

Fluktuation von Vorständen und personelle Verflechtungen in DAX-Unternehmen



Benjamin Balsmeier · Alexander Dilger · Jörg Lingens

Zusammenfassung: In diesem Beitrag werden Hazardraten für die Vorstandsmitglieder in DAX-Unternehmen geschätzt und analysiert. Neben zahlreichen Kontrollvariablen wird insbesondere der Einfluss personeller Verflechtungen im DAX auf Ebene der Vorstände und Aufsichtsräte untersucht. In der Regel erhöhen die personellen Verflechtungen die Fluktuation der Vorstandsmitglieder, so dass sie nicht zur Verschanzung in Unternehmen dienen können, sondern auf eine bessere und wirksamere Corporate Governance hindeuten. Weitere Aufsichtsratsmandate von Arbeitnehmervertretern im Aufsichtsrat haben dagegen keinen signifikanten Einfluss auf die Hazardrate von Vorstandsmitgliedern.

Schlüsselwörter: Corporate Governance · Cox-Modell · Hazardrate · Verflechtung · Verschanzung

JEL Classification: M20 · J63 · C41

Eingegangen: 11.06.2009 / **Online publiziert:** 04.08.2010
© Gabler-Verlag 2010

Dr. B. Balsmeier (✉)
Monopolkommission und Centrum für Management an der Westfälischen
Wilhelms-Universität Münster, Heilsbachstr. 16, 53123 Bonn, Deutschland
E-Mail: benjamin.balsmeier@monopolkommission.bund.de

Prof. Dr. A. Dilger
Institut für Ökonomische Bildung und Centrum für Management,
Westfälische Wilhelms-Universität Münster, Scharnhorststr. 100, 48151 Münster, Deutschland
E-Mail: alexander.dilger@uni-muenster.de

Dr. J. Lingens
Lehrstuhl für Volkswirtschaftstheorie, Westfälische Wilhelms-Universität Münster,
Universitätsstr. 14-16, 48143 Münster, Deutschland
E-Mail: joerg.lingens@wiwi.uni-muenster.de

1 Einleitung

Nicht erst seit der aktuellen Finanz- und Wirtschaftskrise ist Corporate Governance ein Thema von großer Wichtigkeit für die Unternehmenspraxis und gleichzeitig von hohem akademischen Interesse (vgl. Bebchuk et al. 2009; Heidrick u. Struggles 2009; Hermalin 2005; Bertrand u. Mullainathan 2003; Denis 2001 und Shleifer u. Vishny 1997). Eine wichtige institutionelle Regelung ist dabei in Deutschland die Trennung von Vorstand und Aufsichtsrat im Gegensatz zum angelsächsischen Board. Während dementsprechend in demselben Unternehmen eine Person nicht sowohl im Vorstand als auch Aufsichtsrat vertreten sein kann, ist eine personelle Verflechtung über verschiedene Unternehmen hinweg durchaus möglich, am einfachsten durch ein Doppelmandat z. B. in zwei Aufsichtsräten oder einem Vorstand und dem Aufsichtsrat eines anderen Unternehmens, während der hauptamtliche Charakter der Vorstandstätigkeit zwei Vorstandsposten nur in konzernartig verbundenen Unternehmen zulässt, die im Folgenden nicht betrachtet werden.

Auf der theoretischen Ebene gibt es neben der groben Unterscheidung von Shareholder- und Stakeholder-Ansatz zwei Hauptströmungen hinsichtlich der Wirksamkeit von Corporate Governance. Auf der einen Seite neigen viele Ökonomen zu der Auffassung, dass Corporate Governance im Großen und Ganzen im Sinne der Eigentümer (und gegebenenfalls auch anderer Stakeholder) organisiert ist und zur Kontrolle potentiell opportunistischer Manager nicht nur dient, sondern meistens auch geeignet ist. Fehlverhalten lässt sich nicht gänzlich ausschließen, ist nach dieser Auffassung aber nicht die Regel. Auf der anderen Seite gibt es die Auffassung, am prominentesten vertreten von Lucian A. Bebchuk, dass der Einfluss von Topmanagern viel weiter geht und diese nicht wirksam kontrolliert werden, sondern sie die Unternehmen zu ihrem eigenen Vorteil regieren, sich in diesen verschanzen und einer wirksamen Kontrolle entziehen. Instrumente der Corporate Governance sind dann bestenfalls wirkungslos und ansonsten Hilfsmittel der Manager, um hohe Bezahlung und sichere Posten auch bei niedriger Leistung durchzusetzen. Dieser Beitrag soll hinsichtlich der personellen Verflechtungen, die theoretisch sowohl zur Kontrolle von Managern als auch zu ihrer jede Kontrolle unterlaufenden Verschanzung in Unternehmen dienen können, eine empirische Differenzierung zwischen diesen beiden Auffassungen zumindest für große Aktiengesellschaften in Deutschland ermöglichen und zugleich weitere Erkenntnisse über Hazardraten von DAX-Vorständen hervorbringen.

Während es bereits einige Untersuchungen zur Personalfuktuation von deutschen Vorständen gibt (s. Kap. 2), erlaubt unser spezieller selbsterstellter Paneldatensatz von DAX-Unternehmen über die Jahre 2001 bis 2005 (s. Kap. 3) die erstmalige Schätzung und Analyse von Hazardraten (s. Kap. 4). Die empirischen Ergebnisse (s. Kap. 5) ermöglichen eine begründete Entscheidung zwischen den zwei genannten verschiedenen theoretischen Ansätzen zur Corporate Governance, so dass schließlich ein entsprechendes Fazit mit Ausblick gezogen werden kann (s. Kap. 6).

2 Literaturüberblick

Opportunistisches Verhalten des Topmanagements großer Publikumsgesellschaften kann in verschiedenen Formen auftreten. Klassische Managermodelle hierzu wurden bereits Ende der 50er und Anfang der 60er Jahre des letzten Jahrhunderts entwickelt. Baumol

(1959) modelliert eine Abweichung des Topmanagements vom unternehmenswertmaximierenden Verhalten auf Grund starker Präferenzen des Topmanagements bzgl. der Größe des Unternehmens. Zentrale Annahme ist, dass die Karrierechancen und der soziale Status der Manager eher mit der Größe des Unternehmens als mit dem Unternehmensgewinn steigen. In ähnlicher Form begründet Marris (1963, 1964) seine Annahme eines starken Interesses des Topmanagements an der Wachstumsrate des Unternehmens. Die Wachstumsrate sei positiv mit dem Prestige und dem Einfluss der Manager verbunden, was eine Abweichung des Topmanagements von dem unternehmenswertmaximierenden Verhalten induziert. Nach Williamson (1963, 1964) entsteht ein Konflikt zwischen den Eigentümer- und den Managerzielen, weil das Topmanagement entgegen den Interessen der Anteilseigner eine starke Präferenz für Investitionen mit Konsumcharakter hat. In Bezug auf Investitionsentscheidungen des Managements kann dies beispielsweise zu Überinvestitionen führen, wenn mit bestimmten Investitionen Vergünstigungen für das Management verbunden sind. Eine Erklärung für ein solches Managementverhalten liefert die mit Fehlinvestitionen einhergehende Möglichkeit, sich im eigenen Unternehmen zu verschanzen (vgl. Nagarajan et al. 1995; Shleifer u. Vishny 1989 und Jensen 1986). Ein hoher Verschanzungsgrad der Unternehmensleitung äußert sich indirekt z. B. in wirkungsarmen Shareholderrechten, steuerungsunfähigen Kontrollgremien oder leistungsunabhängigen Sonderzahlungen.¹ Auch Mehrfachmandate können als Instrument der Managerverschanzung interpretiert werden, da sie den Managern einen größeren Einflussbereich verschaffen und somit die Kontrollintensität vermindern können. Mit zunehmender Verschanzung reduziert das Management folglich seine Entlassungswahrscheinlichkeit bei gleichzeitiger Steigerung seiner Verhandlungsmacht gegenüber den Prinzipalen. Die erhöhte Verhandlungsmacht kann das Management daraufhin z. B. in Gehaltsverhandlungen und für sich besonders günstigen Optionsmodellen im eigenen Interesse ausnutzen (vgl. Bebchuk et al. 2010a, b; Bebchuk u. Fried 2004, 2003 sowie bereits Shleifer u. Vishny 1989).

Folgt man der klassischen Prinzipal-Agenten-Theorie, kann opportunistisches Verhalten des Topmanagements zwar nicht gänzlich verhindert werden, es können jedoch geeignete Verträge geschlossen werden, die die Summe aus Anreiz- und Kontrollkosten minimieren (vgl. Jensen u. Meckling 1976). Der Machtansatz von Bebchuk setzt an der Stelle der Vertragsverhandlungen an, indem er unterstellt, dass bereits die Vertragsabschlüsse zwischen Eigentümern und Management aufgrund der Machtstellung der Manager – sichtbar durch verschiedene Formen der Verschanzung – zu Gunsten der Manager beeinflusst sind und somit das Ziel minimierter Kontrollkosten nicht erreicht wird. Nach Vertragsabschluss bauen die Manager ihre Macht weiter aus, z. B. durch verschiedene Formen der Verflechtung.

