr schwach ausgeprägt sind. Signifikant ist dabei, bei Zugrundelegung des Vorzeichen-Rangtests von Wilcoxon, lediglich der Wert in der Gesamtstichprobe. Während der Nachankündigungsperiode verlaufen die abnormalen Renditen durchweg negativ, allerdings ohne erkennbare Signifikanzen.

Zusammenfassend ist festzustellen, dass auch bei Betrachtung aller im Vorstand erfolgten Wechsel keine deutlichen Kurseffekte infolge einer personellen Veränderung im Vorstand erkennbar sind. Während am Ankündigungstag kurzfristig schwache positive Kursreaktionen auftreten, vermag die Bekanntgabe eines Wechsels die Talfahrt der Kurse der betrachteten Gesellschaften nicht zu stoppen. Die geringen Abweichungen der in den Teilstichproben *Junge Wechsel* und *Performance* beobachteten Ergebnisse von den Resultaten der Gesamtstichprobe deuten darauf hin, dass weder das Alter der ausgewechselten Führungskräfte noch die Performance, die vor dem Wechsel gemessen wird, die Höhe der Renditeeffekte um den Ankündigungstag signifikant beeinflussen.



## 7 Zusammenfassung und Ausblick

Die vorliegende Arbeit befasst sich mit der empirischen Untersuchung der Effizienz deutscher Aufsichtsräte. Dabei interessiert primär die Frage, in welchem Maß die Kontrolleure ihrer Überwachungspflicht nachkommen.

Zur Annäherung an diese Fragestellung erfolgt zunächst eine Einführung in die theoretischen Aspekte der Managementüberwachung. Dabei wird ausführlich auf die in Publikumsaktiengesellschaften auftretende Agency-Problematik eingegangen, deren Ursache in der Trennung von Eigentums- und Leitungsbefugnissen liegt. Die Eigentümer übertragen als Prinzipale die Verwaltung ihres Vermögens auf angestellte Manager als Agenten, denen diskretionäre Entscheidungsspielräume zugestanden werden. Die Delegation der Geschäftsführung induziert häufig erhebliche Agency-Probleme, die aus der asymmetrischen Informationsverteilung und den unterschiedlichen Präferenzstrukturen beider Vertragsparteien resultieren. Um dem eigennützigen Verhalten der Manager zu Lasten der Prinzipale entgegenzuwirken, sind Mechanismen zur Überwachung des Managements nötig. In der vorliegenden Arbeit werden interne, auf der Gestaltung von Vertrags- und Organisationsstrukturen basierende Anreizsysteme und externe, auf dem wettbewerbsspolitischen Umfeld beruhende Kontrollmechanismen vorgestellt. Die Ausgestaltung der internen Disziplinierungsinstrumente, zu denen u. a. die Mechanismen zählen, die zur Absetzung des Managements führen, fällt bei deutschen Aktiengesellschaften in den Aufgabenbereich des Aufsichtsrats, der als Intermediär zwischen den Eignern und der Unternehmensführung fungiert. Die Qualität der Managementkontrolle durch den Aufsichtsrat wird in der Presse und der wissenschaftlichen Literatur stark kritisiert. Den Kontrolleuren wird vorgeworfen, sich bei der Ausübung ihrer Überwachungsfunktion vornehmlich passiv zu verhalten und die Interessen der Auftraggeber zu missachten. Offene Auseinandersetzungen mit den Managern werden möglichst vermieden und notwendige Personalentscheidungen häufig so lange hinausgezögert, bis der Schaden für die Gesellschaft gravierende Ausmaße angenommen hat und der Druck von außen zu groß wird.

Inwieweit sich die in der Öffentlichkeit lancierte Kritik an der Effizienz deutscher Aufsichtsräte empirisch bestätigen lässt, wird in der vorliegenden Studie anhand einer Ana-

lyse des von den Kontrollorganen praktizierten Absetzungsverhaltens überprüft. Bei einer aktiven Überwachung des Managements durch den Aufsichtsrat sollte die Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel in weniger erfolgreichen Unternehmen höher ausfallen als in erfolgreichen Gesellschaften. Die Untersuchungen im empirischen Teil basieren auf einer Betrachtung der personellen Veränderungen in den Vorständen der DAX100-Gesellschaften über den Zeitraum von 1994 bis 2001. Dabei werden sowohl die Wechsel an der Unternehmensspitze als auch die Wechsel im Gesamtvorstand analysiert. Insgesamt liegen 611 Wechsel vor, davon entfallen 110 auf die Position des Vorstandsvorsitzenden. Die Anzahl der betrachteten Gesellschaften beträgt 144. Die Untersuchungen erfolgen über das Logit-Modell. Als Indikator für die Leistung des Managements fungiert die Unternehmensperformance, die über die marktbereinigte Aktienkursentwicklung gemessen wird.

Die empirischen Auswertungen zeigen, dass zwischen der Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel und der Unternehmensperformance ein signifikant negativer Zusammenhang besteht. Damit steigt die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel mit abnehmender Performance. Die Ausprägung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance ist in der Gruppe der Vorstandsvorsitzenden stärker als bei Betrachtung des Gesamtvorstands. Anzumerken ist jedoch, dass die Wechselwahrscheinlichkeiten durchweg nur auf einem sehr niedrigen Niveau liegen; die Performancesensitivitäten fallen außerdem sehr schwach aus. Beispielsweise beträgt die Wahrscheinlichkeit für einen Wechsel an der Unternehmensspitze lediglich 1,97 Prozent, falls die marktbereinigte Unternehmensperformance bei - 10 Prozent liegt. Ein weiterer Rückgang der marktbereinigten Aktienkursentwicklung auf - 30 Prozent führt zu einer geringfügigen Erhöhung der Wechselwahrscheinlichkeit um 0,40 Prozentpunkte auf 2,37 Prozent. Derart niedrige Wahrscheinlichkeiten erzeugen sicherlich nicht in ausreichendem Umfang die von den Anteilseignern gewünschten Verhaltensanreize. Ernst zu nehmende Disziplinierungseffekte sind aus den statistischen Befunden über das Absetzungsverhalten nicht herauszulesen.

Über den Untersuchungszeitraum nimmt die Intensität der Turnover-Performance-Relation ab. Diese Beobachtung impliziert einen Rückgang der Bedeutsamkeit der Aktienkursentwicklung als Evaluierungsmaßstab für die Managementqualität. Die Auf-

sichtsräte greifen bei der Beurteilung der Leistung der Führungskräfte in der jüngeren Vergangenheit verstärkt auf Bewertungsmaßstäbe zurück, die nicht mit der erzielten Aktienrendite korrelieren.

Im Anschluss an die reinen Turnover-Performance-Analysen wird mittels weiterer Modellsimulationen der Einfluss der Branchenzugehörigkeit, der Aktionärsstruktur und der Unternehmensgröße auf die Wechselwahrscheinlichkeit und deren Performancesensitivität überprüft. Die Auswirkungen der Branchenzugehörigkeit erweisen sich dabei als insignifikant. Das branchenspezifische Umfeld beeinträchtigt weder die Höhe der Wechselwahrscheinlichkeit noch die Aktivität der internen Managementkontrolle durch den Aufsichtsrat. Die Betrachtung der Eigentumsverhältnisse liefert Anzeichen dafür, dass die Überwachungsintensität in solchen Unternehmen am höchsten ist, die eine Aktionärsstruktur mit vielen Kleinaktionären und einem Großaktionär mit einem Anteil zwischen fünf und 20 Prozent aufweisen. Die Beteiligung von Banken respektive Versicherungen führt tendenziell zu einer Abschwächung des Abhängigkeitsverhältnisses zwischen Wechselwahrscheinlichkeit und Performance. Der Rückgang der Performancesensitivität impliziert, dass der Finanzsektor das amtierende Management in Krisensituationen schützt und nötige personelle Veränderungen in der Unternehmensführung verhindert. Die Einbeziehung der Marktkapitalisierung als Indikator für die Unternehmensgröße in die Turnover-Performance-Analysen verdeutlicht, dass größere Gesellschaften, unabhängig von der erzielten Aktienrendite, auf der Position des Vorstandsvorsitzenden niedrigere Wechselhäufigkeiten verzeichnen als kleinere Unternehmen. Die Abnahme der Wechselwahrscheinlichkeit bei großen Gesellschaften ist auf das vergleichsweise geringe Angebot an alternativen lukrativen Beschäftigungsmöglichkeiten für Vorstandschefs dieser Gesellschaften zurückzuführen. Die Intensität der Managementüberwachung durch den Aufsichtsrat wird von der Unternehmensgröße nicht beeinflusst.

Nach den unternehmensbezogenen Analysen wird in weiteren Modellvarianten der Einfluss persönlicher Merkmale der Mandatsträger auf die Untersuchungsgrößen überprüft. Als charakteristische Prädiktoren fungieren dabei das Alter, die Dauer der Vorstandszugehörigkeit und die Dauer der Unternehmenszugehörigkeit. Zunächst erfolgt eine rein deskriptive Darstellung der persönlichen Merkmale der ausgewechselten Manager. Da-

nach liegt das durchschnittliche Alter der ausgeschiedenen Vorstandschefs bei 59 Jahren. Die durchschnittliche Verweildauer im Vorstand beträgt zwölf Jahre und die durchschnittliche Betriebszugehörigkeit 18 Jahre. Bei Betrachtung aller ausgewechselten Vorstandsmitglieder liegt das Durchschnittsalter zum Austrittszeitpunkt bei 57 Jahren. Die durchschnittliche Dauer der Vorstandszugehörigkeit beträgt acht Jahre und die Dauer der Betriebszugehörigkeit 17 Jahre. Die empirischen Untersuchungen, die aufgrund modellinhärenter Restriktionen der logistischen Regressionsanalyse lediglich für die Gruppe der Vorstandsvorsitzenden durchgeführt werden können, zeigen, dass die Wahrscheinlichkeit ausgewechselt zu werden erwartungsgemäß mit dem Alter der Mandatsträger zunimmt. Die Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit wird allerdings vom Alter der Führungskräfte nicht wesentlich beeinflusst. Bei einer unterdurchschnittlichen Wertentwicklung greift folglich der Aufsichtsrat bei jüngeren Vorstandschefs nicht häufiger disziplinierend ein als bei älteren Führungskräften. Die Ergebnisse der Analyse des Zusammenhangs zwischen Wechselwahrscheinlichkeit, Performance und Vorstandszugehörigkeit implizieren eine Zunahme der Wechselwahrscheinlichkeit bei schlechter Performance mit der Länge der Vorstandszugehörigkeit. So müssen Unternehmenslenker, die dem Vorstand länger als 15 Jahre angehören, bei einer unternehmerischen Schiefelage mit einer höheren Wahrscheinlichkeit damit rechnen abgesetzt zu werden als Amtsinhaber, die dem Führungsgremium noch nicht so lange angehören. Eine langjährige Betriebszugehörigkeit erhöht die Wahrscheinlichkeit, bei schlechten Ergebnissen ausgewechselt zu werden, ebenfalls. Die Intensivierung der Turnover-Performance-Relation impliziert, dass Managern, die fest in den bestehenden Strukturen verankert sind und diese zum Großteil selbst mitgestaltet haben, nicht mehr zugetraut wird, die Gesellschaft erfolgreich aus einer Krise zu führen.

Im Anschluss an die Quer- und Längsschnittregressionen, über die untersucht wird, inwieweit die Performance die Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel bedingt, erfolgt im Rahmen der Event-Study-Methode die Analyse der infolge von Wechselankündigungen auftretenden Kapitalmarktreaktionen. Dabei werden zunächst die Kurseffekte im Umfeld von Wechseln an der Unternehmensspitze betrachtet, bevor alle Wechsel in die Analyse miteinbezogen werden. Die Ergebnisse der Kursanalysen zeigen, dass die Ankündigung eines Vorstandswechsels keine deutlichen Kapitalmarktreaktionen induziert. Obwohl im Vorfeld der Bekanntgabe stark negative abnormale Renditen gemessen werden, führt die Veränderung im Vorstand im Durchschnitt über alle Stichpro-

benunternehmen zu keinen nennenswerten Wertsteigerungen. Bei Betrachtung aller Vorstandswechsel sind am Tag der Wechselankündigung zwar signifikant positive Effekte erkennbar, die mit einem Kurspotenzial von 0,2 Prozent allerdings sehr gering ausfallen. Weder eine Differenzierung der Wechsel nach dem Alter der ausgeschiedenen Führungskräfte noch nach der Wertentwicklung im Vorfeld des Wechsels verbessert die Aussagekraft der Ergebnisse.

Auffallend in dieser Studie ist sicherlich, dass der Performance ein deutlicher Erklärungsgehalt in Bezug auf die Ausprägung der Wahrscheinlichkeit für einen Vorstandswechsel zuteil wird, während die Kurseffekte infolge eines Managementwechsels verschwindend gering ausfallen. Die Beobachtungen unterlegen die Bedeutung von Quer- und Längsschnittregressionen, die zu Erkenntnissen führen können, die durch reine Ereignisstudien nicht aufgedeckt werden.

Zusammenfassend ist in Anbetracht der Ergebnisse der vorliegenden Studie festzustellen, dass aus den statistischen Befunden keine ernstzunehmenden Anreizeffekte der internen Unternehmenskontrolle herausgelesen werden können. Der Absetzungsmechanismus wird von den Aufsichtsräten zu selten zur Disziplinierung der Manager eingesetzt. Die Aktienkursentwicklung findet bei der Ausübung der Überwachungsfunktion kaum Beachtung. Dem Aufsichtsrat gelingt es nicht, die zwischen Aktionären und den Managern bestehenden Agency-Probleme deutlich zu reduzieren. Die Kontrolleure scheinen die Interessen der Anteilseigner weitgehend aus den Augen verloren zu haben. Im Hinblick auf die oft mangelhafte Qualität deutscher Aufsichtsräte erscheinen Haftungsverschärfungen für die Kontrolleure sowie richtungsweisende Änderungen des internen Managementüberwachungssystems wünschenswert, um eine weitere Verschlechterung der bereits fragilen deutschen Aktienkultur zu verhindern. Es bleibt zu hoffen, dass die Aktienkursentwicklung zukünftig bei der Evaluierung des Managements wieder einen gewichtigeren Stellenwert einnimmt.

Angesichts der Brisanz der Frage nach der Qualität deutscher Aufsichtsräte wäre es wünschenswert, dass die Forschung in diesem Bereich in Zukunft eine weitere Intensivierung erfährt. Dabei wäre es u. a. interessant zu überprüfen, inwieweit sich die Ergebnisse der vorliegenden Studie auf Grundlage eines umfangreicheren Datenmaterials

bestätigen lassen. Weiterhin sollte untersucht werden, ob sich die von LAUSTEN (1999) aufgestellte Hypothese, nach der intern berufenen Managern Fehlritte eher verziehen werden als Amtsinhabern, die unternehmensextern rekrutiert wurden, empirisch bestätigen lässt. Bei der Betrachtung des Integrationsgrades der Manager in die Gesellschaft stellt sich außerdem die Frage, welche Auswirkungen unterschiedliche Nachfolgertypen auf die zukünftige Kursentwicklung haben. Ferner ist es sicher aufschlussreich den weiteren beruflichen Werdegang ausgeschiedener Führungskräfte zu erfassen und zu überprüfen, ob Manager, die sich in einer früheren Funktion bereits als erfolglos erwiesen haben, zu einem späteren Zeitpunkt von Aufsichtsräten anderer Unternehmen wieder für vergleichbare Ämter bestellt werden.

Der interessanteste Ansatzpunkt für zukünftige Studien im Bereich der Beurteilung der deutschen Corporate Governance ist jedoch die Überprüfung der Frage, ob die in der jüngeren Vergangenheit zu beobachtenden Auflösungserscheinungen der Deutschland-AG zukünftig zu einer höheren Performancesensitivität der Wechselwahrscheinlichkeit führen werden.

Insgesamt bieten die hier aufgeworfenen Fragestellungen interessante Ansätze für weitere Untersuchungen, die auf Grundlage der Ergebnisse der vorliegenden Studie zu einer Erweiterung der betriebswirtschaftlichen Corporate-Governance-Forschung beitragen können.

## **Anhang**

Gesellschaft	WKN	DAX100 Branche
A. Moxsel	662230	Retail & Consumer
AEG	503800	Software & Technology
AGIV	502820	Machinery & Industrials
Allianz	840400	Insurance
ALTANA	760080	Chemicals & Pharma
AMB Generali Holding / AMB Aachener und Münchener Beteiligungs-AG	840002 840000	Insurance
Asko	505710	Retail & Consumer
AVA	508850	Retail & Consumer
Axa Konzern / Axa Colonia Konzern / Colonia Konzern	841000	Insurance
Baader Wertpapierhandelsbank	508810	Banks & Financial Services
Bankgesellschaft Berlin	802322	Banks & Financial Services
Barmag	516590	Machinery & Industrials
BASF	515100	Chemicals & Pharma
Bayer	575200	Chemicals & Pharma
Bayerische Hypo- und Vereinsbank	802200	Banks & Financial Services
Bayerische Hypotheken- und Wechselbank	802000	Banks & Financial Services
Bayerische Vereinsbank	802200	Banks & Financial Services
Beate Uhse	755140	Retail & Consumer
Beiersdorf	520000	Chemicals & Pharma
Beru	507210	Automobile & Transportation
Bewag	530300	Utilities & Telecommunication
BHF-Bank	802500	Banks & Financial Services
BHW Holding	522390	Banks & Financial Services
Bilfinger Berger	590900	Construction
BMW	519000	Automobile & Transportation
Brau und Brunnen	555030	Retail & Consumer
Bremer Vulkan Verbund	527100	Machinery & Industrials
Buderus	527800	Machinery & Industrials
Commerzbank	803200	Banks & Financial Services
Computer 2000	543770	Software & Technology
Continental	543900	Automobile & Transportation
Daimler-Benz	550000	Automobile & Transportation
DaimlerChrysler	710000	Automobile & Transportation
DBV-Winterthur Holding / DBV Holding	841690	Insurance
Degussa	551200	Chemicals & Pharma
DePfa Deutsche Pfandbrief	804700	Banks & Financial Services
Deutsche Babcock	550700	Machinery & Industrials
Deutsche Bank	514000 804010	Banks & Financial Services
Deutsche Lufthansa	823212 823210	Automobile & Transportation
Deutsche Telekom	555750 555700	Utilities & Telecommunication
Deutz / Klöckner-Humboldt-Deutz	630500	Machinery & Industrials
Didier-Werke	553700	Machinery & Industrials
DLW	551800	Construction
Douglas Holding	609900	Retail & Consumer
Dresdner Bank	535000 804610	Banks & Financial Services

