

# **Banken, Aktionärsstruktur und Unternehmenssteuerung (Teil II)**

Von Frank A. Schmid, Philadelphia/USA

In der vorliegenden Arbeit wird der Zusammenhang zwischen der Aktionärsstruktur und der Performance des Unternehmens untersucht. Es werden zwei Samples großer deutscher Aktiengesellschaften betrachtet. Eines stammt aus dem Jahr 1974, das andere aus dem Jahr 1985. Die Studie versucht zu klären, welche Rolle Banken und (andere) Großaktionäre bei der Unternehmenssteuerung in Deutschland einnehmen. Im ersten Teil dieser in zwei Teilen erscheinenden Arbeit wurde die theoretische Argumentation vorgestellt. Es wurden die Variablen für die empirische Analyse definiert und der Datensatz beschrieben. In diesem zweiten Teil werden nun die empirischen Resultate vorgestellt. Außerdem werden für beide Samples Regressionsergebnisse zu den Determinanten der Aufsichtsratspräsenz deutscher Geschäftsbanken präsentiert.

## **III. Aktionärsstruktur und Performance deutscher Aktiengesellschaften**

### *2. Empirische Analyse*

#### b) Empirische Ergebnisse

Im folgenden werden die empirischen Ergebnisse vorgestellt, und es wird untersucht, wie robust diese Resultate gegenüber alternativen Spezifikationen sind. Das ökonometrische Modell wird jeweils in linearer Form geschätzt.<sup>30</sup>

Die Datensätze aus den Jahren 1974 und 1985 werden gepoolt. Um eine mögliche Strukturveränderung im Einfluß der Variablen AB, AS und Herf zu berücksichtigen, werden entsprechende 0/1-Variablen in die

---

<sup>30</sup> Für eine ausführliche Diskussion der Modellwahl unter dem Aspekt möglicher Nichtlinearitäten vgl. *Gorton und Schmid (1996)*.

Regressionsgleichung aufgenommen. Als einzige monetäre Größe ist die Variable GK im Modell enthalten. Sie wird nicht deflationiert, sondern erhält eine 0/1-Variable zur Berücksichtigung einer möglichen zeitlichen Veränderung in ihrer Wirkung. Außerdem wird in allen Regressionen eine Dummyvariable berücksichtigt, um eine Abweichung des Absolutglieds des Jahres 1985 von jenem des Jahres 1974 zuzulassen. Damit soll für Unterschiede in der gesamtwirtschaftlichen Situation in den beiden Analysezeitpunkten kontrolliert werden. Die Standardfehler werden bei allen Regressionen nach *White* (1980) um Heteroskedastizität bereinigt.

Als Maße zur Erfassung des Einflusses der Aktionärsstruktur auf die Performance des Unternehmens wurden die Gesamt- und die Eigenkapitalrendite vorgeschlagen. Das ökonometrische Modell besteht also aus zwei Gleichungen, die bis auf die abhängige Variable identisch sind. Zunächst werden diese beiden Gleichungen mit der Methode der kleinsten Quadrate getrennt geschätzt. Dies hat den Vorteil, daß die Regressionsergebnisse der Gleichungen nicht von einer möglichen Fehlspezifikation der jeweils anderen beeinflusst werden. Der Nachteil besteht jedoch in der Vernachlässigung von Information, die aus einer möglichen temporären Korrelation der Störterme beider Gleichungen resultiert. Werden die beiden Gleichungen dagegen mit der Methode der Seemingly Unrelated Regression (SUR) simultan geschätzt, so wird diese Information berücksichtigt.<sup>31</sup>