Da die obersten Manager und Kontrolleure eines Unternehmens an zentralen strategischen Entscheidungen beteiligt sind, liegt die Vermutung nahe, dass sowohl strukturelle als auch personelle Merkmale der Leitungs- und Kontrollgremien zentrale Eigenschaften der Corporate Governance darstellen. Eine Reihe empirischer Studien zur Corporate Governance beschäftigt sich daher mit den Determinanten der Zusammensetzung der obersten Leitungs- und Kontrollorgane und deren Einfluss auf die Performance oder die Gehälter des Topmanagements der betreffenden Unternehmen. Yermack (1996) ermittelt beispielsweise einen negativen Zusammenhang zwischen der Größe des Vorstandes und dem Unternehmenswert. Andere Studien widmen sich der Unabhängigkeit der Kontrolleure, dem

Verhältnis von ausführenden zu kontrollierenden Vorständen (vgl. Ryan u. Wiggins 2004), der Stellung des CEOs innerhalb des Vorstandes (vgl. Core et al. 1999), dem Grad der Verschanzung des CEOs (vgl. Bebchuk u. Cohen 2005; Ryan u. Wiggins 2004 und für ein theoretisches Verschanzungsmodell Shleifer u. Vishny 1989), Vorstandsmitgliedern aus dem Kreis von Eigentümerfamilien (vgl. Francisco 2006) oder der Anzahl und Art externer Kontrollmandate einzelner Vorstandsmitglieder (vgl. Faccio 2006; Hallock 1997 und Kaplan u. Reishus 1990).

Jüngere empirische Studien belegen sowohl für US-amerikanische als auch deutsche Unternehmen eine starke Bedeutung der personellen Unternehmensverflechtung über Mehrfachmandate der Boardmitglieder bzw. Vorstände und Aufsichtsräte für die Corporate Governance (und für die Kommunikation von Unternehmensinformationen, vgl. Cohen et al. 2008). Nach Schonlau u. Singh (2009) tätigen personell besser vernetzte Unternehmen signifikant profitablere Unternehmenszukäufe. Perry u. Peyer (2005) finden für US-amerikanische Unternehmen mit Merkmalen einer unterdurchschnittlichen Corporate Governance negative Renditen, sobald diese Unternehmen Boardmitglieder aus anderen Unternehmen ernennen oder eigene Boardmitglieder in andere Unternehmen entsenden. Investoren von Unternehmen mit tendenziell geringeren Agency-Problemen profitieren hingegen bei einer Entsendung der Boardmitglieder in ein anderes Unternehmen. Nach Fich u. Shivdasani (2006) sind Unternehmen mit einer Mehrzahl von externen Boardmitgliedern, die in drei oder mehr anderen Unternehmen Kontrollmandate ausüben, mit einer geringeren Unternehmensperformance verbunden. Zudem ist die Kopplung zwischen Unternehmensleistung und Managerwechsel in derartig verflochtenen Unternehmen geringer, was ebenfalls als Zeichen ineffektiver Kontrolltätigkeit interpretiert wird. Ergänzend hierzu zeigen Barnea u. Guedj (2007), dass stärker personell verflochtene Boards mit einer höheren CEO-Vergütung und geringeren Wechselwahrscheinlichkeit bei unterdurchschnittlicher Performance einhergehen. Zudem werden Manager mit Mehrfachmandaten eher in andere Boards berufen. Ebenso finden Core et al. (1999) einen positiven Zusammenhang zwischen der Anzahl der Boardmitglieder, die mindestens drei weitere Boardmandate innehaben, und dem Gehalt des CEOs. Ferris et al. (2003) stellen hingegen keinen Einfluss von Mehrfachmandaten auf die Unternehmensperformance fest. Insgesamt fällt die Evidenz zur Vorteilhaftigkeit personeller Verflechtungen für US-amerikanische Unternehmen also gemischt aus. In Bezug auf die Unternehmensperformance werden vor allem negative Effekte personeller Verflechtungen nachgewiesen, die auch durch entsprechende Studien zum Zusammenhang mit Vorstandsgehältern gestützt werden. Die Befunde von Schonlau u. Singh (2009) und Ferris et al. (2003) legen indes eine zurückhaltende Beurteilung nahe, weshalb für eine abschließende Bewertung noch zusätzliche Studien nötig sind.

Für Deutschland stellt Beyer (1996) anhand eines Querschnitts von 694 Unternehmen aus dem Jahr 1992 keinen signifikanten Unterschied zwischen cliquen- oder kreisförmig verflochtenen Unternehmen und nicht derartig verflochtenen Unternehmen hinsichtlich ihrer Eigenkapitalrentabilität fest. Die personell stärker verflochtenen Unternehmen sind jedoch signifikant größer. Auf Grund der besonderen Stellung der Banken innerhalb der deutschen Unternehmenslandschaft untersuchen Dittmann et al. (2010) die Rolle von Bankern in Aufsichtsräten deutscher Unternehmen. Demnach besteht ein negativer Zusammenhang zwischen der Anzahl der Banker in den Aufsichtsräten und der Unternehmensleistung der 137 nicht in der Finanzwirtschaft tätigen untersuchten Unternehmen im Zeitraum von

1994–2005. Die Banken profitieren durch eine höhere Kreditvergabe in den Branchen, in denen sie Mitarbeiter als Aufsichtsräte entsandt haben. Balsmeier u. Peters (2009) zeigen anhand eines Paneldatensatzes für 70 deutsche Unternehmen aus dem Zeitraum von 2000 bis 2006, dass die Vorstandsgehälter mit der Anzahl der Unternehmen, in denen die betreffenden Vorstände externe Aufsichtsratsmandate ausüben, steigen. Die Performance der entsendenden Unternehmen hat zudem keinen Einfluss auf die Erlangung zusätzlicher Kontrollmandate.

Zusammenhänge zwischen dem Ausscheiden von Topmanagern aus den Vorständen deutscher Unternehmen und Merkmalen der Corporate Governance werden erstmalig von Kaplan (1994) einer systematischen empirischen Analyse unterzogen. Kaplan (1994) untersucht Auswirkungen einer Veränderung der Unternehmensleistung und -größe sowie verschiedener Eigentümerstrukturen auf die Wahrscheinlichkeit eines Managerwechsels in Vorständen und Aufsichtsräten großer deutscher Unternehmen. Er verwendet hierzu Daten von 42 großen deutschen Industrieunternehmen für die Jahre 1981 bis 1989. Die Ergebnisse verschiedener Logit-Modell-Schätzungen zeigen einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen einer Verminderung der Aktienrendite bzw. Eigenkapitalrendite und der Wahrscheinlichkeit eines Vorstands- oder Aufsichtsratswechsels. Signifikante Einflüsse der Unternehmensgröße und Eigentümerstruktur können nicht festgestellt werden. Anhand eines aktuelleren Datensatzes der DAX100-Unternehmen für die Jahre 1994 bis 2004 zeigen Bresser u. Thiele (2008), dass eine engere Verknüpfung von Unternehmensleistung und Vorstandswechsel in denjenigen Unternehmen vorzufinden ist, in denen der Aufsichtsratsvorsitzende ein ehemaliges Vorstandsmitglied desselben Unternehmens ist.

3 Daten

Die empirische Analyse wird anhand eines eigens für die erläuterte Problemstellung per Hand erhobenen Paneldatensatzes durchgeführt. Der Datensatz umfasst alle 35 Unternehmen, die während der Berichtsjahre 2001 bis 2005 wenigstens einmal im DAX gelistet waren (mit DAX ist jeweils der aktuelle DAX30 gemeint). Für Unternehmen, die während des Berichtszeitraumes neu in den DAX aufgenommen wurden oder aus dem DAX ausgeschieden sind, werden die verwendeten Variablen, soweit Daten vorhanden sind, auch in den Jahren erhoben, in denen keine DAX-Listung gegeben ist. Der Anhang enthält eine Tab. A der verwendeten Unternehmungen und der jeweiligen Jahre. Die verwendeten Unternehmensdaten einschließlich der einzelnen Vorstands- und Aufsichtsratsmitglieder sind dem „Hoppenstedt Aktienführer“ (Jahrgänge 2003 bis 2007) entnommen. Es werden insgesamt 349 Vorstandsmitglieder (davon 49 Vorstandsvorsitzende, was 14 % entspricht) und 817 Aufsichtsratsmitglieder im Beobachtungszeitraum identifiziert. Neben in vergleichbaren Untersuchungen gängigen Unternehmensmerkmalen wie Eigenkapitalrendite (in unserem Fall gemessen als Jahresüberschuss dividiert durch das Eigenkapital), Mitarbeiteranzahl und Streubesitzanteil werden zudem die jährlichen Gesamtvergütungen der Vorstände und Aufsichtsräte erhoben.

