

Schwalbach, Joachim; Graßhoff, Ulrike

**Working Paper**

## Managervergütung und Unternehmenserfolg

SFB 373 Discussion Paper, No. 1996,5

**Provided in Cooperation with:**

Collaborative Research Center 373: Quantification and Simulation of Economic Processes,  
Humboldt University Berlin

*Suggested Citation:* Schwalbach, Joachim; Graßhoff, Ulrike (1995) : Managervergütung und Unternehmenserfolg, SFB 373 Discussion Paper, No. 1996,5, Humboldt University of Berlin, Interdisciplinary Research Project 373: Quantification and Simulation of Economic Processes, Berlin, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:11-100180718>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/66275>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

Schwalbach, Joachim;, Graßhoff, Ulrike

## Managervergütung und Unternehmenserfolg

Discussion paper / Sonderforschungsbereich  
373, Quantifikation und Simulation

1996

HUMBOLDT-UNIVERSITÄT ZU BERLIN

Quantifikation und Simulation Ökonomischer Prozesse

DISCUSSION PAPER

5

1996

Managervergütung und Unternehmenserfolg

Joachim Schwalbach, Ulrike Graßhoff



SONDERFORSCHUNGSBEREICH

373

WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTLICHE FAKULTÄT  
ANDAUER STR 1 10178 BERLIN GERMANY

98 A

7188

# Managervergütung und Unternehmenserfolg\*

Joachim Schwalbach  
Ulrike Graßhoff

Humboldt-Universität zu Berlin  
Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

Institut für Management

Spandauer Str. 1

10178 Berlin

Tel.: 030-2468-233

Fax: 030-2468-229

E-mail: [schwal@wiwi.hu-berlin.de](mailto:schwal@wiwi.hu-berlin.de)

November 1995

---

\*Die Untersuchungen für diese Arbeit wurden innerhalb des Sonderforschungsbereichs 373 an der Humboldt Universität Berlin durchgeführt und finanziert aus Fonds der Deutschen Forschungsgemeinschaft.

## Zusammenfassung

Die Agency-Theorie verweist darauf, daß die Trennung von Eigentum und Kontrolle in Unternehmen zu einem Interessenskonflikt führen kann, wenn Informationsasymmetrien und opportunistisches Verhalten beobachtet werden. Gleichzeitig bildet die Agency-Theorie den theoretischen Bezugsrahmen für die empirische Analyse der Vergütung von Top-Managern. Dabei stehen die Ermittlung der Vergütungselastizitäten in Bezug auf den Unternehmenserfolg und die Unternehmensgröße im Mittelpunkt.

Der Beitrag knüpft an die Tradition anglo-amerikanischer Vergütungsstudien an und soll zeigen, ob die Analyse der auf Konsensbildung ausgelegte Unternehmensverfassung deutscher Unternehmen andere Ergebnisse hervorbringt als Studien, in denen das amerikanische Board-Modell mit einem dominanten Chief Executive Officer (CEO) zugrunde lag. Die empirische Analyse basiert auf zwei sehr unterschiedlichen Datensätzen und kommt zu ähnlichen Ergebnissen wie internationale Studien, wonach die Managervergütung von der Unternehmensgröße und von Brancheneffekten stark beeinflusst wird. Demgegenüber üben die Gewinn- und Marktwerttraten nur einen sehr geringen Einfluß aus. Die Ergebnisse bestätigen die vorherrschende Ansicht, wonach die Vergütungsstrukturen des Top-Managements zu weit leistungsorientiert ausgerichtet sind.

r

# 1 Einleitung

Das Management eines Unternehmens ist nicht notwendigerweise auch am Eigentum des von ihm geleiteten Unternehmens beteiligt. Die Trennung von Eigentum und Kontrolle ist eines der zentralen Merkmale moderner Unternehmen. Beale and Means [3] beschrieben bereits frühzeitig den mit dem Unternehmenswachstum einhergehenden Übergang vom eigentümer- zum managergeführten Unternehmen.<sup>1</sup> Die Agency-Theorie verweist darauf, daß die Trennung von Eigentum und Kontrolle einen Interessenskonflikt auslösen kann, wenn Informationsasymmetrien und Risiken vorliegen.<sup>2</sup> In dieser Situation kann der Eigentümer die Handlungen des Managements nicht vollständig beobachten. Daraus eröffnen sich für das Management diskretionäre Handlungsspielräume, die zur Verfolgung von nicht im Eigentümerinteresse liegenden Handlungen genutzt werden können. Zur Verringerung potentieller Interessenskonflikte empfiehlt die Agency-Theorie zieladäquate Anreizsysteme für das Management, die ausgehend von einer asymmetrischen Informationsverteilung einem möglichen opportunistischen Verhalten des Managements vorbeugen.

Die Agency-Theorie bildet den theoretischen Bezugsrahmen für die Analyse der Managementvergütung. Das Anreizsystem besteht aus monetären und nicht-monetären Vergütungskomponenten. Monetäre Anreize sind feste und variable Vergütungen sowie Zusatzleistungen wie Altersversorgung, Versicherungen und Darlehen. Nicht-monetäre Anreize sind bspw. Anerkennung, soziale Stellung, Reputation, Führungsstil und Informationsnetzwerke. Empirische Analysen beschränken sich auf die Erklärung monetärer Anreize. Die zentralen Erklärungsvariablen für die Managementvergütung sind der Unternehmensgewinn und die Unternehmensgröße. Mit den Gewinnraten wird das Eigentümerinteresse zum Ausdruck gebracht, während die Unternehmensgröße Anhaltspunkte für opportunistisches Verhalten des Managements bieten soll.

Die empirische Literatur zur Managementvergütung konzentriert sich auf die Überprüfung anreizkompatibler Vergütungsstrukturen in erwerbswirtschaftlichen Unternehmen. Eine Vergütung ist anreizkompatibel, wenn bei asymmetrischer Informationsstruktur und opportunistischem Verhalten das

---

<sup>1</sup>Vgl. auch den Überblick in Marris and Mueller [19] und Steinmann et al. [25].

<sup>2</sup>Vgl. Albach [1] und Jensen und Meckling [12] sowie den Überblick in Eisenhardt [5].

