Verringern Management-Entlohnungssysteme die Agency-Kosten?

Empirische Evidenz von netzwerkorientierten und marktorientierten Unternehmenskontrollsystemen

Von Rafel Crespí-Cladera*, Carles Gispert** und Luc Renneboog***

Summary

In the UK, the top executive remuneration policy is not geared towards the creation of value but compensation revisions are rather driven by changes in corporate size, measured by sales growth. This suggests that managing larger firms requires special managerial skills. Even in UK companies with high concentration of control, no significant pay-for-performance relation has been discovered. In Spain, CEOs of larger firms receive higher cash-based compensation than those of small companies. For Spanish listed firms, we find that increases in corporate value are followed by increases in implicit (cash-based) CEO remuneration. However, this positive pay-for-share price performance elasticity is not present in all Spanish corporations: a remuneration policy aiming at the maximisation of corporate value is present in companies with a high degree of shareholder control. Only strong blockholders seem to be able to impose their share price related compensation scheme upon management. It should be noted that share prices trigger increases in CEO remuneration only if the share price returns are higher than those of the industry peers. In Spanish firms without high control concentration, modifications in managerial remuneration depend upon changes in accounting returns in prior years: if the change in the firm's return on assets (ROA) outperforms the industry ROA, the executive directors' cash compensation increases in the subsequent period. In these companies, the lack of blockholders gives management more discretion to have the remuneration policy depend upon accounting returns which can to some extent be influenced by management.

1. Einführung

Untersuchungen darüber, in welchem Maße das Gehalt des Vorstandsvorsitzenden (chief executive officer, CEO) an die Performance des Unternehmens gebunden ist, wurden in den letzten zwei Jahrzehnten für den größten Teil der US-Firmen durchgeführt.[1] Durch Koppelung des Gehalts an die Unternehmensperformance sollen Interessenskonflikte zwischen Investoren und Management abgemildert werden. Solche Agency-Kosten sind besonders dann von Bedeutung, wenn die Trennung von Eigentum und Kontrolle besonders deutlich ist. Mehr als 85 % aller börsennotierten Unternehmen im Vereinigten Königreich haben keinen Großaktionär mit einem Anteil von mindestens 25 % (Frank et al., 1998). Es überrascht daher nicht, dass innerhalb Europas das Vereinigte Königreich als Erstes einen Verhaltenskodex hinsichtlich der Transparenz und der Verbesserung der Pay-for-performance-Beziehung übernahm.[2] Im Gegensatz zu den Eigentümerstrukturen im Vereinigten Königreich haben 85 % der Unternehmen Kontinentaleuropas einen Aktionär (eine Gruppe von Aktionären), der mindestens eine Sperrminorität (von 25 %) besitzt. In mehr als der Hälfte der Gesellschaften kontrolliert ein Investor (eine Gruppe) mit 50 % oder mehr der Stimmrechte das Kapital (Barca, Becht 2000). In der jüngsten Vergangenheit hatte die Einführung eines Verhaltensindex in den Niederlanden, Belgien und Deutschland die Offenlegung des Gehalts von Topmanagern zur Folge. Dennoch sind die Informationen, wie sie

* Department of Economics and Business, Universitat Autonoma de Barcelona and Universitat Illes Baleares.

** Department of Economics and Business, Universitat Autonoma de Barcelona.

*** Department of Finance and CentER for Economic Research, Tilburg University, Warandelaan 2, 5000 LE Tilburg, Netherlands, Fax: +31 13 466 2875, e-mail: Luc.Renneboog@kub.nl

[1] Einen Überblick gibt Murphy (1999).

[2] Siehe den Greenbury Report von 1995.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

in den meisten Ländern Kontinentaleuropas bereitgestellt werden, immer noch spärlich: Normalerweise sind die publizierten Angaben über das Gehalt lückenhaft, wobei die Informationen über Aktienoptionen häufig nicht oder nur unvollständig vorliegen. So z. B. erfährt man von spanischen Firmen nur etwas über das monetäre Gehalt (festes Gehalt und Bonus) aller Direktoren zusammen. So spärlich die Informationen auch sonst sein mögen, Daten über die Gehälter des Board sind in Spanien (im Gegensatz zu den meisten Ländern Kontinentaleuropas) seit 1989 vorhanden.

Fragen zu Unternehmenskontrollstrukturen, die die Pay-for-performance-Beziehung erklären, wurden in mehreren Veröffentlichungen behandelt (Conyon, 1997); dabei erfasste man die typischen Unternehmensmerkmale, unter Berücksichtigung länderspezifischer Gegebenheiten wie Eigentümerstruktur des Landes, Übernahmeschutz, Kapitalstruktur und anderer Faktoren. Unser Papier konzentriert sich auf diese charakteristischen Merkmale der Kontrollstrukturen und vergleicht die Pay-for-performance-Beziehung in zwei unterschiedlichen Corporate-governance-Regimen: einem marktorientierten (Vereinigtes Königreich) und einem netzwerkorientierten (kontinentaleuropäischen) System (Spanien). Ein direkter empirischer Vergleich ist möglich, weil in Bezug auf Zeitperioden und Unternehmenssamples vergleichbare Daten verwendet wurden. Unter anderem stellen wir folgende Fragen: Wird das monetäre Gehalt durch Bilanzgewinn und Aktienkurse bestimmt, oder ist die Unternehmensgröße entscheidend? An welchen (gegebenenfalls unterschiedlichen) Performance-Indikatoren orientiert sich die Bezahlung des Topmanagements in beiden Ländern? Wird die Pay-for-performance-Elastizität beeinflusst durch das Abschneiden der führenden Unternehmen in einem Wirtschaftszweig? Inwiefern sind unterschiedliche Unternehmenskontrollsysteme eine entscheidende Determinante der Beziehung zwischen Gehalt und *performance*?

Der Aufsatz ist wie folgt organisiert: Im Abschnitt 2 wird ein knapper Überblick über die Literatur gegeben, und Hypothesen werden formuliert. Abschnitt 3 beschreibt das Sample und seine Besonderheiten, geht auf Unterschiede in den Kontrollstrukturen ein und beschreibt die Datenquellen. Abschnitt 4 stellt die Methodik dar. In Abschnitt 5 werden die Ergebnisse der Pay-for-performance-Modelle interpretiert. Abschnitt 6 enthält Schlussfolgerungen.

2. Überblick über die Literatur und Formulierung von Hypothesen

2.1 Die Struktur der CEO-Gehälter sowie Größen- und Brancheneffekte

In zahlreichen Aufsätzen wurden die Determinanten der Gehälter des US-Topmanagements untersucht und die enge Korrelation mit der Unternehmensgröße (normalerweise gemessen durch die Umsätze) dokumentiert. Murphy (1999) z. B. zeigt, dass die Gehalt-Umsatz-Elastizitäten in den 70er Jahren im Bereich (0,25, 0,35) lagen, Mitte der 80er Jahre zurückgingen (0,15, 0,28), um in den 90er Jahren wieder anzusteigen. Eine Gehalt-Umsatz-Elastizität von 0,3 bedeutet, dass der CEO einer Firma, die 20 % höhere Umsätze als die durchschnittliche Firma erzielt, 6 % mehr verdient. Dies mag man damit begründen, dass größere Firmen höhere Führungsqualifikationen und bessere Ausbildung erfordern, um der größeren Komplexität gerecht zu werden. Eine Hypothese ist demnach, dass Topmanager größerer Gesellschaften auch höhere Gehälter bekommen (Hypothese 1). Die Gehälter der Topmanager variieren dabei nicht nur mit der Unternehmensgröße, sondern variieren je nach Zugehörigkeit zu einem bestimmten Wirtschaftszweig. Die Gehalt-Umsatz-Elastizitäten sind im verarbeitenden Gewerbe wesentlich höher als bei Finanzdienstleistungen und im Versorgungsbereich, eine Beobachtung, die für beide Länder gilt.