Die Regressionsergebnisse für die Methode der kleinsten Quadrate sind in den Tabellen 2 (Gesamtkapitalrendite) und 3 (Eigenkapitalrendite) wiedergegeben. Die *F*-Prüfwerte zeigen, daß der Einfluß der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren jeweils signifikant ist. Der geringe Wert des Bestimmtheitsmaßes weist darauf hin, daß die Performance der Unternehmen im Querschnitt viel noise aufweist. Dies stellt die Regressionsergebnisse nur dann in Frage, wenn zu befürchten ist, daß das Modell Variablen als Regressoren vernachlässigt, von denen ein systematischer Einfluß auf die Performance ausgeht. Einen (wenn auch schwachen) Hinweis auf eine solche mögliche Fehlspezifikation bietet die Betrachtung des Bera-Jarque-Prüfwertes auf Normalität der Residuen. Er ist in beiden Gleichungen gering, auch wenn die Hypothese normalverteilter Residuen für die Eigenkapitalrendite bei einem Signifikanzniveau von zehn Prozent verworfen werden muß.<sup>32</sup>

---

<sup>31</sup> Zu Seemingly Unrelated Regression vgl. *Greene* (1993, S. 486 ff.).

<sup>32</sup> Auch ein Bestehen des Bera-Jarque-Tests ist jedoch noch keine Bestätigung der Normalität. Vgl. hierzu *Greene* (1993, S. 310).

Tabelle 2  
Gesamtkapitalrendite (1)

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB (1974)	$4,740 \times 10^{-2}$	1,879 *
AB (1985)	$7,109 \times 10^{-2}$	1,137
AS (1974)	$-1,593 \times 10^{-2}$	-0,594
AS (1985)	$8,311 \times 10^{-2}$	1,732 *
Herf (1974)	$-6,379 \times 10^{-4}$	-0,024
Herf (1985)	$8,024 \times 10^{-2}$	2,387 **
SB	$1,398 \times 10^{-3}$	0,074
GK (1974)	$1,040 \times 10^{-12}$	0,549
GK (1985)	$1,443 \times 10^{-12}$	1,088
AD	$-2,762 \times 10^{-2}$	-1,681 *
SD	$-3,786 \times 10^{-2}$	-1,771 *
ISIC C	$-1,408 \times 10^{-2}$	-0,649
ISIC D	$1,481 \times 10^{-2}$	0,726
ISIC E	$4,666 \times 10^{-2}$	2,357 **
ISIC F	$-4,026 \times 10^{-2}$	-1,922 *
ISIC G	$3,575 \times 10^{-3}$	0,160
Dummyvariable (1985)	$-5,364 \times 10^{-2}$	-1,986 **
Konstante	$7,850 \times 10^{-2}$	3,333 ***
Bera-Jarque-Prüfwert	0,309	
F-Prüfwert	1,654 *	
R <sup>2</sup>	0,181	
korr. R <sup>2</sup>	0,072	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*/\*\*\*: signifikant bei 10/5/1 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

*Tabelle 3*  
**Eigenkapitalrendite**

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB (1974)	$1,622 \times 10^{-1}$	1,899 *
AB (1985)	$2,460 \times 10^{-1}$	1,155
AS (1974)	$-4,299 \times 10^{-2}$	-0,535
AS (1985)	$1,984 \times 10^{-1}$	1,185
Herf (1974)	$6,133 \times 10^{-3}$	0,080
Herf (1985)	$3,302 \times 10^{-1}$	2,772 ***
SB	$4,480 \times 10^{-2}$	0,783
GK (1974)	$4,114 \times 10^{-12}$	0,774
GK (1985)	$8,834 \times 10^{-12}$	1,808 *
AD	$-3,651 \times 10^{-2}$	-0,681
SD	$-1,396 \times 10^{-1}$	-2,168 **
ISIC C	$-1,439 \times 10^{-1}$	-2,069 **
ISIC D	$-7,250 \times 10^{-2}$	-1,168
ISIC E	$5,646 \times 10^{-2}$	0,956
ISIC F	$-8,031 \times 10^{-2}$	-1,220
ISIC G	$-9,282 \times 10^{-2}$	-1,449
Dummyvariable (1985)	$-1,759 \times 10^{-1}$	-2,014 **
Konstante	$2,316 \times 10^{-1}$	3,327 ***
Bera-Jarque-Prüfwert	5,049 *	
F-Prüfwert	1,569 *	
R <sup>2</sup>	0,174	
korr. R <sup>2</sup>	0,063	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*/\*\*\*: signifikant bei 10/5/1 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