Tab. 28: Darstellung der Stichprobenunternehmen



## (Fortsetzung Tab. 28)

Gesellschaft	WKN	DAX100 Branche
DSL Holding	556040	Banks & Financial Services
Dürr	556520	Machinery & Industrials
Dyckerhoff	559103	Construction
ERGO Versicherungsgruppe	841852	Insurance
ESCADA	569213	Retail & Consumer
FAG Kugelfischer	575470	Machinery & Industrials
Felten & Guillaume	576690	Software & Technology
Fielmann	577220 577223	Retail & Consumer
Fr. Krupp Hoesch-Krupp	633540	Machinery & Industrials
Fresenius	578563	Chemicals & Pharma
Fresenius Medical Care	578580	Chemicals & Pharma
Friedrich Grohe	590043	Machinery & Industrials
GEA	585703	Machinery & Industrials
GEHE	585800	Chemicals & Pharma
Gerresheimer Glas	587300	Retail & Consumer
Gildemeister	587800	Machinery & Industrials
Gold-Zack	768682 768680	Banks & Financial Services
Hannover Rückversicherungs-AG	840221 840220	Insurance
Heidelberger Druckmaschinen	731400	Machinery & Industrials
Heidelberger Zement	604700	Construction
Henkel KGaA	604843	Retail & Consumer
Herlitz	605310	Retail & Consumer
HOCHTIEF	607000	Construction
Hoechst	575800	Chemicals & Pharma
Hornbach Holding	608343	Retail & Consumer
Hornbach-Baumarkt-AG	608440	Retail & Consumer
Hugo Boss	524553	Retail & Consumer
IKB Deutsche Industriebank	806330	Banks & Financial Services
IVG Holding / Industrie- verwaltungsgesellschaft	620570	Banks & Financial Services
IWKA	620440	Machinery & Industrials
JENOPTIK	622910	Software & Technology
Jungheinrich	621993	Machinery & Industrials
K+S	716200	Machinery & Industrials
Kampa-Haus	626910	Construction
Kamps	628060	Retail & Consumer
Karstadt	627500	Retail & Consumer
Kaufhof Holding	781900	Retail & Consumer
Kiekert AG	628620	Automobile & Transportation
Klößner-Werke	678000	Machinery & Industrials
Koenig & Bauer	719350 719353	Machinery & Industrials
Kolbenschmidt	632030	Automobile & Transportation
Kolbenschmidt Pierburg	632030	Automobile & Transportation
KRONES	633503	Machinery & Industrials
KSB	629203	Machinery & Industrials
Lahmeyer	645200	Software & Technology
Leifheit	646450	Retail & Consumer
Linde	648300	Machinery & Industrials
Linotype Hell	649030	Machinery & Industrials
MAN	593700	Machinery & Industrials
Mannesmann	656000	Banks & Financial Services
MLP	656990 656993	Banks & Financial Services
Merck KGaA	659990	Chemicals & Pharma

## (Fortsetzung Tab. 28)

Gesellschaft	WKN	DAX100 Branche
METRO	725750	Retail & Consumer
mg technologies / Metallgesellschaft	660200	Machinery & Industrials
Münchener Rückversicherungs-Gesellschaft	843002	Insurance
Norddeutsche Affinerie	676650	Machinery & Industrials
Otto Reichelt	700790 700791	Retail & Consumer
Philipp Holzmann	608200	Construction
Phoenix	603100	Automobile & Transportation
plettac	692820	Construction
Porsche	693773	Automobile & Transportation
Preussag	695200	Automobile & Transportation
PUMA	696960	Retail & Consumer
PWA	688980	Machinery & Industrials
Rheinelektra	702600	Utilities & Telecommunication
Rheinmetall / Rheinmetall Berlin AG	703003	Machinery & Industrials
Rhön-Klinikum	704233	Chemicals & Pharma
Rütgers AG	707200	Chemicals & Pharma
RWE AG St	703700	Utilities & Telecommunication
Salamander	730500	Retail & Consumer
Salzgitter	620200	Machinery & Industrials
SAP	716460 716463	Software & Technology
Schering	717200	Chemicals & Pharma
Schmalbach-Lubeca	719230	Retail & Consumer
Schwarz Pharma	722190	Chemicals & Pharma
SGL Carbon	723530	Machinery & Industrials
Siemens	723610 723600	Software & Technology
Sixt	723132	Automobile & Transportation
SPAR Handels-AG	724693	Retail & Consumer
SPAR Handels-AG	724693	Retail & Consumer
Stada	725180	Chemicals & Pharma
STRABAG	728300	Construction
Südzucker	729700 729703	Retail & Consumer
Tarkett Sommer	700200	Construction
tecis Holding	621160	Banks & Financial Services
Thyssen	748500	Machinery & Industrials
Varta	500100	Software & Technology
VEBA	761440	Utilities & Telecommunication
VEW	761221	Utilities & Telecommunication
VIAG	762620	Utilities & Telecommunication
Victoria Holding	845200	Insurance
Villeroy & Boch	765723	Construction
Volksfürsorge Holding	840450	Insurance
Volkswagen	766400	Automobile & Transportation
Vossloh	766710	Software & Technology
Wayss + Freytag	776110	Construction
WCM Beteiligungs- und Grundbesitz-AG / Württembergische Cattunmanufactur AG	780100 780101	Banks & Financial Services
Wella	776563	Chemicals & Pharma
weru	777190	Construction

HDAX-Branche Jahr	Automobile & Transportation	Banks & Financial Services	Chemicals & Pharma	Construction	Insurance	Machinery & Industrials	Retail & Consumer	Software & Technology	Utilities & Telecommunications
1994	9%	13%	10%	10%	4%	24%	17%	7%	5%
1995	9%	13%	11%	10%	4%	25%	17%	7%	5%
1996	9%	14%	11%	11%	4%	24%	17%	6%	5%
1997	8%	13%	12%	12%	4%	24%	19%	5%	5%
1998	9%	13%	13%	10%	5%	23%	19%	4%	5%
1999	9%	13%	14%	11%	5%	22%	20%	4%	2%
2000	11%	10%	15%	11%	6%	22%	19%	3%	2%
2001	12%	13%	15%	9%	5%	21%	19%	4%	2%

**Tab. 29: Übersicht über die Brancheneinteilung der Stichprobe**

Beteiligungsmerkmal Jahr	Mindestens ein Großaktionär hält Aktienpaket von $\geq 5\%$	Gründerfamilie hält Aktienpaket von $\geq 5\%$	Bank oder Versicherung hält Aktienpaket von $\geq 5\%$
1994	95%	17%	40%
1995	94%	18%	41%
1996	94%	21%	41%
1997	95%	25%	40%
1998	95%	26%	38%
1999	97%	26%	35%
2000	95%	28%	37%
2001	93%	24%	36%

**Tab. 30: Übersicht über die Aktionärsstruktur der Stichprobenunternehmen**

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,58	37,44	0,000	0,03
Perf <sub>1</sub>	-0,88	11,15	0,001	0,42
Quartal <sub>2</sub>	0,31	0,16	0,689	1,36
Quartal <sub>3</sub>	0,03	0,00	0,968	1,03
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,999	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-5,63	0,35	0,555	0,00
Quartal <sub>6</sub>	0,25	0,10	0,750	1,28
Quartal <sub>7</sub>	0,80	1,30	0,254	2,24
Quartal <sub>8</sub>	0,77	1,20	0,273	2,17
Quartal <sub>9</sub>	-0,14	0,03	0,863	0,87
Quartal <sub>10</sub>	0,12	0,02	0,881	1,12
Quartal <sub>11</sub>	-0,14	0,03	0,867	0,87
Quartal <sub>12</sub>	-0,15	0,03	0,852	0,86
Quartal <sub>13</sub>	0,44	0,35	0,556	1,55
Quartal <sub>14</sub>	0,02	0,00	0,978	1,02
Quartal <sub>15</sub>	-0,02	0,00	0,976	0,98
Quartal <sub>16</sub>	0,53	0,51	0,473	1,71
Quartal <sub>17</sub>	-0,39	0,18	0,675	0,68
Quartal <sub>18</sub>	0,30	0,15	0,700	1,35
Quartal <sub>19</sub>	-1,16	0,99	0,320	0,31
Quartal <sub>20</sub>	0,32	0,17	0,684	1,37
Quartal <sub>21</sub>	0,09	0,01	0,913	1,09
Quartal <sub>22</sub>	0,79	1,19	0,275	2,21
Quartal <sub>23</sub>	-1,02	0,77	0,381	0,36
Quartal <sub>24</sub>	0,80	1,22	0,269	2,22
Quartal <sub>25</sub>	-0,46	0,24	0,624	0,63
Quartal <sub>26</sub>	-0,12	0,02	0,890	0,89
Quartal <sub>27</sub>	-1,21	1,06	0,303	0,30
Quartal <sub>28</sub>	-0,03	0,00	0,973	0,97
Quartal <sub>29</sub>	-0,93	0,63	0,426	0,40
Quartal <sub>30</sub>	0,89	1,43	0,231	2,44
Quartal <sub>31</sub>	-0,11	0,01	0,905	0,90
Quartal <sub>32</sub>	0,81	1,19	0,276	2,26

Modellstatistiken				
-2 LL	907,543			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,050			
LR-Statistik	41,286	Fg. 32	Sign.	0,126
HL-Statistik	3,177	Fg. 8	Sign.	0,923

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	109

**Tab. 31: Ergebnisübersicht für Modell<sup>390</sup>**

<sup>390</sup> Die in den Ergebnisübersichten angegebenen Signifikanzen beziehen sich auf den Wald-Test, über den die Signifikanz der Koeffizienten getestet wird. Bei den angegebenen LR-Teststatistiken handelt es sich um die Ergebnisse des LR-Tests zur Überprüfung der Relevanz des Gesamtmodells.

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,61	37,88	0,000	0,03
Perf <sub>1</sub>	-0,84	10,14	0,001	0,43
Perf <sub>2</sub>	-0,32	1,08	0,300	0,73
Quartal <sub>2</sub>	0,32	0,17	0,683	1,37
Quartal <sub>3</sub>	0,05	0,00	0,948	1,06
Quartal <sub>4</sub>	0,03	0,00	0,974	1,03
Quartal <sub>5</sub>	-5,60	0,35	0,557	0,00
Quartal <sub>6</sub>	0,28	0,13	0,719	1,32
Quartal <sub>7</sub>	0,85	1,43	0,231	2,33
Quartal <sub>8</sub>	0,81	1,31	0,252	2,25
Quartal <sub>9</sub>	-0,11	0,02	0,893	0,89
Quartal <sub>10</sub>	0,12	0,03	0,873	1,13
Quartal <sub>11</sub>	-0,15	0,03	0,859	0,86
Quartal <sub>12</sub>	-0,17	0,04	0,836	0,84
Quartal <sub>13</sub>	0,41	0,29	0,587	1,50
Quartal <sub>14</sub>	-0,02	0,00	0,980	0,98
Quartal <sub>15</sub>	-0,05	0,00	0,955	0,95
Quartal <sub>16</sub>	0,51	0,47	0,494	1,66
Quartal <sub>17</sub>	-0,40	0,19	0,666	0,67
Quartal <sub>18</sub>	0,31	0,16	0,688	1,37
Quartal <sub>19</sub>	-1,16	0,99	0,319	0,31
Quartal <sub>20</sub>	0,33	0,17	0,676	1,38
Quartal <sub>21</sub>	0,08	0,01	0,921	1,09
Quartal <sub>22</sub>	0,78	1,15	0,284	2,17
Quartal <sub>23</sub>	-1,05	0,81	0,367	0,35
Quartal <sub>24</sub>	0,80	1,21	0,271	2,22
Quartal <sub>25</sub>	-0,45	0,24	0,627	0,64
Quartal <sub>26</sub>	-0,13	0,02	0,879	0,88
Quartal <sub>27</sub>	-1,21	1,06	0,304	0,30
Quartal <sub>28</sub>	-0,03	0,00	0,973	0,97
Quartal <sub>29</sub>	-0,98	0,71	0,400	0,37
Quartal <sub>30</sub>	0,81	1,15	0,284	2,24
Quartal <sub>31</sub>	-0,17	0,03	0,853	0,84
Quartal <sub>32</sub>	0,78	1,08	0,300	2,17

Modellstatistiken				
-2 LL	906,466			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,051			
LR-Statistik	42,363	Fg. 33	Sign.	0,127
HL-Statistik	1,551	Fg. 8	Sign.	0,992

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	109

Tab. 32: Ergebnisübersicht für Modell B

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,58	37,33	0,000	0,03
Perf <sub>3</sub>	-0,59	3,97	0,046	0,55
Quartal <sub>2</sub>	0,31	0,16	0,692	1,36
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,996	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-5,60	0,34	0,557	0,00
Quartal <sub>6</sub>	0,32	0,17	0,684	1,37
Quartal <sub>7</sub>	0,89	1,61	0,204	2,45
Quartal <sub>8</sub>	0,86	1,48	0,224	2,36
Quartal <sub>9</sub>	-0,04	0,00	0,962	0,96
Quartal <sub>10</sub>	0,23	0,09	0,764	1,26
Quartal <sub>11</sub>	-0,09	0,01	0,916	0,92
Quartal <sub>12</sub>	-0,11	0,02	0,895	0,90
Quartal <sub>13</sub>	0,52	0,48	0,487	1,68
Quartal <sub>14</sub>	-0,02	0,00	0,980	0,98
Quartal <sub>15</sub>	-0,02	0,00	0,980	0,98
Quartal <sub>16</sub>	0,59	0,62	0,431	1,80
Quartal <sub>17</sub>	-0,35	0,14	0,708	0,71
Quartal <sub>18</sub>	0,38	0,24	0,623	1,47
Quartal <sub>19</sub>	-1,05	0,82	0,365	0,35
Quartal <sub>20</sub>	0,34	0,20	0,659	1,41
Quartal <sub>21</sub>	0,08	0,01	0,925	1,08
Quartal <sub>22</sub>	0,84	1,35	0,245	2,32
Quartal <sub>23</sub>	-0,99	0,73	0,393	0,37
Quartal <sub>24</sub>	0,84	1,34	0,248	2,31
Quartal <sub>25</sub>	-0,22	0,06	0,809	0,80
Quartal <sub>26</sub>	0,18	0,04	0,832	1,19
Quartal <sub>27</sub>	-1,06	0,82	0,367	0,35
Quartal <sub>28</sub>	0,02	0,00	0,985	1,02
Quartal <sub>29</sub>	-1,06	0,82	0,364	0,35
Quartal <sub>30</sub>	0,63	0,71	0,399	1,88
Quartal <sub>31</sub>	-0,20	0,05	0,828	0,82
Quartal <sub>32</sub>	0,86	1,32	0,251	2,36

Modellstatistiken				
-2 LL	914,053			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,042			
LR-Statistik	34,776	Fg. 32	Sign.	0,337
HL-Statistik	4,123	Fg. 8	Sign.	0,846

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	109

Tab. 33: Ergebnisübersicht für Modell C

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,60	37,69	0,000	0,03
Perf <sub>3</sub>	-0,56	3,47	0,062	0,57
Perf <sub>4</sub>	-0,27	0,67	0,412	0,77
Quartal <sub>2</sub>	0,31	0,16	0,687	1,37
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-5,59	0,34	0,559	0,00
Quartal <sub>6</sub>	0,34	0,19	0,662	1,40
Quartal <sub>7</sub>	0,92	1,69	0,193	2,50
Quartal <sub>8</sub>	0,89	1,58	0,209	2,43
Quartal <sub>9</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>10</sub>	0,27	0,12	0,733	1,30
Quartal <sub>11</sub>	-0,06	0,00	0,944	0,94
Quartal <sub>12</sub>	-0,10	0,01	0,905	0,91
Quartal <sub>13</sub>	0,52	0,48	0,489	1,68
Quartal <sub>14</sub>	-0,03	0,00	0,967	0,97
Quartal <sub>15</sub>	-0,04	0,00	0,957	0,96
Quartal <sub>16</sub>	0,55	0,55	0,459	1,74
Quartal <sub>17</sub>	-0,35	0,15	0,703	0,70
Quartal <sub>18</sub>	0,37	0,23	0,631	1,45
Quartal <sub>19</sub>	-1,06	0,83	0,362	0,35
Quartal <sub>20</sub>	0,36	0,21	0,644	1,43
Quartal <sub>21</sub>	0,09	0,01	0,918	1,09
Quartal <sub>22</sub>	0,85	1,39	0,238	2,35
Quartal <sub>23</sub>	-1,00	0,73	0,392	0,37
Quartal <sub>24</sub>	0,83	1,31	0,253	2,29
Quartal <sub>25</sub>	-0,25	0,07	0,786	0,78
Quartal <sub>26</sub>	0,17	0,04	0,839	1,18
Quartal <sub>27</sub>	-1,05	0,80	0,370	0,35
Quartal <sub>28</sub>	0,01	0,00	0,989	1,01
Quartal <sub>29</sub>	-1,05	0,81	0,368	0,35
Quartal <sub>30</sub>	0,63	0,70	0,404	1,87
Quartal <sub>31</sub>	-0,24	0,07	0,792	0,78
Quartal <sub>32</sub>	0,78	1,09	0,297	2,19

Modellstatistiken				
-2 LL	913,381			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,043			
LR-Statistik	35,448	Fg. 33	Sign.	0,354
HL-Statistik	3,269	Fg. 8	Sign.	0,916

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	109

Tab. 34: Ergebnisübersicht für Modell D

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,00	31,40	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub>	-0,94	10,17	0,001	0,39
Quartal <sub>2</sub>	-0,69	0,31	0,576	0,50
Quartal <sub>3</sub>	0,04	0,00	0,972	1,04
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,999	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-6,21	0,16	0,692	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,76	0,38	0,539	0,47
Quartal <sub>7</sub>	0,86	1,02	0,313	2,35
Quartal <sub>8</sub>	0,82	0,94	0,333	2,28
Quartal <sub>9</sub>	-0,16	0,02	0,877	0,86
Quartal <sub>10</sub>	0,22	0,05	0,815	1,24
Quartal <sub>11</sub>	-0,15	0,02	0,879	0,86
Quartal <sub>12</sub>	0,24	0,07	0,792	1,28
Quartal <sub>13</sub>	0,84	0,96	0,326	2,31
Quartal <sub>14</sub>	0,43	0,22	0,643	1,54
Quartal <sub>15</sub>	0,38	0,17	0,683	1,46
Quartal <sub>16</sub>	0,94	1,23	0,267	2,57
Quartal <sub>17</sub>	-0,69	0,31	0,579	0,50
Quartal <sub>18</sub>	0,70	0,64	0,423	2,02
Quartal <sub>19</sub>	-0,76	0,37	0,540	0,47
Quartal <sub>20</sub>	-0,70	0,32	0,571	0,50
Quartal <sub>21</sub>	0,50	0,29	0,592	1,64
Quartal <sub>22</sub>	1,20	2,07	0,151	3,31
Quartal <sub>23</sub>	-6,30	0,14	0,712	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,21	2,10	0,147	3,34
Quartal <sub>25</sub>	-0,77	0,39	0,533	0,46
Quartal <sub>26</sub>	0,27	0,08	0,775	1,31
Quartal <sub>27</sub>	-6,56	0,14	0,707	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,06	0,00	0,951	0,94
Quartal <sub>29</sub>	-0,52	0,18	0,674	0,60
Quartal <sub>30</sub>	0,78	0,70	0,402	2,17
Quartal <sub>31</sub>	-0,40	0,11	0,746	0,67
Quartal <sub>32</sub>	0,99	1,26	0,261	2,69