2.2 Anreiz-Wirkungen der Unternehmensperformance

Aktienoptionspläne wurden in den letzten zwei Jahrzehnten in den Vereinigten Staaten immer populärer. Auch in Kontinentaleuropa konnte man diese Tendenz im Verlauf der letzten fünf Jahre beobachten. Man sollte aber beachten, dass die Aktienoptionen zu Managemententscheidungen führen können, die auf Kursanstiege abzielen, die nicht unbedingt auf wertsteigernde Investitionsprojekte zurückzuführen sind. So können z. B. Topmanager versucht sein, Dividendenzahlungen zu reduzieren und Aktienrückkäufe zu favorisieren (Lambert et al., 1989). Darüber hinaus könnte das Management in dem Maße, wie der Wert der Aktienoptionen mit den Kursschwankungen der Aktien zunimmt, riskioreichere Investitionsprojekte durchführen (DeFusco et al., 1990).

Ein Manager kann direkt von der Zunahme des Unternehmenswertes profitieren, wenn er selbst Aktien des Unternehmens hält oder im Besitz von Aktienoptionen ist, aber sein Einkommen ist auch indirekt — durch die (jährlichen) Gehaltsanpassungen und die jährlichen Bonuszahlungen — mit der Performance der Aktienkurse verbunden. Die (indirekten) Pay-for-performance-Elastizitäten auf Basis von Gehalt inkl. Bonus haben sich für amerikanische CEOs von 0,4 Cent/1 000 US-$ in den 70er Jahren auf 1,4 Cent/1 000 US-$ in den 90er Jahren verdreifacht (Murphy, 1999). Zudem hat sich die Varianz dieser Elastizitäten in den 90er Jahren erhöht. Obwohl Jensen und Murphy (1990) zu dem Schluss kommen, dass die Pay-for-performance-Elastizitäten von CEOs mit 0,325 % niedrig sind, bringt doch eine 10 % Zunahme des Wertes

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

einer Firma in Höhe von 5 Mrd. US-$ dem CEO innerhalb eines Jahres eine Einkommens-Zunahme von 1,6 Mill. US-$. Ein Blick auf die Reagibilität der Einkommen von CEOs (Festgehalt, Bonus, Aktienbesitz und Aktienoptionen) zeigt, dass der größere Teil dieser Reagibilität durch Aktienoptionen und Aktienbesitz bestimmt wird (Hall, Liebman, 1998). In Teil 4 untersuchen wir die indirekten Einkommenszunahmen von CEOs in Spanien und dem Vereinigten Königreich als Folge von Veränderungen des Shareholder-value und von Bilanzgewinnen. Anders gesagt, wir ermitteln Pay-for-performance-Elastizitäten, wobei als Entlohnung das gesamte monetäre Einkommen (Gehalt und Bonus) angenommen wird. Eine hohe Pay-for-share-price-performance lässt dann darauf schließen, dass sich das Topmanagement auf die Erhöhung des Unternehmenswertes konzentriert (Hypothese 2). Durch Einbeziehung der relativen Unternehmensperformance erhält man zusätzliche Informationen über die Aktionen des Managements. Durch Aufteilung der stochastischen Komponente der Unternehmensperformance in eine Branchenkomponente und eine idiosynkratische Komponente lässt sich die relative Performance des Managements approximativ erfassen (Gibbons, Murphy, 1990). Eine positive Pay-for-corporate-performance-Elastizität bei gleichzeitig negativer Pay-for-industry-performance-Elastizität deutet daher darauf hin, dass das Management für seine in Relation zur Branche überdurchschnittlichen Erfolge belohnt wird (Hypothese 3).

2.3 Corporate Governance-Regime

Eine niedrige Konzentration des Aktienkapitals (definiert als Abstimmumgsmacht) findet man in anglo-amerikanischen Ländern, wo ein einzelner Aktionär im Durchschnitt nicht mehr als 15 % hält. Darüber hinaus sind Aktien mit unterschiedlichem Stimmrecht sowie Stimmrechtsbeschränkungen unüblich (Becht, Mayer, 2000). Bei weit gestreutem Aktienbesitz ist Free-riding beim Monitoring der Unternehmen die Regel, weil ein Aktionär zwar sämtliche Kosten des Monitoring tragen, jedoch nur entsprechend seinem Aktienanteil davon profitieren würde. Die Entlohnung bedarf daher eines Systems der Selbstregulierung (etwa analog dem Greenbury-Verhaltenskodex).

Während niedrige Kapitalkonzentration und ein aktiver Markt für Unternehmenskontrolle typisch für marktorientierte Unternehmenskontrollsysteme sind, weist die Mehrzahl der Unternehmen in Kontinentaleuropa und Japan eine hohe Kapitalkonzentration auf, was den Investoren ermöglicht, die Performance ihres Unternehmens besser zu überwachen. Neuere Forschungsergebnisse zum Einfluss von konzentriertem Anteilsbesitz auf das Anlegerverhalten lassen vermuten, dass eine Zunahme der Konzentration des Aktienbesitzes Free-rider-Probleme abmildert. Dennoch gibt es, aus der Effizienzperspektive betrachtet, Kostennachteile bei dieser Art der Managementkontrolle. Von der Aktionärsseite erfordert dies Liquiditätsverzicht und die Investition eines großen Teils seines Vermögens, was ein längerfristiges Engagement in das Unternehmen impliziert (Becht, Roell, 1999). Eine Folge davon ist, dass Großaktionäre u. U. höhere Kosten haben, weil ihnen ihre Bereitschaft, in das Unternehmen zu investieren, Liquiditätsverzicht abverlangt und sie zum Monitoring des Unternehmens verpflichtet. In der Tat ist die Investition des Großaktionärs im Unternehmen in gewissem Sinne „locked-up“. Die Kosten des Liquiditätsverzichts für den Großaktionär könnten allerdings überkompensiert werden dadurch, dass private Kontrollvorteile resultieren, wenn ein Großaktionär etwa aus einem Unternehmen Renten erwirtschaften kann. Diese privaten Kontrollvorteile sind nicht übertragbare Vorteile jenseits des finanziellen Ertrags einer Anlage. In der Realität ist der Trade-off zwischen Liquidität und privatem Kontrollvorteil nicht so gravierend wie hier beschrieben, weil in den meisten europäischen Ländern (wie z. B. in Spanien) die Liquiditätsbeschränkungen von Großaktionären durch die pyramidenförmige Struktur des Aktienbesitzes etwas abgemildert werden. Unter Ausnutzung der Pyramidenstruktur von Kapitalbeteiligungen werden Liquidität und Abstimmungsmacht gleichermaßen gewahrt (Crespí, Gispert, 1999, 2000). Eine andere auch in Spanien praktizierte Möglichkeit, dem Liquiditätsbedürfnis des Anlegers entgegenzukommen, besteht darin, Aktien mit unterschiedlichen Stimmrechten zu emittieren, um Besitz und Kontrolle zu trennen.

Für das Vereinigte Königreich und Spanien kann man die relevanten Unterschiede hinsichtlich der Corporate-governance-Charakteristika wie folgt zusammengefassen: (i) Aktienbesitz ist in Spanien viel stärker konzentriert als im Vereinigten Königreich; (ii) pyramidenförmige und komplexe Eigentümerstrukturen wurden in den meisten spanischen Firmen mittels verschiedener Holdings geschaffen; (iii) der spanische Unternehmenssektor hält beträchtliche Unternehmensbeteiligungen; (iv) Anteile von Banken sind in beiden Ländern im Allgemeinen gering (es sei denn das Unternehmen gehört — wie in Spanien — zu einer Finanzgruppe); (v) institutionelle Anleger gehören im Vereinigten Königreich zu den größten Aktionären; ihre Bedeutung ist im Zunehmen begriffen. In Spanien dagegen sind institutionelle Anleger, was die Kontrolle von Stimmrechten betrifft, bisher noch unbedeutend; und (vi) Aktienbesitz von Direktoren ist im Vereinigten Königreich weit verbreitet und macht das Management unabhängiger.