Da in den Jahren 2001 bis 2005 die meisten DAX-Unternehmen weder individualisierte Vergütungen noch eine Trennung der variablen und fixen Vergütungsbestandteile ihrer Organmitglieder ausgewiesen haben, wird das arithmetische Mittel der Gesamtvergütung der Vorstände als Proxy für die individuelle Vorstandsvergütung verwendet. Zur

Erzeugung der Kovariaten, die als Maß für die personelle Verflechtung dienen, werden aus der Liste der einzelnen Vorstands- und Aufsichtsratsmitglieder sowohl eine individuelle als auch zwei auf Unternehmensebene aggregierte Variablen der personellen Unternehmensverflechtung berechnet. Im Einzelnen wird für jedes Vorstandsmitglied die Anzahl der im gleichen Berichtsjahr parallel ausgeübten Aufsichtsratsmandate in anderen DAX-Unternehmen (oder im Berichtszeitraum 2001 bis 2005 zumindest einmalig im DAX vorhandenen Unternehmen) bestimmt. Diese Variable soll messen, wie gut ein einzelner Vorstand vernetzt ist und somit potentielle Informationsvorteile nutzen kann, die eine Verschanzung vor dem Kontrollgremium ermöglicht. Neben der individuellen Verflechtung der Vorstände berücksichtigen wir auch die aggregierte Verflechtung des Kontrollgremiums, also des Aufsichtsrates. Auf der einen Seite ermitteln wir, wie viele Vorstandsmandate von Aufsichtsratsmitgliedern in anderen DAX-Unternehmen parallel ausgeübt werden. Auf der anderen Seite erheben wir, wie viele Aufsichtsratsmandate der Aufsichtsrat in anderen DAX Unternehmen parallel ausübt.²

Damit der Effekt der personellen Verflechtung auf die Verweildauer der Vorstände untersucht werden kann, müssen eine Reihe von zusätzlichen Variablen erhoben werden, die prinzipiell diese Verweildauer bestimmen. Neben den oben erwähnten Kontrollvariablen haben wir noch eine ganze Reihe weiterer erhoben. Tabelle 1 zeigt die deskriptive Statistik der erhobenen und verwendeten Kovariaten.

Bevor wir eine Interpretation der deskriptiven Statistiken vornehmen können, ist die Datenstruktur näher zu betrachten. Die von uns erhobenen und untersuchten Daten liegen in einer sogenannten Spell-Struktur vor. Wir beobachten also für die Zeit von 2001 bis 2005 alle Individuen, die in dieser Zeit dem Vorstandsgremium eines DAX-Unternehmens angehört haben. Entsprechend ergibt sich das Sample als Summe aller Individuen multipliziert mit der individuellen Dauer in einem Vorstand. Würden wir auf Basis dieser Spell-Struktur deskriptive Statistiken angeben, so ergäben sich folgende Verzerrungen. Unternehmen mit vielen Spells (d. h. mit sehr vielen individuellen Beobachten) erhielten ein größeres Ge-

Tab. 1: Deskriptive Statistik auf Unternehmensebene

Variable	Zahl der Beobachtungen	Durchschnitt	Standardabweichung	Minimum	Maximum
Eigenkapitalrendite	136	0,19360	0,22549	-1,36113	0,66629
Mitarbeiter	136	118,099	122,817	38	502,545
Dividende (1 = ja)	136	0,88971		0	1
Vorstandsvergütung (log.)	133	14,18640	0,50679	13,07107	15,77199
Vorstandsgröße	136	6,11029	2,15913	3	13
Streubesitz	136	0,56824	0,25528	0,01	1
Investitionen (in Mio. €)	136	3439,882	6284,212	0,6	35,912
Aufsichtsratsmandate des Vorstandes	136	0,50000	1,31092	0	6
Vorstandsmandate des AR (kumuliert)	136	1,19118	1,09892	0	4
Aufsichtsratsmandate des AR (kumuliert)	136	8,12500	6,45949	0	27

wicht als solche mit wenigen, d. h. „große“ Unternehmungen, gemessen an der Größe des Vorstandes oder des Aufsichtsrates würden stärker berücksichtigt. Um diese Verzerrung zu beheben, geben wir die deskriptiven Statistiken auf Unternehmensebene an. Zusätzlich haben wir eine weitere Bereinigung vorgenommen und nur die Datensätze berücksichtigt, für die keine „Missings“ vorliegen. Wir zeigen mithin nur deskriptive Statistiken für die Daten, die auch später in der Regression berücksichtigt werden. Die Ergebnisse dieser Statistiken zeigt Tab. 1.

Die Eigenkapitalrendite (Jahresüberschuss dividiert durch Eigenkapital³) liegt im Sample bei ungefähr 19 %, jedoch ist die Schwankungsbreite sehr hoch. Die durchschnittliche Zahl der Mitarbeiter im Sample beträgt gut 118.000. Dies ist nicht verwunderlich, da die Größe (allerdings in Form der Marktkapitalisierung) eine Voraussetzung für die Aufnahme in den DAX ist. Diese Kapitalmarktgröße ist mit anderen Größenindizes, etwa der Mitarbeiterzahl, hoch korreliert. Dass die Spannweite in der Mitarbeiterzahl so groß ist, liegt an den unterschiedlichen Branchen und rechtlichen Konstrukten der DAX-Unternehmen. Die Hypo Real Estate Holding war mit 38 Mitarbeitern das „kleinste“ Unternehmen, was natürlich am Konstrukt der Holding liegt.

Die beobachteten Vorstandsgrößen variieren ziemlich stark zwischen 3 und 13 Mitgliedern. Zur Untersuchung der Verweildauer einzelner Vorstände ist dies eine wichtige Größe, da sie einen erheblichen Einfluss darauf hat, wie leicht oder schwer einzelne Vorstandsmitglieder mögliche Koalitionen gegen das Kontrollgremium oder auch mit ihm bilden können. Durch die doch sehr unterschiedliche Vorstandgröße im Sample ist natürlich auch die Spannweite der aggregierten Vorstandsvergütung relativ hoch, während über die individuelle Vergütung während unseres Untersuchungszeitraums noch keine Angaben gemacht wurden.

Die Höhe der Investitionen liegt im Durchschnitt bei etwa € 3,4 Mrd., wobei auch hier große Unterschiede zwischen den Unternehmen bestehen. Der Streubesitzanteil beträgt im Durchschnitt etwa 57 %. Dieser relativ hohe Wert ist insofern nicht verwunderlich, als dass ein hoher Streubesitzanteil ein Kriterium für die Aufnahme in den DAX ist (vgl. Deutsche Börse 2010).

Schließlich sind noch die Verflechtungsvariablen zu betrachten. Wir haben aus den uns vorliegenden Informationen drei Variablen konstruiert, die die Verflechtung messen. Diese wurden oben bereits erläutert. Bezüglich der individuellen Verflechtung beobachten wir durchschnittlich 0,5 Aufsichtsratsmandate in anderen DAX-Unternehmen pro Vorstand. Jedoch ist die Spannweite (wie auch die Standardabweichung) sehr hoch. Der Sampledurchschnitt bei den aggregierten Aufsichtsratsverflechtungen liegt bei 1,2 (Zahl der Vorstände aus anderen DAX-Unternehmen im jeweiligen Aufsichtsrat) bzw. bei 8,1 (Zahl der Aufsichtsräte aus anderen DAX-Unternehmen im Aufsichtsrat).

4 Empirische Methode

Ziel der empirischen Analyse ist es, die Bestimmungsgründe der Verweildauer im Vorstand von DAX-Unternehmen zu identifizieren. Gegeben die oben beschriebene Struktur der Daten lassen sich diese nicht mit einem Standard-Regressionsverfahren wie etwa OLS ermitteln. Verhindert wird dies aus zwei Gründen. Erstens sind die Daten bezüglich der Verweildauer zensiert. Wir verfolgen die einzelnen Individuen nicht vom Anfang ihrer Mit-

gliedschaft im Vorstand bis zu ihrem Ausscheiden. Stattdessen beobachten wir „nur“ ein Zeitfenster. Somit kann es passieren, dass wir möglicherweise den „wahren“ Anfangs- und Endzeitpunkt nicht bestimmen können. Mit einem OLS-Verfahren würde diese Unvollständigkeit der Informationen nicht berücksichtigt, was zu massiven Verzerrungen führen kann. Der zweite Grund, der gegen OLS spricht, ist die benötigte Flexibilität bezüglich der statistischen Verteilung. Das OLS-Verfahren unterstellt, dass die Stichprobe, die betrachtet wird, normalverteilt um den (unbekannten) „wahren“ Zusammenhang ist, der seinerseits als linear angenommen wird. Auch diese Annahmen scheinen für unsere Daten nur bedingt geeignet bzw. zumindest diskussionswürdig.