Modellstatistiken				
-2 LL	701,555			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,077			
LR-Statistik	52,366	Fg. 32	Sign.	0,013
HL-Statistik	4,642	Fg. 8	Sign.	0,795

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 35: Ergebnisübersicht für Modell E



Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,03	31,80	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub>	-0,90	8,98	0,003	0,41
Perf <sub>2</sub>	-0,38	1,19	0,276	0,68
Quartal <sub>2</sub>	-0,68	0,31	0,580	0,51
Quartal <sub>3</sub>	0,06	0,00	0,952	1,06
Quartal <sub>4</sub>	0,03	0,00	0,976	1,03
Quartal <sub>5</sub>	-6,18	0,16	0,694	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,72	0,34	0,559	0,49
Quartal <sub>7</sub>	0,90	1,13	0,287	2,47
Quartal <sub>8</sub>	0,86	1,03	0,310	2,37
Quartal <sub>9</sub>	-0,12	0,01	0,907	0,89
Quartal <sub>10</sub>	0,23	0,06	0,807	1,25
Quartal <sub>11</sub>	-0,16	0,03	0,872	0,85
Quartal <sub>12</sub>	0,22	0,06	0,809	1,25
Quartal <sub>13</sub>	0,80	0,87	0,350	2,22
Quartal <sub>14</sub>	0,38	0,16	0,685	1,46
Quartal <sub>15</sub>	0,35	0,14	0,704	1,42
Quartal <sub>16</sub>	0,91	1,15	0,283	2,49
Quartal <sub>17</sub>	-0,70	0,32	0,570	0,50
Quartal <sub>18</sub>	0,72	0,67	0,413	2,05
Quartal <sub>19</sub>	-0,76	0,38	0,539	0,47
Quartal <sub>20</sub>	-0,69	0,31	0,576	0,50
Quartal <sub>21</sub>	0,49	0,28	0,599	1,63
Quartal <sub>22</sub>	1,18	2,00	0,157	3,25
Quartal <sub>23</sub>	-6,33	0,14	0,710	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,20	2,09	0,148	3,33
Quartal <sub>25</sub>	-0,77	0,38	0,535	0,46
Quartal <sub>26</sub>	0,26	0,07	0,785	1,29
Quartal <sub>27</sub>	-6,55	0,14	0,707	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,06	0,00	0,954	0,94
Quartal <sub>29</sub>	-0,58	0,22	0,637	0,56
Quartal <sub>30</sub>	0,67	0,52	0,472	1,95
Quartal <sub>31</sub>	-0,48	0,15	0,699	0,62
Quartal <sub>32</sub>	0,94	1,14	0,287	2,56

Modellstatistiken				
-2 LL	700,370			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,079			
LR-Statistik	53,551	Fg. 33	Sign.	0,013
HL-Statistik	6,781	Fg. 8	Sign.	0,560

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 36: Ergebnisübersicht für Modell F

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,99	31,29	0,000	0,02
Perf <sub>3</sub>	-0,63	3,56	0,059	0,53
Quartal <sub>2</sub>	-0,69	0,32	0,574	0,50
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-6,19	0,15	0,694	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,68	0,31	0,579	0,50
Quartal <sub>7</sub>	0,95	1,26	0,261	2,59
Quartal <sub>8</sub>	0,91	1,16	0,282	2,49
Quartal <sub>9</sub>	-0,04	0,00	0,965	0,96
Quartal <sub>10</sub>	0,34	0,14	0,709	1,41
Quartal <sub>11</sub>	-0,09	0,01	0,925	0,91
Quartal <sub>12</sub>	0,30	0,10	0,750	1,34
Quartal <sub>13</sub>	0,93	1,19	0,276	2,53
Quartal <sub>14</sub>	0,39	0,17	0,677	1,47
Quartal <sub>15</sub>	0,39	0,17	0,678	1,47
Quartal <sub>16</sub>	1,00	1,38	0,240	2,71
Quartal <sub>17</sub>	-0,64	0,27	0,603	0,53
Quartal <sub>18</sub>	0,79	0,82	0,366	2,21
Quartal <sub>19</sub>	-0,64	0,27	0,601	0,53
Quartal <sub>20</sub>	-0,67	0,29	0,589	0,51
Quartal <sub>21</sub>	0,49	0,28	0,600	1,63
Quartal <sub>22</sub>	1,25	2,27	0,132	3,49
Quartal <sub>23</sub>	-6,27	0,13	0,714	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,25	2,25	0,134	3,48
Quartal <sub>25</sub>	-0,52	0,18	0,674	0,60
Quartal <sub>26</sub>	0,59	0,40	0,527	1,80
Quartal <sub>27</sub>	-6,41	0,13	0,717	0,00
Quartal <sub>28</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>29</sub>	-0,66	0,28	0,595	0,52
Quartal <sub>30</sub>	0,50	0,29	0,589	1,65
Quartal <sub>31</sub>	-0,49	0,16	0,689	0,61
Quartal <sub>32</sub>	1,04	1,40	0,236	2,83

Modellstatistiken				
-2 LL	707,463			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,069			
LR-Statistik	46,457	Fg. 32	Sign.	0,047
HL-Statistik	10,435	Fg. 8	Sign.	0,236

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 37: Ergebnisübersicht für Modell G

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,03	31,82	0,000	0,02
Perf <sub>3</sub>	-0,56	2,79	0,095	0,57
Perf <sub>4</sub>	-0,45	1,48	0,223	0,63
Quartal <sub>2</sub>	-0,68	0,31	0,580	0,51
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-6,16	0,15	0,695	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,64	0,27	0,602	0,53
Quartal <sub>7</sub>	0,99	1,37	0,242	2,70
Quartal <sub>8</sub>	0,96	1,29	0,257	2,62
Quartal <sub>9</sub>	0,02	0,00	0,984	1,02
Quartal <sub>10</sub>	0,40	0,19	0,665	1,49
Quartal <sub>11</sub>	-0,04	0,00	0,966	0,96
Quartal <sub>12</sub>	0,32	0,12	0,733	1,37
Quartal <sub>13</sub>	0,92	1,18	0,278	2,52
Quartal <sub>14</sub>	0,36	0,15	0,695	1,44
Quartal <sub>15</sub>	0,35	0,14	0,710	1,41
Quartal <sub>16</sub>	0,94	1,22	0,270	2,56
Quartal <sub>17</sub>	-0,65	0,28	0,596	0,52
Quartal <sub>18</sub>	0,78	0,78	0,376	2,18
Quartal <sub>19</sub>	-0,66	0,29	0,592	0,52
Quartal <sub>20</sub>	-0,64	0,27	0,603	0,53
Quartal <sub>21</sub>	0,50	0,29	0,593	1,64
Quartal <sub>22</sub>	1,27	2,35	0,126	3,57
Quartal <sub>23</sub>	-6,27	0,14	0,713	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,23	2,19	0,139	3,43
Quartal <sub>25</sub>	-0,57	0,21	0,646	0,57
Quartal <sub>26</sub>	0,57	0,38	0,538	1,77
Quartal <sub>27</sub>	-6,39	0,13	0,717	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,01	0,00	0,992	0,99
Quartal <sub>29</sub>	-0,64	0,27	0,604	0,53
Quartal <sub>30</sub>	0,49	0,28	0,597	1,63
Quartal <sub>31</sub>	-0,57	0,22	0,642	0,56
Quartal <sub>32</sub>	0,91	1,06	0,303	2,49

Modellstatistiken				
-2 LL	705,987			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,071			
LR-Statistik	47,934	Fg. 33	Sign.	0,045
HL-Statistik	3,653	Fg. 8	Sign.	0,887

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 38: Ergebnisübersicht für Modell H

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,01	30,28	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub>	-0,88	2,53	0,111	0,41
Perf <sub>1</sub> .Perf <sub>2D</sub>	-0,08	0,02	0,901	0,92
Perf <sub>2D</sub>	0,02	0,01	0,939	1,02
Quartal <sub>2</sub>	-0,69	0,32	0,574	0,50
Quartal <sub>3</sub>	0,04	0,00	0,972	1,04
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-17,22	0,00	0,996	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,76	0,38	0,539	0,47
Quartal <sub>7</sub>	0,86	1,02	0,312	2,36
Quartal <sub>8</sub>	0,83	0,95	0,331	2,29
Quartal <sub>9</sub>	-0,16	0,02	0,877	0,85
Quartal <sub>10</sub>	0,21	0,05	0,823	1,23
Quartal <sub>11</sub>	-0,17	0,03	0,871	0,85
Quartal <sub>12</sub>	0,23	0,06	0,802	1,26
Quartal <sub>13</sub>	0,82	0,92	0,337	2,28
Quartal <sub>14</sub>	0,42	0,20	0,653	1,52
Quartal <sub>15</sub>	0,37	0,16	0,692	1,45
Quartal <sub>16</sub>	0,93	1,20	0,273	2,55
Quartal <sub>17</sub>	-0,69	0,31	0,578	0,50
Quartal <sub>18</sub>	0,70	0,64	0,424	2,02
Quartal <sub>19</sub>	-0,76	0,38	0,537	0,47
Quartal <sub>20</sub>	-0,71	0,33	0,568	0,49
Quartal <sub>21</sub>	0,49	0,28	0,598	1,63
Quartal <sub>22</sub>	1,19	2,04	0,154	3,28
Quartal <sub>23</sub>	-17,30	0,00	0,997	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,21	2,10	0,147	3,34
Quartal <sub>25</sub>	-0,78	0,39	0,531	0,46
Quartal <sub>26</sub>	0,26	0,08	0,779	1,30
Quartal <sub>27</sub>	-17,57	0,00	0,997	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,06	0,00	0,954	0,94
Quartal <sub>29</sub>	-0,52	0,18	0,673	0,59
Quartal <sub>30</sub>	0,77	0,69	0,405	2,17
Quartal <sub>31</sub>	-0,41	0,11	0,741	0,66
Quartal <sub>32</sub>	0,98	1,24	0,266	2,67

Modellstatistiken				
-2 LL	701,521			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,077			
LR-Statistik	52,400	Fg. 34	Sign.	0,023
HL-Statistik	5,854	Fg. 8	Sign.	0,664

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 39: Ergebnisübersicht für Modell I

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-2,90	67,48	0,000	0,05
Perf <sub>1</sub>	-0,53	13,23	0,000	0,59
Anzahl V	0,10	25,94	0,000	1,10
Quartal <sub>2</sub>	0,75	3,22	0,073	2,12
Quartal <sub>3</sub>	-0,22	0,20	0,651	0,80
Quartal <sub>4</sub>	1,30	10,70	0,001	3,67
Quartal <sub>5</sub>	-0,08	0,03	0,871	0,92
Quartal <sub>6</sub>	0,75	3,24	0,072	2,12
Quartal <sub>7</sub>	0,73	3,08	0,079	2,09
Quartal <sub>8</sub>	1,01	6,22	0,013	2,76
Quartal <sub>9</sub>	0,20	0,19	0,666	1,22
Quartal <sub>10</sub>	0,96	5,46	0,019	2,60
Quartal <sub>11</sub>	0,67	2,53	0,111	1,96
Quartal <sub>12</sub>	0,96	5,56	0,018	2,62
Quartal <sub>13</sub>	0,18	0,15	0,695	1,20
Quartal <sub>14</sub>	0,68	2,49	0,114	1,98
Quartal <sub>15</sub>	0,22	0,22	0,638	1,24
Quartal <sub>16</sub>	1,12	7,44	0,006	3,06
Quartal <sub>17</sub>	0,38	0,69	0,405	1,46
Quartal <sub>18</sub>	1,04	6,24	0,013	2,82
Quartal <sub>19</sub>	0,14	0,08	0,775	1,14
Quartal <sub>20</sub>	0,99	5,60	0,018	2,69
Quartal <sub>21</sub>	-0,52	0,82	0,365	0,60
Quartal <sub>22</sub>	0,70	2,52	0,112	2,00
Quartal <sub>23</sub>	-0,01	0,00	0,991	0,99
Quartal <sub>24</sub>	1,62	16,33	0,000	5,07
Quartal <sub>25</sub>	0,08	0,03	0,863	1,09
Quartal <sub>26</sub>	0,79	3,32	0,069	2,20
Quartal <sub>27</sub>	-0,57	0,99	0,319	0,57
Quartal <sub>28</sub>	0,70	2,49	0,114	2,01
Quartal <sub>29</sub>	0,42	0,82	0,366	1,52
Quartal <sub>30</sub>	0,88	4,03	0,045	2,41
Quartal <sub>31</sub>	0,38	0,65	0,421	1,47
Quartal <sub>32</sub>	0,93	4,55	0,033	2,53

Modellstatistiken				
-2 LL	2620,002			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,068			
LR-Statistik	128,686	Fg. 33	Sign.	0,000
HL-Statistik	5,352	Fg. 8	Sign.	0,719

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	493

Tab. 40: Ergebnisübersicht für Modell J

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-2,98	70,98	0,000	0,05
Perf <sub>1</sub>	-0,48	10,88	0,001	0,62
Perf <sub>2</sub>	-0,53	10,59	0,001	0,59
Anzahl V	0,10	29,03	0,000	1,11
Quartal <sub>2</sub>	0,76	3,28	0,070	2,13
Quartal <sub>3</sub>	-0,19	0,15	0,695	0,82
Quartal <sub>4</sub>	1,34	11,34	0,001	3,82
Quartal <sub>5</sub>	-0,04	0,01	0,934	0,96
Quartal <sub>6</sub>	0,80	3,67	0,055	2,23
Quartal <sub>7</sub>	0,80	3,62	0,057	2,22
Quartal <sub>8</sub>	1,07	6,90	0,009	2,91
Quartal <sub>9</sub>	0,24	0,29	0,593	1,27
Quartal <sub>10</sub>	0,98	5,70	0,017	2,66
Quartal <sub>11</sub>	0,67	2,52	0,113	1,96
Quartal <sub>12</sub>	0,95	5,35	0,021	2,58
Quartal <sub>13</sub>	0,14	0,09	0,763	1,15
Quartal <sub>14</sub>	0,62	2,06	0,151	1,86
Quartal <sub>15</sub>	0,18	0,16	0,693	1,20
Quartal <sub>16</sub>	1,08	6,95	0,008	2,95
Quartal <sub>17</sub>	0,36	0,62	0,430	1,43
Quartal <sub>18</sub>	1,07	6,63	0,010	2,92
Quartal <sub>19</sub>	0,14	0,08	0,775	1,15
Quartal <sub>20</sub>	1,01	5,81	0,016	2,74
Quartal <sub>21</sub>	-0,52	0,83	0,364	0,60
Quartal <sub>22</sub>	0,68	2,41	0,121	1,97
Quartal <sub>23</sub>	-0,05	0,01	0,922	0,95
Quartal <sub>24</sub>	1,62	16,21	0,000	5,04
Quartal <sub>25</sub>	0,09	0,03	0,855	1,09
Quartal <sub>26</sub>	0,78	3,19	0,074	2,17
Quartal <sub>27</sub>	-0,57	0,98	0,322	0,57
Quartal <sub>28</sub>	0,69	2,46	0,117	2,00
Quartal <sub>29</sub>	0,33	0,50	0,478	1,39
Quartal <sub>30</sub>	0,74	2,81	0,093	2,10
Quartal <sub>31</sub>	0,29	0,36	0,547	1,33
Quartal <sub>32</sub>	0,86	3,94	0,047	2,37

Modellstatistiken				
-2 LL	2609,280			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,074			
LR-Statistik	139,407	Fg. 34	Sign.	0,000
HL-Statistik	3,352	Fg. 8	Sign.	0,910

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	493

Tab. 41: Ergebnisübersicht für Modell K

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-2,91	67,69	0,000	0,05
Perf <sub>3</sub>	-0,62	15,88	0,000	0,54
Anzahl V	0,10	26,03	0,000	1,10
Quartal <sub>2</sub>	0,75	3,24	0,072	2,12
Quartal <sub>3</sub>	-0,24	0,24	0,625	0,78
Quartal <sub>4</sub>	1,30	10,69	0,001	3,67
Quartal <sub>5</sub>	-0,05	0,01	0,910	0,95
Quartal <sub>6</sub>	0,80	3,61	0,057	2,22
Quartal <sub>7</sub>	0,79	3,52	0,061	2,19
Quartal <sub>8</sub>	1,05	6,62	0,010	2,84
Quartal <sub>9</sub>	0,22	0,23	0,629	1,24
Quartal <sub>10</sub>	0,98	5,69	0,017	2,65
Quartal <sub>11</sub>	0,66	2,43	0,119	1,93
Quartal <sub>12</sub>	0,94	5,29	0,021	2,56
Quartal <sub>13</sub>	0,19	0,17	0,684	1,21
Quartal <sub>14</sub>	0,61	1,97	0,160	1,83
Quartal <sub>15</sub>	0,17	0,13	0,719	1,18
Quartal <sub>16</sub>	1,14	7,68	0,006	3,12
Quartal <sub>17</sub>	0,38	0,68	0,409	1,46
Quartal <sub>18</sub>	1,07	6,61	0,010	2,91
Quartal <sub>19</sub>	0,17	0,12	0,725	1,18
Quartal <sub>20</sub>	0,97	5,34	0,021	2,63
Quartal <sub>21</sub>	-0,56	0,98	0,321	0,57
Quartal <sub>22</sub>	0,70	2,52	0,112	2,01
Quartal <sub>23</sub>	-0,02	0,00	0,976	0,98
Quartal <sub>24</sub>	1,61	16,06	0,000	5,01
Quartal <sub>25</sub>	0,18	0,13	0,714	1,19
Quartal <sub>26</sub>	0,92	4,53	0,033	2,50
Quartal <sub>27</sub>	-0,58	1,04	0,308	0,56
Quartal <sub>28</sub>	0,60	1,85	0,174	1,83
Quartal <sub>29</sub>	0,27	0,33	0,563	1,31
Quartal <sub>30</sub>	0,67	2,32	0,127	1,95
Quartal <sub>31</sub>	0,31	0,43	0,511	1,37
Quartal <sub>32</sub>	0,98	5,06	0,025	2,66

Modellstatistiken				
-2 LL	2617,025			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,070			
LR-Statistik	131,662	Fg. 34	Sign.	0,000
HL-Statistik	12,480	Fg. 8	Sign.	0,131