Man geht davon aus, dass die Pay-for-share-price-performance-Elastizität in marktorientierten Unternehmenskontrollsystemen (Hypothesen 4a) höher ist, weil (i) die Agency-Kosten zwischen Aktionären und Management höher sind als in einem netzwerkorientierten System (blockholder system), (ii) seine Kapitalmärkte besser

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

entwickelt sind und (iii) das Unternehmensziel „Maximierung des Unternehmenswertes“ (wie es sich im Unternehmensgesetz widerspiegelt) begünstigt wird (La Porta et al., 1998). Es gilt zu beachten, dass unser Untersuchungszeitraum vor der Publikation des Greenbury Reports von 1995 und vor dem spanischen Olivencia Report von 1998 liegt; Intention beider Reports war es, die Pay-for-performance-Beziehung zu stärken. Die alternative Hypothese besagt, dass eine stärkere Pay-for-performance-Beziehung eines von Großaktionären dominierten Unternehmenskontrollsystems darauf zurückzuführen ist, dass Großaktionäre gegenüber dem Management eine Gehaltspolitik durchsetzen können, die zur Erhöhung des Unternehmenswertes motiviert. Demgegenüber gelingt es in einem System mit schwachen Eigentümern und starken Managern (ein marktorientiertes System wie in Roe, 1994) den Managern eher, ein Gehaltssystem durchzusetzen, das mehr nach ihrem Geschmack ist.

Sogar innerhalb des jeweils marktorientierten oder netzwerkorientierten Systems ist zu erwarten, dass diese Management-Entlohnungssysteme von der jeweiligen Unternehmenskontrolle abhängen: Pay-for-shareholder-Elastizitäten sind höher in Unternehmen mit starker Kapitalkonzentration als in Unternehmen, die sich im Streubesitz befinden (Hypothese 4b).

3. Datenbeschreibung

3.1 Zusammensetzung des Samples und Datenquellen

Für das Vereinigte Königreich liegen Daten über Gehälter, Anteilsbesitz (Stimmrechte), Performance, Kapitalstruktur und Zusammensetzung der Boards für den Zeitraum 1988 bis 1993 vor. Ein Sample von 250 Gesellschaften wurde zufällig von allen Unternehmen ausgewählt, die an der Londoner Börse 1988 notiert waren; nicht berücksichtigt wurden Finanzdienstleister, Immobilien- und Versicherungsgesellschaften. Daten über Bezahlung und Anteilsbesitz (Kontrolle) wurden den jährlichen Reports entnommen. Aktienkurse und Bilanzdaten stammen aus der London Share Price Database (LSPD) bzw. von Datastream.

Die Grundgesamtheit für Spanien besteht aus allen spanischen Gesellschaften, also sowohl Industrieunternehmen als auch Finanzdienstleistern, die zwischen 1989 und 1994 mindestens vier Jahre an der Madrider Börse gelistet waren. Infolge fehlender Daten reduzierte sich die Anzahl der Unternehmen, für die alle Informationen verfügbar waren, auf ein Sample von 113. Diese Unternehmen verteilen sich auf neun Industriezweige. Das Sample setzt sich zusammen aus 88 Unternehmen des Nicht-Finanzsektors und 25 Banken. Die Teilstichprobe von Industrieunternehmen repräsentiert 30 % der börsennotierten Gesellschaften, 76 % der Marktkapitalisierung; dagegen entsprechen die 25 spanischen Banken 52 % aller börsennotierten Banken und 85 % der Marktkapitalisierung aller Banken. Angaben über Anteilsbesitz für alle Direktoren und die wichtigen Aktionäre (die mindestens 5 % des Aktienkapitals besitzen) sowie die Bilanzdaten sind den Datenfiles der CNMV entnommen. Angesichts der Bedeutung pyramidenförmiger Strukturen wurden für alle Großaktionäre sowohl Angaben über direkte als auch indirekte Anteile berücksichtigt. Aktienkurse, Dividenden und Aktiensplits wurden den Datenbanken der Madrider Börse entnommen. Für die Gehälter der Boards wurden die jährlichen Reports ausgewertet.

3.2 Gehalts- und Performance-Daten

Im Vereinigten Königreich sind für den Untersuchungszeitraum in den jährlichen Reports nur die Gehälter des höchstbezahlten Direktors ausgewiesen. Erst nach der Veröffentlichung des Remuneration Committee-Berichts (gemeint ist der Greenbury Report) im Jahre 1995 wurden mehr Informationen über die Gehälter verfügbar.[3] Die Gehaltsdaten für das Vereinigte Königreich umfassen Daten über das Festgehalt und (wenn zutreffend) den Bonus für den höchstbezahlten Direktor. Wir glauben, dass der Fehler, den wir dadurch machen, dass wir die Aktienoptionen nicht miteinbeziehen, nur begrenzte Auswirkungen hat, weil im Zeitraum 1988–1993 Aktienoptionen für das Management noch nicht sehr verbreitet waren. Wenn Informationen über Aktienoptionen vorlagen, geschah das i. d. R. mit dem Hinweis, das Management verfüge über einen Aktienoptionsplan. Weil nicht festzustellen ist, wie dieser beschaffen ist und unter welchen Bedingungen Optionen ausgeübt werden können, lassen die jährlichen Reports keine Ermittlung der möglichen Vermögenseffekte von Aktienoptionsplänen zu.

Manager in Kontinentaleuropa betrachten die Publikation von Informationen über die Entlohnung des Topmanagements immer noch als eine Verletzung der Privatsphäre. Niveau und Performance-Elastizität der Gehälter des Topmanagements — bestehend aus Festgehalt, kurz- und langfristigen monetären Anreizen wie Bonussen, Aktienoptionen und Pensionsvorteilen —, sollten aber offen gelegt werden, weil dies den Aktionären ermöglicht, eine Feinabstimmung der Anreize für das Management vorzunehmen.

Für börsennotierte spanische Gesellschaften wird i. d. R. die monetäre Entlohnung des Board of directors in zusammengefasster Form in den jährlichen Berichten

[3] Die Jahresberichte nach 1995 zeigen für die leitenden Direktoren: das Grundgehalt, den Bonus (jährlich und langfristig), Aktienoptionen, Pensionsvergünstigungen.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

veröffentlicht. Wir extrapolieren die Informationen einiger Entlohnungsbeispiele und approximieren die monetäre Kompensation der spanischen CEOs durch Multiplikation des durchschnittlichen Jahresgehalts der nicht geschäftsführenden Direktoren im CEO-Board mit dem Faktor 15; darüber hinaus nehmen wir an, dass das Gehalt des CEO 25 % höher ist als das durchschnittliche Gehalt eines leitenden Direktors.

Die deskriptiven Statistiken der Tabellen 1a und 1b zeigen, dass das Durchschnittsgehalt des CEO im Vereinigten Königreich bei 188 361 GBP jährlich liegt (bei einem Median von 142 000 GBP); demgegenüber liegt das Durchschnittsgehalt seines spanischen Kollegen in einem gelisteten Industrieunternehmen bei nur 143 234 GBP (bei einem Median von 106 565 GBP).[4] Alle spanischen Daten in Peseten wurden in Pfund Stirling (GBP) konvertiert, wobei jeweils die Tauschrate vom 31. Dezember desselben Jahres verwendet wurde. Obwohl die englischen Unternehmen, gemessen an ihren Gesamtaktiva, kleiner sind als die spanischen (476 Mill. GBP gegenüber 624 Mill. GBP; vgl. Tabellen 1a und 1b), sind die CEO-Gehälter im Vereinigten Königreich höher als in Spanien. Im Übrigen werden wir uns im Folgenden weniger auf die *Niveaus* der CEO-Gehälter konzentrieren als darauf, ob die Performance zu *Änderungen* bei den Gehältern des Topmanagements geführt hat. Für das Vereinigte Königreich wurden stärkere Änderungen bei den Gehältern (11 % in einem Jahr) ermittelt als in Spanien. Für Industrieunternehmen betrugen die Änderungen hier nur 1 % (bzw. 1,7 % für das Gesamtsample).

[4] Die CEOs der großen gelisteten Banken verdienen wesentlich mehr als die CEOs in der Industrie. Das durchschnittliche monetäre Jahresgehalt eines spanischen CEO beträgt für das Gesamtsample (Industrieunternehmen und Finanzdienstleister) 167059 GBP.