Um diesen beiden Problemen zu begegnen, benutzen wir die Verweildaueranalyse. Diese ist speziell dazu geeignet, mit zensierten (am Rand des Beobachtungszeitraums liegenden) Daten umzugehen und die vorhandenen Informationen dabei zu nutzen (für eine Übersicht s. Hüppelshäuser et al. 2006, für ein Anwendungsbeispiel aus der Sportökonomik Dilger u. Prinz 2004). Im Folgenden soll die Grundidee der Methode dargestellt werden. Dies ermöglicht zum einen ein besseres Verständnis der Ergebnisse unserer Schätzungen und zum anderen werden die Vorteile und die Möglichkeiten dieser Methode nochmals deutlich. Es sei T die Dauer, die ein Individuum in einem bestimmten Zustand verbringt. In unserem Zusammenhang ist also T die Zeit, die ein Individuum dem Vorstand eines bestimmten DAX-Unternehmens durchgehend angehört. Diese Dauer ist (annahmegemäß) eine Zufallsvariable. Die Ausprägungen der Zufallsvariable t folgen der Verteilungsfunktion $F(t)$. Die Verteilungsfunktion gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass ein Individuum bis zu einer Dauer von t Zeiteinheiten im Vorstand verweilt. Die Überlebenswahrscheinlichkeit ist entsprechend $S(t) = 1 - F(t)$ und zeigt, wie hoch die Wahrscheinlichkeit ist, eine Dauer größer als t Zeiteinheiten in einem bestimmten Vorstand zu sein. Eine weitere wichtige Größe in diesem Zusammenhang ist die Hazardrate, die im Fokus der empirischen Analyse steht. Die Hazardrate $\lambda(t)$ gibt die bedingte Wahrscheinlichkeit an, in der nächsten Zeiteinheit den relevanten Zustand zu verlassen, gegeben ein Individuum hat die Dauer t in diesem Zustand verbracht. Konkret zeigt also die Hazardrate in unserem Fall die Wahrscheinlichkeit eines Verlassens des Vorstandes, wenn eine Person t Jahre Mitglied im Vorstand war. Nehmen wir für den Moment an, dass diese Dauer eine stetige Zufallsvariable ist (diese Annahme ist nicht essentiell für die Anwendung der Methode), dann gelten formal folgende Zusammenhänge:

$$F(t) = \Pr(T \leq t) \quad (1)$$

$$f(t) = \Pr(T = t) \quad (2)$$

$$\lambda(t) = f(t)/(1 - F(t)), \quad (3)$$

wobei \Pr die Wahrscheinlichkeit für ein Ereignis bezeichnet. Auf Basis der beobachteten Dauern, die Individuen in einem Vorstand verbringen, können nun Aussagen über den Zufallsprozess getroffen werden, der das Ausscheiden aus dem Vorstand beschreibt. Einfaches Abzählen ermöglicht im Prinzip bereits, Aussagen über die Überlebenswahrscheinlichkeit $S(t)$ und damit über die Hazardrate zu treffen. Vor allem die Frage, wie sich diese über die Dauer (also über die Zeit) entwickelt, ist hierbei von zentralem Interesse. Ohne das Problem der Zensierung (also die Informationslücke im Bezug auf die tatsächliche Verweildauer einiger Individuen) ist diese Schätzung denkbar einfach. Die Schätzung

für $S(t)$ ist dann einfach die Zahl der Individuen, die bis t überlebt haben, dividiert durch die Zahl aller Individuen.

Probleme ergeben sich jedoch, wenn zensierte Beobachtungen vorliegen. In diesem Fall kommt der Kaplan-Meier-Schätzer zur Anwendung. Um diesen zu berechnen, wird für jeden beobachteten Zeitpunkt, an dem es zu einem Zustandswechsel kommt (also zu einem Ausscheiden aus dem Vorstand), der Anteil der „Überlebenden“ bestimmt. Die Überlebenswahrscheinlichkeit $S(t)$ ist dann das Produkt der einzelnen Überlebenswahrscheinlichkeiten bis zu diesem Zeitpunkt.

Die grundsätzliche Idee des Regressionsansatzes zur Berücksichtigung weiterer Variablen ist relativ leicht einsichtig. Die Hazardrate, also die bedingte Wahrscheinlichkeit des Ausscheidens aus dem Vorstand, wird als die zu erklärende (endogene) Variable benutzt. Nun wird angenommen, dass die Hazardrate einerseits von der Dauer, andererseits von einem Vektor erklärender Variablen abhängt. Das Grundprinzip des Cox-Modells ist, diese beiden Effekte getrennt voneinander zu betrachten. Der Einfluss der Dauer wird in der sogenannten Baseline-Hazardrate widerspiegelt. Diese beschreibt den „generellen“ Prozess, dem die Verweildauer (d. h. die Hazardrate) folgt. Die erklärenden Variablen (so die Annahme) „verschieben“ diese Baseline-Hazardrate nach oben bzw. nach unten. Wichtig bei dieser Annahme ist also, dass der Einfluss der erklärenden Variablen über die Dauer hinweg konstant ist. Diese Annahme wird im empirischen Teil zu testen sein.

Wenn $\mathbf{X} = (X_1, X_2, \dots, X_i)$ den Vektor der erklärenden Variablen beschreibt, dann lautet das Cox-Modell formal:

$$\lambda(t, \mathbf{X}) = \lambda_0(t) \hat{e}(\beta \mathbf{X}), \quad (4)$$

wobei $\lambda_0(t)$ die Baseline-Hazardrate bezeichnet. Ziel ist es nun, auf Grundlage der Beobachtungen die Parameter β zu bestimmen. Diese zeigen dann den Effekt der jeweiligen erklärenden Variablen X_i . Gleichung (4) beinhaltet auch die Annahme, dass die erklärenden Variablen einen proportionalen Einfluss auf die Hazardrate haben. Vergleichen wir z. B. die Hazardraten von zwei Individuen, die durch die Vektor \mathbf{X}_1 und \mathbf{X}_2 gekennzeichnet sind, dann gilt:

$$HR = \lambda(t, \mathbf{X}_1) / \lambda(t, \mathbf{X}_2) = \hat{e}(\beta (\mathbf{X}_1 - \mathbf{X}_2)). \quad (5)$$

Diese Hazard-Ratio hat die direkte Interpretation, um welchen Faktor die Hazardrate steigt, wenn sich der Wert einer erklärenden Variable ändert.

Das Cox-Modell unterstellt keine Verteilungsfunktion für die Verweildauer in dem uns interessierenden Zustand. Somit ist eine Aussage über die funktionale Form der Baseline-Hazardrate a priori nicht möglich. Nicht möglich ist damit aber auch eine Schätzung des Parametervektors mit Hilfe der Maximum-Likelihood-Methode. Um dieses Problem zu lösen, schlägt Cox (1972) vor, zur Bestimmung des Parametervektors nicht die Likelihood-Funktion, sondern die partielle Likelihood-Funktion zu maximieren. Diese hat ähnliche statistische (und numerische) Eigenschaften wie die Likelihood-Funktion, jedoch taucht die Baseline-Hazardrate in dieser Form nicht mehr auf (s. Kalbfleisch u. Prentice 2002 für das genaue Vorgehen). Damit ist das Modell in der Lage, die („statistisch wahrscheinlichsten“) Werte für den Parametervektor zu ermitteln, und bietet die Möglichkeit zur Inferenz, d. h. die Analyse zeigt nicht nur die Stärke eines Einflusses, sondern auch, ob dieser Einfluss eher zufällig oder statistisch signifikant ist.

Zwei weitere Punkte, die für unser Vorgehen und für die Interpretation unserer Ergebnisse wichtig sind, sollen an dieser Stelle noch kurz erwähnt werden. Der erste Punkt betrifft die Modellierung der Baseline-Hazardrate, also den „generellen“ statistischen Prozess, der die Verweildauer in einem Vorstand beschreibt. In der obigen Beschreibung des Cox-Modells wird angenommen, dass die Baseline-Hazardrate für alle beobachteten Individuen (bzw. deren Verweildauern) identisch ist. Diese Vorgehensweise basiert auf einer sehr restriktiven Homogenitätsannahme. Sehr viel wahrscheinlicher dürfte es jedoch sein, dass die Individuen (bzw. die Verweildauern) innerhalb eines Unternehmens zwar einem homogenen Prozess folgen, dieser aber für verschiedene Unternehmen unterschiedlich ist. Es ist somit angebracht, diese generelle Heterogenität zwischen den Unternehmen zu berücksichtigen. Im Rahmen des Cox-Modells geschieht dies durch die Annahme, dass verschiedene Gruppen (in unserem Fall die Unternehmen) durch unterschiedliche Baseline-Hazardraten gekennzeichnet sind. Die Schätzung erfolgt auf der Basis von

$$\lambda(t, \mathbf{X}) = \lambda_{j0}(t) \hat{e}(\beta \mathbf{X}), \quad (6)$$

wobei j der Index für die betrachteten Unternehmen ist. Die Schätzung ist damit stratifiziert auf Basis der Unternehmen. Durch die Stratifizierung wird die Heterogenität der Verweildauern zwischen den Unternehmen berücksichtigt. Dabei wird jedoch angenommen, dass diese Unternehmenseffekte nicht so wichtig sind (bzw. sich hinsichtlich des Effekts der anderen Variablen nicht hinreichend unterscheiden), dass dies eine explizite Berücksichtigung in dem Vektor der erklärenden Variablen rechtfertigen würde. Trotzdem ist die implizite Modellierung der Heterogenität ein wichtiger Schritt, um den Fit und damit den Erklärungsgehalt des Modells zu verbessern.