Bei beiden Performance-Maßen ergeben sich für den Aktienbesitz der Banken (AB) und die Konzentration der Aktionärsstruktur (Herf) übereinstimmende Ergebnisse. Für das 1974er Sample ist jeweils nur der Einfluß des Aktienbesitzes der Banken signifikant positiv, während für das 1985er Sample jeweils nur die Konzentration der Aktionärsstruktur von signifikant positivem Einfluß ist. Die Stimmrechtsvertretung durch Kreditinstitute (AS) weist nur für die Gesamtkapitalrendite im 1985er Sample eine signifikant positive Wirkung auf. Für die Präsenz von Stimmrechtsbeschränkungen (SB) läßt sich für keinen der beiden Analysezeitpunkte ein Einfluß auf die Rendite nachweisen. Zusammenfassend läßt sich aus den Regressionsergebnissen eine Unterstützung für die Hypothesen P1, P2, P4 und P5 ableiten, d.h., die entsprechenden H0-Hypothesen eines negativen Einflusses können verworfen werden.

Wird das ökonometrische Zwei-Gleichungs-Modell statt mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate mit SUR simultan geschätzt, so ergeben sich für die in den Tabellen 2 und 3 wiedergegebenen Koeffizienten und *t*-Werte keine numerischen Unterschiede. Die Bera-Jarque-Prüfwerte und die *F*-Werte gelten nun jedoch nicht.

Um die Ergebnisse mit der Studie von *Cable* (1985) in Beziehung zu setzen, wird die Regressionsanalyse auch für das von ihm verwendete Performance-Maß durchgeführt. Die Resultate sind in Tabelle 4 wiedergegeben. Hinsichtlich des Einflusses der Variablen AB und Herf stimmen sie mit den für die Gesamt- und die Eigenkapitalrendite erhaltenen Resultaten überein. Der Koeffizient für die Präsenz von Stimmrechtsbeschränkungen erweist sich ebenso wie bei der Eigenkapitalrendite nicht als signifikant. Der in den Regressionen von *Cable* in der Tendenz ermittelte positive Einfluß der Stimmrechte von Banken auf die Performance findet sich in diesen Ergebnissen wieder.

Von zentraler Bedeutung ist die mit Hypothese P3 verbundene Frage, ob sich die Bedingungen für die Unternehmenssteuerung im Jahr 1985 von jenen des Jahres 1974 unterscheiden. Die bisher präsentierten Regressionsergebnisse deuten an, daß im zweiten Sample mit Geschäftsbanken kein höherer Vermögenswert verbunden ist als mit nichtbanklichen Großaktionären. Im ersten Sample dagegen geht nur mit den Geschäftsbanken ein Vermögenswert einher. Um die Hypothese eines Strukturbruchs in den Bedingungen der Unternehmenssteuerung zu testen, muß die statistische Signifikanz der Veränderung des Einflusses der Gruppe der Variablen AB, AS und Herf überprüft werden.