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	493

Tab. 42: Ergebnisübersicht für Modell L

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-2,95	69,13	0,000	0,05
Perf <sub>3</sub>	-0,59	14,47	0,000	0,55
Perf <sub>4</sub>	-0,25	2,25	0,133	0,78
Anzahl V	0,10	27,31	0,000	1,11
Quartal <sub>2</sub>	0,76	3,28	0,070	2,13
Quartal <sub>3</sub>	-0,24	0,24	0,625	0,78
Quartal <sub>4</sub>	1,30	10,76	0,001	3,69
Quartal <sub>5</sub>	-0,04	0,01	0,937	0,96
Quartal <sub>6</sub>	0,82	3,79	0,052	2,26
Quartal <sub>7</sub>	0,81	3,69	0,055	2,24
Quartal <sub>8</sub>	1,07	6,93	0,008	2,92
Quartal <sub>9</sub>	0,25	0,30	0,582	1,28
Quartal <sub>10</sub>	1,00	6,02	0,014	2,73
Quartal <sub>11</sub>	0,68	2,61	0,106	1,98
Quartal <sub>12</sub>	0,95	5,41	0,020	2,59
Quartal <sub>13</sub>	0,19	0,17	0,684	1,21
Quartal <sub>14</sub>	0,60	1,91	0,167	1,82
Quartal <sub>15</sub>	0,15	0,10	0,749	1,16
Quartal <sub>16</sub>	1,11	7,30	0,007	3,03
Quartal <sub>17</sub>	0,37	0,67	0,414	1,45
Quartal <sub>18</sub>	1,06	6,56	0,010	2,90
Quartal <sub>19</sub>	0,16	0,12	0,733	1,17
Quartal <sub>20</sub>	0,98	5,53	0,019	2,68
Quartal <sub>21</sub>	-0,56	0,96	0,326	0,57
Quartal <sub>22</sub>	0,71	2,62	0,106	2,03
Quartal <sub>23</sub>	-0,01	0,00	0,977	0,99
Quartal <sub>24</sub>	1,61	15,95	0,000	4,98
Quartal <sub>25</sub>	0,16	0,10	0,749	1,17
Quartal <sub>26</sub>	0,91	4,47	0,034	2,49
Quartal <sub>27</sub>	-0,58	1,02	0,313	0,56
Quartal <sub>28</sub>	0,60	1,83	0,177	1,82
Quartal <sub>29</sub>	0,28	0,35	0,553	1,32
Quartal <sub>30</sub>	0,66	2,29	0,131	1,94
Quartal <sub>31</sub>	0,27	0,33	0,564	1,32
Quartal <sub>32</sub>	0,91	4,38	0,036	2,50

Modellstatistiken				
-2 LL	2614,762			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,071			
LR-Statistik	133,925	Fg. 34	Sign.	0,000
HL-Statistik	18,855	Fg. 8	Sign.	0,016

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	493

Tab. 43: Ergebnisübersicht für Modell M



Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,09	56,37	0,000	0,05
Perf <sub>1</sub>	-0,56	12,84	0,000	0,57
Anzahl V	0,06	9,18	0,002	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,77	2,55	0,110	2,17
Quartal <sub>3</sub>	0,02	0,00	0,968	1,02
Quartal <sub>4</sub>	1,38	9,10	0,003	3,96
Quartal <sub>5</sub>	-0,13	0,05	0,820	0,88
Quartal <sub>6</sub>	0,92	3,77	0,052	2,52
Quartal <sub>7</sub>	0,83	2,97	0,085	2,29
Quartal <sub>8</sub>	0,89	3,47	0,062	2,43
Quartal <sub>9</sub>	0,36	0,49	0,484	1,43
Quartal <sub>10</sub>	1,01	4,66	0,031	2,76
Quartal <sub>11</sub>	0,90	3,56	0,059	2,46
Quartal <sub>12</sub>	1,15	6,18	0,013	3,17
Quartal <sub>13</sub>	0,19	0,12	0,726	1,21
Quartal <sub>14</sub>	0,89	3,32	0,068	2,43
Quartal <sub>15</sub>	0,47	0,85	0,357	1,61
Quartal <sub>16</sub>	1,30	7,81	0,005	3,66
Quartal <sub>17</sub>	0,53	1,06	0,303	1,70
Quartal <sub>18</sub>	1,13	5,65	0,017	3,09
Quartal <sub>19</sub>	0,49	0,91	0,341	1,63
Quartal <sub>20</sub>	0,99	4,23	0,040	2,70
Quartal <sub>21</sub>	-0,15	0,07	0,798	0,86
Quartal <sub>22</sub>	0,79	2,49	0,114	2,20
Quartal <sub>23</sub>	0,04	0,01	0,941	1,04
Quartal <sub>24</sub>	1,82	16,10	0,000	6,18
Quartal <sub>25</sub>	0,31	0,32	0,573	1,36
Quartal <sub>26</sub>	1,06	4,83	0,028	2,89
Quartal <sub>27</sub>	-0,75	1,12	0,290	0,47
Quartal <sub>28</sub>	0,88	3,12	0,078	2,40
Quartal <sub>29</sub>	0,79	2,40	0,121	2,19
Quartal <sub>30</sub>	0,78	2,25	0,133	2,17
Quartal <sub>31</sub>	0,36	0,41	0,522	1,43
Quartal <sub>32</sub>	1,13	5,36	0,021	3,10

Modellstatistiken				
-2 LL	2323,556			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,059			
LR-Statistik	102,214	Fg. 33	Sign.	0,000
HL-Statistik	5,279	Fg. 8	Sign.	0,727

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 44: Ergebnisübersicht für Modell N

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,16	58,96	0,000	0,04
Perf <sub>1</sub>	-0,51	10,66	0,001	0,60
Perf <sub>2</sub>	-0,50	8,33	0,004	0,60
Anzahl V	0,07	10,86	0,001	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,78	2,60	0,107	2,18
Quartal <sub>3</sub>	0,05	0,01	0,927	1,05
Quartal <sub>4</sub>	1,41	9,60	0,002	4,11
Quartal <sub>5</sub>	-0,09	0,03	0,872	0,91
Quartal <sub>6</sub>	0,97	4,17	0,041	2,64
Quartal <sub>7</sub>	0,89	3,42	0,064	2,43
Quartal <sub>8</sub>	0,94	3,89	0,049	2,56
Quartal <sub>9</sub>	0,41	0,63	0,429	1,50
Quartal <sub>10</sub>	1,04	4,85	0,028	2,82
Quartal <sub>11</sub>	0,90	3,54	0,060	2,45
Quartal <sub>12</sub>	1,14	5,99	0,014	3,12
Quartal <sub>13</sub>	0,15	0,07	0,785	1,16
Quartal <sub>14</sub>	0,83	2,89	0,089	2,29
Quartal <sub>15</sub>	0,44	0,74	0,391	1,56
Quartal <sub>16</sub>	1,26	7,40	0,007	3,54
Quartal <sub>17</sub>	0,51	0,99	0,320	1,67
Quartal <sub>18</sub>	1,16	5,95	0,015	3,19
Quartal <sub>19</sub>	0,49	0,91	0,339	1,64
Quartal <sub>20</sub>	1,01	4,38	0,036	2,74
Quartal <sub>21</sub>	-0,16	0,07	0,795	0,85
Quartal <sub>22</sub>	0,77	2,40	0,122	2,17
Quartal <sub>23</sub>	0,00	0,00	0,999	1,00
Quartal <sub>24</sub>	1,82	16,02	0,000	6,16
Quartal <sub>25</sub>	0,31	0,33	0,565	1,37
Quartal <sub>26</sub>	1,05	4,72	0,030	2,86
Quartal <sub>27</sub>	-0,74	1,10	0,294	0,48
Quartal <sub>28</sub>	0,87	3,09	0,079	2,39
Quartal <sub>29</sub>	0,70	1,90	0,168	2,02
Quartal <sub>30</sub>	0,64	1,52	0,217	1,90
Quartal <sub>31</sub>	0,26	0,22	0,636	1,30
Quartal <sub>32</sub>	1,07	4,79	0,029	2,92

Modellstatistiken				
-2 LL	2315,151			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,064			
LR-Statistik	110,620	Fg. 34	Sign.	0,000
HL-Statistik	3,299	Fg. 8	Sign.	0,914

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 45: Ergebnisübersicht für Modell O

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,09	56,34	0,000	0,05
Perf <sub>3</sub>	-0,60	13,02	0,000	0,55
Anzahl V	0,06	9,03	0,003	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,78	2,56	0,109	2,17
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,37	9,08	0,003	3,95
Quartal <sub>5</sub>	-0,11	0,03	0,852	0,90
Quartal <sub>6</sub>	0,97	4,13	0,042	2,63
Quartal <sub>7</sub>	0,88	3,37	0,066	2,41
Quartal <sub>8</sub>	0,92	3,76	0,052	2,52
Quartal <sub>9</sub>	0,39	0,58	0,447	1,48
Quartal <sub>10</sub>	1,04	4,93	0,026	2,84
Quartal <sub>11</sub>	0,89	3,49	0,062	2,44
Quartal <sub>12</sub>	1,14	6,00	0,014	3,12
Quartal <sub>13</sub>	0,20	0,14	0,708	1,22
Quartal <sub>14</sub>	0,81	2,80	0,094	2,26
Quartal <sub>15</sub>	0,43	0,69	0,405	1,54
Quartal <sub>16</sub>	1,32	8,05	0,005	3,74
Quartal <sub>17</sub>	0,53	1,06	0,302	1,70
Quartal <sub>18</sub>	1,16	6,00	0,014	3,19
Quartal <sub>19</sub>	0,53	1,05	0,306	1,69
Quartal <sub>20</sub>	0,97	4,07	0,044	2,65
Quartal <sub>21</sub>	-0,20	0,11	0,740	0,82
Quartal <sub>22</sub>	0,79	2,52	0,112	2,21
Quartal <sub>23</sub>	0,04	0,00	0,950	1,04
Quartal <sub>24</sub>	1,81	15,94	0,000	6,14
Quartal <sub>25</sub>	0,41	0,58	0,445	1,51
Quartal <sub>26</sub>	1,20	6,28	0,012	3,33
Quartal <sub>27</sub>	-0,74	1,11	0,292	0,48
Quartal <sub>28</sub>	0,80	2,56	0,110	2,22
Quartal <sub>29</sub>	0,64	1,57	0,210	1,89
Quartal <sub>30</sub>	0,56	1,18	0,278	1,75
Quartal <sub>31</sub>	0,28	0,26	0,613	1,32
Quartal <sub>32</sub>	1,18	5,77	0,016	3,24

Modellstatistiken				
-2 LL	2323,155			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,059			
LR-Statistik	102,615	Fg. 33	Sign.	0,000
HL-Statistik	5,288	Fg. 8	Sign.	0,726

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 46: Ergebnisübersicht für Modell P

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,14	58,08	0,000	0,04
Perf <sub>3</sub>	-0,56	11,36	0,001	0,57
Perf <sub>4</sub>	-0,35	3,73	0,054	0,70
Anzahl V	0,07	10,17	0,001	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,78	2,61	0,106	2,19
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,998	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,38	9,16	0,002	3,98
Quartal <sub>5</sub>	-0,08	0,02	0,884	0,92
Quartal <sub>6</sub>	1,00	4,38	0,036	2,71
Quartal <sub>7</sub>	0,91	3,59	0,058	2,49
Quartal <sub>8</sub>	0,96	4,05	0,044	2,61
Quartal <sub>9</sub>	0,44	0,72	0,396	1,55
Quartal <sub>10</sub>	1,08	5,32	0,021	2,96
Quartal <sub>11</sub>	0,93	3,77	0,052	2,53
Quartal <sub>12</sub>	1,15	6,17	0,013	3,17
Quartal <sub>13</sub>	0,20	0,14	0,707	1,22
Quartal <sub>14</sub>	0,80	2,71	0,100	2,23
Quartal <sub>15</sub>	0,40	0,61	0,434	1,50
Quartal <sub>16</sub>	1,28	7,58	0,006	3,60
Quartal <sub>17</sub>	0,53	1,04	0,308	1,69
Quartal <sub>18</sub>	1,16	5,93	0,015	3,17
Quartal <sub>19</sub>	0,52	1,02	0,312	1,68
Quartal <sub>20</sub>	1,00	4,27	0,039	2,71
Quartal <sub>21</sub>	-0,19	0,10	0,751	0,83
Quartal <sub>22</sub>	0,81	2,64	0,104	2,25
Quartal <sub>23</sub>	0,04	0,00	0,948	1,04
Quartal <sub>24</sub>	1,81	15,83	0,000	6,10
Quartal <sub>25</sub>	0,38	0,50	0,481	1,46
Quartal <sub>26</sub>	1,20	6,20	0,013	3,31
Quartal <sub>27</sub>	-0,74	1,08	0,298	0,48
Quartal <sub>28</sub>	0,79	2,53	0,112	2,21
Quartal <sub>29</sub>	0,65	1,62	0,203	1,91
Quartal <sub>30</sub>	0,55	1,15	0,285	1,74
Quartal <sub>31</sub>	0,23	0,17	0,684	1,25
Quartal <sub>32</sub>	1,09	4,88	0,027	2,96

Modellstatistiken				
-2 LL	2319,410			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,062			
LR-Statistik	106,360	Fg. 34	Sign.	0,000
HL-Statistik	3,504	Fg. 8	Sign.	0,899

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 47: Ergebnisübersicht für Modell Q

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,23	59,72	0,000	0,04
Perf <sub>3</sub>	-0,58	3,86	0,050	0,56
Perf <sub>3</sub> Perf <sub>4D</sub>	0,01	0,00	0,967	1,01
Perf <sub>4D</sub>	0,24	3,74	0,053	1,27
Anzahl V	0,07	9,84	0,002	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,76	2,43	0,119	2,13
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,998	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,35	8,82	0,003	3,88
Quartal <sub>5</sub>	-0,10	0,03	0,856	0,90
Quartal <sub>6</sub>	0,97	4,17	0,041	2,64
Quartal <sub>7</sub>	0,88	3,34	0,068	2,40
Quartal <sub>8</sub>	0,93	3,80	0,051	2,53
Quartal <sub>9</sub>	0,41	0,62	0,429	1,50
Quartal <sub>10</sub>	1,06	5,13	0,023	2,90
Quartal <sub>11</sub>	0,89	3,50	0,061	2,44
Quartal <sub>12</sub>	1,11	5,71	0,017	3,04
Quartal <sub>13</sub>	0,17	0,09	0,759	1,18
Quartal <sub>14</sub>	0,77	2,49	0,114	2,16
Quartal <sub>15</sub>	0,38	0,55	0,459	1,47
Quartal <sub>16</sub>	1,27	7,43	0,006	3,56
Quartal <sub>17</sub>	0,49	0,91	0,340	1,64
Quartal <sub>18</sub>	1,12	5,59	0,018	3,07
Quartal <sub>19</sub>	0,52	1,01	0,316	1,68
Quartal <sub>20</sub>	0,98	4,12	0,042	2,66
Quartal <sub>21</sub>	-0,22	0,14	0,711	0,80
Quartal <sub>22</sub>	0,77	2,39	0,122	2,17
Quartal <sub>23</sub>	0,01	0,00	0,982	1,01
Quartal <sub>24</sub>	1,78	15,30	0,000	5,92
Quartal <sub>25</sub>	0,37	0,46	0,497	1,44
Quartal <sub>26</sub>	1,17	5,95	0,015	3,23
Quartal <sub>27</sub>	-0,77	1,18	0,276	0,46
Quartal <sub>28</sub>	0,77	2,40	0,122	2,16
Quartal <sub>29</sub>	0,62	1,49	0,223	1,86
Quartal <sub>30</sub>	0,54	1,08	0,299	1,71
Quartal <sub>31</sub>	0,24	0,19	0,667	1,27
Quartal <sub>32</sub>	1,11	5,07	0,024	3,02

Modellstatistiken				
-2 LL	2319,078			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,062			
LR-Statistik	106,693	Fg. 35	Sign.	0,000
HL-Statistik	6,204	Fg. 8	Sign.	0,624

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 48: Ergebnisübersicht für Modell R

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,89	474,30	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub>	-1,66	19,55	0,000	0,19
Perf <sub>1</sub> ·Zeit	1,50	7,44	0,006	4,46
Zeit	0,23	0,85	0,356	1,26

Modellstatistiken				
-2 LL	737,420			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,025			
LR-Statistik	16,505	Fg. 3	Sign.	0,001
HL-Statistik	8,023	Fg. 8	Sign.	0,431

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 49: Ergebnisübersicht für Modell S

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-2,32	268,06	0,000	0,10
Perf <sub>1</sub>	-0,84	12,96	0,000	0,43
Perf <sub>1</sub> ·Zeit	0,55	3,13	0,077	1,73
Zeit	0,02	0,02	0,884	1,02
AnzahlV	0,06	8,42	0,004	1,06

Modellstatistiken				
-2 LL	2.403,790			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,013			
LR-Statistik	21,981	Fg. 4	Sign.	0,000
HL-Statistik	12,455	Fg. 8	Sign.	0,132

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 50: Ergebnisübersicht für Modell T

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,12	26,30	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub>	-1,05	1,29	0,255	0,35
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>2</sub>	1,53	0,75	0,387	4,63
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>3</sub>	-2,22	1,68	0,195	0,11
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>4</sub>	1,15	0,95	0,331	3,17
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>5</sub>	0,58	0,10	0,748	1,78
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>6</sub>	-0,58	0,24	0,625	0,56
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>7</sub>	-0,04	0,00	0,975	0,96
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>8</sub>	0,99	0,27	0,602	2,69
Perf <sub>1</sub> .Branche <sub>9</sub>	1,88	0,38	0,537	6,53
Branche <sub>2</sub>	-0,53	0,67	0,414	0,59
Branche <sub>3</sub>	0,61	1,34	0,247	1,85
Branche <sub>4</sub>	0,33	0,32	0,570	1,39
Branche <sub>5</sub>	-0,24	0,22	0,640	0,79
Branche <sub>6</sub>	0,60	1,71	0,191	1,82
Branche <sub>7</sub>	-0,08	0,01	0,905	0,92
Branche <sub>8</sub>	-0,21	0,07	0,798	0,81
Branche <sub>9</sub>	-0,23	0,14	0,704	0,79
Quartal <sub>2</sub>	-0,69	0,31	0,577	0,50
Quartal <sub>3</sub>	0,05	0,00	0,960	1,05
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,996	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-6,18	0,16	0,690	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,75	0,36	0,546	0,47
Quartal <sub>7</sub>	0,87	1,04	0,309	2,38
Quartal <sub>8</sub>	0,82	0,92	0,338	2,27
Quartal <sub>9</sub>	-0,18	0,03	0,862	0,84
Quartal <sub>10</sub>	0,18	0,04	0,847	1,20
Quartal <sub>11</sub>	-0,15	0,02	0,881	0,86
Quartal <sub>12</sub>	0,23	0,06	0,803	1,26
Quartal <sub>13</sub>	0,88	1,04	0,307	2,40
Quartal <sub>14</sub>	0,47	0,25	0,615	1,59
Quartal <sub>15</sub>	0,39	0,18	0,675	1,48
Quartal <sub>16</sub>	0,86	1,02	0,312	2,37
Quartal <sub>17</sub>	-0,80	0,42	0,519	0,45
Quartal <sub>18</sub>	0,64	0,52	0,470	1,89
Quartal <sub>19</sub>	-0,86	0,48	0,487	0,42
Quartal <sub>20</sub>	-0,70	0,32	0,570	0,50
Quartal <sub>21</sub>	0,44	0,22	0,638	1,55
Quartal <sub>22</sub>	1,15	1,88	0,170	3,15
Quartal <sub>23</sub>	-6,31	0,14	0,708	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,15	1,90	0,168	3,17
Quartal <sub>25</sub>	-0,83	0,44	0,505	0,44
Quartal <sub>26</sub>	0,20	0,04	0,834	1,22
Quartal <sub>27</sub>	-6,52	0,14	0,706	0,00
Quartal <sub>28</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>29</sub>	-0,48	0,15	0,696	0,62
Quartal <sub>30</sub>	0,80	0,73	0,393	2,22
Quartal <sub>31</sub>	-0,39	0,10	0,755	0,68
Quartal <sub>32</sub>	1,05	1,38	0,241	2,87

Modellstatistiken				
-2 LL	685,528			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,101			
LR-Statistik	68,393	Fg. 48	Sign.	0,028
HL-Statistik	1,507	Fg. 8	Sign.	0,993

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 51: Ergebnisübersicht für Modell U <sup>391</sup>

<sup>391</sup> Vgl. für eine Beschreibung der Variablen Branche<sub>2</sub> bis Branche<sub>9</sub> Abschnitt 6.1.1.3.