Tabelle 1a

Verwendete Daten Vereinigtes Königreich (1989–1993)

Sample besteht nur aus gelisteten Industrieunternehmen

Modellvariable	Beschreibung	Mittelwert (Standard-abweichung)	Median	Q 25 %	Q 75 %
REM	Gehalt des höchstbezahlten Direktors	188.361 GBP (164.003)	142.000	94.000	225.000
ΔlnREM	Veränderung des Logarithmus des CEO-Gehaltes	0,11 (0,34)	0,088	0,000	0,197
SHR	Aktienkurs (logarithm. Format)	0,057 (0,41)	0,088	–0,126	0,228
AISHR	Durchschnittlicher Aktienkurs in der Industrie	0,092 (0,18)	0,115	–0,022	0,196
ROA	Return on assets	0,095 (0,115)	0,105	0,061	0,152
AIROA	Durchschnittlicher ROA der Industrie	–0,002 (0,0487)	0,0013	–0,036	0,011
$\Delta\ln(S_t)$	Änderungen des Logarithmus der Gesamtumsätze	0,094 (0,19)	0,079	–0,006	0,178
Totale Aktiva	Gesamte Aktiva. Buchwerte	476,393 Mill. GBP	83,000	26,102	246,209
Totale Verkäufe	Gesamtumsätze	925,192 Mill. GBP	183,360	83,680	552,016
C^1	Prozentsatz der Anteile, die vom größten Aktionär direkt und indirekt gehalten werden	15,42 (12,95)	11,66	6,75	21,3
C^n	Prozentsatz der Anteile, die von allen signifikanten Kapitaleignern (>5 %) direkt und indirekt gehalten werden	36,76 (23,26)	35,63	18,11	53,04
LEV	Leverage	33,61 (39,22)	29,44	16,97	41,65

* Durchschnitt 1990–1994. — GBP = Britiisches Pfund.
Quellen: Eigene Berechnungen, Daten von Jahresberichten, Datastream, CNMV, Madrider Börse.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 1b

Verwendete Daten Spanien (1989–1995)

Sample besteht nur aus gelisteten Industrieunternehmen

Modellvariable	Beschreibung	Mittelwert (Standard-abweichung)	Median	Q 25 %	Q 75 %
REM	Gehalt des CEO	143.234 GBP (134.273)	106.565	58.550	180.557
ΔlnREM	Veränderung des Logarithmus der Gehälter des gesamten Board, geteilt durch die Zahl der leitenden Direktoren	0,009 (0,48)	0,047	–0,045	0,173
SHR	Aktienkurs (logarithm. Format)	–0,054* (0,55)	0,007	–0,375	0,233
AISHR	Durchschnittlicher Aktienkurs in der Industrie	0,040* (0,33)	0,037	–0,178	0,25
ROA	Return on assets	0,028 (0,144)	0,036	0,011	0,076
AIROA	Durchschnittlicher ROA der Industrie	0,032 (0,039)	0,035	0,018	0,057
$\Delta\ln(S_t)$	Änderungen des Logarithmus der Gesamtumsätze	0,037 (0,348)	0,047	–0,041	0,12
Totale Aktiva	Gesamte Aktiva. Buchwerte	624,074 Mill. GBP	162,356	60,583	520,828
Totale Verkäufe	Gesamtumsätze	355,063 Mill. GBP	100,364	27,267	250,951
C^1	Prozentsatz der Anteile, die vom größten Aktionär direkt und indirekt gehalten werden	46,80 % (27,26)	42,86	25,15	66,48
C^n	Prozentsatz der Anteile, die von allen signifikanten Kapitaleignern (>5 %) direkt und indirekt gehalten werden	61,75 % (25,26)	62,61	45,91	83,83
LEV	Leverage	0,465 (0,226)	0,465	0,29	0,615

* Durchschnitt 1990–1994. — GBP = Britisches Pfund.
Quellen: Eigene Berechnungen, Daten von Jahresberichten, Datastream, CNMV, Madrider Börse.

Die um die Dividenden korrigierten Aktienkurse der Unternehmen in Spanien und dem Vereinigten Königreich sind signifikant verschieden, mit durchschnittlich –5 % bzw. +5 % . Aus Tabelle 1a und 1b ist ersichtlich, dass das unterste Quintil der spanischen Industrieunternehmen wesentlich schlechter abgeschnitten hat (–37,5 %) als die entsprechenden englischen Unternehmen (–12,6 %). Über den Gesamtzeitraum 1991–1995 weisen die Aktien der spanischen Unternehmen des Gesamtsamples eine Rendite von 7 % auf, ein Hinweis darauf, dass die Finanzdienstleister über den Gesamtzeitraum eine gute Performance hatten (Tabelle 1b). Bei den Bilanzgewinnen schnitten die Unternehmen des Vereinigten Königreichs ebenfalls besser ab als die spanischen Unternehmen, mit einem return on assets (ROA) von 9,5 % gegenüber 2,8 %. Wie erwartet (siehe La Porta et al., 1997), vertrauen spanische Firmen mehr auf Fremdfinanzierung als englische: Der Leverage liegt in Spanien bei 47 % gegenüber 34 % im Vereinigten Königreich.

3.3 Eigentümer- und Kapitalkonzentration

Bei der Zusammenstellung der Daten des Gesamtsamples für Spanien und das Vereinigte Königreich wurden Jahresberichte und die Files der CNMV ausgewertet. Es wurde der Aktienbesitz der Direktoren ermittelt, ebenso alle substantiellen Beteiligungen (3 % oder mehr für das Vereinigte Königreich und 5 % oder mehr für Spanien) von anderen Eigentümern. Für das Vereinigte Königreich wurden auch alle Anleger identifiziert, die nicht namentlich aufgeführt waren (nominees). Zu diesem Zweck wur-

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

de mit dem Unternehmenssekretariat oder dem Controller des Unternehmens Kontakt aufgenommen. In nahezu allen Fällen handelte es sich dabei um Institutionen, die für ihre Klienten den mit der Aktienhaltung verbundenen Verwaltungsaufwand übernommen haben.

Aus den Tabellen 1a und 1b geht hervor, dass die Kapital- und Eigentümerkonzentrationen der spanischen und englischen Gesellschaften sich stark voneinander unterscheiden. Summiert man alle größeren Beteiligungen, so ergeben sich für die kumulierten Stimmrechte 61 % für Spanien und 37 % für das Vereinigte Königreich.[5] Während der größte Aktionär eines durchschnittlichen börsennotierten Unternehmens im Vereinigten Königreich über eine Beteiligung von 15 % verfügt, kontrolliert der größte Investor (Gruppe) in einer durchschnittlichen börsennotierten spanischen Unternehmung mehr als 46 % und verfügt damit fast über die absolute Kapitalmehrheit. Da in allen börsennotierten Gesellschaften des Vereinigten Königreichs das One-share-one-vote-Prinzip gilt (Goergen, Renneboog, 2000), ist der Prozentsatz der Stimmrechtskonzentration identisch mit dem Prozentsatz aller Aktien. Im Gegensatz dazu wird in spanischen Firmen die Pyramidenstruktur verwendet um — trotz begrenzter Cash-flow-Rechte — Stimmrechte zu bündeln (Crespí, Garcia-Cestona, 2000, Bratton, McCahery, 1999). Um die wahre Stimmrechtskonzentration für spanische Firmen zu ermitteln, wurden Daten über die Eigentümerstruktur der erstrangigen Aktionäre im Unternehmen erhoben. Im Anschluss daran haben wir die Eigentümerpyramide für jeden Investor im Unternehmen neu berechnet, sodass schließlich als (letzter) Aktionär entweder ein Individuum oder eine Familie, die Regierung oder eine Unternehmung im Streubesitz standen. Daran anschließend wurden die erstrangigen direkt oder indirekt gehaltenen Beteiligungen addiert, die direkt oder indirekt (über zwischengeschaltete Investmentgesellschaften) vom gleichen letzten Investor (Gruppe) kontrolliert werden und diese erstrangigen Beteiligungen der Identität des letzten Aktionärs zugeordnet.[6]

Tabelle 2 (Panel A) zeigt, dass im Durchschnitt mindestens drei Aktionäre erforderlich sind, um eine Sperrminorität (25%-Beteiligung) im Vereinigten Königreich zu bilden,

[5] Die kumulierten Eigentümerstrukturen der Tabellen 1a und 1b sind für Spanien und das Vereinigte Königreich nicht direkt vergleichbar, weil in Spanien ab einer Beteiligung von 5 %, im Vereinigten Königreich bereits ab einer Beteiligung von 3 % eine Offenlegungspflicht besteht. Berücksichtigt man für das Vereinigte Königreich nur Beteiligungen von mehr als 5 % ergibt sich eine Konzentration von 30 %, die damit nur weniger als halb so hoch ist wie in Spanien. Für eine ausführliche Diskussion der Offenlegungsverpflichtungen und anderer Regulierungen zur Unternehmenskontrolle siehe Goergen, Renneboog (2000) für das Vereinigte Königreich und Crespí, Garcia-Cestona (2000) für Spanien.