*Tabelle 4*  
**Cables Performance-Maß (1)**

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB (1974)	$6,339 \times 10^{-2}$	2,455 **
AB (1985)	$8,743 \times 10^{-2}$	1,326
AS (1974)	$-1,911 \times 10^{-2}$	-0,741
AS (1985)	$6,243 \times 10^{-2}$	1,182
Herf (1974)	$5,620 \times 10^{-3}$	0,218
Herf (1985)	$8,207 \times 10^{-2}$	2,296 **
SB	$6,537 \times 10^{-3}$	0,322
GK (1974)	$1,905 \times 10^{-12}$	0,975
GK (1985)	$1,769 \times 10^{-12}$	1,209
AD	$-3,058 \times 10^{-2}$	-1,784 *
SD	$-4,455 \times 10^{-2}$	-2,087 **
ISIC C	$-1,893 \times 10^{-2}$	-0,751
ISIC D	$2,026 \times 10^{-2}$	0,820
ISIC E	$5,408 \times 10^{-2}$	2,232 **
ISIC F	$-2,972 \times 10^{-2}$	-1,195
ISIC G	$-3,288 \times 10^{-4}$	-0,012
Dummyvariable (1985)	$-3,503 \times 10^{-2}$	-1,251
Konstante	$4,329 \times 10^{-2}$	1,624
Bera-Jarque-Prüfwert	1,022	
F-Prüfwert	1,890 **	
R <sup>2</sup>	0,202	
korr. R <sup>2</sup>	0,095	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*: signifikant bei 10/5 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

Die Ergebnisse des Tests auf eine Strukturveränderung sind in Tabelle 5 wiedergegeben. Es wurde die gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate verwendet. Wird die Position vertreten, daß dieser Test allein auf Basis der Gesamtkapitalrendite oder allein auf Basis des Performance-Maßes von Cable durchgeführt werden soll, so läßt sich die Hypothese, daß kein Strukturbruch vorliegt, nicht verwerfen. Für die Gesamtkapitalrendite und für das Maß von Cable wurde das Modell deshalb mit der Methode der kleinsten Quadrate erneut geschätzt, ohne diesmal eine zeitliche Variation im Einfluß der Variablen AB, AS und Herf zuzulassen. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 6 und 7 wiedergegeben. Sie zeigen für den Anteilsbesitz der Banken einen signifikant positiven Einfluß, während die Koeffizienten der übrigen beiden Aktionärsstrukturvariablen nicht statistisch signifikant sind. Auch für die Stimmrechtsbeschränkung ergibt sich kein signifikanter Einfluß.

Wird allein die Eigenkapitalrendite als relevantes Konzept für die Messung der Performance eines Unternehmens betrachtet, so erweist sich nach Tabelle 5 der Einfluß der Aktionärsstruktur im Jahr 1985 als signifikant verschieden von jenem im Jahr 1974. Zur gleichen Schlußfolgerung führt ein Test auf eine Strukturveränderung im Rahmen eines Zwei-Gleichungs-Modells bei simultaner Schätzung mit SUR. Werden sowohl die Eigen- als auch die Gesamtkapitalrendite als relevante Performance-Maße betrachtet, so muß der Test auf eine zeitliche Variation im Einfluß der Aktionärsstruktur ein gemeinsamer Test über beide Gleichungen sein. Ein solcher Test wurde mit Hilfe der bei Greene (1993, S. 491) dargestellten Varianzanalyse durchgeführt. Der Prüfwert beträgt 2,195. Er ist unter der  $H_0$ -Hypothese, daß kein Strukturbruch vorliegt,  $F$ -verteilt mit 6 (Zähler) und 544 (Nenner) Freiheitsgraden. Dieser

*Tabelle 5*  
**Test auf Strukturveränderung**

	<i>F</i> -Prüfwert (Freiheitsgrade im Zähler/Nenner: 3/127)
Gesamtkapitalrendite	1,629
Eigenkapitalrendite	2,556 *
Cables Performance-Maß	1,946

\*: signifikant bei 10 Prozent

*Tabelle 6*  
Gesamtkapitalrendite (2)