Managements seine Vergütung nur im Zuge der Erhöhung des Unternehmenswerts verbessern kann. Die Ergebnisse zahlreicher empirischer Studien zeigen nahezu übereinstimmend, daß die Vergütungsstrukturen überwiegend nicht anreizkompatibel sind.<sup>3</sup> Diese Feststellung basiert auf einer geringen Vergütung/Gewinn (V/G)- und einer hohen Vergütung/Unternehmensgrößen (V/U)-Elastizität. Die Werte für die V/G-Elastizität schwanken im Intervall (-0.1,0.2) und werden als zu gering angesehen, um das Management zu veranlassen, im Eigentümerinteresse zu handeln.<sup>4</sup> Als weiterer Beleg dienen  $\sqrt{U}$ -Elastizitäten in der Größenordnung von etwa 0.3, die auf diskretionäre Handlungsspielräume des Managements hinweisen. Die Ergebnisse veranlassen Jensen und Murphy [13] zu der Feststellung: "The resulting general absence of management incentives in public corporations presents a challenge for social scientists and compensation practitioners." (S. 262).

Im vorliegenden Beitrag wird die Vergütung von Vorständen deutscher Aktiengesellschaften und Geschäftsführern von GmbHs im Zeitraum von 1968 bis 1992 untersucht. Als theoretischer Bezugsrahmen dient die Agency-Theorie. Im Mittelpunkt stehen die Ermittlung der Vergütungselastizitäten in Bezug auf den Unternehmenserfolg (Gewinn- und Marktwerttraten) und die Unternehmensgröße. Damit fügt sich der Beitrag in die Tradition der anglo-amerikanischen Vergütungsstudien ein. Er soll zeigen, ob die auf Konsensbildung ausgelegte Unternehmensverfassung deutscher Unternehmen andere Ergebnisse hervorbringt als Studien, in denen das amerikanische Board-Modell mit einem dominanten Chief Executive Officer der Analyse zugrunde lag. Abgesehen von einer von Schwalbach [22] erstellten Vorstudie liegt noch keine wissenschaftliche Analyse der Vergütung deutscher Top-Manager vor. Nicht zuletzt kann die vorliegende Studie zur Versachlichung einer in der Öffentlichkeit vehement geführten Diskussion zur Leistungskontrolle des Top-Managements beitragen.

---

<sup>3</sup>Vgl. den Literaturüberblick in Finkelstein und Hambrick [6], Gomez-Mejia [7] und Rosen [21]. Für neuere Arbeiten vgl. Barkema, Geroski und Schwalbach [2].

<sup>4</sup>Eine theoretische Erklärung für die geringe V/G-Elastizität wird in Graßhoff und Schwalbach [8] gegeben.

## 2 Modell der Managervergütung

Agency-Modelle gehen davon aus, daß der Arbeitseinsatz und die Fähigkeit des Managements vom Eigentümer nur unvollkommen beobachtbar sind. Im Gegensatz dazu ist das Arbeitsergebnis dem Eigentümer bekannt. Die asymmetrische Informationsstruktur und opportunistisches Verhalten eröffnen dem Management diskretionäre Handlungsspielräume, die zu einem Interessenskonflikt zwischen den Beteiligten führen können. Dadurch können dem Eigentümer sog. Agency-Kosten entstehen, zu deren Minimierung positive Leistungsanreize für das Management beitragen. Zur Optimierung des Anreizsystems wählt der Eigentümer monetäre und nicht-monetäre Anreize, die das Management veranlassen sollen den Arbeitseinsatz so zu wählen und die Fähigkeit so einzusetzen, daß ein im Sinne des Eigentümers zieladäquates Arbeitsergebnis (unter Beachtung des Reservationsnutzens des Managements) erzielt wird.

Geht man modelltheoretisch davon aus, daß der Arbeitseinsatz und die Fähigkeit des Managements durch die Variable  $c$  und das Arbeitsergebnis durch  $\pi$  repräsentiert werden, dann kann sinnvollerweise angenommen werden, daß die Beziehung:

$$\pi = \pi(c, \theta) \quad (1)$$

gilt, wobei  $\theta$  alle anderen das Arbeitsergebnis bestimmenden normalverteilten Einflüsse ( $E(\theta) = 0, \text{Var}(\theta) = \sigma^2$ ) darstellt.

Ein optimales Anreizsystem berücksichtigt das erzielte Arbeitsergebnis  $\pi$  und eine Teilung des Risikos. Zur Vereinfachung und aufgrund der relativ großen praktischen Bedeutung soll von linearen Anreizfunktionen der Form:

$$V(\pi) = F + \beta\pi \quad (2)$$

ausgegangen werden. Demnach setzt sich die Vergütung des Managements aus einem Festgehalt  $F$  und einem ergebnisabhängigen Bonus zusammen, wobei  $\beta \in [0, 1]$  die Anreizintensität mißt. Die Anreizfunktion berücksichtigt neben der Erfolgs- auch eine Verlustbeteiligung, wenn  $\pi < 0$  ist. Ebenso kann  $\beta < 0$  werden, wenn eine Haftungsregelung vorgesehen ist. Unklar ist, welche lineare Anreizfunktion in der Praxis vorherrscht. Eigene Berechnungen und



Praxisberichte lassen eher folgende Anreizfunktion vermuten:<sup>5</sup>

$$V(\pi) = \begin{cases} F & \text{für } \pi \leq 0 \\ F + \beta \cdot \pi & \text{für } \pi > 0 \end{cases} \quad (3)$$

Danach wird auf eine Verlustbeteiligung verzichtet und die Anreizfunktion entspricht der im Aktiengesetz (§§ 86 und 87) empfohlenen Vergütung. Laux und Schenk-Mathes [18] zeigen, daß je nach unterstellter Situation die Anreizfunktion (2) oder (3) für den Eigentümer von Vorteil ist.