Ein zweiter wichtiger Punkt betrifft die Heterogenität der einzelnen Individuen. Durch die Struktur des Datenmaterials sind wir faktisch kaum in der Lage, erklärende Variablen zu konstruieren, die individuelle Heterogenität berücksichtigen. Es mag aber dennoch gute Argumente dafür geben, dass persönliche Merkmale einen Einfluss auf die Verweildauer haben. Um dies zu berücksichtigen, schätzen wir auch ein Modell, welches für unbeobachtete Heterogenität der Individuen kontrolliert. Die Idee dieses Modells ist die folgende. Nehmen wir an, dass die einzelnen individuellen Verweildauern noch eine zusätzliche Heterogenität aufweisen, die durch die berücksichtigten erklärenden Variablen nicht aufgefangen werden kann. Die Heterogenität verschiebt die Verweildauer um den Faktor z nach oben bzw. nach unten. Dieser Faktor ist stochastisch (zumindest in der Modellierung, einfach weil er unbeobachtet ist) und folgt einer Verteilung, in unserem Fall der Gamma-Verteilung mit einem Erwartungswert von 1 und einer (unbekannten) Varianz von σ . Das auf der Datenbasis zu schätzende Modell lautet somit:

$$\lambda(t, \mathbf{X}) = z(\sigma) \lambda_{j0}(t) \hat{e}(\beta \mathbf{X}). \quad (7)$$

Neben dem Parametervektor wird in diesem Fall auch die Varianz geschätzt. Ist diese nicht signifikant von null verschieden, so kann davon ausgegangen werden, dass keine unbeobachtete Heterogenität vorliegt. In diesem Fall kann auf das Standard-Cox-Modell zurückgegriffen werden.

Tab. 2: Überlebenswahrscheinlichkeit der Vorstände und Kaplan-Meier-Schätzer

Zahl der Vorstände	Dauer der Mitgliedschaft	Zahl der Ausgeschiedenen	Überlebenswahrscheinlichkeit	Kaplan-Meier-Schätzer
266	1	0	1	1
235	2	31	0,88	0,88
219	3	16	0,93	0,88 * 0,93
196	4	23	0,89	0,88 * 0,93 * 0,89
147	5	49	0,75	0,88 * 0,93 * 0,89 * 0,75

5 Ergebnisse

Die empirischen Ergebnisse für den Kaplan-Meier-Schätzer sind in Tab. 2 und Abb. 1 dargestellt.

Im Folgenden werden drei unterschiedliche Schätzungen von Cox-Modellen präsentiert. Zuerst werden nur die Kontrollvariablen betrachtet ohne die Verflechtung von Vorstand und Aufsichtsrat. In der zweiten Schätzung wird die Verflechtung einzelner Vorstandsmitglieder in Form ihrer eigenen Aufsichtsratsmandate sowie die Verflechtung des kontrollierenden Aufsichtsrats einbezogen, wodurch die Gesamtschätzung verbessert wird und relevante Erkenntnisse für die hier vor allem interessierende Fragestellung gewonnen werden. Schließlich wird in der dritten Schätzung der Verflechtungseinfluss des Aufsichts-

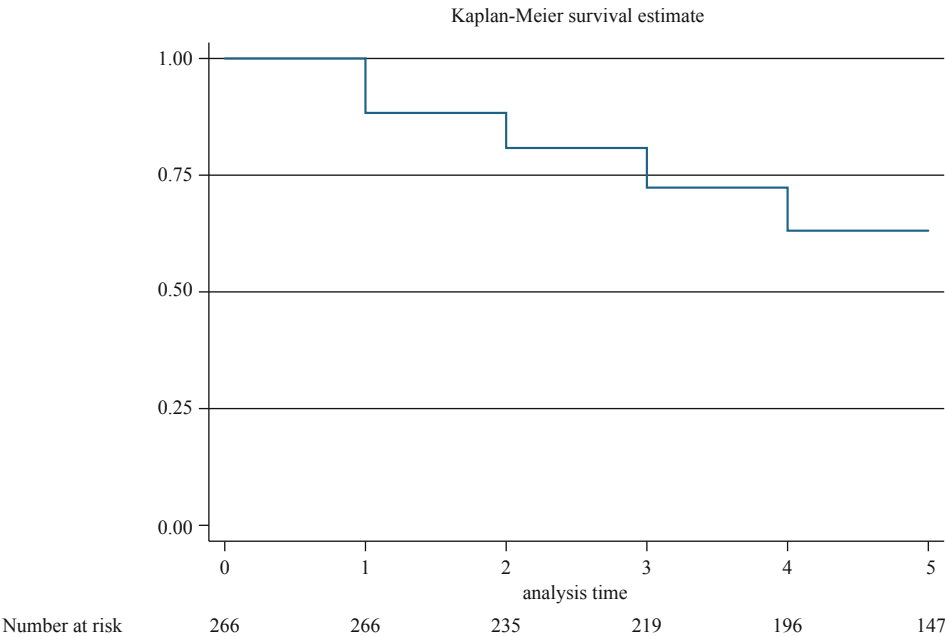


Abb. 1: Überlebenswahrscheinlichkeit nach dem Kaplan-Meier-Schätzer

rats geteilt in Vertreter der Arbeitnehmer- und der Kapitalgeberseite, was zusätzliche relevante Erkenntnisse liefert. Für alle drei Schätzungen gilt, dass die Koeffizienten der Regression angegeben werden. Diese zeigen entsprechend die Verschiebung der Baseline-Hazardrate an. Bei der Interpretation der Koeffizienten ist die Struktur der Cox Regression (wie oben beschrieben) zu beachten. Der Koeffizient zeigt eine Semi-Elastizität, d. h. dieser zeigt an, um wie viel Prozent sich die Hazardrate verändert, wenn die Kovariate um eine Einheit steigt. Werte größer als null zeigen eine Erhöhung der Hazardrate an, also einen größeren Hazard bzw. ein wahrscheinlicheres Ausscheiden aus dem Vorstand, während umgekehrt Werte kleiner als null zu einem kleineren Hazard und damit einem wahrscheinlicheren Verbleib im Vorstand führen. Dabei berücksichtigen alle Schätzungen robuste Standardfehler und die Schichtung der Unternehmen, d. h. heterogene Baseline-Hazardraten. Alternativ haben wir die zweite Schätzung (mit Berücksichtigung der Verflechtung) mit unbeobachteter (individueller) Heterogenität geschätzt, was eine Varianz der Weibull-Verteilung von $\theta = 0,000000113$ ergab, die nicht signifikant von null verschieden ist. Also kann individuelle Heterogenität durchaus vernachlässigt werden, wie es in den präsentierten Schätzungen der Fall ist. Zur Beurteilung der relativen Vorteilhaftigkeit der einzelnen Spezifikationen haben wir das *Akaike Information Criterion* (AIC) angegeben. Dieses Kriterium zeigt, ob der „Fit“ des Modells sich verbessert, wenn zusätzliche Kovariate aufgenommen werden. Dabei wird der Verlust an Freiheitsgraden, der durch zusätzliche Kovariate verursacht wird, berücksichtigt (vgl. Greene 2003). Ein kleinerer Wert des AIC deutet dabei auf ein Modell mit dem besten Erklärungsgehalt pro Parameter hin. Im Lichte dieses Kriteriums bringt die Aufnahme der Verflechtungsvariablen einen deutlichen Erklärungsgewinn.

Ein weiterer wichtiger Punkt ist die Zahl der Beobachtungen, die berücksichtigt werden. In der Schätzung werden 266 Individuen berücksichtigt. Solange wir diese Individuen beobachten, kennen wir in jedem Jahr die entsprechende Dauer, die ein Individuum in einem Vorstand verbracht hat (zusätzlich zu den Kovariaten). Diese Dauer ist aber letztlich die zu erklärende Variable im Modell. Die Zahl der Beobachtungen dieser erklärenden Variable ist also entsprechend die Zahl der Individuen multipliziert mit deren individueller Dauer. Dies ist in unserem Fall 817. Damit ergibt sich eine durchschnittliche Verweildauer von $817/266$, also gut 3 Jahren.

Im ersten Schätzmodell ohne Verflechtungseinfluss zeigt sich, wie in Tab. 3 dargestellt, dass die Eigenkapitalrendite einen überraschend positiven, jedoch insignifikanten Effekt auf die Hazardrate aufweist. Steigt die Eigenkapitalrendite um einen Prozentpunkt, so steigt die Hazardrate um etwa 1 %. Tendenziell verlässt ein Vorstand also eher ein Unternehmen, wenn dort die Eigenkapitalrendite höher ist. Eine Spekulation über mögliche Erklärungen ist mangels Signifikanz jedoch müßig. Leichter zu interpretieren ist das hochsignifikante (auf dem 1-Promille-Niveau) Ergebnis, dass die Zahl der Mitarbeiter positiv und ihr Quadrat negativ auf die Hazardrate einwirken. Dies bedeutet, dass in größeren DAX-Unternehmen Vorstände eher ausscheiden, dieser Effekt sich mit weiter zunehmender Größe jedoch abschwächt. Bei 216.792 Mitarbeitern kehrt sich der Effekt um und eine noch höhere Mitarbeiterzahl führt zu wieder längeren Verweildauern. Betrachtet man jedoch den Gesamteffekt für die durchschnittliche Mitarbeiterzahl im Sample, so erhöhen zusätzliche 1.000 Beschäftigte die Wahrscheinlichkeit des Ausscheidens aus dem Vorstand um etwa 8,2 %. Umgekehrt wirkt die Zahlung einer Dividende schwach signifikant