[6] Wie vom European Corporate Governance Network (Becht, Roell 1999) dokumentiert, wurde die europäische Richtlinie von 1989 über die Offenlegung von Beteiligungen von den meisten europäischen Regulierungsbehörden akzeptiert und in entsprechendes nationales Recht umgesetzt. Wir verwenden die Begriffe Eigentümerkonzentration einerseits und Stimmrechts- oder Kapitalkonzentration andererseits synonym sowohl für UK als auch für spanische Unternehmen.

Tabelle 2

Kapitalkonzentration nach Kategorie der Eigentümer

(in %)

Panel A: Direkte und indirekte Eigentümerkonzentration der größten Anteilseigner		
	Vereinigtes Königreich	Spanien (Gesamtsample)
C^1: größter Anteil	15,42	48,23
C^3: drittgrößte Anteile	26,84	56,59
C^5: fünftgrößte Anteile	32,99	60,38
C^{gesamt}: alle Stimmanteile	36,76	61,28

Erläuterungen:
Diese Tabelle zeigt den Prozentsatz der Stimmrechtsanteile des größten Aktionärs, der drittgrößten und der fünftgrößten Aktionäre und von allen Aktionären (Panel A) für das Vereinigte Königreich und Spanien. Panel B enthält den durchschnittlichen Prozentsatz des Eigenkapitals, der vom größten Aktionär gehalten wird und in der Folge in eine der Shareholder-Kategorien eingeordnet wird. Die Durchschnitte in Panel B werden für Gesellschaften mit einem Großaktionär berechnet (Beteiligungen von 3 % oder mehr im Vereinigten Königreich bzw. 5 % oder mehr in Spanien). Die Klassifikation der größeren Beteiligungen in spanischen Gesellschaften hängt ab von der direkten oder indirekten Eigentümerbeziehung. Für jeden erstrangigen spanischen shareholder wurde die Besitz-Pyramide konstruiert. Beteiligungen wurden so lange zurückverfolgt, bis als letzter Shareholder entweder ein Individuum oder eine Familie, die Regierung oder eine Unternehmung im Streubesitz stand. Daran anschließend haben wir die erstrangigen direkt oder indirekt gehaltenen Beteiligungen addiert, die direkt oder indirekt (über zwischengeschaltete Investmentgesellschaften) vom gleichen letzten Investor (Gruppe) kontrolliert werden, und diese erstrangigen Beteiligungen der Identität des letzten Aktionärs zugeordnet.
Es gilt zu beachten, dass die Durchschnitte in Panel A über allen Gesellschaften kalkuliert werden (einschließlich jener ohne bekannte große Aktionäre); die Durchschnitte in Panel B werden über alle Gesellschaften berechnet, in denen ein großer Aktionär einer bestimmten Art anwesend war.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

während in der durchschnittlichen spanischen Firma bereits drei Aktionäre über eine absolute Mehrheit verfügen.

4. Methodik

Für den 5-Jahres-Zeitraum[7] 1989–1993 (Vereinigtes Königreich) und 1990–1995 (Spanien) wurden zwei Datenpanels gebildet, wobei jedes Firmenjahr eine separate Beobachtung darstellt. Die Firmenjahre, in denen der CEO wechselte, wurden ausgeschlossen: 147 Firmenjahre im Vereinigten Königreich (bzw. 11 % von insgesamt 1 338) wurden eliminiert gegenüber 108 Firmenjahren im spanischen Sample (bzw. 22 % von insgesamt 489). Die Beziehung zwischen CEO-Gehältern, Performance, Unternehmensgröße und anderen Variablen (wie z. B. Struktur der Stimmrechte, Leverage, Zusammensetzung des Board) wird durch folgendes Modell abgebildet:

$$ln(REM)_{i,t} = \psi_t + \upsilon_i + \beta_{i,1} ln(sh.val.)_{i,t-1} + \beta_{i,2} ln(ind.sh.val)_{i,t-1} + \beta_{i,3}\, ln(SIZE)_{i,t-1} + \beta_{i,4}\, (OTH.)_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

wobei ln = natürlicher Logarithmus, REM = Gehalt, sh.val. = Aktienkurs (Preis), ind.sh.val. = Aktienkurs des Wirtschaftszweigs, SIZE = Umsätze, OTH. = Variablen der Unternehmenskontrollstruktur wie z. B. Verteilung der Stimmrechte, Leverage, Zusammensetzung des Board etc. i = Gesellschaft, t = Jahr, ψ = Zeittrend und υ = firmenspezifischer Effekt, der über die CEOs (oder die Vorstandsdirektoren) variiert nicht aber im Zeitablauf.

Um die Elastizität der CEO-Gehälter in Relation zur Performance zu ermitteln, bilden wir erste Differenzen, sodass wir folgendes Modell erhalten:

$$\Delta ln(REM)_{i,t} = \beta_1 \Delta ln(sh.val.)_{i,t-1} + \beta_2 \Delta ln(ind.sh.val.)_{i,t-1} + \beta_3 \Delta ln(SIZE)_{i,t-1} + \beta_4 \Delta(OTH.)_{i,t-1} + YR_t + \zeta_{i,t}$$

Hierbei ist Δ der Differenzenoperator $\Delta X_{it} = X_{it} - X_{it-1}$, YR steht für die Dummy-Variablen, die den Zeittrend abbilden, und ζ ist der Fehlerterm. Wenn wir annehmen, dass die Pay-for-performance-Beziehung zwischen Managern im Zeitverlauf konstant ist, könnte man die i-Subskripte weglassen. Mit der Bildung erster Differenzen wurden die firmenspezifischen Effekte (υ) eliminiert.

Misst man Gehalt und Performance als Veränderungen in den Logarithmen, erhält man Koeffizienten, die man als Pay-for-performance-Elastizitäten interpretieren kann; misst man diese Variablen als Dollar-Veränderungen, erhält man die Pay-for-performance-Sensitivität. A priori haben Elastizitäten (wie in Coughlan, Schmidt, 1986) keinen Vorteil gegenüber Sensitivitäten (wie in Jensen, Murphy 1990). Murphy (1999) weist darauf hin, dass im Elastizitätsansatz Veränderungsraten mehr von der Variation zwischen den Branchen erklären(Δln(CEO-Gehalt)) als Veränderungen im Shareholder-value am Δ(CEO-Gehalt) im Sensitivity-Ansatz. Boschen und Smith (1995) weisen darauf hin, dass eine Modellspezifikation für die Gehälter unter Verwendung erster Differenzen impliziert, dass Gehaltsveränderungen über die Zeit fortbestehen. Die geschätzten Koeffizienten für Änderungen der Gehälter erfassen Renttransfers zwischen den Zeitperioden.

Wir nehmen in die Regression beide Variablen auf, d. h. verzögerte Aktienkurse und Bilanzgewinne (i), weil es u. U. Zeitverzögerungen zwischen der Unternehmensperformance und der Beschlussfassung des für Gehälter zuständigen Gremiums gibt, um Gehalts- und/oder Bonuserhöhungen vorzunehmen, und (ii), weil die Einbeziehung laufender Bilanzgewinne zusammen mit den verzögerten Aktienkursen zu Multikollinearität im Modell führt, da der Bilanzeffekt — wegen der antizipativen Natur der Aktienkurse — möglicherweise bereits mit dem verzögerten Aktienpreis erfasst worden ist. Die Schätzung der Regressionsgleichungen erfolgt mit einem Heteroskedastizitätskonsistenten Kovarianz-Matrix Schätzer (White, 1980). Zeiteffekte werden durch Einbeziehung von Zeitdummys berücksichtigt, während die Innovationen firmenspezifische Effekte kontrollieren. Um das Endogenitätsproblem anzugehen, werden die Variablen Stimmrechte, Schuldenpolitik und Größe ebenfalls um ein oder zwei Jahre verzögert.