Allgemein kann festgehalten werden, daß das optimale Vergütungssystem vom Arbeitsergebnis abhängt. Ist das Management risikoneutral, dann ist es optimal, für den Eigentümer einen Festbetrag vorzusehen und dem Management das risikoreiche Residualeinkommen zu überlassen ( $V(\pi) = F_E, \beta = 1$ ). Ist dagegen der Manager risikoavers, dann ist die jeweilige Vergütung (bzw. Einkommen) vom Arbeitsergebnis abhängig, wobei er eine höhere Vergütung bei größeren  $\pi$  erhält und umgekehrt ( $\beta < 1$ ). Ist die Informationslage dergestalt, daß beide Parteien die Einflüsse  $\theta$  beobachten können, dann ist ebenfalls  $c$  bekannt (im Fall  $\pi = c + \theta \rightarrow c = \pi - \theta$ ) und das Arbeitsergebnis sowie die Managementvergütung können ermittelt werden ( $\beta = 0$ ). Kann jedoch  $\theta$  ebenso wie  $c$  nur vom Eigentümer nicht beobachtet werden, dann muß die Vergütung von  $\pi$  allein abhängen. Der Eigentümer kann die Risikoverteilung effizienter gestalten, wenn es ihm gelingt, Informationen (bspw. durch Investitionen in die Informationsgewinnung) über das wahre  $e$  des Managements zu erhalten. Wie in Holmström [10] gezeigt wurde, ist es optimal, die Informationssignale in das Anreizsystem aufzunehmen, vorausgesetzt das Management ist risikoavers und es entstehen keine Transaktionskosten. In Milgrom und Roberts [20] dagegen werden Informationskosten explizit berücksichtigt und auf die Komplementarität zwischen Information und Anreizintensität verwiesen. Demzufolge sollte mit zunehmendem  $\beta$  die Informationsgewinnung intensiviert werden, wobei das Optimum dann erreicht ist, wenn die Grenzkosten gleich dem Grenznutzen der Unsicherheit über  $e$  entsprechen.

---

<sup>5</sup> Vgl. "Der Spiegel", Nr.30, 1994, S.68-69, "Die Zeit" vom 27. Januar 1995, S.29, "Manager Magazin", September-Heft, 1995, S.220-241.

## 3 Empirisches Modell und Datenbeschreibung

### 3.1 Empirisches Modell

Empirische Modelle der Managementvergütung gehen von linearen bzw. linearisierten Vergütungsstrukturen entsprechend Gleichung (2) aus. Das Arbeitsergebnis  $\pi$  wird durch unternehmensspezifische Performance-Maße wie Gewinn- und Marktwerttraten sowie durch Größenmaße approximiert. Demnach bietet sich folgendes empirisches Modell an:

$$V_{i,t+1} = \alpha_{i,t} + \beta_{i,t} \cdot P_{i,t} + \gamma_{i,t} \cdot G_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (4)$$

$V_{i,t+1}$  mißt die jährliche Vergütung des Managements im Unternehmen  $i$  zum Zeitpunkt  $t + 1$ . Die Lag-Struktur lehnt sich an die in der Praxis vorherrschende Vergütungsstruktur an, wonach die Vergütung vom Arbeitsergebnis der Vorperiode abhängt. Die Gesamtvergütung der Vorstände bzw. Geschäftsführer ist in den Geschäftsberichten ausgewiesen. Darüberhinaus liegen keine weiteren allgemein zugänglichen Informationen vor. Dadurch ist für das deutsche Management nur die durchschnittliche Pro-Kopf-Vergütung bekannt. Die Vergütung setzt sich aus einem Grundgehalt und einem variablen Vergütungsteil zusammen. Nach Angaben der Kienbaum Vergütungsberatung erhalten etwa 90 Prozent der Vorstandsmitglieder und Geschäftsführer neben dem Grundgehalt eine variable Vergütung in Form von Erfolgsbeteiligungen und Tantiemen, deren Anteil bei etwa 25 Prozent der monetären Jahresvergütung gesehen wird. Darüberhinaus erhalten sie nicht-monetäre Leistungen, sog. Zusatzleistungen zur betrieblichen Altersversorgung, Dienstwagen, Darlehen/Kredite, Versicherungen und Abfindungen. Nach Kienbaum belaufen sich diese Leistungen auf etwa 10 Prozent der Gesamtvergütung. In jüngster Zeit werden in deutschen Großunternehmen die Vergütungsstrukturen stärker leistungsorientiert ausgerichtet.<sup>6</sup> Dabei wird der variable Anteil zunehmen und die Zusatzleistungen werden in die Jahresvergütung eingerechnet. Ein typischer Vertrag enthält dann ein Grundgehalt mit einem Anteil an der Gesamtvergütung von durchschnittlich etwa 60 Prozent. Der Rest ist variabel und ist an unterschiedliche Leistungsmerkmale (bspw. Dividende, Shareholder Value) gekoppelt.

---

<sup>6</sup>Vgl. "Manager Magazin", September-Heft, 1995, S. 220-241.

Die Variable  $P_{i,t}$  misst den Unternehmenserfolg. In der empirischen Vergütungsliteratur werden unterschiedliche Maße verwendet. Maße, die den Marktwert des Unternehmens bestimmen, werden bevorzugt, obwohl vergleichende Studien keine signifikanten Unterschiede feststellen konnten.<sup>7</sup> In dieser Studie werden wir sowohl Buchwert- als auch Marktwertdaten verwenden.

Die Variable  $G_{i,t}$  repräsentiert die Unternehmensgröße und wird üblicherweise durch den Umsatz, den Nettowertschöpfung und die Beschäftigtenzahl gemessen. Anhand der Unternehmensgröße werden in der Literatur im wesentlichen zwei unterschiedliche Hypothesen überprüft. Einerseits wird unterstellt, daß mit zunehmender Unternehmensgröße die Komplexität der Managementaufgabe zunimmt und damit höhere Anforderungen an die Fähigkeit zur Aufgabenbewältigung gestellt werden müssen. Andererseits wird aus einer zunehmenden Größe die Existenz von bedeutenden diskretionären Handlungsspielräumen des Managements abgeleitet.

Die Konstante  $\alpha_{i,t}$  berücksichtigt großen- und erfolgsunabhängige sowie firmen- und zeitabhängige vergütungrelevante Merkmale. Darunter fallen die Opportunitätskosten des Managements, deren Höhe sich unter anderem nach dem Ausbildungsstand, den Managementfähigkeiten, der Reputation und den zuvor erbrachten Leistungen bestimmen.

Die stochastische Variable  $\varepsilon_{i,t}$  berücksichtigt alle sonstigen Einflüsse auf die Höhe der Managementvergütung. Dazu zählen unternehmens-, branchen- und marktspezifische sowie konjunkturelle Einflüsse.

### 3.2 Beschreibung der Datensätze

Die empirische Analyse basiert auf zwei sehr unterschiedlichen Datensätzen. Der eine enthält Erhebungen zur Vorstandsvergütung durch die *Kienbaum Vergütungsberatung*. Der andere Datensatz setzt sich aus Unternehmensdaten der Bonner Unternehmensdatenbank, der Datenbank des *Wissenschaftszentrums Berlin für Sozialforschung* und der eigenen Datenbank zusammen.<sup>8</sup>

<sup>7</sup>Vgl. Schwalbach und Mahmood [24] und die Diskussion in Schwalbach [23].