Tab. 3: Ergebnisse der Cox-Regression

Variable	Koeffizienten		
	Modell 1: keine Verflechtung	Modell 2: Verflechtung homogener Aufsichtsrat	Modell 3: Verflechtung heterogener Aufsichtsrat
Eigenkapitalrendite	0,995 (1,46)	0,928 (1,17)	0,938 (1,18)
Mitarbeiter	0,000173*** (4,00)	0,000187** (3,16)	0,000187** (3,16)
Mitarbeiterzahl quadriert	$-3,99 \cdot 10^{-10}***$ (-3,56)	$-3,69 \cdot 10^{-10}**$ (-3,05)	$-3,68 \cdot 10^{-10}**$ (-3,03)
Dividende	-1,430 [#] (-1,92)	-2,135 [#] (-1,86)	-2,125 [#] (-1,86)
Vorstandsvorsitz (ja/nein)	0,137 (0,59)	-0,121 (-0,46)	-0,123 (-0,46)
Durchschnittsgehalt Vorstand (log.)	-2,646*** (-3,44)	-2,918*** (-3,33)	-2,890*** (-3,30)
Größe des Vorstandes	-0,232 (-1,36)	0,253 (1,02)	0,242 (0,98)
Streubesitz	-4,292** (-2,67)	-8,033** (-3,13)	-7,997** (-3,14)
Investitionen (in Mio. €)	0,000440** (2,61)	0,000441** (3,18)	0,000440** (3,18)
Aufsichtsratsmandate des betref- fenden Vorstandsmitgliedes	–	0,338 [#] (1,89)	0,339 [#] (1,89)
Vorstandsmandate des Aufsichtsrats	–	1,454** (3,21)	1,453** (3,22)
Aufsichtsratsmandate des Aufsichtsrats	–	0,324** (2,82)	–
Aufsichtsratsmandate der Arbeitnehmervertreter im AR	–	–	0,0591 (0,12)
Aufsichtsratsmandate der Kapitalgebervertreter im AR	–	–	0,328** (2,81)
N	814	814	814
Pseudo LL	-204,2425	-198,9123	-198,8935
Pseudo LL des Nullmodells	-214,9465	-214,9465	-214,9465
robuste Standardfehler	✓	✓	✓
Unternehmensstratum (heterogene Baseline-Hazardrate)	✓	✓	✓
Proportional Hazard-Annahme	Erfüllt	Erfüllt	Erfüllt
McFadden R ²	0,049798	0,074596	0,074684
AIC (Akaike Information Criterion)	424,4851	419,8245	421,7871

***signifikant auf dem 1 %-Niveau, **signifikant auf dem 1 %-Niveau, [#]signifikant auf dem 10 %-Niveau, z-Werte in Klammern

(auf dem 10-Prozent-Niveau) reduzierend auf die Hazardrate. Zahlt ein Unternehmen eine Dividende (diese Größe ist als Dummy kodiert) so sinkt die Hazardrate um etwa 76,1 %. Insignifikant positiv ist die Position des Vorstandsvorsitzenden, der geringfügig eher ausscheidet (die Wahrscheinlichkeit steigt um 14,6 %). Hochsignifikant fluktuations-reduzierend wirkt das Gehalt des Vorstands. Wer mehr verdient, bleibt auch länger im Vorstand. Eine Erhöhung des Einkommens um 1 % verringert die Wahrscheinlichkeit des Ausscheidens um 2,6 %. Dieses Ergebnis könnte auf eine Verschanzung von gutbezahlten Vorständen im Unternehmen hindeuten, umgekehrt aber auch das Halten besonders fähiger und deshalb hochbezahlter Manager. Auf jeden Fall konterkariert es die Größeneffekte gemessen an der Mitarbeiterzahl, da größere Unternehmen tendenziell auch eine höhere Vergütung zahlen. Die Größe des Vorstandes selbst hat einen insignifikant positiven Fluktuations-effekt. Hier sinkt die Wahrscheinlichkeit um 20,7 % bei einem zusätzlichen Vorstandskollegen. Ein Prozentpunkt zusätzlicher Streubesitz verringert die Wahrscheinlichkeit des Ausscheidens signifikant um 4,8 %. Dies deutet auf eine Verschanzung der entsprechend weniger durch Großaktionäre kontrollierten Vorstände hin. Schließlich wirkt die Summe der Investitionen überraschend signifikant positiv, stärker investierende Manager gehen also eher, was jedoch auch ein weiterer Größeneffekt sein könnte. Dieser Effekt ist aber mit 0,4 % bei zusätzlichen € 10 Mio. Investition quantitativ eher klein. Zusammenfassend sind diese Ergebnisse neu und interessant, weil die Hazardraten von DAX-Vorständen bislang noch nicht untersucht wurden. Eine Entscheidung der theoretischen Frage, ob Verschanzung der Manager aus ihrem Eigeninteresse oder Selektion und Anreize im Sinne der Aktionäre überwiegen, ist auf dieser Grundlage jedoch noch nicht möglich. Der negative Fluktuations-effekt des Streubesitzes spricht für Verschanzung, der negative Effekt einer Dividendenzahlung für die Berücksichtigung der Aktionärsinteressen, während die Vergütung in beide Richtungen interpretiert werden kann und der Investitionseffekt entweder ein reiner Größeneffekt ist oder gegen die Wirksamkeit verschanzender Investitionen spricht.

Bei der zweiten Schätzung wird die Verflechtung von Vorstand und Aufsichtsrat einbezogen. Bei den bislang betrachteten Kontrollvariablen führt dies zu zwei Vorzeichenänderungen bei allerdings ohnehin insignifikanten Größen. Erstens reduziert nun der Vorstandsvorsitz die Hazardrate. Zweitens erhöht die Größe des Vorstandes die Fluktuation. Was die Verflechtung der Vorstandsmitglieder selbst angeht, gemessen an Aufsichtsratsmandaten in anderen DAX-Unternehmen (während ein weiteres Vorstandsmandat nicht auftritt), ist diese schwach signifikant (auf dem 10-Prozent-Niveau) und überraschenderweise positiv (die Wahrscheinlichkeit steigt um 40,2 % je Aufsichtsratsmandat). Dies bedeutet, dass von Aufsichtsratsmandaten der Vorstandsmitglieder keine stärkere Verschanzung im Unternehmen ihrer Vorstandstätigkeit ausgeht, sondern höchstens das Gegenteil, z. B. wegen attraktiver Optionen in anderen Unternehmen, gegebenenfalls einfach als Aufsichtsrat. Signifikant (auf dem 1-Prozent-Niveau) wird die Hazardrate von Vorstandsmitgliedern durch stärkere Verflechtung ihrer Aufsichtsräte erhöht, und zwar sowohl durch Vorstands- (328,0 %) wie zusätzliche Aufsichtsratsmandate (38,3 %) der Aufsichtsräte. Dies hat nun eine eindeutige Interpretation hinsichtlich der Frage, ob Verflechtung eher zu Verschanzung der Manager oder besserer Kontrolle führt: Eine stärkere Verflechtung des Kontrollgremiums (des Aufsichtsrats) führt zu einer stärkeren Kontrolle und weniger Verschanzung der kontrollierten Manager (des Vorstands).

In der dritten Schätzung wird das Cox-Modell dahingehend verändert, dass die Variable für die weiteren Aufsichtsratsmandate der Aufsichtsratsmitglieder aufgespalten wird in Aufsichtsratsmandate der Arbeitnehmervertreter und solche der Kapitalgeberseite. Während sich an allen übrigen Kontrollvariablen einschließlich der Aufsichtsratsmandate des betreffenden Vorstandsmitgliedes und der Vorstandsmandate der Aufsichtsratsmitglieder, wobei es sich stets um Vertreter der Kapitalgeberseite handelt, nichts Wesentliches ändert, ist die Verflechtungsvariable der Kapitaleseite im Aufsichtsrate signifikant (auf dem 1-Prozent-Niveau) positiv (38,8 %), wohingegen der Effekt der Verflechtung der Arbeitnehmerseite insignifikant und recht klein ist (6,1 %). Faktisch zeigen die Ergebnisse, dass die Verflechtung der Arbeitnehmer im Aufsichtsrat kaum einen Einfluss auf die Verweildauer des Vorstandes hat. Eine mögliche Erklärung dieser unterschiedlichen Effekte ist möglicherweise darin zu suchen, welche Personen der Arbeitnehmerseite Mehrfachmandate ausüben. Üblicherweise sind dies (prominente) Gewerkschafter, die in verschiedenen Aufsichtsräten gleichzeitig engagiert sind (wie z. B. Frank Bsirske, Berthold Huber oder Michael Vassiliadis). Sie vertreten aber nicht unbedingt nur die Interessen der Beschäftigten des einen, sondern mehrerer bis aller Unternehmen der betreffenden Branche. Eine entsprechende Berücksichtigung solcher Interessen in einem Stakeholder-Ansatz muss nicht zum Nachteil der Manager sein, insbesondere da dies offensichtlich ihre eigenen Beschäftigungsverhältnisse kaum bedroht. Ob dies auch im Interesse der Aktionäre ist, darf jedoch bezweifelt werden, zumal starke Vertreter der Kapitalgeberseite offensichtlich einen sehr viel stärkeren Einfluss auf die Entlassungswahrscheinlichkeit der Vorstände haben.