5. Ergebnisse

Die Beziehung zwischen den Gehältern des Topmanagements und der Entwicklung der Aktienkurse ist in Tabelle 3 dargestellt. Es kann vorkommen, dass trotz verbesserter Unternehmensperformance der Board sich zu keiner Erhöhung der Managementgehälter entschließen kann, wenn etwa die Unternehmensperformance hinter den besten Firmen der Branche hinterherhinkt. Aus diesem Grund wird neben der Aktienkursentwicklung das Abschneiden der Branche in den Modellen der Tabellen 3 und 4 berücksichtigt. Panel A von Tabelle 3 zeigt, dass zwischen Veränderungen der monetären CEO-Gehälter und den Aktienkursen von Unternehmen des Vereinigten Königreichs kein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht; das Modell zeigt jedoch einen engen Zusammenhang zwischen der Zunahme der Unternehmensgröße (gemessen durch den Umsatz) und dem Gehalt. Die CEO-Gehälter steigen, wenn die Unternehmensumsätze zunehmen.

[7] Wegen der Bildung erster Differenzen der abhängigen Variablen reduziert sich der Zeitraum von sechs Jahren um eine Beobachtung.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 3

Die Beziehung zwischen Gehältern des Topmanagements und Performance

Panel A: Abhängige Variable: $\Delta lnREM_{it}$				
	Vereinigtes Königreich		Spanien	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SHRi,_{t-1}$	0,038		–0,170**	
	(0,033)		(0,069)	
$AISHRi,_{t-1}$	–0,004		0,086	
	(0,162)		(0,164)	
$SHRi,_{t-2}$		–0,049		0,181***
		(0,038		(0,066)
$AISHRi,_{t-2}$		–0,257		–0,012
		(0,19)		(0,152)
$\Delta ln(S_t)$	0,160***	0,120*	0,187*	0,165*
	(0,059)	(0,064)	(0,101)	(0,1)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	748	591	275	282
F-Test	3,808***	1,717	1,766*	2,096**
R^2	0,035	0,017	0,044	0,051

Panel B: Abhängige Variable: $\Delta lnREM_{it}$				
	Vereinigtes Königreich		Spanien	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SHRi,_{t-1}$	0,051		–0,217***	
	(0,036)		(0,079)	
$AISHRi,_{t-1}$	0,004		–0,005	
	(0,173)		(0,192)	
$SHRi,_{t-2}$		–0,023		0,285***
		(0,037)		(0,077)
$AISHRi,_{t-2}$		–0,162		–0,185
		(0,204)		(0,178)
$\Delta ln(1+ROA_{i,t-1})$	–0,022	0,019	1,625***	1,423***
	(0,063)	(0,063)	(0,46)	(0,446)
$\Delta ln(1+AIROA_{i,t-1})$	0,511	0,55	–0,621	–1,529
	(0,313)	(0,35)	(1,044)	(1,029)
$\Delta ln(S_t)$	0,169***	0,180***	0,203*	0,201*
	(0,063)	(0,068)	(0,11)	(0,107)
C^1	0,0002	0,0005	–0,039	–0,033
	(0,001)	(0,001)	(0,054)	(0,053)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	721	571	244	250
F-Test	2,824***	1,870*	2,567***	2,934***
R^2	0,038	0,029	0,099	0,109

Erläuterungen:
Die Tabelle enthält die Ergebnisse einer OLS-Regression erster Differenzen mit einem Heteroskedastie-konsistenten Kovarianz-Matrix-Schätzer (White, 1980).
Delta: Differenzenoperator; ln: natürlicher Logarithmus; REM: Gehalt des CEO (ohne Einkommen aus Manager-Optionen); SHR: Aktienkurs; AISHR: durchschnittlicher Aktienkurs der Industrie; ROA: Return on assets; AIROA: durchschnittlicher ROA der Branche; SIZE: Gesamtumsatz; C1: Anteil des größten Aktionärs; Standardfehler in Klammern.
***, **, * steht für die statistischen Signifikanzniveaus von 1 %, 5 % bzw. 10 %.
Quelle: eigene Berechnungen.

Somit ist Hypothese 2, dass die durchschnittliche Gehaltspolitik des Vereinigten Königreichs in der Vor-Greenbury-Periode auf den Shareholder-value fokussiert war, zurückzuweisen. Hypothese 1 wird nicht zurückgewiesen, da die Unternehmensgröße eine entscheidende Determinante der CEO-Gehälter zu sein scheint. Man mag dies damit begründen, dass die Führung großer Unternehmen besondere Managementqualitäten mit entsprechend höheren Gehältern erfordert. Die meisten anderen Studien die sich auf das Vereinigte Königreich beziehen, bestätigen diese Ergebnisse: Entweder sie stellen keine Pay-for-performance-Beziehung fest (Greg et al., 1993, Conyon, 1997), oder sie kommen zu dem Schluss, dass Größe die wichtigste Determinante für die Gehälter der leitenden Direktoren ist (Conyon, 1998, Conyon, Leech, 1994, Cosh, Hughes, 1997).

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Für die gelisteten spanischen Gesellschaften haben die Parameter-Schätzungen der CEO-Gehälter für den Koeffizienten Unternehmensgröße ähnliche Größenordnungen und sind von geringerer statistischer Signifikanz (10%-Niveau). Im Gegensatz zum Vereinigten Königreich erhalten wir für die börsennotierten Gesellschaften in Spanien eine signifikant positive Pay-for-share-price-performance-Elastizität. Wenn der Aktienkurs in Regression (4) zunimmt, wird das Gehalt des CEO erst mit einer Verzögerung von mehr als einem Jahr angepasst. Für die Aktionäre wäre eine enge Beziehung zwischen Managementgehältern und Unternehmensperformance, gemessen durch die Entwicklung der Aktienkurse, vorteilhafter, da dies belegen würde, dass die Manager sich in erster Linie an der Maximierung des Unternehmenswertes orientieren. Die Ergebnisse für Spanien in Tabelle 3 bestätigen die Hypothesen 1 und 2.

Wenn das Management nur einem geringen Monitoring ausgesetzt ist, könnte man vermuten, dass die Gehälter an die Entwicklung der Bilanzgewinne gekoppelt sind, da sie diese bis zu einem gewissen Grade kontrollieren können. Panel B von Tabelle 3 zeigt den Zusammenhang zwischen CEO-Gehältern einerseits und Aktienkurs und Bilanzgewinn andererseits. Für die durchschnittliche börsennotierte Gesellschaft im Vereinigten Königreich besteht in der Vor-Greenbury-Periode kein Zusammenhang zwischen der Bilanzperformance und den Managementgehältern. Manager profitieren in erster Linie vom Wachstum der Umsätze. Im Gegensatz dazu zeigt Modell (4), dass in Spanien die Managementgehälter elastisch auf eine Verbesserung der Performance reagieren, denn das Einkommen der Direktoren nimmt parallel zum Shareholder-value und mit höheren Bilanzgewinnen (gemessen durch den ROA) zu. Interessanterweise sind die Variablen, die die Performance der Branche reflektieren (Aktienkurse bzw. ROAs) negativ korreliert (wenn auch statistisch nicht signifikant) mit Änderungen der CEO-Gehälter. Dies und die Tatsache, dass die geschätzten Koeffizienten für Unternehmen und die Branche in Modell (4) von ähnlicher Größenordnung sind, lässt vermuten, dass die Unternehmensperformance relativ zur Branche ermittelt wurde. Der positive Effekt von hohen Aktienkursen auf die CEO-Gehälter fällt weg, wenn auch die Aktienkurse der gesamten Branche steigen. In ähnlicher Weise verpufft die Wirkung einer stärkeren Zunahme des ROA auf die Direktorengehälter, wenn auch die ROAs der Branche zunehmen. Diese Ergebnisse stützen Hypothese 3.

Obwohl angenommen wird, dass die Agency-Konflikte zwischen Management und Aktionären in einem marktorientierten Unternehmenskontrollsystem (wie dem Vereinigten Königreich) größer sind, finden wir keine Belege für eine Gehaltspolitik, die darauf abzielt, diese Agency-Konflikte zu lösen. Stattdessen finden wir gerade für das netzwerkorientierte System eine hohe positive Pay-for-share-price-performance-Elastizität. Dies ist vielleicht darauf zurückzuführen, dass es für die Durchsetzung einer am Shareholder-value orientierten Gehaltspolitik der Überwachung durch Aktionäre mit entsprechendem Einfluss bedarf. Die Ergebnisse stützen demnach Hypothese 4a nicht.