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,24	51,03	0,000	0,04
Perf <sub>3</sub>	-1,07	3,30	0,069	0,34
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>2</sub>	0,43	0,27	0,602	1,54
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>3</sub>	0,49	0,49	0,483	1,63
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>4</sub>	0,72	0,56	0,453	2,05
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>5</sub>	0,55	0,62	0,430	1,73
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>6</sub>	0,25	0,13	0,718	1,29
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>7</sub>	0,23	0,06	0,802	1,26
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>8</sub>	0,75	0,39	0,530	2,12
Perf <sub>3</sub> .Branche <sub>9</sub>	0,96	1,27	0,261	2,62
Branche <sub>2</sub>	0,20	0,79	0,375	1,22
Branche <sub>3</sub>	0,03	0,01	0,917	1,03
Branche <sub>4</sub>	0,22	0,68	0,409	1,24
Branche <sub>5</sub>	0,18	0,70	0,402	1,20
Branche <sub>6</sub>	0,09	0,15	0,701	1,09
Branche <sub>7</sub>	0,36	1,58	0,209	1,43
Branche <sub>8</sub>	0,27	0,76	0,384	1,31
Branche <sub>9</sub>	0,11	0,21	0,650	1,12
AnzahlIV	0,06	7,29	0,007	1,06
Quartal <sub>2</sub>	0,77	2,53	0,112	2,16
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,37	9,02	0,003	3,94
Quartal <sub>5</sub>	-0,10	0,03	0,856	0,90
Quartal <sub>6</sub>	0,97	4,14	0,042	2,64
Quartal <sub>7</sub>	0,89	3,42	0,064	2,43
Quartal <sub>8</sub>	0,94	3,92	0,048	2,57
Quartal <sub>9</sub>	0,42	0,66	0,416	1,52
Quartal <sub>10</sub>	1,07	5,15	0,023	2,91
Quartal <sub>11</sub>	0,91	3,63	0,057	2,48
Quartal <sub>12</sub>	1,15	6,09	0,014	3,15
Quartal <sub>13</sub>	0,22	0,16	0,686	1,24
Quartal <sub>14</sub>	0,83	2,88	0,090	2,29
Quartal <sub>15</sub>	0,45	0,75	0,387	1,56
Quartal <sub>16</sub>	1,34	8,23	0,004	3,80
Quartal <sub>17</sub>	0,53	1,07	0,301	1,71
Quartal <sub>18</sub>	1,17	6,01	0,014	3,21
Quartal <sub>19</sub>	0,53	1,05	0,306	1,70
Quartal <sub>20</sub>	0,98	4,12	0,042	2,67
Quartal <sub>21</sub>	-0,19	0,10	0,757	0,83
Quartal <sub>22</sub>	0,81	2,60	0,107	2,24
Quartal <sub>23</sub>	0,05	0,01	0,937	1,05
Quartal <sub>24</sub>	1,84	16,24	0,000	6,27
Quartal <sub>25</sub>	0,43	0,65	0,422	1,54
Quartal <sub>26</sub>	1,23	6,49	0,011	3,41
Quartal <sub>27</sub>	-0,71	1,01	0,314	0,49
Quartal <sub>28</sub>	0,83	2,74	0,098	2,29
Quartal <sub>29</sub>	0,68	1,74	0,187	1,96
Quartal <sub>30</sub>	0,58	1,24	0,265	1,78
Quartal <sub>31</sub>	0,30	0,29	0,587	1,35
Quartal <sub>32</sub>	1,18	5,73	0,017	3,25

Modellstatistiken				
-2 LL	2.318,511			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,062			
LR-Statistik	107,259	Fg. 49	Sign.	0,000
HL-Statistik	4,218	Fg. 8	Sign.	0,837

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 52: Ergebnisübersicht für Modell V



Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,70	23,36	0,000	0,01
Perf <sub>1</sub>	-0,78	0,26	0,609	0,46
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>2</sub>	-0,93	1,15	0,283	0,39
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>3</sub>	1,59	0,42	0,518	4,91
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>4</sub>	-0,08	0,22	0,640	0,92
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>5</sub>	0,05	0,00	0,977	1,05
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>6</sub>	-0,34	0,16	0,691	0,71
Bet <sub>2</sub>	0,18	1,99	0,159	1,20
Bet <sub>3</sub>	1,01	0,07	0,798	2,74
Bet <sub>4</sub>	0,85	1,36	0,243	2,34
Bet <sub>5</sub>	0,49	0,46	0,498	1,63
Bet <sub>6</sub>	1,21	2,76	0,097	3,35
Quartal <sub>2</sub>	-0,70	0,32	0,571	0,50
Quartal <sub>3</sub>	0,01	0,00	0,991	1,01
Quartal <sub>4</sub>	-0,01	0,00	0,994	0,99
Quartal <sub>5</sub>	-17,23	0,00	0,996	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,73	0,35	0,554	0,48
Quartal <sub>7</sub>	0,89	1,09	0,297	2,43
Quartal <sub>8</sub>	0,82	0,92	0,337	2,27
Quartal <sub>9</sub>	-0,14	0,02	0,892	0,87
Quartal <sub>10</sub>	0,24	0,06	0,799	1,27
Quartal <sub>11</sub>	-0,16	0,03	0,873	0,85
Quartal <sub>12</sub>	0,23	0,06	0,807	1,26
Quartal <sub>13</sub>	0,57	0,41	0,520	1,77
Quartal <sub>14</sub>	0,43	0,22	0,640	1,54
Quartal <sub>15</sub>	0,39	0,18	0,675	1,48
Quartal <sub>16</sub>	0,95	1,24	0,265	2,59
Quartal <sub>17</sub>	-0,65	0,28	0,598	0,52
Quartal <sub>18</sub>	0,74	0,70	0,402	2,10
Quartal <sub>19</sub>	-0,75	0,37	0,543	0,47
Quartal <sub>20</sub>	-0,71	0,32	0,569	0,49
Quartal <sub>21</sub>	0,52	0,31	0,576	1,68
Quartal <sub>22</sub>	1,20	2,05	0,153	3,30
Quartal <sub>23</sub>	-17,32	0,00	0,997	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,19	2,02	0,155	3,28
Quartal <sub>25</sub>	-0,79	0,40	0,526	0,45
Quartal <sub>26</sub>	0,21	0,05	0,821	1,24
Quartal <sub>27</sub>	-17,58	0,00	0,997	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,08	0,01	0,940	0,93
Quartal <sub>29</sub>	-0,55	0,20	0,654	0,57
Quartal <sub>30</sub>	0,76	0,66	0,417	2,13
Quartal <sub>31</sub>	-0,41	0,11	0,740	0,66
Quartal <sub>32</sub>	1,01	1,29	0,256	2,75

Modellstatistiken				
-2 LL	673,636			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,103			
LR-Statistik	68,899	Fg. 42	Sign.	0,006
HL-Statistik	2,641	Fg. 8	Sign.	0,955

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

**Tab. 53: Ergebnisübersicht für Modell W<sup>392</sup>**

<sup>392</sup> Vgl. zu einer Beschreibung der Variablen Bet<sub>2</sub> bis Bet<sub>8</sub> Abschnitt 6.1.1.4.

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,99	30,33	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub>	-1,16	7,06	0,008	0,31
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>7</sub>	0,23	1,23	0,268	1,26
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>8</sub>	0,52	1,01	0,314	1,68
Perf <sub>1</sub> .Bet <sub>9</sub>	0,37	0,25	0,616	1,45
Bet <sub>7</sub>	-0,21	0,69	0,405	0,81
Bet <sub>8</sub>	0,10	0,38	0,538	1,10
Bet <sub>9</sub>	0,05	0,02	0,878	1,05
Quartal <sub>2</sub>	-0,68	0,31	0,580	0,51
Quartal <sub>3</sub>	0,04	0,00	0,969	1,04
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-6,21	0,16	0,692	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,76	0,38	0,537	0,47
Quartal <sub>7</sub>	0,85	0,43	0,510	2,35
Quartal <sub>8</sub>	0,81	0,91	0,341	2,25
Quartal <sub>9</sub>	-0,16	0,02	0,876	0,85
Quartal <sub>10</sub>	0,22	0,06	0,812	1,25
Quartal <sub>11</sub>	-0,15	0,02	0,884	0,86
Quartal <sub>12</sub>	0,26	0,08	0,783	1,29
Quartal <sub>13</sub>	0,86	1,01	0,314	2,36
Quartal <sub>14</sub>	0,44	0,23	0,633	1,56
Quartal <sub>15</sub>	0,39	0,17	0,677	1,47
Quartal <sub>16</sub>	0,94	1,23	0,268	2,56
Quartal <sub>17</sub>	-0,70	0,32	0,572	0,50
Quartal <sub>18</sub>	0,70	0,64	0,424	2,02
Quartal <sub>19</sub>	-0,75	0,37	0,542	0,47
Quartal <sub>20</sub>	-0,71	0,33	0,564	0,49
Quartal <sub>21</sub>	0,49	0,27	0,601	1,62
Quartal <sub>22</sub>	1,19	0,27	0,601	3,29
Quartal <sub>23</sub>	-6,30	2,05	0,152	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,21	0,13	0,722	3,35
Quartal <sub>25</sub>	-0,77	2,11	0,146	0,46
Quartal <sub>26</sub>	0,27	0,09	0,770	1,32
Quartal <sub>27</sub>	-6,55	0,14	0,707	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,06	0,00	0,954	0,94
Quartal <sub>29</sub>	-0,54	0,19	0,663	0,58
Quartal <sub>30</sub>	0,76	0,67	0,414	2,13
Quartal <sub>31</sub>	-0,43	0,12	0,730	0,65
Quartal <sub>32</sub>	0,95	1,16	0,281	2,59

Modellstatistiken				
-2 LL	700,282			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,079			
LR-Statistik	53,639	Fg. 38	Sign.	0,048
HL-Statistik	2,009	Fg. 8	Sign.	0,981

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 54: Ergebnisübersicht für Modell X

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,31	44,15	0,000	0,04
Perf <sub>3</sub>	-1,06	3,28	0,070	0,35
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>2</sub>	-0,76	1,99	0,158	0,89
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>3</sub>	0,93	0,87	0,352	2,53
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>4</sub>	0,39	0,30	0,587	1,47
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>5</sub>	0,15	0,48	0,490	1,16
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>6</sub>	0,26	0,13	0,715	1,30
Bet <sub>2</sub>	0,27	0,05	0,825	1,30
Bet <sub>3</sub>	0,47	0,15	0,699	1,60
Bet <sub>4</sub>	0,31	1,06	0,303	1,36
Bet <sub>5</sub>	0,09	0,09	0,764	1,09
Bet <sub>6</sub>	0,38	1,52	0,218	1,46
AnzahlV	0,07	9,56	0,002	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,78	2,55	0,110	2,17
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,996	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,38	9,08	0,003	3,96
Quartal <sub>5</sub>	-0,11	0,04	0,844	0,89
Quartal <sub>6</sub>	0,97	4,10	0,043	2,63
Quartal <sub>7</sub>	0,89	3,39	0,066	2,42
Quartal <sub>8</sub>	0,93	3,84	0,050	2,55
Quartal <sub>9</sub>	0,39	0,56	0,453	1,47
Quartal <sub>10</sub>	1,04	4,88	0,027	2,83
Quartal <sub>11</sub>	0,82	2,87	0,090	2,26
Quartal <sub>12</sub>	1,13	5,89	0,015	3,10
Quartal <sub>13</sub>	0,18	0,11	0,737	1,20
Quartal <sub>14</sub>	0,80	2,68	0,101	2,22
Quartal <sub>15</sub>	0,41	0,62	0,431	1,50
Quartal <sub>16</sub>	1,31	7,88	0,005	3,70
Quartal <sub>17</sub>	0,51	0,97	0,325	1,66
Quartal <sub>18</sub>	1,16	5,91	0,015	3,17
Quartal <sub>19</sub>	0,52	1,02	0,313	1,68
Quartal <sub>20</sub>	0,97	4,04	0,044	2,64
Quartal <sub>21</sub>	-0,23	0,14	0,706	0,80
Quartal <sub>22</sub>	0,77	2,34	0,126	2,15
Quartal <sub>23</sub>	0,00	0,00	0,994	1,00
Quartal <sub>24</sub>	1,80	15,55	0,000	6,03
Quartal <sub>25</sub>	0,39	0,53	0,468	1,48
Quartal <sub>26</sub>	1,20	6,26	0,012	3,33
Quartal <sub>27</sub>	-0,12	1,14	0,285	0,47
Quartal <sub>28</sub>	0,81	2,62	0,106	2,24
Quartal <sub>29</sub>	0,63	1,53	0,217	1,88
Quartal <sub>30</sub>	0,54	1,10	0,295	1,72
Quartal <sub>31</sub>	0,26	0,22	0,641	1,30
Quartal <sub>32</sub>	1,14	5,35	0,021	3,12

Modellstatistiken				
-2 LL	2.305,302			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,067			
LR-Statistik	115,470	Fg. 43	Sign.	0,000
HL-Statistik	4,090	Fg. 8	Sign.	0,849

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 55: Ergebnisübersicht für Modell Y

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,00	52,73	0,000	0,05
Perf <sub>3</sub>	-0,67	6,28	0,012	0,52
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>7</sub>	0,10	1,09	0,298	1,11
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>8</sub>	0,24	1,05	0,305	1,27
Perf <sub>3</sub> .Bet <sub>9</sub>	-0,06	0,02	0,879	0,94
Bet <sub>7</sub>	-0,31	0,83	0,363	0,74
Bet <sub>8</sub>	0,08	0,41	0,521	1,08
Bet <sub>9</sub>	-0,13	0,68	0,409	0,88
AnzahlV	0,07	9,71	0,002	1,07
Quartal <sub>2</sub>	0,77	2,52	0,112	2,16
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,998	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,37	9,00	0,003	3,93
Quartal <sub>5</sub>	-0,11	0,04	0,842	0,89
Quartal <sub>6</sub>	0,96	4,06	0,044	2,61
Quartal <sub>7</sub>	0,88	3,34	0,068	2,41
Quartal <sub>8</sub>	0,93	3,78	0,052	2,52
Quartal <sub>9</sub>	0,39	0,59	0,443	1,48
Quartal <sub>10</sub>	1,05	4,98	0,026	2,85
Quartal <sub>11</sub>	0,89	3,50	0,061	2,44
Quartal <sub>12</sub>	1,13	5,93	0,015	3,10
Quartal <sub>13</sub>	0,20	0,13	0,715	1,22
Quartal <sub>14</sub>	0,81	2,78	0,095	2,26
Quartal <sub>15</sub>	0,42	0,67	0,412	1,53
Quartal <sub>16</sub>	1,33	8,15	0,004	3,78
Quartal <sub>17</sub>	0,54	1,09	0,297	1,71
Quartal <sub>18</sub>	1,17	6,10	0,014	3,23
Quartal <sub>19</sub>	0,54	1,10	0,293	1,72
Quartal <sub>20</sub>	0,98	4,14	0,042	2,67
Quartal <sub>21</sub>	-0,20	0,10	0,747	0,82
Quartal <sub>22</sub>	0,81	2,59	0,107	2,24
Quartal <sub>23</sub>	0,04	0,01	0,940	1,04
Quartal <sub>24</sub>	1,82	16,00	0,000	6,17
Quartal <sub>25</sub>	0,41	0,59	0,444	1,51
Quartal <sub>26</sub>	1,20	6,21	0,013	3,32
Quartal <sub>27</sub>	-0,10	1,12	0,291	0,47
Quartal <sub>28</sub>	0,80	2,56	0,110	2,22
Quartal <sub>29</sub>	0,65	1,61	0,204	1,91
Quartal <sub>30</sub>	0,56	1,18	0,277	1,76
Quartal <sub>31</sub>	0,29	0,28	0,599	1,34
Quartal <sub>32</sub>	1,18	5,84	0,016	3,27

Modellstatistiken				
-2 LL	2316,847			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,063			
LR-Statistik	108,923	Fg. 39	Sign.	0,000
HL-Statistik	4,630	Fg. 8	Sign.	0,796

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 56: Ergebnisübersicht für Modell Z

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	0,52	0,08	0,778	1,68
Perf <sub>1</sub>	-3,07	0,63	0,427	0,05
Perf <sub>1</sub> .(ln Marketcap)	0,12	0,39	0,533	1,13
ln Marketcap	-0,22	7,01	0,008	0,80
Quartal <sub>2</sub>	-0,69	0,31	0,577	0,50
Quartal <sub>3</sub>	0,04	0,00	0,971	1,04
Quartal <sub>4</sub>	0,00	0,00	0,997	1,00
Quartal <sub>5</sub>	-6,22	0,16	0,691	0,00
Quartal <sub>6</sub>	-0,77	0,39	0,532	0,46
Quartal <sub>7</sub>	0,85	0,99	0,319	2,34
Quartal <sub>8</sub>	0,83	0,94	0,332	2,28
Quartal <sub>9</sub>	-0,17	0,03	0,866	0,84
Quartal <sub>10</sub>	0,20	0,05	0,827	1,23
Quartal <sub>11</sub>	-0,17	0,03	0,868	0,85
Quartal <sub>12</sub>	0,24	0,07	0,798	1,27
Quartal <sub>13</sub>	0,89	1,09	0,295	2,45
Quartal <sub>14</sub>	0,47	0,26	0,610	1,60
Quartal <sub>15</sub>	0,44	0,22	0,636	1,55
Quartal <sub>16</sub>	0,97	1,31	0,253	2,65
Quartal <sub>17</sub>	-0,62	0,26	0,613	0,54
Quartal <sub>18</sub>	0,77	0,76	0,382	2,16
Quartal <sub>19</sub>	-0,69	0,31	0,578	0,50
Quartal <sub>20</sub>	-0,64	0,27	0,606	0,53
Quartal <sub>21</sub>	0,55	0,35	0,553	1,73
Quartal <sub>22</sub>	1,26	2,29	0,130	3,53
Quartal <sub>23</sub>	-6,23	0,14	0,713	0,00
Quartal <sub>24</sub>	1,27	2,32	0,128	3,56
Quartal <sub>25</sub>	-0,70	0,31	0,575	0,50
Quartal <sub>26</sub>	0,38	0,16	0,690	1,46
Quartal <sub>27</sub>	-6,48	0,14	0,706	0,00
Quartal <sub>28</sub>	-0,01	0,00	0,990	0,99
Quartal <sub>29</sub>	-0,46	0,14	0,712	0,63
Quartal <sub>30</sub>	0,79	0,72	0,397	2,19
Quartal <sub>31</sub>	-0,40	0,10	0,748	0,67
Quartal <sub>32</sub>	1,03	1,37	0,242	2,81