6 Fazit und Ausblick

In diesem Beitrag haben wir erstmals für Deutschland die Hazardraten von Vorstandsmitgliedern untersucht, konkret für alle DAX-Vorstände in den Jahren 2001 bis 2005 (und Vorstände von Unternehmen, die irgendwann in diesem Zeitraum im DAX vertreten waren). Im Mittelpunkt des Untersuchungsinteresses stand die Frage, welchen Einfluss die Verflechtung von Vorstand und Aufsichtsrat auf die Fluktuation der Spitzenmanager hat. Auf theoretischer Seite stehen sich zwei Erklärungsansätze gegenüber. Nach dem einen, managerkritischen Ansatz versuchen Manager, ihre Interessen opportunistisch gegenüber den Kapitalgebern durchzusetzen und sich dazu im jeweiligen Unternehmen zu verschanzen. Verflechtung würde dann dieser Verschanzung dienen und die Managerfluktuation reduzieren. Der andere Ansatz geht von möglichst guter, den Interessen der Aktionäre dienender Corporate Governance aus. Danach führt Verflechtung zu Informationsvorteilen und erlaubt die Nutzung sowohl von Synergieeffekten als auch knappen Talenten. Dementsprechend sind gerade die besten Personen am stärksten an Verflechtungen beteiligt. Der Nettoeffekt auf die Fluktuation lässt sich bei diesem zweiten Ansatz nicht bestimmen, da zwar gute Manager gehalten und eingebunden werden sollen, aber zugleich weniger gute Manager ausgelesen und besonders gute gegebenenfalls zu höheren Aufgaben wegberufen werden, was wiederum die Fluktuation steigern würde. Eine Fluktuationsreduktion bei Verflechtung ließe sich also mit beiden Erklärungsansätzen vereinbaren, wenngleich mit dem Verschanzungsansatz wohl stärker, während eine Fluktuationserhöhung mit diesem Ansatz unvereinbar ist.

Unsere empirischen Ergebnisse mittels Cox-Regressionen zeigen nun, dass höhere Verflechtung zu einem Anstieg der Hazardrate von Vorstandsmitgliedern führt, was klar gegen die Erklärung mittels Managerverschänzung und für eine funktionierende Corporate Governance spricht, jedenfalls in Deutschland in den untersuchten Großunternehmen mit Trennung von Vorstand und Aufsichtsrat. Der Effekt der Aufsichtsratsmandate eines Vorstandsmitglieds auf seine eigene Hazardrate (in dem Unternehmen, wo er im Vorstand ist) ist zwar nur schwach signifikant, aber größer als null und damit die Fluktuation erhöhend. Das ist auf keine Weise mit der Verschänzungsthese vereinbar, jedenfalls nicht mit Verschänzung mittels Aufsichtsratsmandaten, da diese den eigenen Vorstandsposten tendenziell unsicherer statt sicherer machen. Dabei ist dies die direkteste und stärkste Art der Verflechtung, da sie die Vorstandsmitglieder selbst betrifft und nicht nur ihre Aufsichtsräte. Gegebenenfalls könnte so ein Vorstand seine eigenen Aufsichtsratsmitglieder indirekt selbst kontrollieren.

Doch auch wenn im eigenen Aufsichtsrat Vorstandsmitglieder anderer DAX-Unternehmen sitzen, führt dies keineswegs zu größerer Beschäftigungsstabilität für die kontrollierten Vorstände, sondern ganz im Gegenteil zu einer signifikant höheren Hazardrate. Wenn es Solidarität zwischen solchen Managern geben sollte, wirkt diese jedenfalls nicht über bessere Verschänzung und sicherere Vorstandsposten, sondern allenfalls über das Angebot attraktiver anderer Stellen oder Abfindungsangebote, was hier nicht untersucht wurde. Eine einfacherer Erklärung ist eine verbesserte Corporate Governance durch Aufsichtsräte, die über aktuelle Vorstandserfahrung und neben dem entsprechenden Wissen auch über mehr reale Macht verfügen, die sie nicht zur Begünstigung der kontrollierten Vorstände nutzen, sondern für eine bessere Kontrolle mit glaubwürdigerer Entlassungsdrohung.

Auch weitere Aufsichtsratsmandate von Aufsichtsräten eines Unternehmens erhöhen signifikant die Hazardrate der Vorstände dieses Unternehmens. Diese Form der Verflechtung führt also ebenfalls nicht zu Verschänzung, sondern zu schärferer Kontrolle von Vorständen, zumindest jedoch zu weniger sicheren Vorstandsposten. Bei einer differenzierten Betrachtung der Aufsichtsräte zeigt sich allerdings, dass dies nur für Aufsichtsräte von der Kapitalgeberseite gilt, während weitere Aufsichtsratsmandate der von der Arbeitnehmerseite entsandten Aufsichtsratsmitglieder die Hazardrate des Vorstands nur insignifikant tangieren.

Daraus lassen sich die folgenden Implikationen ziehen bzw. Handlungsempfehlungen ableiten. Aus Sicht der Aktionäre ist eine Verflechtung der Vorstandsmitglieder in Form von Aufsichtsratsmandaten in anderen DAX-Unternehmen vermutlich nicht schädlich, jedenfalls führt sie nicht zu einer stärkeren Verschänzung dieser Manager. Regelrecht von Vorteil für die Aktionäre scheint die Verflechtung der von ihnen entsandten Aufsichtsratsmitglieder zu sein, sei es in Form von weiteren Aufsichtsratsmandaten oder auch eigener Vorstandstätigkeit. Jedenfalls beugt diese Verflechtung einer Verschänzung der Vorstandsmitglieder vor. Für die Vorstandsmitglieder sind gegebenenfalls umgekehrte Schlüsse zu ziehen. Vielleicht nutzt ihnen ihre höhere Fluktuation bei stärkerer Verflechtung, wenn sie noch attraktivere Beschäftigungsangebote bekommen sollten, doch in jedem Fall eignet sie sich nicht zur Verschänzung. Wer lange in einem Unternehmen Mitglied des Vorstands bleiben will, sollte also möglichst auf eigene Aufsichtsratsmandate verzichten und Doppelmandate der eigenen Aufsichtsratsmitglieder, vor allem von der Kapitalgeberseite, zu verhindern versuchen.

Die hier durchgeführte erste Analyse von Hazardraten für Vorstandsmitglieder von DAX-Unternehmen lässt sich in mehrfacher Hinsicht erweitern und ergänzen. So lässt sich der Zeitraum von fünf Jahren ausdehnen. Für die Jahre 2000 und davor gibt es (gegebenenfalls überwindbare) Probleme bei der Datenbeschaffung, doch für die nachfolgenden Jahre werden sukzessive die relevanten Daten verfügbar werden. Insbesondere der Einbezug der gegenwärtigen Finanz- und Wirtschaftskrise wäre spannend, da sich die Fluktuationsraten und auch -gründe in Krisenzeiten deutlich von denen wirtschaftlich besserer Jahre unterscheiden können (wobei 2001 ebenfalls nicht krisenfrei war). Neben einer Ausweitung in zeitlicher Hinsicht ist auch an die Erweiterung der Datenbasis hinsichtlich der einbezogenen Unternehmen zu denken, z. B. auf den DAX100, den HDAX (DAX mit MDAX und TecDAX) oder noch den SDAX dazu.

Sinnvolle Erweiterungen inhaltlicher Art betreffen die Verflechtungs- und Fluktuationsfolgen. So bleibt zu untersuchen, wie sich die verschiedenen Arten der personellen Verflechtung oder auch die sich dadurch ändernde Fluktuation der Vorstandsmitglieder auf die Unternehmensperformance auswirken. Auch die individuellen Fluktuationsfolgen bzw. der Verbleib der ausgeschiedenen Vorstandsmitglieder ist von größtem Interessen, also ob diese keine andere adäquate Beschäftigung mehr finden, eine andere, vielleicht sogar bessere Vorstandsposition einnehmen oder in einen Aufsichtsrat wechseln, gegebenenfalls desselben Unternehmens und sogar als Vorsitzender. Schließlich lassen sich neben den hier untersuchten Hazardraten für Vorstandsmitglieder in Abhängigkeit von der personellen Verflechtung ebensolche Raten für die Aufsichtsratsmitglieder bestimmen, die als Kontrolleure vielleicht ihrerseits weniger kontrolliert werden und sich selbst stärker verschanzen können.