<sup>8</sup>Professor Albach sei für die Überlassung der gewünschten Daten aus der Bonner Datenbank herzlich gedankt. Die Unternehmensdaten des *Wissenschaftszentrums Berlin* wurden von Andrea Barth, Thomas Brandt, Stefan Csutor und Andreas Schmidt erhoben.

Die jährlich erscheinende Kienbaum Vergütungsstudie stellt die Vorstands- und Aufsichtsratsbezüge deutscher Aktiengesellschaften sowie diejenigen der Geschäftsführer von ausgewählten GmbHs zusammen. Für unsere Untersuchung wurden die Pro-Kopf-Bezüge der Vorstandsmitglieder und Geschäftsführer von Unternehmen aus 17 Branchen des Verarbeitenden Gewebes für die Jahre 1988-1992 verwendet. Weitere unternehmensspezifische Angaben wie der Jahresumsatz und die Anzahl der Beschäftigten dienten als Maß für die Unternehmensgröße. Die Umsatzrendite (Quotient aus Jahresüberschuß/-fehlbetrag zum Jahresumsatz) konnte als einziges Maß für den Unternehmenserfolg aus dem Kienbaum-Datensatz gewonnen werden. Insgesamt wurden 220 Unternehmen berücksichtigt. Die geringsten durchschnittlichen Vorstandsbezüge betragen 76 900 DM, wobei die höchsten Bezüge bei 2 158 000 DM lagen. Die Anzahl der Beschäftigten schwankte zwischen 25 und 406 000 und die Umsatzrendite von -23,9 bis 12,9 Prozent.

Der andere Datensatz umfaßt eine lange Zeitreihe von 1968 bis 1990 für 83 Aktiengesellschaften im Verarbeitenden Gewerbe. Die betrachteten Daten sind die Pro-Kopf-Bezüge der Vorstände, der Unternehmenserfolg gemessen durch Eigenkapitalrendite, Gesamtkapitalrendite, Aktienrendite und den Quotienten Marktwert zu Buchwert<sup>9</sup>. Als Maß für die Unternehmensgröße wurde der Umsatzerlös verwendet.

Beide Datensätze sind für die empirische Analyse interessant und erlauben kombinierte Zeitreihen- und Querschnittsanalysen. Der Kienbaum-Datensatz enthält relativ aktuelle Informationen und schließt viele Unternehmen aus zahlreichen Branchen ein. Der Nachteil ist die relativ kurze

und aufbreitet. Auch ihnen sei an dieser Stelle herzlich gedankt. Herr Yangping Yang hat beide Datensätze computertechnisch bearbeitet. Ihm sind wir zu großem Dank verpflichtet. Unterstützung erhielten wir auch von studentischen Hilfskräften Peter Ansoerge, Sabine Brinkmann und Ulrich Doraszelski. Auch ihnen sei gedankt.

<sup>9</sup>Die Erfolgsmaße werden wie folgt definiert:

*Eigenkapitalrendite (nach Steuern)* = (Jahresüberschuß/-fehlbetrag) / Eigenkapital. Eigenkapital ist die Summe aus Grundkapital, offene Rücklagen, Bilanzgewinn, 50% der Sonderposten mit Rücklagenanteil - ausstehende Einlagen, Bilanzverlust und Disagio.

*Gesamtkapitalrendite (nach Steuern)* = (Jahresüberschuß/-fehlbetrag + Zinsaufwendungen) / Gesamtkapital. Das Gesamtkapital ergibt sich aus Bilanzsumme - ausstehende Einlagen - Bilanzverlust - Wertberichtigungen.

*Aktienrendite* = (Aktienkurs, ultimo + Dividende) / Aktienkurs, ultimo

*Marktwert* = Marktwert des Eigenkapitals + Fremdkapital

*Buchwert* = bilanzielles Gesamtkapital

Zeitreihe (1988-1992). Je kürzer die Zeitreihe desto instabiler sind vermutlich die Ergebnisse, da durchschnittliche Pro-Kopf-Vergütungen stark schwanken können. Die Schwankungen können durch Änderungen der Ausweispflicht, das Ausscheiden älterer und das Nachrücken jüngerer Vorstandsmitglieder sowie die Änderung der Anzahl der Vorstandsmitglieder ausgelöst werden. Ein Vergleich der Ergebnisse aus beiden Datensätzen wird Aufschluß über die Robustheit der Ergebnisse geben.

## 4 Schätzmethode und Ergebnisse

### 4.1 Schätzmethode und Modellvarianten

Der Kienbaum-Datensatz erlaubt neben den im empirischen Schätzmodell (4) vorgesehenen Erklärungsvariablen die Berücksichtigung von Brancheneffekten. Die Unternehmen sind in 17 unterschiedliche Branchen des verarbeitenden Gewerbes tätig. Vergleichend dazu wird alternativ eine gröbere Branchengruppierung der Unternehmen in nur vier Gruppen gewählt. Basierend auf dem Kienbaum-Datensatz werden drei Modellvarianten zur allgemeinen Form (4) im Vergleich betrachtet:

**Variante 1:** Zunächst wird ein "fixed-effect"-Modell geschätzt, in dem die Brancheneffekte im Absolutglied des Modells in der Form von Branchendummies berücksichtigt werden. Die übrigen Parameter des Modells wie auch die Varianz der Fehlergrößen sind dabei als nicht variabel über die unterschiedlichen Branchen spezifiziert. Danach ergibt sich die Schätzgleichung für das "fixed-effect"-Modell wie folgt:

$$V_{i,j,t+1} = \sum_{j=1}^J \alpha_j B_{i,j} + \beta P_{i,t} + \gamma G_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T.$$

mit  $B_{i,j} = \begin{cases} 1 & \text{wenn Unternehmen } i \text{ zur Branche } j \text{ gehört} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \quad (5)$

wobei  $j$  den Branchenindex,  $j = 1, \dots, J$ , angibt. Um in den Parametern  $\alpha_j$ ,  $j = 1, \dots, J$ , branchenspezifische Abweichungen von einem "Gesamtmittelwert" zu erfassen, wird  $\alpha_j = \alpha + \delta_j$ ,  $j = 1, \dots, J$ , mit der Nebenbedingung  $\sum_j \delta_j = 0$  angenommen. Zur Schätzung von  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$ ,  $\hat{\gamma}$  und  $\hat{\alpha}_j$  bzw.  $\hat{\delta}_j$  wird

die Methode der Kleinst-Quadrat-Summen verwendet, wobei die üblichen Annahmen für lineare Modelle getroffen werden. Für die Branchenanalyse sind ein Test der Hypothese  $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_J$  (F-Test) und die jeweiligen Größenordnungen und Signifikanzen von  $\hat{\delta}_j, j = 1, \dots, J$ , von Interesse.