Obwohl sich die Kapitalkonzentration im Vereinigten Königreich wesentlich von der in Spanien unterscheidet, gibt es innerhalb jedes Corporate-governance-Regimes Unternehmen mit und ohne hohe Eigentümerkonzentration. Es ist zu erwarten, dass die Pay-for-share-price-performance-Elastizität in Unternehmen mit hoher Kapitalkonzentration höher ist. Es wird angenommen, dass in diesen Unternehmen Großaktionäre durchsetzen, dass die Managementgehälter an die Schaffung höherer Unternehmenswerte gekoppelt werden. Das Management von Unternehmen ohne Großaktionäre hat wahrscheinlich mehr diskretionäre Spielräume und kann deshalb die Managementgehälter an jene Performance-Maße koppeln, die es selber kontrollieren kann. In Tabelle 4 ist die Auswirkung einer Kapitalkonzentration auf die Gehälter des Managements dargestellt; dabei wird eine Dummyvariable eingeführt, die den Wert 1 annimmt, wenn die Beteiligungen des größten Aktionärs über dem Sampledurchschnitt liegen. Die nichtinteraktiven Parameter-Schätzungen bilden die Beziehung zwischen Bezahlung einerseits und performance und Unternehmensgröße für Unternehmen mit starker Streuung des Aktienkapitals ab, während die Summe der nichtinteraktiven und der jeweils interaktiven Koeffizienten die Reagibilität des Managergehalts für Unternehmen wiedergibt, die eine Konzentration von Stimmrechten aufweisen, die über dem Median der Konzentration liegt. Tabelle 4 zeigt für die Unternehmen im Vereinigten Königreich eine hohe Elastizität des CEO-Gehalts bezüglich des Umsatzwachstums. Weder die Performance der Aktienkurse noch Bilanzgewinne, verzögert um ein Jahr, haben bei englischen Unternehmen — gleich, ob hohe oder niedrige Kapitalkonzentration — einen Einfluss [Regression (1)]. Bezieht man 2-Jahreslags mit ein, erhält man eine negative Beziehung zwischen den Aktienkursen und den Veränderungen der Gehälter (bei niedrigem statistischem Signifikanzniveau) für Firmen mit niedriger Kapitalkonzentration. Bei Unternehmen mit hoher Kapitalkonzentration ist keine derartige Beziehung nachweisbar [die Parameterschätzungen der verzögerten Aktienkurse in Regression (2) heben sich etwa auf: –0,096 und 0,140]. Wenn die Bilanzgewinne einer Branche gut sind, scheinen die CEOs im Vereinigten Königreich davon finanziell zu profitieren. Alles in allem scheint es, dass die monetären Einkommen der CEOs im Vereinigten Königreich enger mit der Unternehmensgröße verknüpft sind als mit der Unternehmensperformance. Demnach kann Hypothese 1 nicht zurückgewiesen werden, wohingegen Hypothese 4b abgelehnt wird.

Das durchschnittliche Gehalt eines leitenden Direktors in Spanien reagiert, wie im Vereinigten Königreich, elas-

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Tabelle 4

Der Einfluss der Kapitalkonzentration auf die Pay-for-performance-Beziehung

Abhängige Variable: $\Delta lnREM_{it}$				
	Vereinigtes Königreich		Spanien	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$SHR_{i,t-1}$	0,054		–0,029	
	(0,048)		(0,112)	
$AISHR_{i,t-1}$	–0,036		0,002	
	(0,183)		(0,21)	
$SHR_{i,t-2}$		–0,096*		0,025
		(0,051)		(0,102)
$AISHR_{i,t-2}$		–0,211		0,017
		(0,214)		(0,191)
$\Delta ln(1+ROA_{i,t-1})$	–0,047	–0,004	1,847***	1,928***
	(0,077)	(0,068)	(0,53)	(0,51)
$\Delta ln(1+AIROA_{i,t-1})$	0,233	–0,055	–1,741	–2,678**
	(0,407)	(0,452)	(1,241)	(1,286)
$\Delta ln(S_t)$	0,168***	0,176***	0,226**	0,224**
	(0,064)	(0,068)	(0,108)	(0,103)
DC * $SHR_{I,T-1}$	–0,0007		–0,320**	
	(0,072)		(0,152)	
DC * $AISHR_{I,T-1}$	–0,01		–0,099	
	(0,147)		(0,212)	
DC * $SHR_{I,T-2}$		0,140*		0,565***
		(0,073)		(0,143)
DC * $AISHR_{I,T-2}$		–0,044		–0,607***
		(0,149)		(0,226)
DC * $\Delta LN(1+ROA_{I,T-1})$	0,06	0,147	–1,063	–1,718*
	(0,134)	(0,178)	(0,979)	(0,908)
DC * $\Delta LN(1+AIROA_{I,T-1})$	0,558	1,184**	3,346**	4,125**
	(0,554)	(0,575)	(1,661)	(1,848)
Jahres-Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	721	571	244	250
F-Test	2,262***	2,065**	3,209***	4,515***
R^2	0,04	0,043	0,153	0,199

Erläuterungen:
Die Tabelle enthält die Ergebnisse einer OLS-Regression erster Differenzen mit einem Heteroskedastie-konsistenten Kovarianz-Matrix-Schätzer (White, 1980).
Delta: Differenzenoperator; ln: natürlicher Logarithmus; REM: Gehalt des CEO (Vereinigtes Königreich) oder Gehalt der leitenden Direktoren (Spanien) (ohne Einkommen aus Manager-Optionen); SHR: Aktienkurs; AISHR: durchschnittlicher Aktienkurs der Industrie; ROA: Return on assets; AIROA: durchschnittlicher ROA der Branche; SIZE: Gesamtumsatz; DC: Dummyvariable mit Wert = 1, falls die Beteiligung des größten Aktionärs über dem Sample-Durchschnitt liegt, Wert = 0, sonst. Standardfehler in Klammern.
***, **, * steht für die statistischen Signifikanzniveaus von 1 %, 5 % bzw. 10 %.
Quelle: eigene Berechnungen.

tisch auf Unternehmenswachstum. Während es in Unternehmen im Streubesitz keinen Zusammenhang zwischen Entwicklung des Aktienkurses und den Gehältern der leitenden Direkoren gibt, zeigt Modell (4), dass die Zunahme des Shareholder-value in Gesellschaften mit stark konzentrierten Stimmrechten zu einer Zunahme des monetären Einkommens des CEO führt. Jedoch führen die höheren Aktienkurse erst mit einer Verzögerung von mehr als einem Jahr zu einer Zunahme der CEO-Gehälter, und auch nur dann, wenn gleichzeitig die Zunahme des Aktienkurses des Unternehmens höher ist als die Zunahme des Aktienwertes der Branche. Die Koeffizienten 0,565 und –0,607 in Modell (4) zeigen, dass ein CEO keine finanzielle Aufbesserung zu erwarten hat, wenn seine Gesellschaft (mit hoher Eigentümerkonzentration) genauso gut abschneidet wie die besten Firmen der Branche. In spanischen Firmen mit weit gestreutem Aktienbesitz hängt das monetäre Einkommen der leitenden Direktoren von der Entwicklung der Bilanzgewinne ab: Wenn der ROA einer Firma höher ist als der ROA der Branchenbesten, wird das Gehalt des CEO im darauf folgenden Jahr angehoben. Die Pay-for-accounting-performance-Beziehung besteht nicht in Gesellschaften mit hoher Kapitalkonzentration (die ROA- und Branchen-ROA- Koeffizienten, 1,9 vs. –1,7 sowie –2,7 und 4,1 neutralisieren einander zum größten Teil). In Gesellschaften mit hoher Eigentümerkonzentration (Großaktionäre) scheint die Bezahlung des Managements weitgehend an den Shareholder-value gekoppelt; dies stützt Hypothese 4b.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Man kann argumentieren, dass das Pay-for-share-price-performance-Entlohnungssystem und die Präsenz von Großaktionären zueinander substitutive Mechanismen sind, die sicherstellen, dass das Management seine Aktionen auf Maximierung des Shareholder-value ausrichtet. In Unternehmen mit effizientem Monitoring des Großaktionärs mag weniger Anlass bestehen, auf Anreizentlohnungssysteme zurückzugreifen. Die Ergebnisse in Tabelle 4 zeigen aber, dass eine enge Pay-for-share-price-performance-Beziehung lediglich bei Unternehmen mit Großaktionären besteht, sodass ein Performance-orientiertes Entlohnungssystem und ein Monitoring durch Großaktionäre in Spanien eher komplementären Charakter haben. Das Fehlen einer an die Performance gekoppelten Gehaltspolitik in der Vor-Greenbury-Periode hat deutlich gemacht, wie wichtig die Entwicklung eines Kodex ist, der eine engere Verknüpfung von Managementgehältern und Unternehmensperformance herstellt.