Modellstatistiken				
-2 LL	691,871			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,092			
LR-Statistik	62,049	Fg. 34	Sign.	0,002
HL-Statistik	6,673	Fg. 8	Sign.	0,572

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.169
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	81

Tab. 57: Ergebnisübersicht für Modell AA

Variablen	Logit-Koeff. (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,80	16,12	0,000	0,02
Perf <sub>3</sub>	-3,51	3,54	0,060	0,03
Perf <sub>3</sub> (ln Marketcap)	0,14	2,41	0,120	1,15
ln Marketcap	0,04	0,64	0,424	1,04
AnzahlV	0,05	3,38	0,066	1,05
Quartal <sub>2</sub>	0,78	2,56	0,109	2,17
Quartal <sub>3</sub>	0,00	0,00	0,998	1,00
Quartal <sub>4</sub>	1,38	9,09	0,003	3,96
Quartal <sub>5</sub>	-0,11	0,03	0,854	0,90
Quartal <sub>6</sub>	0,96	4,11	0,043	2,62
Quartal <sub>7</sub>	0,88	3,34	0,068	2,41
Quartal <sub>8</sub>	0,91	3,66	0,056	2,48
Quartal <sub>9</sub>	0,37	0,51	0,476	1,44
Quartal <sub>10</sub>	1,01	4,63	0,031	2,75
Quartal <sub>11</sub>	0,85	3,19	0,074	2,35
Quartal <sub>12</sub>	1,09	5,49	0,019	2,97
Quartal <sub>13</sub>	0,15	0,08	0,779	1,16
Quartal <sub>14</sub>	0,77	2,46	0,117	2,15
Quartal <sub>15</sub>	0,39	0,58	0,448	1,48
Quartal <sub>16</sub>	1,30	7,79	0,005	3,66
Quartal <sub>17</sub>	0,51	0,98	0,323	1,67
Quartal <sub>18</sub>	1,13	5,68	0,017	3,10
Quartal <sub>19</sub>	0,49	0,92	0,338	1,64
Quartal <sub>20</sub>	0,94	3,75	0,053	2,55
Quartal <sub>21</sub>	-0,25	0,16	0,686	0,78
Quartal <sub>22</sub>	0,76	2,27	0,132	2,13
Quartal <sub>23</sub>	0,00	0,00	1,000	1,00
Quartal <sub>24</sub>	1,78	15,23	0,000	5,92
Quartal <sub>25</sub>	0,39	0,51	0,476	1,47
Quartal <sub>26</sub>	1,17	5,93	0,015	3,23
Quartal <sub>27</sub>	-0,80	1,29	0,257	0,45
Quartal <sub>28</sub>	0,74	2,16	0,142	2,09
Quartal <sub>29</sub>	0,59	1,33	0,249	1,80
Quartal <sub>30</sub>	0,50	0,94	0,332	1,66
Quartal <sub>31</sub>	0,24	0,19	0,664	1,27
Quartal <sub>32</sub>	1,14	5,36	0,021	3,11

Modellstatistiken				
-2 LL	2320,512			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,061			
LR-Statistik	105,258	Fg. 35	Sign.	0,000
HL-Statistik	5,121	Fg. 8	Sign.	0,745

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.196
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	404

Tab. 58: Ergebnisübersicht für Modell AB

Modellstatistiken				
-2 LL	831,970			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,099			
LR-Statistik	78,957	Fg. 34	Sign.	0,000
HL-Statistik	6,423	Fg. 8	Sign.	0,600

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.009
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 59: Modellstatistiken für Modell AC<sup>393</sup>

Untersuchungsgleichung				
$Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \sum_{a=2}^4 \beta_a(Perf_{v;1}) \cdot (Alter_a) + \sum_{a=2}^4 \delta_a(Alter_a) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall_l$				

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-4,18	45,00	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub> (< 55 Jahre)	-0,74	2,01	0,156	0,48
Perf <sub>1</sub> · Alter <sub>2</sub> (55-59 Jahre)	-1,14	2,33	0,127	0,32
Perf <sub>1</sub> · Alter <sub>3</sub> (60-64 Jahre)	0,44	0,43	0,514	1,56
Perf <sub>1</sub> · Alter <sub>4</sub> (≥ 65 Jahre)	0,45	0,18	0,669	1,57
Alter <sub>2</sub> (55-59 Jahre)	0,34	1,21	0,270	1,40
Alter <sub>3</sub> (60-64 Jahre)	1,39	24,74	0,000	4,02
Alter <sub>4</sub> (≥ 65 Jahre)	2,40	35,69	0,000	11,06

Modellstatistiken				
-2 LL	809,696			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,127			
LR-Statistik	101,231	Fg. 38	Sign.	0,000
HL-Statistik	3,978	Fg. 8	Sign.	0,859

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.009
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 60: Untersuchungsgleich und Ergebnisübersicht für Modell AD

<sup>393</sup> Auf eine Darstellung der Koeffizienten der Quartalsdummies wird bei den personenbezogenen Auswertungen verzichtet, da diese durchweg insignifikant verlaufen.

Modellstatistiken				
-2 LL	876,645			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,055			
LR-Statistik	43,691	Fg. 34	Sign.	0,123
HL-Statistik	8,345	Fg. 8	Sign.	0,401

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.048
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 61: Modellstatistiken für Modell AE

Modellstatistiken				
-2 LL	872,806			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,059			
LR-Statistik	47,531	Fg. 34	Sign.	0,062
HL-Statistik	3,884	Fg. 8	Sign.	0,867

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.048
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 62: Modellstatistiken für Modell AF

Untersuchungsgleichung
$Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \sum_{vz=2}^4 \beta_{vz}(Perf_{v;1}) \cdot (DauerV_{vz}) + \sum_{vz=2}^4 \delta_{vz}(DauerV_{vz}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall$

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,65	35,90	0,000	0,03
Perf <sub>1</sub> (≤ 5 Jahre)	-0,83	4,03	0,045	0,44
Perf <sub>1</sub> · DauerV <sub>2</sub> (6-10 Jahre)	0,26	0,18	0,672	1,30
Perf <sub>1</sub> · DauerV <sub>3</sub> (11-15 Jahre)	0,15	0,02	0,876	1,16
Perf <sub>1</sub> · DauerV <sub>4</sub> (> 15 Jahre)	-1,03	1,83	0,176	0,36
DauerV <sub>2</sub> (6-10 Jahre)	0,17	0,36	0,549	1,18
DauerV <sub>3</sub> (11-15 Jahre)	0,08	0,06	0,800	1,09
DauerV <sub>4</sub> (> 15 Jahre)	0,28	0,84	0,358	1,32

Modellstatistiken				
-2 LL	872,474			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,060			
LR-Statistik	48,004	Fg. 38	Sign.	0,128
HL-Statistik	6,884	Fg. 8	Sign.	0,549

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.048
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 63: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AG



Modellstatistiken				
-2 LL	872,513			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,059			
LR-Statistik	47,043	Fg. 34	Sign.	0,068
HL-Statistik	8,648	Fg. 8	Sign.	0,373

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.037
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 64: Modellstatistiken für Modell AH

Modellstatistiken				
-2 LL	872,386			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,059			
LR-Statistik	47,170	Fg. 34	Sign.	0,066
HL-Statistik	2,711	Fg. 8	Sign.	0,951

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.037
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 65: Modellstatistiken für Modell AI

Untersuchungsgleichung
$Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \sum_{uz=2}^4 \beta_{uz}(Perf_{v;1}) \cdot (DauerU_{uz}) + \sum_{uz=2}^4 \delta_{uz}(DauerU_{uz}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall_l$

Variable	Logit-Koeffizient (LK)	Wald	Sign.	Exp(LK)
Konstante	-3,91	37,70	0,000	0,02
Perf <sub>1</sub> (≤ 5 Jahre)	-1,04	4,91	0,027	0,35
Perf <sub>1</sub> · DauerU <sub>2</sub> (6-10 Jahre)	0,62	0,59	0,444	1,85
Perf <sub>1</sub> · DauerU <sub>3</sub> (11-20 Jahre)	0,59	0,67	0,413	1,80
Perf <sub>1</sub> · DauerU <sub>4</sub> (> 20 Jahre)	-0,59	0,70	0,401	0,56
DauerU <sub>2</sub> (6-10 Jahre)	0,31	0,69	0,405	1,37
DauerU <sub>3</sub> (11-20 Jahre)	0,78	1,61	0,204	2,19
DauerU <sub>4</sub> (> 20 Jahre)	0,27	0,73	0,392	1,31

Modellstatistiken				
-2 LL	866,271			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,067			
LR-Statistik	53,285	Fg. 38	Sign.	0,051
HL-Statistik	8,495	Fg. 8	Sign.	0,387

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.037
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 66: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AJ

Untersuchungsgleichung	
$Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \beta_2(Perf_{v;1}) \cdot (Alter_{v; q}) + \beta_3(Perf_{v;1}) \cdot (DauerV_{v; q}) + \beta_4(Alter_{v; q})$ $+ \beta_5(DauerV_{v; q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l \text{Quartal}_l$	
<i>Alter</i>	1, falls Vorstandsvorsitzender mindestens 60 Jahre alt ist, sonst 0
<i>DauerV</i>	1, falls Vorstandszugehörigkeitsdauer > 5 Jahre, sonst 0

Modellstatistiken				
Yule-Q (Alter;DauerV)	0,504			
-2 LL	824,434			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,099			
LR-Statistik	78,432	Fg. 36	Sign.	0,000
HL-Statistik	4,526	Fg. 8	Sign.	0,807

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	2.989
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 67: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AK

Untersuchungsgleichung	
$Z_{v; q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \beta_2(Perf_{v;1}) \cdot (Alter_{v; q}) + \beta_3(Perf_{v;1}) \cdot (DauerV_{v; q}) + \beta_4(Alter_{v; q})$ $+ \beta_5(DauerV_{v; q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l \text{Quartal}_l$	
<i>Alter</i>	1, falls Vorstandsvorsitzender mindestens 60 Jahre alt ist, sonst 0
<i>DauerV</i>	1, falls Vorstandszugehörigkeitsdauer > 15 Jahre, sonst 0

Modellstatistiken				
Yule-Q (Alter;DauerV)	0,681			
-2 LL	820,601			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,104			
LR-Statistik	82,265	Fg. 36	Sign.	0,000
HL-Statistik	2,816	Fg. 8	Sign.	0,945

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	2.989
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 68: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AL

Untersuchungsgleichung	
$Z_{v;q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \beta_2(Perf_{v;1}) \cdot (Alter_{v;q}) + \beta_3(Perf_{v;1}) \cdot (DauerU_{v;q}) + \beta_4(Alter_{v;q})$ $+ \beta_5(DauerU_{v;q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall_l$	
<i>Alter</i>	1, falls Vorstandsvorsitzender mindestens 60 Jahre alt ist, sonst 0
<i>DauerU</i>	1, falls Betriebszugehörigkeit > 5 Jahre, sonst 0

Modellstatistiken				
Yule-Q (Alter;DauerV)	0,451			
-2 LL	831,344			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,100			
LR-Statistik	79,512	Fg. 36	Sign.	0,000
HL-Statistik	2,655	Fg. 8	Sign.	0,954

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.008
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 69: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AM

Untersuchungsgleichung	
$Z_{v;q} = \alpha + \beta_1(Perf_{v;1}) + \beta_2(Perf_{v;1}) \cdot (Alter_{v;q}) + \beta_3(Perf_{v;1}) \cdot (DauerU_{v;q}) + \beta_4(Alter_{v;q})$ $+ \beta_5(DauerU_{v;q}) + \sum_{l=2}^{32} \lambda_l Quartall_l$	
<i>Alter</i>	1, falls Vorstandsvorsitzender mindestens 60 Jahre alt ist, sonst 0
<i>DauerU</i>	1, falls Betriebszugehörigkeit > 20 Jahre, sonst 0

Modellstatistiken				
Yule-Q (Alter;DauerV)	0,470			
-2 LL	827,110			
Pseudo R <sup>2</sup>	0,105			
LR-Statistik	83,746	Fg. 36	Sign.	0,000
HL-Statistik	6,768	Fg. 8	Sign.	0,562

Allgemeine Angaben	
Beobachtungsquartale	3.008
Beobachtungsquartale mit Wechsel(n)	105

Tab. 70: Untersuchungsgleichung und Ergebnisübersicht für Modell AN

	Stichprobe		Gesamtstichprobe			Junge Wechsel			Performance		
	Stichprobengröße		105			74			71		
	Teilperiode		neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert
	x	y									
Gesamtperiode	-20	20	61%	-0,0402	-2,46	66%	-0,0481	-2,25	63%	-0,0450	-2,10
	-10	10	67%	-0,0242	-1,87	64%	-0,0221	-1,28	66%	-0,0289	-1,67
Vorankündigungsperiode	-20	-6	57%	-0,0150	-1,61	55%	-0,0178	-1,46	63%	-0,0273	-2,20
	-10	-6	58%	-0,0090	-1,29	57%	-0,0099	-0,92	68%	-0,0208	-2,19
Ankündigungsperiode	-5	5	62%	-0,0101	-0,14	65%	-0,0109	-0,95	59%	-0,0026	-0,22
	-5	-1	63%	-0,0025	-0,32	64%	-0,0018	-0,17	62%	-0,0007	-0,07
	-4	-1	58%	0,0025	0,33	59%	0,0039	0,38	58%	0,0058	0,56
	-3	-1	51%	0,0040	0,67	54%	0,0038	0,48	52%	0,0070	0,88
	-2	-1	50%	0,0019	0,45	53%	0,0014	0,25	48%	0,0053	0,91
	-1	-1	52%	-0,0004	-0,14	51%	0,0017	0,44	54%	0,0008	0,19
	0	0	48%	-0,0007	-0,21	45%	-0,0015	-0,32	49%	-0,0014	-0,31
	0	1	48%	0,0008	0,15	50%	0,0004	0,05	48%	0,0016	0,23
	0	2	50%	0,0012	0,18	47%	0,0018	0,21	49%	0,0037	0,41
	0	3	50%	-0,0016	-0,18	50%	-0,0016	-0,13	52%	0,0025	0,20
	0	4	62%	0,0927	-0,68	64%	-0,0071	-0,58	59%	0,0002	0,01
0	5	61%	-0,0075	-0,93	61%	-0,0091	-0,85	56%	-0,0019	-0,17	
Nachankündigungsperiode	6	10	55%	-0,0051	-0,99	51%	-0,0041	-0,59	58%	-0,0056	-0,80
	6	20	57%	-0,0151	-1,45	61%	-0,0194	-1,40	61%	-0,0151	-1,07

Tab. 71: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode II (VV)

	Stichprobe		Gesamtstichprobe			Junge Wechsel			Performance		
	Stichprobengröße		586			460			368		
	Teilperiode		neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert	neg. Rendite	DKAR	t-Wert
	x	y									
Gesamtperiode	-20	20	59%	-0,0342	-5,67	60%	-0,0368	-5,28	61%	-0,0389	-4,99
	-10	10	60%	-0,0173	-3,76	59%	-0,0272	-4,10	60%	-0,0190	-3,10
Vorankündigungsperiode	-20	-6	57%	-0,0136	-3,97	58%	-0,0150	-3,67	60%	-0,0192	-4,31
	-10	-6	55%	-0,0068	-2,95	56%	-0,0119	-3,55	57%	-0,0094	-3,01
Ankündigungsperiode	-5	5	55%	-0,0068	-1,94	57%	-0,0124	-2,43	60%	-0,0071	-1,47
	-5	-1	57%	-0,0071	-2,21	57%	-0,0107	-2,10	60%	-0,0092	-1,93
	-4	-1	56%	-0,0042	-1,45	57%	-0,0057	-1,58	58%	-0,0056	-1,27
	-3	-1	54%	-0,0023	-0,93	56%	-0,0037	-1,20	57%	-0,0031	-0,84
	-2	-1	51%	-0,0014	-0,68	52%	-0,0028	-1,08	50%	-0,0014	-0,42
	-1	-1	53%	-0,0017	-0,93	53%	-0,0027	-0,95	52%	-0,0021	-0,77
	0	0	46%	0,0022	1,62	47%	0,0017	0,80	47%	0,0021	1,09
	0	1	49%	0,0008	0,39	48%	0,0001	0,02	50%	0,0004	0,15
	0	2	49%	0,0010	0,40	49%	0,0016	0,53	49%	0,0011	0,29
	0	3	48%	0,0024	0,76	49%	0,0029	0,76	49%	0,0037	0,77
	0	4	51%	-0,0007	-0,19	52%	0,0007	0,18	52%	-0,0010	-0,19
0	5	51%	0,0003	0,10	52%	-0,0018	-0,40	51%	0,0021	0,49	
Nachankündigungsperiode	6	10	51%	-0,0038	-1,73	50%	-0,0029	-1,06	51%	-0,0025	-0,98
	6	20	55%	-0,0138	-3,96	55%	-0,0118	-3,23	55%	-0,0125	-2,97

Tab. 72: DKAR für unterschiedliche Zeiträume während der Ankündigungsperiode II (GV)

## Literaturverzeichnis

- Adams, M. (1994): Die Macht der Banken – Anhörung im Bundestag. Stellungnahme Professor Dr. Michael Adams, in: Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft, Vol. 6, S. 77-86.
- Adams, M. (2003): Die Gier zügeln, in: Financial Times Deutschland vom 30.09.2003, S. 30.
- Agrawal, A. / Knoeber, C. (1996): Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 3, S. 377-398.
- Andrade, G. / Kaplan, S. (1998): How Costly is Financial (Not Economic) Distress? Evidence from Highly Leveraged Transactions that Became Distressed, in: The Journal of Finance, vol. 53, S. 1443 – 1493.
- Arndt, F. (1986): “Macht der Banken” gegen Macht der Fakten – Anmerkungen zu einer DGB-Publikation, in: Die Bank, Heft 12, S. 641-643.
- Auge-Dickhut, S. (1999): Der Aufsichtsrat als Intermediär – Delegation von Kontrollaufgaben bei asymmetrischer Informationsverteilung, 1. Auflage, Wiesbaden.
- Austmann, A. (2002): Die Corporate Governance bekommt Zähne, in: Börsenzeitung vom 25.05.2002, S. 13.
- Backhaus, K. et al. (1987): Multivariate Analysemethoden, 4. Auflage, Berlin.
- Ballwieser, W. / Schmidt, R. (1981): Unternehmensverfassung, Unternehmensziele und Finanztheorie, in: Bohr, K. / Drukarczyk, J. / Drumm, H.-J. / Scherrer, G. (Hrsg.): Unternehmensverfassung als Problem der Betriebswirtschaftslehre, Berlin, S. 645-682.
- Baltes-Götz, B. (2002): Binäre logistische Regressionsanalyse mit SPSS, Universitäts-Rechenzentrum Trier.
- Barro J. / Barro R. (1990): Pay, Performance, and Turnover of Bank CEOs, in: Journal of Labor Economics, 8, S. 448 – 481.