Neben den Brancheneffekten sind die Schätzwerte für die Größen- und Gewinnelastizitäten von besonderer Bedeutung. Diese werden im linearen Modell üblicherweise durch:

$$\hat{\eta}_G = \hat{\gamma} \frac{\bar{G}}{\bar{V}} \quad \text{und} \quad \hat{\eta}_P = \hat{\beta} \frac{\bar{P}}{\bar{V}}$$

ermittelt, wobei  $\bar{V}, \bar{G}$ , und  $\bar{P}$  die jeweiligen arithmetischen Mittelwerte im Betrachtungszeitraum 1989-92 sind.

**Variante 2:** Als Modellvariante bietet sich die Verwendung von relativen Maßen an. Dementsprechend werden die Daten durch Division der jeweiligen Branchenmittelwerte gewichtet. Dies führt zu der Schätzgleichung:

$$V_{i,j,t+1}^{**} = \alpha + \beta P_{i,j,t}^{**} + \gamma G_{i,j,t}^{**} + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J; t = 1, \dots, T, \quad (6)$$

wobei die mit (\*) gekennzeichneten Größen die branchenspezifisch gewichteten Beobachtungen repräsentieren.

**Variante 3:** Im Rahmen der dritten Modellvariante wird entgegen der üblichen Annahme unterstellt, daß die Fehlergrößen in dem linearen Ausgangsmodell nicht konstante Varianzen über die Branchen besitzen. Dies führt zu einem kombinierten Längs- und Querschnittsmodell unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität gemäß der Branchenstruktur in der Form:

$$V_{i,j,t+1} = \alpha + \beta P_{i,t} + \gamma G_{i,t} + \epsilon_{i,j,t} \quad i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J; t = 1, \dots, T \quad (7)$$

mit  $Var(\epsilon_{i,j,t}) = \sigma_j^2$ . Schätzwerte für die Parameter lassen sich zweistufig auf der Basis des verallgemeinerten Kleinst-Quadrate-Summen Schätzverfahrens ermitteln (GLS-Schätzer).

**Varianten 4-7:** Der zweite Datensatz erlaubt wiederum eine kombinierte Zeitreihen- und Querschnittsanalyse, mit dem zunächst verschiedene Varianten des linearen Grundmodells (4) untersucht werden. Eine Besonderheit ist die vorgenommene Anpassung eines log-linearen Zusammenhangs zur Überprüfung der Annahme einer linearen Vergütungsstruktur. Es werden Restriktionen entweder bei den Parametern oder im Rahmen der Spezifikation der Fehlerterme berücksichtigt.

**Variante 4:** Zunächst wird die Variation der Vergütung im Rahmen eines "fixed-effect" Modells beim Parameter  $\alpha_{i,t}$  wie folgt betrachtet:

$$V_{i,t+1} = \alpha + \mu_i + \lambda_t + \beta I_{i,t} + \gamma G_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T, \quad (8)$$

wobei für die Fehlerterme  $\epsilon_{i,t}$  jeweils konstante Varianzen über die Unternehmen und die Zeit angenommen werden. Die unternehmensspezifischen Effekte  $\mu_i$ , sowie die zeitspezifischen Effekte  $\lambda_t$  lassen sich unter Verwendung von Dummy-Variablen mit  $\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mu_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \lambda_t = 0$  modellieren. Es werden F-Tests für die Hypothesen  $\mu_1 = \dots = \mu_N = 0$  bzw.  $\lambda_1 = \dots = \lambda_T = 0$  durchgeführt. Die Schätzwerte für die Zeiteffekte werden anschließend verschiedenen Maßen für den konjunkturellen Zeitverlauf gegenübergestellt.

**Variante 5:** Wie oben bereits erwähnt, läßt sich die unternehmens- und zeitspezifische Variation der Vergütung auch im Rahmen der Spezifikation der Fehlerterme modellieren. Dabei wird angenommen, daß alle Parameter im allgemeinen Modell (4) konstant hinsichtlich  $i$  und  $t$  sind. Statistische Tests zeigen im Rahmen einer einfachen Regressionsanalyse erwartungsgemäß, daß die Standardannahmen von homoskedastischen und unkorrelierten Fehlergrößen nicht gerechtfertigt werden können. Somit erscheint das folgende Modell im Vergleich zu Modell (8) plausibel<sup>10</sup>:

$$V_{i,t+1} = \alpha + \beta I_{i,t} + \gamma G_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T, \quad (9)$$

wobei für die Kovarianzmatrix der Größen  $\epsilon_{i,t}$  folgendes gilt:

$$\begin{aligned} E(\epsilon_{i,t}^2) &= \sigma_i^2 && \text{(Heteroskedastizität)} \\ E(\epsilon_{i,t} \epsilon_{k,t}) &= 0, (i \neq k) && \text{(Querschnitts-Unkorreliertheit)} \\ \epsilon_{i,t} &= \rho_i \epsilon_{i,t-1} + u_{i,t} && \text{(Autoregression)} \end{aligned}$$

wobei  $u_{i,t}$  unabhängige Störgrößen sind für alle  $i = 1, \dots, N$ , mit  $u_{i,t} \sim N(0, \sigma_{u,i}^2)$ ,  $\epsilon_{i,t} \sim N(0, \frac{\sigma_{u,i}^2}{1 - \rho_i^2})$  und  $E(\epsilon_{i,t-1} u_{k,t}) = 0$  für alle  $i, k = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$ . Schätzwerte für die Parameter  $\alpha, \beta, \gamma$  werden dreistufig nach dem Prinzip des verallgemeinerten Kleinste-Quadrate-Schätzers ermittelt.