6. Schluss

Für das Vereinigte Königreich, wo der Großteil der Agency-Kosten auf unterschiedliche Interessen von Investoren und Managern zurückzuführen ist, erwarten wir eine enge Beziehung zwischen Aktien-Performance und CEO-Gehältern. Die Gehaltspolitik ist jedoch nicht so sehr an den Shareholder-value gekoppelt; die Bezahlung wird in erster Linie determiniert durch die Unternehmensgröße, gemessen durch das Umsatzwachstum. Dies unterstellt, dass die Leitung größerer Firmen besondere (und deshalb besonders wertvolle) Managementfähigkeiten erfordert. Selbst in Firmen mit hoher Kapitalkonzentration konnte keine signifikante Pay-for-performance-Beziehung nachgewiesen werden.

In Spanien haben CEOs größerer börsennotierter Firmen höhere Gehälter als die von kleinen Gesellschaften. Ebenso finden wir, dass auf Zunahmen des Unternehmenswertes regelmäßig die monetären CEO-Gehälter zunehmen. Diese positive Pay-for-share-price-performance-Elastizität kann nicht für alle spanischen Unternehmen nachgewiesen werden: ein Entlohnungsschema, das auf Maximierung des Shareholder-value abzielt, konnte nur für Unternehmen mit hoher Eigentümerkonzentration nachgewiesen werden. Daraus folgern wir, dass ein Monitoring durch Großaktionäre kein Ersatz für eine Gehaltspolitik ist, die sich an der Aktienperformance orientiert, weil offenbar nur Großaktionäre in der Lage sind, gegenüber dem Management ein derartiges Gehaltssystem durchzusetzen. Schließlich sei noch angemerkt, dass Aktienkurse nur dann zu höheren CEO-Gehältern führen (zumindest im darauf folgenden Jahr), wenn der Anstieg der Aktienkurse des Unternehmens höher ist als der Anstieg bei den Branchenbesten.

In spanischen Firmen ohne hohe Eigentümerkonzentration hängen Gehaltsänderungen des Topmanagements von Änderungen der Bilanzgewinne in den vorausgehenden Jahren ab: Wenn die Zunahme im Firmen-ROA höher ist (oder weniger negativ ist) als die entsprechende Zunahme (Abnahme) des Branchen-ROA, steigt das monetäre Gehalt der leitenden Direktoren in der darauf folgenden Periode. In diesen Unternehmen verleiht das Fehlen eines Großaktionärs dem Management größere diskretionäre Spielräume für eine Gehaltspolitik, die an Bilanzgewinne gekoppelt ist, welche wiederum in gewissem Ausmaß dem Einfluss des Management unterliegen.

Literaturverzeichnis

Barca, F., M. *Becht* (eds.) (2000): The Control of Corporate Europe, Oxford, forthcoming.

Becht, M., C. *Mayer* (2000): The Control of Corporate Europe. In: F. Barca, M. Becht (eds.): The Control of Corporate Europe, Oxford, forthcoming.

Becht, M., A. *Roell* (1999): European Corporate Governance: Trading Off Liquidity against Control. In: European Economic Review, 43, 1071–1083.

Boschen, J.F., K.J. *Smith* (1995): You Can Pay Me Now and You Can Pay Me Later: The Dynamic Response of Executive Compensation to Firm Performance. In: Journal of Business, 68 (4), 577–608.

Bratton, W., J. *McCahery* (1999): Comparative Corporate Governance and the Theory of the Firm: the Case Against Global Cross-Reference. In: Columbia Transnational Law Review, 38, 213–297.

Conyon, M. (1998): Directors' Pay and Turnover: An Application to a Sample of Large UK Firms. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 60, 485–507.

Conyon, M. (1997): Corporate Governance and Executive Compensation. In: International Journal of Industrial Organization, 15, 493–509.

Conyon, M., D. *Leech* (1994): Top Pay, Company Performance and Corporate Governance. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 56 (3), 229–247.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH

Cosh, A., A. *Hughes* (1997): Executive Remuneration, Executive Dismissals and Institutional Shareholders. In: International Journal of Industrial Organization, 15, 469–492.

Coughlan, A., R. *Schmidt* (1986): Executive Compensation, Management Turnover and Firm Performance: An Empirical Investigation. In: Journal of Accounting and Economics, 7, 43–66.

Crespí-Cladera, R., M. *García-Cestona* (2000): Ownership and Control of the Spanish Listed Firms. In: F. Barca, M. Becht (eds.): Who Controls Corporate Europe? Oxford, forthcoming.

Crespí-Cladera, R., C*. Gispert-Pellicer* (1999): Block transfers: implications for the governance of Spanish corporations. Working paper, University Autonoma of Barcelona.

Crespí-Cladera, R., C. *Gispert-Pellicer* (2000): Board remuneration, performance, and governance of large Spanish companies. Working paper, University Autonoma of Barcelona.

DeFusco, R., R. *Johnson*, T. *Zorn* (1990): The Effect of Executive Stock Option Plans on Stockholders and Bondholders. In: Journal of Finance, 45, 617–627.

Franks, J., C. *Mayer*, L. *Renneboog* (1998): Who disciplines the management of poorly performing companies? Discussion paper CentER, Tilburg University.

Greg, P., S. *Machin*, S. *Szymanski* (1993): The Disappearing Relations between Directors' Pay and Corporate Performance. In: British Journal of Industrial Relations, 31, 1–10.

Gibbons, R., K. *Murphy* (1990): Relative Performance Evaluations for Chief Executive Officers. In: Industrial and Labor Relations Review, 43, 30–51.

Gibbons, R., K. *Murphy* (1992): Does Executive Compensation Affect Investment? In: Journal of Political Economy, 100, 468–505.

Goergen, M., L. *Renneboog* (2000): Strong Managers and Passive Institutional Investors in the UK. In: F. Barca, M. Becht (eds.): Who Controls Corporate Europe? Oxford, forthcoming.

Goergen, M., L. *Renneboog* (2001): „Prediction of Control Concentration in German and UK IPOs", in diesem Band.

Hall, B., J. *Liebman* (1998): Are CEOs Really Paid Like Bureaucrats? In: Quarterly Journal of Economics, 113, 653–691.

Jensen, K. *Murphy* (1990): Performance Pay and Topmanagement Incentives. In: Journal of Political Econony, 98, 225–264.

Lambert, R., W. *Lanen*, D. *Larcker* (1989): Executive Stock Option Plans and Corporate Divided Policy. In: Journal of Financial and Quantitative Analysis, 24, 409–425.

La Porta, R., F. *Lopez-de-Silanes*., A. *Shleifer*, R. *Vishny* (1997): Legal Determinants of External Finance. In: Journal of Finance, 52, 1131–1150.

La Porta, R., F. *Lopez-de-Silanes*, A. *Shleifer*, R. *Vishny* (1998): Law and Finance. In: Journal of Political Economy, 106, 1113–1155.

Murphy, K. (1999): Executive Compensation. In: O. Ashenfelter, D. Card (eds.): Handbook of Labor Economics, North-Holland, Amsterdam.

Roe, M. (1994): Strong Managers, Weak Owners. The Political Roots of American Corporate Finance, Princeton.

White, H. (1980): A Heteroscedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. In: Econometrica, 48 (2), 3–20.

DOI https://doi.org/10.3790/vjh.70.2.234
Generated at 216.73.216.169 on 2025-07-19 01:55:07
FOR PRIVATE USE ONLY | AUSSCHLIESSLICH ZUM PRIVATEN GEBRAUCH