- Baums, T. (1992A): Takeover vs. Institutions in Corporate Governance in Germany, Universität Frankfurt, Insitut für Bankrecht, Arbeitspapier 1/92.
- Baums, T. (1992B): Corporate Governance in Germany: The Role of Banks, in: The American Journal of Comparative Law, 40, S. 503-526.
- Baums, T. (1993): Hostile Takeovers in Germany: A Case Study on Pirelli vs. Continental AG, Institut für Handels- und Wirtschaftsrecht Universität Osnabrück Arbeitspapier 3/93.
- Baums, T. (1994): Die Macht der Banken – Anhörung im Bundestag. Stellungnahme Professor Dr. Theodor Baums, in: Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft, 6, S. 86-100.
- Beaver, W. H. (1968): The information content of annual earnings announcements. Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1968, in: Supplement to Journal of Accounting Research, 6, S. 67-92.
- Becker, T. (1993): Informationsorientierte Überwachungskonzepte zur Kontrolle von Vorständen, Stuttgart.
- Berle, A. / Means, G. (1932): The Modern Corporation and Private Property, 4. Auflage, New York.
- Bernhardt, W. (1997): Wenig Neues – zu wenig? Kleine Aktienrechtsreform, Corporate Governance und Konzerwirklichkeit, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 67, S. 803-816.
- BGH (2004I): Urteil vom 16.02.04 – II ZR 316/02. [www.bundesgerichtshof.de](http://www.bundesgerichtshof.de).
- BGH (2004II): Urteil vom 19.07.2004 – II ZR 402/02. [www.bundesgerichtshof.de](http://www.bundesgerichtshof.de).
- Bhagat, S. / Carey, D. / Elson, C. (1999): Director Ownership, Corporate Performance, and Management Turnover, in: The Business Lawyer, 54, S. 885-919.
- Bleicher, K. / Leberl, D. / Paul, H. (1989): Unternehmensverfassung und Spitzenorganisationen: Führung und Überwachung im internationalen Vergleich, 1. Auflage, Wiesbaden.

- Bleicher, K. / Paul, H. (1986): Das amerikanische Board-Modell im Vergleich zur deutschen Vorstands-/Aufsichtsratsverfassung – Stand und Entwicklungstendenzen, in: Die Betriebswirtschaft, 46, S. 263-288.
- Booth, J. / Cornett, M. / Tehranian, H. (2002): Board of directors, ownership, and regulation, in: Journal of Banking & Finance, 26, S. 1973-1996.
- Brown, S. J. / Warner, J. B. (1980): Measuring Security Price Performance, in: Journal of Financial Economics, 8, S. 205-258.
- Brown, S. J. / Warner, J. B. (1985): Using Daily Stock Returns – The Case of Event Studies, in: Journal of Financial Economics, 14, S. 3-31.
- Brunello, G. / Graziano, C. / Parigi, B. (2000): Ownership or Performance: What Determines Board of Directors' Turnover in: Italy, IZA Discussion Paper no. 105.
- Buxbaum, R. (1996): Die Leitung von Gesellschaften. Strukturelle Reformen im amerikanischen und deutschen Gesellschaftsrecht, in: Feddersen, D. et al. (Hrsg.): Corporate Governance, 1. Auflage, Köln.
- Choi, Y. (2001): Management Turnover and Executive Compensation in Synergistic Takeovers, in: The Quarterly Review of Economics and Finance, 41, S. 223-238.
- Claussen, C. / Bröcker, N. (2000): Corporate-Governance-Grundsätze in Deutschland – nützliche Orientierungshilfe oder regulatorisches Übermaß?, in: Die Aktiengesellschaft, 48. Jg., S. 481-491.
- Clayton, M. / Hartzell, J. / Rosenberg, J. (2002): The Impact of CEO Turnover on Equity Volatility, Working Paper, FIN 00-002, New York University.
- Clinton, D. / Chen, S. (1998): Do new Performance Measures measure up?, in: Management Accounting, 80, S. 38-43.
- Comte, T. / Mihal, W. (1990): CEO Turnover: Causes and Interpretations, in: Business Horizons, 33, S. 47-51.
- Conyon, M. (1998): Directors' Pay and Turnover: An Application to a Sample of Large UK Firms, in: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 60, S. 485-507.

- Cosh, A. / Hughes, A. (1997): Executive Renumeration, Executive Dismissal and Institutional Shareholdings, in: *International Journal of Industrial Organization*, 15, S. 469 - 492.
- Coughlan, A. / Schmidt, R. (1985): Executive Compensation, Management Turnover, and Firm Performance, in: *Journal of Accounting and Economics*, 7, S. 43-66.
- Cromme, G. (2002): Die Bedeutung des Deutschen Corporate Governance Kodex für die Praxis, in: *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen*, 55, S. 502-505.
- Cromme, G. (2003): Gute Corporate Governance stärkt die Wirtschaftsverfassung, in: *BZ* vom 15.05.03, S. B3.
- DAI (2003): Aufsichtsratsvergütung bei deutschen börsennotierten Unternehmen, *Studien des Deutschen Aktieninstituts*, Heft 20, 1. Auflage.
- DeAngelo, L. (1987): Managerial Competition, Information Costs, and Corporate Governance: The use of accounting information in proxy contests, in: *Journal of Accounting and Economics*, 10, S. 3-36.
- Decker, R. (1994): Eine Prinzipal-Agenten-theoretische Betrachtung von Eigner-Manager-Konflikten in der Kommanditgesellschaft und in der Aktiengesellschaft, 1. Auflage, Bergisch Gladbach.
- DeLurgio, S. (1998): *Forecasting Principles and Applications*, 1. Auflage, Boston.
- Denis, D. / Denis, D. (1995): Performance Changes Following Top Management Dismissals, in: *Journal of Finance*, 50, S. 1029-1057.
- Denis, D. / Denis, D. / Sarin, A. (1997): Ownership structure and top executive turnover, in: *Journal of Financial Economics*, 45, S. 193-221.
- Denis, D. / Sarin, A. (1999): Ownership and board structures in publicly traded corporations, in: *Journal of Financial Economics*, 52, S. 187-223.
- Denis, D. / Serrano, J. (1996): Active investors and management turnover following unsuccessful control contests, in: *Journal of Financial Economics*, 40, S. 239-266.
- Deutsche Börse (2001): *Kurzinformation DAX100*.



- Deutsche Börse (2002): Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse.
- Deutsche Finanzdatenbank (DFDB) (1991): Die Bereinigung von Aktienkursen.
- Dhaliwal, D. / Subramanyam, K. / Trezevant, R. (1999): Is comprehensive Income superior to Net Income as a measure of Firm Performance, in: *Journal of Accounting and Economics*, 26, S. 43-67.
- Donald, D. (2002): US-amerikanisches Kapitalmarktrecht und Corporate Governance nach Enron, Arbeitspapier Nr. 104, Universität Frankfurt/Main.
- Donald, D. (2003): Die Entwicklung der US-amerikanischen Corporate Governance nach Enron, in: *Zeitschrift für Wirtschaft- und Bankrecht*, 57, S. 705-752.
- Döring, C. (2003): „Ein guter Vorstand ist nicht automatisch ein guter Aufsichtsrat“ – Interview mit Christian Strenger, in: *Handelsblatt* vom 04.11.2003, S. 6.
- DSW (2003): Aufsichtsratsstudie vom 14.08.2003.
- Eckstein, P. (1997): *Angewandte Statistik mit SPSS*, 1. Auflage, Wiesbaden.
- Eichelmann, T. (2002): Banken brauchen Vorstände mit klaren Verantwortlichkeiten, in: *BZ* vom 26.01.2002, S. 18.
- Eisele, W. (1993): *Technik des betrieblichen Rechnungswesens*, 5. Auflage, München.
- Evers, H. (2001): Stand und Entwicklung variabler Vergütungssysteme für Führungskräfte für Deutschland, in: Eckardstein, D. v. (2001): *Handbuch – Variable Vergütung für Führungskräfte*, Wien, S. 27-45.
- Factbook der Deutschen Börse für die Jahre 1997 bis 2001.
- Fahrmeir, L. / Hamerle, A. / Tutz, G. (1996): *Multivariate statistische Verfahren*, 2. Auflage, Berlin.
- Fama, E. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, in: *Journal of Finance*, 25, S. 383-417.
- Fama, E. (1976): *Foundations of Finance*, New York.
- Fama, E. (1980): Agency Problems and the Theory of the Firm, in: *Journal of Political Economy*, 88, S. 288-307.
- Fama, E. / Fisher, L. / Jensen, M. / Roll, R. (1969): The Adjustment of Stock Prices to New Information, in: *International Economic Review*, S. 1-21.

- Fama, E. / Jensen, M. (1983): Separation of Ownership and Control, in: *Journal of Law and Economics*, 26, S. 301-325.
- Fama, E. F. / French, K. R. (1993): Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds, in: *Journal of Financial Economics*, 33, S. 3-56.
- Farrell, K. / Whidbee, D. (2002): Monitoring by the financial press and forced CEO turnover, in: *Journal of Banking & Finance*, 26, S. 2249-2276.
- Föhr, S. / Lenz, H. (1992): Unternehmenskultur und ökonomische Theorie, in: Staehle, W. H. / Conrad, P. (Hrsg.): *Managementforschung*, 2. Auflage, Berlin/New York.
- Fox, J. (1987): Effect Displays for General Linear Models, in: *Sociological Methodology*, 17, S. 347-361.
- Fröndhoff, B. / Heilmann, D. / Zieseimer, B. (2003): Handelsblatt Gespräch mit Manfred Schneider, in: *Handelsblatt* vom 07.04.2003, S. 2.
- Frühauf, Markus (2001): Die Deutschland AG lastet auf den Banken, in: *Handelsblatt* vom 06.06.2001, S. 42.
- Furtado, E. / Karan, V. (1990): Causes, Consequences, and Shareholder Wealth Effects of Management Turnover: A Review of the Empirical Evidence, in: *Financial Management*, 19, S. 60 –75.
- Garvey, G. / Milbourn, T. (2000): EVA versus earnings: Does it matter which is more highly correlated with stock, in: *Journal of Accounting Research*, 38, S. 209-245.
- Gerke, W. (1981): Zum Beteiligungsbesitz der Banken, in: *Zeitschrift für das gesamte Kreditwesen*, 34, S. 48-54.
- Gertner, R. / Scharfstein, D. / Stein, J. (1994): Internal versus External Capital Markets, in: *Quarterly Journal of Economics*, 109, S. 1211-1230.
- Goergen, A. (2002a): Der große Bluff, in: *Wirtschaftswoche*, Heft 6, S. 66-68.

- Goergen, A. (2002b): Voller Absonderlichkeiten – Ekkehard Wenger über Corporate Governance, in: Wirtschaftswoche, Heft 6, S. 70.
- Goetz, H. (1995): Die Überwachung der Aktiengesellschaft im Lichte jüngerer Unternehmenskrisen, in: Die Aktiengesellschaft, 8, S. 337-364.
- Gottschalk, A. (1988): Der Stimmrechtseinfluß der Banken in den Aktionärsversammlungen von Großunternehmen, in: WSI Mitteilungen, 5, S. 294-304.
- Gries, L. / Olbermann, H. / Sauer, U. / Zöttl, I. (2001): Geschlossene Gesellschaft, in: Wirtschaftswoche vom 11.10.2001, S. 55-58.
- Grundfest, J. (1990): Subordination of American Capital, in: Journal of Financial Economics, 27, S. 89-114.
- Gruson, M. (2003): Der Sarbanes-Oxley Act, Corporate Governance und das deutsche Aktienrecht (Teil I), in: Die Aktiengesellschaft, 48, S. 337-352.
- Hakelmacher, S. (2001): Die korpulente Gouvernante II – Corporate Governance mit Aussicht auf KonTraG II - , in: Die Wirtschaftsprüfung, Heft 4, S. 177-187.
- Hanushek, E. / Jackson, J. (1977): Statistical Methods for Social Scientists, 1. Auflage, New York.
- Harrison, J. / Torres, D. / Kukalis, S. (1988): The Changing of the Guard: Turnover and Structural Change in the Top-Management Positions, in: Administrative Science Quarterly, 33, S. 211-232.
- Hartung, J. (1995): Statistik – Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik, 10. Auflage, München.
- Haubrich, J. (1994): Risk Aversion, Performance Pay, and the Principal-Agent Problem, in: Journal of Political Economy, 102, S. 258-276.
- Herz, C. / Hofmann, S. (2003): Manager-Bezüge bleiben krisenfest, in: Handelsblatt vom 09.04.2003, S. 1 und 11.
- Hetzer, J. / Papendick, U. (2001): Unter Freunden, in: manager magazin, Heft 8, S. 92-98.

- Hillmann, K. / Nölting, A. (2001): Unkontrollierte Kontrolleure: Der Aufsichtsrat ist für die Katz, in: manager magazin (Internet-Ausgabe) vom 02.09.2001.
- Hippel, E. (1995): Banken im Kreuzfeuer, in: Der Betriebsberater, 50, S. 785-790.
- Holmström, B. (1979): Moral hazard and observability, in: Bell Journal of Economics, 10, S. 74-91.
- Holmström, B. (1992): Contracts and the Market for Executives: Comments, in: Werin, L. / Wijkander, H. (Hrsg.), 1. Auflage, Oxford.
- Holmström, B. (2000): Experten bemängeln: Aufsichtsräte und Vorstände deutscher Unternehmen reden nicht über die Strategie des Unternehmens, in: Handelsblatt vom 15.06.2000, S. 20.
- Hoppenstedt (1978 bis 2001): Aktienführer.
- Hoppenstedt (1994 bis 2000): Leitende Männer und Frauen der Wirtschaft.
- Horst, M. / Schmidt, R. H. / Terberger, E. (1982): Risikoaufteilung durch Prämiensysteme, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 52, S. 942-958.
- Hoshi, T. / Kashyap, A. / Scharfstein, D. (1990): The role of banks in reducing the costs of financial distress in Japan, in: Journal of Financial Economics, 105, S. 67-88.
- Hoshi, T. / Kashyap, A. / Scharfstein, D. (1991): Corporate Structure, Liquidity, and Investment: Evidence from Japanes Industrial Groups, in: The Quarterly Journal of Economics, 106, S. 33-60.
- Hosmer, D. / Lemeshow, S. (1989): Applied Logistic Regression, 1. Auflage, New York.
- Hübler, O. (1989): Ökonometrie, 1. Auflage, Stuttgart, New York.
- Ikenberry, D. / Lakonishok, J. (1993): Corporate Governance through the Proxy Contest: Evidence and Implications, 66, S. 405-435.
- Jensen, M. (1993): The modern industrial revolution, exit, and the failure of internal control systems, in: Journal of Finance, 48, S. 831-880.

- Jensen, M. / Meckling, W. (1976): Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, in: *Journal of Financial Economics*, 3, S. 305-360.
- Jensen, M. / Murphy, K. (1990): Performance Pay and Top-Management Incentives, in: *Journal of Political Economy*, 98, S. 225-264.
- Jensen, M. / Ruback, R. (1983): The Market for Corporate Control – The Scientific Evidence, in: *Journal of Financial Economics*, 11, S. 5-50.
- Kang, J.-K. / Shivdasani, A. (1995): Firm performance, corporate governance, and top executive turnover in Japan, in: *Journal of Financial Economics*, 38, S. 29-58.
- Kaplan, S. (1989): The Effects of Management Buyouts on Operating Performance and Value, in: *Journal of Financial Economics*, 24, S. 217-254.
- Kaplan, S. (1994a): Top Executives, Turnover, and Firm Performance in Germany, in: *Journal of Law, Economics, and Organization*, 10, S. 142-159.
- Kaplan, S. (1994b): Top Executive Rewards and Firm Performance: A Comparison of Japan and the United States, in: *Journal of Political Economy*, 102, S. 510-546.
- Kaplan, S. (1995): Corporate governance and incentives in German companies: Evidence from top executive turnover and firm performance, in: *European Financial Management*, 1, S. 23-36.
- Kaplan, S. (1997): Corporate Governance and Corporate Performance: A Comparison of Germany, Japan and the U.S., in: *Journal of Applied Corporate Finance*, 9, S. 86-93.
- Kaplan, S. / Minton, B. (1994): Appointments of outsiders to Japanese boards – Determinants and implications for managers, in: *Journal of Financial Economics*, 36, S. 225-258.
- Katz, R. (1988): Organizational Socialization, in: Katz, R. (Hrsg.): *Managing Professionals in Innovative Organizations*, 1. Auflage, Cambridge.
- Khorana, A. (1996): Top management turnover – An empirical investigation of mutual fund managers, in: *Journal of Financial Economics*, 40, S. 403-427.

- Kienbaum-Studie (2004): Alter von Vorständen / Geschäftsführern bei Austritt aus dem Berufsleben, [www.kienbaum.de](http://www.kienbaum.de), Stand: 21.04.04.
- Kieser, A. / Kubicek, H. (1992): *Organisation*, 3. Auflage, Berlin.
- Knez, P. / Ready, M. (1997): On The Robustness of Size and Book-to-Market in Cross-Sectional Regressions, in: *Journal of Finance*, 52, S. 1355-1382.
- Knoll, L. (1997): Entlohnung deutscher Top-Manager – Ökonomische Thesen und notwendige Veränderungen, in: *Der Betriebswirt*, 38, S. 22-25.
- Knoll, L. (2001): Aufsichtsratsvergütung, in: Bühner, R. (Hrsg.): *Lexikon des Managementwissens*, München-Wien, S. 59-61.
- Knoll, L. / Knoesel, J. / Probst, U. (1997): Aufsichtsratsvergütungen in Deutschland: Empirische Befunde, in: *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 49, S. 236-254.
- Koenen, J. (2003): Gewerkschaften haben im Aufsichtsrat nichts zu suchen, in: *Handelsblatt* vom 04.08.2003, S. 2.
- Köke, J. (2001): The market for corporate control in Germany: Causes and consequences of changes in ultimate ownership, ZEW Discussion Paper No. 00-67, Mannheim.
- Kutzer, H. (2003): Deutscher Kapitalmarkt zweitklassig, in: *Handelsblatt* vom 02.04.2003, S. 31.
- La Porta, R. / Lopez-de-Silanes, F. / Shleifer, A. (1999): Corporate Ownership around the World, in: *Journal of Finance*, vol. 54, S. 471-517.
- Lambert, R. (1993): The Use of Accounting and Security Price Measures of Performance in Managerial Compensation Contracts: A Discussion, in: *Journal of Accounting and Economics*, 16, S. 101-123.
- Lanfermann, G. / Maul, S. (2002): Auswirkungen des Sarbanes-Oxley Acts in Deutschland, in: *Der Betrieb*, 55, S. 1725-1732.