**Variante 6:** In den Untersuchungen zur Vergütung von Managern werden sowohl in theoretischen als auch empirischen Modellen lineare Vergütungsstrukturen unterstellt, da sie eine einfache Struktur aufweisen und sich

<sup>10</sup>Dieses Modell, die Methodik zur Schätzung der Parameter und die Eigenschaften der Schätzer sind ausführlich in Kmenta [16], S.618-620, beschrieben.

relativ leicht berechnen und interpretieren lassen. Theoretische Arbeiten verweisen auf die Vorzüge linearer Strukturen, da sie robuste Eigenschaften aufweisen.<sup>11</sup> Demnach werden keine alternativen nicht-linearen Vergütungsstrukturen für die empirische Analyse empfohlen. Dennoch werden in empirischen Arbeiten zusätzlich log-lineare Zusammenhänge der Form:

$$V = e^{\alpha} P^{\beta} G^{\gamma} \quad (10)$$

untersucht, da die geschätzten Parameter  $\hat{\beta}$  und  $\hat{\gamma}$  direkt als Schätzwerte für die Gewinn- und Größenelastizitäten interpretiert werden können. Die der Variante 5 entsprechende empirische Schätzgleichung lautet dann:

$$\ln(V_{i,t+1}) = \alpha + \beta \ln(P_{i,t}) + \gamma \ln(G_{i,t}) + \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (11)$$

**Variante 7:** Eine weitere Variante berücksichtigt die Veränderung der Modellvariablen im Hinblick darauf, ob die Veränderung der erklärenden Variablen einen signifikanten Einfluß auf die Veränderung der Vergütung ausübt. Diese Variante gewinnt vor dem Hintergrund der öffentlichen Diskussion über die Höhe der Managervergütung besondere Beachtung. Jensen und Murphy [14] verweisen zurecht darauf: "The relentless focus on *how much* CEOs are paid diverts public attention from the real problem-*how* CEOs are paid", (S.138).

Der Übergang zu ersten Differenzen unter Verwendung des Differenzenoperators,  $\Delta z_t := z_t - z_{t-1}$ , in (9) führt zu:

$$\Delta V_{i,t+1} = \beta \Delta P_{i,t} + \gamma \Delta G_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (12)$$

---

<sup>11</sup>Vgl. Holmström und Milgrom [11].



**Tabelle 1: Schätzergebnisse mit Kienbaum-Datensatz,  
Modellvarianten 1 - 3**

Manager-Vergütung Koeffizienten (t-Werte) [Elastizitäten]			
Erklärende Variable	Variante 1	Variante 2	Variante 3
Konstante	444,358 ** (39,89)	0,7931 ** (44,48)	422,514 ** (46,89)
Anzahl der Mitarbeiter	0,003779 ** (16,13) [0,0865]	0,1827 ** (20,37) [0,1827]	0,004721 ** (17,35) [0,1081]
Umsatzrendite	1.217,97 ** (4,51) [0,0438]	0,02421 ** (4,21) [0,0242]	1.395,52 ** (5,58) [0,0501]
<i>N</i>	880	880	880
<i>J</i>	17	17	17
<i>R</i> <sup>2</sup>	0,375	0,331	0,304

**Tabelle 2: Brancheneffekte im "fixed-effect" Modell,  
Modellvariante 1**

Branchen	Koeffizienten	t-Werte	N <sub>i</sub>
<i>Brauereien</i>	-107,839 **	-4,15	92
<i>Chemie/Kunststoffe/Pharma</i>	89,079 **	3,49	100
<i>Eisen/Blech, Metallwaren</i>	-42,517	-1,02	32
<i>Eisen und Stahl</i>	92,601 **	2,66	48
<i>Elektroindustrie</i>	-3,187	-0,11	72
<i>Fahrzeugindustrie</i>	151,282 **	3,94	40
<i>Feinmechanik/Optik</i>	17,984	0,38	24
<i>Glas/Keramik</i>	-90,514 **	-2,04	28
<i>Gummiindustrie</i>	-72,920	-1,64	28
<i>Maschinen- und Anlagenbau</i>	66,461 **	3,15	152
<i>Mineralölindustrie</i>	56,863	1,29	28
<i>Nahrung und Genuß</i>	-46,390	-1,11	32
<i>NE-Metalle</i>	115,936 *	2,42	24
<i>Schiffbau</i>	-84,344	-1,45	16
<i>Steine/Erden/Holz</i>	-87,150 *	-2,39	44
<i>Textil/Bekleidung</i>	-101,401 **	-3,91	92
<i>Zellstoff/Papier/Holz</i>	46,057	1,04	28
<i>F</i>	6,187 **		

F-Statistik: Nullhypothese: Brancheneffekte nicht vorhanden  
Signifikant: \* = zu 5%-Niveau, \*\* = zu 1%-Niveau

**Tabelle 3: Schätzergebnisse für Modellvarianten 4 - 7**

Erklärende Variable	Manager - Vergütung Koeffizienten t-Werte [Elastizitäten]			
	Variante 4	Variante 5	Variante 6	Variante 7
Konstante	25,8191 ** (22,27)	23,5950 ** (36,75)	1,5941 ** (23,60)	-
Jahresumsatzerlös	0,002322 ** (23,86) [0,13]	0,003152 ** (23,17) [0,1764]	0,248700 ** (32,08) [0,2487]	0,002123 ** (5,80) [0,1588]
Aktienrendite	0,019960 ** (2,80) [0,0691]	0,009308 ** (4,18) [0,03220]	0,060120 ** (5,59) [0,06012]	0,007050 ** (3,62) [0,0058]
N	1826	1826	1826	1743
R <sup>2</sup>	0,85	0,22	0,37	-
F (a)	42,74 **	-	-	-
F (b)	70,45 **	-	-	-

Signifikant \* = zu 5%-Niveau, \*\* = zu 1% Niveau

F(a) F-Statistik, Nullhypothese Firmen- und Zeiteffekte nicht vorhanden

F(b) F-Statistik, Nullhypothese Zeiteffekte nicht vorhanden

## 4.2 Empirische Ergebnisse

Die Schatzergebnisse sind in den Tabellen 1-3 zusammengefaßt. Die Ergebnisse in den Tabellen 1 und 2 beziehen sich auf den Kienbaum-Datensatz und die Modellvarianten 1-3. Tabelle 3 dagegen gibt die Ergebnisse für den zweiten Datensatz und die Varianten 4-7 wieder.

Die Ergebnisse des fixed-effect Modells (Variante 1) verdeutlichen zunächst daß der durchschnittliche großen- und gewinnunabhängige Anteil der Pro-Kopf-Vergütung im Zeitraum 1988/92 bei etwa 444 000 DM lag. Aus Tabelle 2 sind die Brancheneffekte zu entnehmen. Danach liegen beachtliche Branchenunterschiede bei diesem Anteil der Vergütung vor. Top-Manager in der Fahrzeugindustrie hatten um 151 282 DM höhere Bezüge als im Gesamtdurchschnitt, wohingegen die Vergütung in den Branchen Brauereien und Textil/Bekleidung mit knapp über 100 000 DM unter dem Durchschnitt lag. Faßt man die Branchen in vier große Industriegruppen zusammen, dann kann festgehalten werden, daß die Managervergütung in den Grundstoff- und Investitionsgüterindustrien überdurchschnittlich waren, dagegen in den Nahrungsmittel- und Genussmittelindustrien sowie insbesondere in den Verbrauchsgüterproduzierenden Industrien deutlich unter dem Durchschnitt lagen.