Anmerkungen

- 1 Vgl. zu ausführlicheren Erläuterungen sowie empirischen Untersuchungen Bebchuk u. Cohen (2005) und Bebchuk et al. (2009). Beide Arbeiten zeigen, dass Regelungen in der Unternehmensverfassung, die einen Wechsel des obersten Managements erschweren, tendenziell einen negativen Einfluss auf den Wert des Unternehmens haben. Dasselbe gilt gemäß Bebchuk et al. (2009) für entsprechende vertragliche Zusicherungen an das Management, wie z. B. hohe Abfindungen bei einem Managerwechsel.
- 2 Um die Robustheit unserer Ergebnisse zu überprüfen, haben wir die absoluten Mehrfachmandatszahlen zusätzlich in Relation zur Größe des entsendenden Aufsichtsrates berechnet und damit die unten aufgeführten Schätzungen neu durchgeführt. Mit diesen relativen Verflechtungsmaßen kann ein etwaiger Größeneffekt stärker berücksichtigt werden, allerdings wird der tatsächliche Vernetzungsgrad gemessen an der Anzahl der personellen Unternehmensverbindungen unter Umständen verzerrt. Die alternativen Schätzergebnisse führen zu keinen qualitativen Änderungen, weshalb auf eine explizite Ausweisung verzichtet wird.
- 3 Dabei verwenden wir wie in den meisten vergleichbaren Studien das Eigenkapital am Ende der Betrachtungsperiode, was eine Rendite von unter -100 % ermöglicht, wenn der Verlust in der Periode größer war als das danach verbleibende Eigenkapital.

Anhang

Tab. A: Analysierte Unternehmen(sjahre)

Unternehmung	von	bis
Adidas-Salomon AG	2001	2005
Allianz AG	2001	2005
Altana AG	2001	2005
BASF AG	2001	2005
BMW AG	2001	2005
Bayer AG	2001	2005
Bayer. Hypo- und Vereinsbank AG	2001	2005
Commerzbank AG	2001	2005
Continental AG	2001	2005
DaimlerChrysler AG	2001	2005
Degussa AG	2001	2004
Deutsche Bank AG	2001	2005
Deutsche Börse AG	2001	2005
Deutsche Lufthansa AG	2001	2005
Deutsche Post AG	2001	2005
Deutsche Telekom AG	2001	2005
E.ON AG	2001	2005
EPCOS AG	2001	2005
Fresenius Medical Care	2001	2005
Henkel KGaA	2001	2005
Hypo Real Estate Holding AG	2002	2005
Karstadt Quelle AG	2001	2005
LANXESS AG	2004	2005
Linde AG	2001	2005
MAN AG	2001	2005
MLP	2001	2005
Metro	2001	2005
Müncher Rück	2001	2005
RWE	2001	2005
SAP	2001	2005
Schering	2001	2005
Siemens	2001	2005
TUI	2001	2005
ThyssenKrupp	2001	2005
Volkswagen AG	2001	2005

Literatur

- Balsmeier B, Peters H (2009) Personelle Unternehmensverflechtung und Vorstandsgehälter. *Z Betriebswirtschaft* 79:967–984
- Barnea A, Guedj I (2007) Sympathetic boards: director networks and firm governance. EFA 2007 Ljubljana Meetings Paper, Austin
- Baumol WJ (1959) *Business behavior, value and growth*. Macmillan, New York
- Bebchuk LA, Cohen A (2005) The costs of entrenched boards. *J Finance Econ* 78:409–433
- Bebchuk LA, Cohen A, Ferrell A (2009) What matters in corporate governance? *Rev Finance Stud* 22:783–827
- Bebchuk LA, Fried JM (2003) Executive Compensation as an Agency Problem. *J Econ Perspect* 17:71–92
- Bebchuk LA, Fried JM (2004) *Pay without performance: the unfulfilled promise of executive compensation*. Harvard University Press, Cambridge
- Bebchuk LA, Grinstein Y, Peyer UC (2010a) Lucky CEOs. Wird erscheinen in: *J Finance* Im Internet unter: <http://ssrn.com/abstract=945392>. Zugegriffen: 24. Apr. 2010
- Bebchuk LA, Grinstein Y, Peyer UC (2010b) Lucky directors. Wird erscheinen in: *J Finance*. Im Internet unter: <http://ssrn.com/abstract=952239>. Zugegriffen: 24. Juni 2010
- Bertrand M, Mullainathan S (2003) Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *J Polit Econ* 111:1043–1075
- Beyer J (1996) Governance structures: Unternehmensverflechtungen und Unternehmenserfolg in Deutschland. *Z Betriebswirtsch, ZfB-Ergänzungsheft* 3(96):79–101
- Bresser RKF, Thiele RV (2008) Ehemalige Vorstandsvorsitzende als Aufsichtsratschefs: Evidenz zu ihrer Effektivität im Falle des erzwungenen Führungswechsels. *Z Betriebswirtsch* 78:175–203
- Cohen L, Frazzini A, Malloy C (2008) The small world of investing: board connections and mutual fund returns. *J Polit Econ* 116:951–979
- Core JE, Holthausen RW, Larcker DF (1999) Corporate governance, chief executive officer compensation, and firm performance. *J Finance Econ* 51:371–406
- Cox DR (1972) Regression models and life-tables (with discussion). *J Roy Stat Soc* 34(Series B):187–220
- Denis KD (2001) Twenty-five years of corporate governance research ...and counting. *Rev Finance Econ* 10:191–212
- Deutsche Börse (2010) *Guide to the equity indices of Deutsche Börse*. Version 6.13, January 2010. Im Internet unter: http://deutsche-boerse.com/dbag/dispatch/en/binary/gdb_content_pool/imported_files/public_files/10_downloads/50_informations_services/30_Indices_Index_Licensing/21_guidelines/10_share_indices/equity_indices_guide.pdf. Zugegriffen: 24. Juni 2010
- Dilger A, Prinz J (2004) Hazard-Raten in der NBA. *Sportwiss* 34:327–340
- Dittmann I, Maug E, Schneider C (2010) Bankers on the boards of German firms: What they do, what they are worth, and why they are (still) there. *Rev Finance* 14:35–71
- Faccio M (2006) Politically connected firms. *Am Econ Rev* 96:369–386
- Ferris SP, Jagannathan M, Pritchard AC (2003) Too busy to mind the business? Monitoring by directors with multiple board appointments. *J Finance* 58:1087–1112
- Fich EM, Shivdasani A (2006) Are busy boards effective monitors? *J Finance* 61:689–724
- Francisco P (2006) Inherited control and firm performance. *Am Econ Rev* 96:1559–1588
- Greene WH (2003) *Econometric analysis*, 5. Aufl. Prentice Hall: Upper Saddle River
- Hallock KF (1997) Reciprocally interlocking boards of directors and executive compensation. *J Finance Quant Anal* 32:331–344
- Heidrick & Struggles (2009) *Corporate governance report 2009: Boards in turbulent times*. Im Internet unter: <http://www.heidrick.com/PublicationsReports/PublicationsReports/CorpGov-Europe2009.pdf>. Zugegriffen: 24. Juni 2010
- Hermalin EB (2005) Trends in corporate governance. *J Finance* 60:2351–2384

- Hüppelshäuser M, Krafft M, Rüger E (2006) Hazard-Raten-Modelle im Marketing. *Mark – Z Forsch Prax* 28:197–209
- Jensen MC (1986) Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers. *Am Econ Rev* 76:323–329
- Jensen MC, Meckling WH (1976) Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *J Finance Econ* 3:305–360
- Kalbfleisch JD, Prentice RL (2002) *The statistical analysis of failure time data*, 2. Aufl. Wiley, Hoboken
- Kaplan SN (1994) Top executives, turnover, and firm performance in Germany. *J Law Econ Organ* 10:142–159
- Kaplan SN, Reishus D (1990) Outside directorships and corporate performance. *J Finance Econ* 27:389–410
- Marris RM (1963) A model of the 'managerial enterprise'. *Quart J Econ* 77:185–209
- Marris RM (1964) *The economic theory of 'managerial' capitalism*. Macmillan, New York
- Nagarajan NJ, Sivaramakrishnan K, Sridhar SS (1995) Managerial entrenchment, reputation and corporate investment myopia. *J Account Audit Finance* 10:565–585
- Perry T, Peyer U (2005) Board seat accumulation by executives: a shareholder's perspective. *J Finance* 60:2083–2123
- Ryan Jr HE, Wiggins RAIII (2004) Who is in whose pocket? Director compensation, board independence, and barriers to effective monitoring. *J Finance Econ* 73:497–524
- Schonlau R, Singh PV (2009) Board networks and merger performance. SSRN working paper, im Internet unter: <http://ssrn.com/abstract=1322223>. Zugegriffen: 24. Juni 2010
- Shleifer A, Vishny RW (1989) Management entrenchment: the case of manager-specific investments. *J Finance Econ* 25:123–139
- Shleifer A, Vishny RW (1997) A survey of corporate governance. *J Finance* 52:737–783
- Williamson OE (1963) Managerial discretion and business behavior. *Am Econ Rev* 53:1032–1055
- Williamson OE (1964) *The economics of discretionary behavior: managerial objectives in a theory of the firm*. Prentice Hall, Upper Saddle River
- Yermack D (1996) Higher market valuation of companies with a small board of directors. *J Finance Econ* 40:185–211

Fluctuation of executives and personnel interdependencies in DAX-companies

Abstract: In this article we estimate and analyse hazard rates of executives in DAX-companies. We examine the effects of cross-company personnel interdependencies at the level of executives committees as well as supervisory boards and also use several covariates. Generally, personnel interdependencies raise the fluctuation of executives, such that they cannot be used for entrenchment but indicate improved and more effective corporate governance. However, additional mandates of employee representatives in the supervisory board have no significant effect on the hazard rate of executives.

Keywords: Corporate governance · Cox-Model · Entrenchment · Hazard rate · Interdependence