- Lausten, M. (1999): CEO Turnover, Firm Performance and Corporate Governance, working paper, The Aarhus School of Business, Department of Economics.
- Laux, H. (1990): Risiko, Anreiz und Kontrolle: Principal-Agent-Theorie, 1. Auflage, Heidelberg.
- Layard, P. / Walters, A. (1978): Mikroökonomik (deutsche Übersetzung von Microeconomic Theory), New York.
- Lehmann, E. (1975): Nonparametrics, Statistical Methods Based on Ranks, 1. Auflage, New York.
- Leker, J. / Salomo, S. (1998): Die Veränderung der wirtschaftlichen Lage im Verlauf eines Wechsels an der Unternehmensspitze, in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 50, S. 156-177.
- Leker, J. / Salomo, S. (2000): CEO Turnover and corporate Performance, in: Scandinavian Journal of Management, 16, S. 287-303.
- Lenz, H. (1991): Moralische Normen und Opportunismus in der neueren Theorie der Unternehmung, in: Schauenberg, B. (Hrsg.): Wirtschaftsethik – Schnittstellen von Ökonomie und Wissenschaftstheorie, Wiesbaden, S. 13-35.
- Lenz, H. (2002): Sarbanes-Oxley Act of 2002 – Abschied von der Selbstregulierung der Wirtschaftsprüfer in den USA, in: Betriebs-Berater, 57, S. 2270-2275.
- Lenz, H. / Ostrowski, M. (1997): Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich durch die Institution Abschlussprüfung – Eine Beurteilung der Regelungen im Referentenentwurf eines Gesetzes zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich aus ökonomischer Sicht, in: Betriebs-Berater, 52, S. 1523-1529.
- Lenz, N. (2002): Corporate-Governance-Umfrage: Durchblick mit Hindernissen, in: FAZ vom 08.08.2002, S. 15-16.
- Lewellen, W. / Loderer, C. / Martin, K. (1987): Executive Compensation and Executive Incentive Problems, in: Journal of Accounting and Economics, 9, S. 287-310.
- Lindenthal, S. (2001): Die Kontrollfunktion des mitbestimmten Aufsichtsrats, 1. Auflage, München.

- Lumer, G. (1997): Compensation, Turnover, and Top Management Incentives: Historical Evidence, in: *Journal of Business*, 70, S. 153-187.
- Lutter, M. (1995a): Defizite für eine effiziente Aufsichtsrats-tätigkeit und gesetzliche Möglichkeiten der Verbesserung, in: *Zeitschrift für Handels- und Gesellschaftsrecht*, 159, S. 287-309.
- Lutter, M. (1995b): Das dualistische System der Unternehmensverwaltung, in: Scheffler, E. (Hrsg.): *Corporate Governance*, 1. Auflage, Wiesbaden.
- Maisch, M. / Busse, C. (2003): About Schmidt, in: *Handelsblatt* vom 15.05.2003, S. 10.
- Malhotra, N. (1983): A Comparison of the Predictive Validity of Procedures for Analyzing Binary Data, in: *Journal of Business & Economic Statistics*, 1, S. 326 – 336.
- Manne, H. G. (1965): Mergers and the Market for Corporate Control, in: *Journal of Political Economy*, 73, S. 110-120.
- Markowitz, H. M. (1952): Portfolio Selection, in: *Journal of Finance*, 7, S. 77-91.
- Martin, K. J. / McConnell, J. J. (1991): Corporate Performance, Corporate Takeovers, and Management Turnover, in: *Journal of Finance*, 46, S. 671-687.
- McFadden, D. (1974): Conditional logit analysis of qualitative choice behavior, in: Zarembka, P. (Hrsg.), *Frontiers in Econometrics*, New York, S. 105-142.
- Menard, S. (1995): *Applied Logistic Regression*, 1. Auflage, London.
- Menzel, S. (2003): Der Aufsichtsrat wankt, in: *Handelsblatt* vom 01.04.2003, S. 7.
- Mikkelson, W. / Partch, M. (1997): The decline of takeovers and disciplinary turnover, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 44, S. 205-228.
- Morck, R. (1988): Management Ownership and Market Valuation, in: *Journal of Financial Economics*, 20, S. 293-315.
- Morck, R. / Shleifer, A. / Vishny, R. (1988): Management ownership and market valuation: An empirical analysis, in: *Journal of Financial Economics*, 20, S. 293-316.



- Morck, R. / Shleifer, A. / Vishny, R. (1989): Alternative Mechanisms for Corporate Control, in: American Economic Review, 79, S. 842-852.
- Münster, T. (2001): Ultima Ratio, in: Wirtschaftswoche, Nr. 23, S. 84-87.
- Murphy, K. (1985): Corporate Performance and Managerial Remuneration – An Empirical Analysis, in: Journal of Accounting and Economics, 7, S. 11- 42.
- Murphy, K. (1999): Executive Compensation, in: Ashenfelter / Card (Hrsg.), Handbook of Labor Economics, 3. Auflage, S. 2485-2563.
- Murphy, K. (1999): Executive Compensation, in: Handbook of Labor Economics, 3, S. 2485-2563.
- Murphy, K. / Zimmermann, J. (1993): Financial Performance Surrounding CEO Turnover, in: Journal of Accounting and Economics, 16, S. 273-315.
- Nagelkerke, N. (1991): A note on the general definition of the coefficient of determination, in: Biometrika, 78, S. 691-692.
- Nawrocki, J. (1973): Komplott der ehrbaren Konzerne – Marktmanipulation, Wettbewerbsverzerrung, Preisdiktat, Hamburg.
- o. V. (2002a): Ackermann hält an Beteiligungsabbau fest – „Bei Verkäufen ist Augenmaß erforderlich“, in: BZ vom 26.06.2002, S. 1.
- o. V. (2002b): Die Entflechtung der Deutschland AG stockt, in: FAZ vom 13.04.2002, S. 13.
- o. V. (2002c): Deutsche Bank beschleunigt den Verkauf von Beteiligungen, in: FAZ vom 06.11.2002, S. 15.
- o. V. (2002d): „Maximal drei Aufsichtsratsmandate sind genug“ – Namhafte Topmanager geben Auskunft zur Aufsichtsratspraxis / Studie von Spencer Stuart, in: FAZ vom 16.12.2002, S. 21.
- o. V. (2003a): Neue Aufsichtsräte sind nur noch schwer zu finden, in: Handelsblatt vom 01.04.2003, S. 1.

- o. V. (2003b): 300 000 Euro für den Vorsitz im Aufsichtsrat – Viele deutsche Unternehmen erhöhen die Bezüge ihrer Kontrolleure, in: FAZ vom 10.05.2003, S. 11.
- o. V. (2003c): HVB-Aktionäre sind „stinksauer“, in: BZ vom 15.05.2003, S. 17.
- o. V. (2003d): Cromme-Kommission verschärft Kodex, in: Handelsblatt vom 22.05.2003, S. 2.
- o. V. (2003e): MG-Aktionäre kritisieren Verstoß gegen „Cromme“-Kodex, in: Handelsblatt vom 30.05.2003, S. 12.
- o. V. (2003f): Mitbestimmung bleibt Reizthema – Corporate Governance Experten verlangen grundlegende Änderungen, in: Handelsblatt vom 27.06.2003, S. 14.
- o. V. (2003g): DSW fordert Transparenz bei den Gehältern, in: Handelsblatt vom 16.12.2003, S. 19.
- o. V. (2004): Spektakel mit großem Medienaufmarsch, in: BZ vom 16.01.2004, S. 6.
- Oser, P. / Orth, C. / Wader, D. (2003): Die Umsetzung des Deutschen Corporate Governance Kodex in der Praxis, in: Der Betrieb, 56, S. 1337-1341.
- Papendick, U. / Student, D. (2005): Die an der Macht kleben, in: manager magazin, 10, S. 40-57.
- Parrino, R. (1997): CEO turnover and outside succession – A cross-sectional analysis, in: Journal of Financial Economics, 46, S. 165-197.
- Paul, J. (1992): On the Efficiency of Stock-Based Compensation, in: Review of Financial Studies, 5, S. 471-502.
- Picot, A. / Michaelis, E. (1984): Verteilung von Verfügungsrechten in Großunternehmen und Unternehmensverfassung, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 54, S. 252-272.
- Poensgen, O. / Lukas, A. (1982): Fluktuation, Amtszeit und weitere Karriere von Vorstandsmitgliedern, in: Die Betriebswirtschaft, 42, S. 177-195.
- Porter, M. (1992): Capital Disadvantage: America's Failing Capital Investment System, in: Harvard Business Review, 70, S. 65-82.

- Potthoff, E. (1996): Board-System versus duales System der Unternehmensverwaltung – Vor- und Nachteile, in: Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 48, S. 253-268.
- Potthoff, E. / Trescher, K. (1995): Das Aufsichtsratsmitglied – Ein Handbuch über seine Rechte und Pflichten, 3. Auflage, Stuttgart.
- Pound, J. (1992): Raiders, targets, and politics: the history and future of American corporate control, in: Journal of Applied Corporate Finance, 5, S. 6-18.
- Psotta, M. / Ritter, J. / Sturbeck, W. (2003): Kräftige Aufschläge für viele deutsche Aufsichtsräte, in: FAZ vom 10.05.2003, S. 15.
- Puffer, S. / Weintrop, J. (1991): Corporate Performance and CEO Turnover: The Role of Performance Expectations, in: Administrative Science Quarterly, 36, S. 1-19.
- Reppesgaard, L. (2003): Der Aufsichtsrat macht Sorgen, in: Handelsblatt vom 17.04.2003, S. 6.
- Ridder-Aab, C. M. (1980): Die moderne Aktiengesellschaft im Lichte der Theorie der Eigentumsrechte, Frankfurt am Main.
- Röckemann, C. (1994): Anlageempfehlungen von Börseninformationsdiensten und Anlegerverhalten: Eine empirische Studie für den deutschen Aktienmarkt, in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 10, S. 819-847.
- Roe, M. (1993): Some Differences in Corporate Structure in Germany, Japan, and the United States, in: Yale Law Journal, 102, S. 1927-2003.
- Rönz, B. / Förster, E. (1992): Regressions- und Korrelationsanalyse, 1. Auflage, Wiesbaden.
- Rosen, S. (1992): Contracts and the Market for Executives, in: Werin, L / Wijkander, H. (Hrsg): Contract Economics, Oxford.
- Sachs, L. (1992): Angewandte Statistik, 7. Auflage, Berlin.
- Sachs, L. (1999): Angewandte Statistik, 9. Auflage, Berlin.
- Salomo, S. (2001a): Wechsel der Spitzenführungskraft und Unternehmenserfolg, Berlin.

- Salomo, S. (2001b): Erfolgsmessung in der empirischen Organisationsforschung: Wechsel der Spitzenführungskraft und Unternehmenserfolg, in: Gemünden, H. G. & Hamel, W. (Hrsg.): Außergewöhnliche Entscheidungen. Festschrift für Jürgen Hauschildt, München, S. 333-368.
- Scheffler, E. (2000): Zum Rollenverständnis der Aufsichtsräte, in: Der Betrieb, 53, S. 433-437.
- Schilling, F. (1994): Der Aufsichtsrat ist für die Katz, in: FAZ vom 27.08.1994, S. 11.
- Schlittgen, R. / Streitberg, B. H. J. (1995): Zeitreihenanalyse, 6. Auflage, München.
- Schneeweiß, H. (1990): Ökonometrie, 3. Auflage, Heidelberg.
- Schneider, U. (2000): Kapitalmarktorientierte Corporate Governance-Grundsätze, in: Der Betrieb, Heft 48, S. 2413-2417.
- Schöfeld, P. (1969): Methoden der Ökonometrie – Band I, 1. Auflage, Frankfurt am Main.
- Schrader S. / Lüthje, C. (1995): Das Ausscheiden der Spitzenführungskraft aus dem Unternehmen: Eine empirische Analyse, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 65, S. 467-492.
- Seger, F. (1997): Banken, Erfolg und Finanzierung – Eine Analyse für deutsche Industrieunternehmen, Wiesbaden, 1. Auflage.
- Sharpe, W. F. (1964): Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, in: Journal of Finance, 19, S. 425-442.
- Shearman, J. (1995): Corporate Governance – An Overview of the German Aufsichtsrat, in: The Journal of Business Law, 51, S. 517-531.
- Shleifer, A. / Vishny, R. (1986): Large Shareholders and Corporate Control, in: Journal of Political Economy, 94, S. 461-488.
- Shleifer, A. / Vishny, R. (1996): A Survey of Corporate Governance, in: Journal of Finance, 52, S. 737 -783.

- Smith, A. (1776): *An Inquiry into the Nature and the Causes of the Wealth of Nations*, London.
- Steiner, M. / Bruns, C. (1994): *Wertpapiermanagement*, 3. Auflage, Stuttgart.
- teWildt, C. (1996): *CEO Turnover and Corporate Performance – The German Case*, 1. Auflage, Kiel.
- Theisen, M. (1996): Grundsätze ordnungsmäßiger Überwachung (GoÜ) – Problem, Systematik und erste inhaltliche Vorschläge, in: Sonderheft 36 der Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, S. 75-106.
- Train, K. (1993): *Qualitative Choice Analysis*, 3. Auflage, Cambridge.
- Trescher, K. (1995): Aufsichtsratshaftung zwischen Norm und Wirklichkeit, in: *Der Betrieb*, 48, S. 661-665.
- Urban, D. (1993): *Logit-Analyse*, 1. Auflage, Stuttgart.
- Vancil, R. (1987): *Passing the Baton: Managing the Process of CEO Succession*, 1. Auflage, Boston.
- Vincent, L. (1999): The information content of funds from operations (FFO) for real estate investment trusts (REITs), in: *Journal of Accounting and Economics*, 26, S. 69-104.
- Warner, J. / Watts, R. (1988): Stock Prices and Top Management Changes, in: *Journal of Financial Economics*, 20, S. 461-492.
- Warner, J. / Watts, R. / Wruck K. (1988): Stock Prices and Top Management Changes, in: *Journal of Financial Economics*, 20, S. 461-492.
- Weisbach, M. (1988): Outside Directors and CEO Turnover, in: *Journal of Financial Economics*, 20, S. 431-460.
- Weisbach, M. / Hermalin, B. (2001): Boards of Directors as an endogenously determined Institution: A Survey of the Economic Literature, NBER working paper no. 8161.

- Wenger, E. (1987): Managementanreize und Kapitalallokation, in: Jahrbuch für Neue Politische Ökonomie, 6, S. 217-240.
- Wenger, E. (1990): Die Rolle der Banken in der Industriefinanzierung und in der Unternehmenskontrolle am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland, in: Wirtschaftspolitische Blätter, Heft 2-3, S. 155-168.
- Wenger, E. (1992): Universalbankensystem und Depotstimmrecht, in: Gröner, H. (Hrsg.): Der Markt für Unternehmenskontrolle, Berlin, 1. Auflage, S. 73-118.
- Wenger, E. (1993): Verfügungsrechte, in: Wittmann, W. et al. (Hrsg.): Handwörterbuch der Betriebswirtschaft, Stuttgart, 5. Auflage, Sp. 4495-4508.
- Wenger, E. (1994): Markt für Unternehmenskontrolle, in: Gerke, W. / Steiner, M. (Hrsg.): Handwörterbuch des Finanz- und Bankwesens, 2. Auflage, Stuttgart, Sp. 1409-1419.
- Wenger, E. (1996a): Die Organisation des Aufsichtsrats als Problem der politischen Ökonomie, in: Wirtschaftsdienst, 76, S. 175-180.
- Wenger, E. (1996b): Kapitalmarktrecht als Resultat deformierter Anreizstrukturen, in: Sadowski, D. / Czap, H. / Wächter, H. (Hrsg.): Regulierung und Unternehmenspolitik, Wiesbaden.
- Wenger, E. (1997): Stellungnahme zur Aktienrechtsreform 1997, in: Die Aktiengesellschaft, 42, Sonderheft August 1997, S. 57-64.
- Wenger, E. / Kaserer, C. (1998a): The German System of Corporate Governance – A Model which should not be imitated, in: Black, S. W. / Moersch, M. (Hrsg.): Competition and Convergence in Financial Markets, Amsterdam, S. 41-78.
- Wenger, E. / Kaserer, C. (1998b): German Banks and Corporate Governance: A Critical View, in: Hopt, K. J. et al. (Hrsg.) (1998), Comparative Corporate Governance – The State of the Art and Emerging Research, Oxford, S. 499 -553.
- Wenger, E. / Terberger, E. (1988): Die Beziehung zwischen Agent und Prinzipal als Baustein einer ökonomischen Theorie der Organisation, in: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 17, S. 506-514.

- Winter, S. (1996): Prinzipien der Gestaltung von Managementanreizsystemen, Wiesbaden.
- Winter, S. (1997): Möglichkeiten der Gestaltung von Anreizsystemen für Führungskräfte, in: Die Betriebswirtschaft, 57, S. 615-629.
- Winter, S. (2001): Empirische Untersuchungen zur Managemententlohnung, in: Jost, P.-J. (Hrsg.): Die Prinzipal-Agenten-Theorie in der Betriebswirtschaftslehre, Stuttgart, S. 491-539.
- Winter, S. (2003a): Management- und Aufsichtsratsvergütung unter besonderer Berücksichtigung von Stock Options – Lösung eines Problems oder zu lösendes Problem?, in: Hommelhoff, P. / Hopt, K. / Werder, A. (Hrsg.): Handbuch Corporate Governance, Stuttgart.
- Winter, S. (2003b): Erfolgsziele deutscher Aktienoptionsprogramme, in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Sonderheft 50-03.
- Wrigley, N. (1979): Developments in the statistical analysis of categorical data, in: Progress in Human Geography, 3, S. 315-355.
- Yermack, D. (1996): Higher market valuation of a company with a small board of directors, in: Journal of Financial Economics, 40, S. 185-211.
- Zimmermann, J. (2004): Zeitgespräch: Managergehälter in der Kritik – Sind Managergehälter wirklich zu hoch?, in: Wirtschaftsdienst, 84, S. 350-354.
- Zschoke, C. (2002): Europapolitische Mission: Das neue Wertpapiererwerbs- und Übernahmegesetz, in: Der Betrieb, 55, S. 79-85.

## Lebenslauf

<u>Persönliche Daten</u>	Name: Stephanie Roos Geboren: 16. März 1975 in Würzburg Staatsangehörigkeit: deutsch Familienstand: ledig
	<b>Berufserfahrung</b>
<u>Berufstätigkeit</u>	
Ab 01/07	Fresenius AG, Manager Corporate Development/M&A
04/06 – 12/06 08/04 – 03/06	Metzler Corporate Finance, Associate Metzler Corporate Finance, Analyst
08/00 – 08/04	Lehrstuhl für Bank- und Kreditwirtschaft/Universität Würzburg, wissenschaftlicher Mitarbeiter
	<b>Ausbildung</b>
<u>Studium</u>	
05/00	Abschluss: Diplom Kauffrau (Univ.)
11/97 – 05/00	Studium der Betriebswirtschaftslehre/Hauptstudium Bayerische Julius-Maximilians-Universität Würzburg
09/96 – 05/97	Business Administration/Auslandsstudium Troy State University in Alabama/USA
11/94 – 07/1996	Studium der Betriebswirtschaftslehre/Grundstudium Bayerische Julius-Maximilians-Universität Würzburg
<u>Schule</u>	
1985 – 1994	Mozart-Gymnasium Würzburg
1981 – 1985	Grundschule Waldbüttelbrunn