Wie die Ergebnisse in Tabelle 1 weiter zeigen, übt die Unternehmensgröße gemessen an der Anzahl der Beschäftigten einen stärkeren Einfluß auf die Vergütung aus als die Umsatzrendite. Manager in größeren Unternehmen konnten mit einer höheren Vergütung rechnen und zwar in der Weise, daß eine 10-prozentige Erhöhung der Beschäftigtenzahl zu einer Erhöhung der Vergütung von etwa 1 Prozent führte. Im Vergleich dazu ist der Zuwachs der Vergütung bei der Erhöhung der Umsatzrendite bestenfalls halb so hoch. Dieses Ergebnis stimmt im großen und ganzen mit den Ergebnissen in anderen Ländern überein. In den amerikanischen Studien werden geringfügig höhere Elastizitäten bei der Unternehmensgröße und den Performancemaßen gefunden. Interessanterweise verstärken sich die Effekte bei der Verwendung von relativen Maßen (Variante 2) in der Weise, daß der Größeneffekt zunimmt und der Performance-Effekt geringer wird als bei der Verwendung von absoluten Maßen.

Die Ergebnisse der Analyse des zweiten Datensatzes werden weitergehende Einblicke in die Bedeutung der Determinanten der Managervergütung

ermöglichen und somit auch Aussagen zur Stabilität der zuvor gefundenen Ergebnisse unter zeitlichen Aspekten erlauben. Wie oben bereits erwähnt, enthält dieser Datensatz unterschiedliche Maße für den Unternehmenserfolg und eine relativ lange Zeitreihe (1968-90) der unternehmensspezifischen Variablen. Tabelle 3 faßt die Schätzergebnisse zusammen. Zunächst soll hervor gehoben werden, daß die unterschiedlichen Performance-Maße keine grundlegend unterschiedlichen Ergebnisse liefern. Ausnahmen bilden die Eigenkapitalrendite und die Gesamtkapitalrendite, bei denen teilweise statistisch nicht signifikante Ergebnisse erzielt worden sind. Die Maße Buchwert/Marktwert und die Aktienrendite dagegen weisen statistisch signifikante Ergebnisse auf. Demzufolge beschränken wir uns bei der Darstellung der Ergebnisse in Tabelle 3 zu den Performance-Maßen auf die Aktienrendite.

Die Ergebnisse zur Variante 4 zeigen einerseits geringfügig höhere Elastizitäten der Größen- und Performance-Variablen und führen zur Ablehnung der Hypothese konstanter Firmen- und Zeiteffekte. Der zeitliche Verlauf der Managervergütung lehnt sich darüberhinaus zeitversetzt (ein bis zwei Jahre) an die Konjunkturzyklen (gemessen bspw. an der Bruttowertschöpfung) an.

Die Schätzergebnisse zu Variante 5, bei der eine veränderte Spezifikation der Fehlerterme modelliert wurde, zeigen keine wesentlich anderen Ergebnisse. Sie führen zu einer geringfügigen Erhöhung des Größeneffekts und zu einem geringeren Performance-Effekt. Ein deutlich höherer Größeneffekt wird bei der Annahme einer log-linearen Vergütungsstruktur ermittelt (Variante 6). Demnach lag die Managervergütung um etwa 2,5 Prozent in denjenigen Unternehmen höher, die einen 10 prozentig höheren Jahresumsatzerlös auswiesen. Jüngste Studien für amerikanische Unternehmen kommen zu ähnlichen Ergebnissen.<sup>12</sup> Auf der Grundlage einer Box-Cox-Analyse kommen Boyes und Schlagenhauf [4] zu dem Schluß, daß der log-linearen Zusammenhang dem linearen Zusammenhang vorzuziehen ist, wobei ihr Ergebnis auf einer Querschnittsanalyse basiert. Eine Box-Cox-Analyse für die Variante (5) mit den vorliegenden Daten bestätigt dieses Ergebnis

Die Schätzergebnisse zur Veränderung der Variablen (Variante 7) zeigen beim Größeneffekt das gewohnte Bild bei linearen Vergütungsstrukturen. Im Gegensatz dazu verliert der bisher festgestellte sehr schwache Performance-Effekt mit einer Elastizität von 0,0058 nahezu völlig an Einfluß auf die

---

<sup>12</sup>Vgl. Joskow and Rose [15].

Veränderung der Vergütung. Dieses Ergebnis überrascht, auch gemessen an Ergebnissen vergleichbaren internationalen Studien.<sup>13</sup> Gleichzeitig muß dieses Ergebnis diejenigen beunruhigen, die an der Implementierung leistungsorientierter Vergütungsstrukturen interessiert sind; denn ein Intensitätsfaktor ( $\beta$ ) von 0,006 kann keinen Anreiz zur Erhöhung der Unternehmensperformance darstellen. Betrachtet man das Ergebnis zusätzlich vor dem Hintergrund, daß Vergütungsstudien den Variablen, die die Veränderung der Vergütung messen, einen höheren Gewicht beimessen, dann sollte dies zu einer intensiven Auseinandersetzung mit den Vergütungsstrukturen im Top-Management Anlaß geben<sup>14</sup>.

## 5 Schlußbemerkung

Gemessen am Stand der anglo-amerikanischen Forschung auf dem Gebiet der wirtschaftswissenschaftliche Analyse von Vergütungsstrukturen des Top-Managements steht die deutsche (und europäische) Forschung erst am Anfang. Die zunehmende Internationalisierung von Managementteams in Unternehmen und die damit einhergehende Konfrontation unterschiedlicher Unternehmenskulturen macht die Auseinandersetzung mit adäquaten Anreizsystemen notwendig. Die internationale Forschung zur Managerkompensation hat vor dem Hintergrund sehr unterschiedlicher Unternehmensverfassungen zu erstaunlich ähnlichen Ergebnissen geführt. Die vorliegende Studie reiht sich hier nahtlos ein. Obwohl nach wie vor die Ansicht vorherrscht, daß die diskretionären Spielräume für das Top-Management zu groß sind, um im Sinne der Eigentümer den Unternehmenswert zu erhöhen, werden zunehmend Zweifel an den bisher gewählten Forschungsmethoden laut. Gefordert wird ein besseres Verständnis der für das Top-Management relevanten Anreizmechanismen. Als einer der führenden Vertreter dieser Forschungsrichtung stellte Gomez-Mejia [7] kürzlich fest "... It is my belief that significant progress in this area can only occur by bringing a behavioral perspective to bear on these issues" (S. 212). Dadurch eröffnen sich zahlreiche Interaktionen bspw. zwischen mikroökonomischen und verhaltenswissenschaftlichen Forschungsrichtungen. Die jüngsten Studien von Güth et al. [9] und Winter [26] liefern vielversprechende Beispiele für diese interdisziplinäre Forschung.

---

<sup>13</sup>Vgl. bspw. die bereits erwähnten Studien Joskow/Rose [15] und Rosen [21].

<sup>14</sup>Vgl. Jensen und Murphy [14]

## Literatur

- [1] Horst Albach (Hrsg.), *Organisation Mikroökonomische Theorie und ihre Anwendungen*, Wiesbaden Gablei, 1989
- [2] Harry Barkema, Paul A. Geoski and Joachim Schwalbach, Managerial Compensation, Strategy and Firm Performance, *International Journal of Industrial Organization*, Special Issue, 1996
- [3] Adolf A. Beale and Gardiner C. Means, *The Modern Corporation and Private Property*, New York Harcourt, Brace & World, 1932
- [4] W. J. Boyes and Don E. Schlagenhauf, Managerial Incentives and the Specification of Functional Forms, *The Southern Economic Journal*, Vol 45, April 1979, S 1225-1232
- [5] Kathleen M. Eisenhardt, Agency Theory: An Assessment and Review, *Academy of Management Review*, Vol 14, No 1, January 1989, S 57-74
- [6] Sidney Finkelstein and Donald C. Hambrick, Chief Executive Compensation: A Synthesis and Reconciliation, *Strategic Management Journal*, Vol 9, 1988, S 543-558
- [7] Luis R. Gomez-Mejia, Executive Compensation: A Reassessment and a Future Research Agenda, in *Research in Personal and Human Resource Management*, Vol 12, 1994, JAI Press, S 161-222
- [8] Ulrike Gießhoff und Joachim Schwalbach, *Agency Theorie, Informationskosten und Managementvergütung* Forschungsbericht Nr. 95-7, Humboldt-Universität zu Berlin, Institut für Management, 1995
- [9] Werner Guth, Wolfgang Klöse, Manfred Königstein und Joachim Schwalbach, *An Experimental Study of a Dynamic Principal-Agent Relationship*, Working Paper, Humboldt-Universität zu Berlin, 1995
- [10] Bengt Holmstrom, Moral Hazard and Observability, *Bell Journal of Economics*, Vol 10, No 1, 1979, S 74-91
- [11] Bengt Holmstrom and Paul Milgrom, Aggregation and Linearity in the Provision of Intertemporal Incentives, *Econometrica*, Vol 55, No 2, March, 1987, S 303-328

- [12] Michael C Jensen and W Meckling The Theory of the Firm Managerial Behavior Agency Costs, and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics* Vol 3 1976, S 305-360
- [13] Michael C Jensen and Kevin J Murphy, Performance Pay and Top-Management Incentives *Journal of Political Economy*, Vol 98, No 2, April 1990 S 225-264
- [14] Michael C Jensen and Kevin J Murphy, CEO Incentives-It's Not How Much You Pay But How *Harvard Business Review*, Vol 69, May-June 1990, S 138-153
- [15] Paul L Joskow and Nancy L Rose, CEO Pay and Firm Performance Dynamics Asymmetries, and Alternative Performance Measures, NBER Working Paper #4976, December 1994
- [16] Jan Kmenta *Elements of Econometrics*, Second Edition, Macmillan Publishing Company New York, 1986
- [17] Richard Lambert and David Larcker, An Analysis of the Use of Accounting and Market Measures of Performance in Executive Compensation Contracts, *Journal of Accounting Research*, Vol 25, Supplement, 1987, S 85-125
- [18] Helmut Laux und Heike Y Schenk-Mathes, Erfolgsonorientierte Belohnungssysteme mit und ohne Verlustbeteiligung, *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 44 Jahrgang, Nr 5, Mai 1992, S 395-424
- [19] Robin Marris and Dennis C Mueller, The Corporation, Competition and the Invisible Hand, *Journal of Economic Literature*, Vol 18, 1980, S 32-63
- [20] Paul Milgrom and John Roberts, *Economics, Organization and Management*, Englewood Cliffs Prentice Hall, 1992
- [21] Sherwin Rosen, Contracts and the Market for Executives, in Lars Weirich and Hans Wiklander, eds, *Contract Economics*, Oxford Basil Blackwell 1992, S 181-211
- [22] Joachim Schwalbach, Vorstandsbezüge werden falsch berechnet, *Harvard Business Manager*, 13 Jahrgang, Nr 3, 1991, S 39-42

- [23] Joachim Schwalbach, Stand und Entwicklung der Industriebönomik, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, Band 233, Beiheft 3, 1994, S. 93-109
- [24] Joachim Schwalbach und Talat Mahmood, The Persistence of Corporate Profits in the Federal Republic of Germany, in Dennis C. Mueller (ed.), *The Dynamics of Company Profits: An International Comparison*, Cambridge: Cambridge University Press, 1990, S. 105-122
- [25] Horst Steinmann, Georg Schreyögg und C. Dittborn, Managerkontrolle in deutschen Großunternehmen - 1972 und 1979 im Vergleich, *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 53. Jahrgang, 1983, S. 4-25
- [26] Stefan Winter: *Prinzipien der Gestaltung von Managementsystemen*, Dissertation, Humboldt-Universität zu Berlin, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät, 1995







- 1 H HERWARTZ *Performance of Periodic Time Series Models in Forecasting*
- 2 H HERWARTZ *Performance of Periodic Error Correction Models in Forecasting Consumption Data*
- 3 F WOLFSGÄTTER *Hard And Higher Price Auctions*
- 4 E WOLFSGÄTTER *Preisregeln für Auktionen und Ausschreibungen - Eine Diskussion*
- 5 J SCHWABACH U GRABHOFF *Managervergütung und Unternehmenserfolg*

[www.books2ebooks.eu](http://www.books2ebooks.eu)