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB	$5,917 \times 10^{-2}$	2,439 **
AS	$1,079 \times 10^{-2}$	0,434
Herf	$2,963 \times 10^{-2}$	1,302
SB	$2,072 \times 10^{-3}$	0,120
GK (1974)	$1,108 \times 10^{-12}$	0,581
GK (1985)	$1,548 \times 10^{-12}$	1,337
AD	$-2,797 \times 10^{-2}$	-1,654
SD	$-3,819 \times 10^{-2}$	-1,870 *
ISIC C	$-1,790 \times 10^{-2}$	-0,850
ISIC D	$1,296 \times 10^{-2}$	0,645
ISIC E	$4,260 \times 10^{-2}$	2,167 **
ISIC F	$-4,666 \times 10^{-2}$	-2,332 **
ISIC G	$4,496 \times 10^{-3}$	0,198
Dummyvariable (1985)	$1,683 \times 10^{-3}$	0,141
Konstante	$6,062 \times 10^{-2}$	2,709 ***
Bera-Jarque-Prüfwert	0,092	
F-Prüfwert	1,652 *	
R <sup>2</sup>	0,151	
korr. R <sup>2</sup>	0,060	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*/\*\*\*: signifikant bei 10/5/1 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

Prüfwert ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von fünf Prozent signifikant. Damit kann die Hypothese, daß sich der Zusammenhang zwischen der Aktionärsstruktur und der Performance von Unternehmen im Jahr 1985 nicht von jenem im Jahr 1974 unterscheidet, verworfen werden.



Tabelle 7  
Cables Performance-Maß (2)

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB	$7,502 \times 10^{-2}$	2,967 ***
AS	$3,939 \times 10^{-3}$	0,162
Herf	$3,533 \times 10^{-2}$	1,532
SB	$6,179 \times 10^{-3}$	0,342
GK (1974)	$2,112 \times 10^{-12}$	1,068
GK (1985)	$1,753 \times 10^{-12}$	1,336
AD	$-3,116 \times 10^{-2}$	-1,786 *
SD	$-4,532 \times 10^{-2}$	-2,241 **
ISIC C	$-2,194 \times 10^{-2}$	-0,898
ISIC D	$1,855 \times 10^{-2}$	0,762
ISIC E	$5,090 \times 10^{-2}$	2,117 **
ISIC F	$-3,549 \times 10^{-2}$	-1,457
ISIC G	$5,963 \times 10^{-4}$	0,022
Dummyvariable (1985)	$1,601 \times 10^{-2}$	1,272
Konstante	$2,601 \times 10^{-2}$	1,000
Bera-Jarque-Prüfwert	1,955	
F-Prüfwert	2,019 **	
R <sup>2</sup>	0,179	
korr. R <sup>2</sup>	0,090	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*/\*\*\*: signifikant bei 10/5/1 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

#### IV. Aktionärsstruktur und Aufsichtsratsmandate

In der bisherigen Analyse wurden die von Banken wahrgenommenen Aufsichtsratsmandate nicht als ein eigenständiger Einflußfaktor bei der Unternehmenssteuerung berücksichtigt. Vielmehr wurde implizit angenommen, daß sich mit Hilfe der die Aktionärsstruktur charakterisierenden Variablen AB, AS und Herf der Einfluß der Banken auf die Perfor-

mance hinreichend darstellen läßt. Es wurde also unterstellt, daß die Aufsichtsratsmandate lediglich ein Zwischenprodukt bei der von Banken ausgeübten Unternehmenssteuerung sind. Daraus folgt die Hypothese, daß sich diese Mandate aus dem Aktienbesitz der Banken und der von ihnen im Auftrag ausgeübten Stimmrechte ableiten lassen. Diese Hypothese soll im folgenden getestet werden. Es soll außerdem untersucht werden, ob sich zwischen dem 1974er Sample und dem 1985er Sample eine signifikante Änderung im Einfluß der Aktionärsstruktur auf die Aufsichtsratspräsenz von Banken feststellen läßt.

### *1. Hypothesen zur Aufsichtsratspräsenz von Banken*

Die Vertretung von Banken im Aufsichtsrat von Unternehmen ist keine hinreichende Bedingung für die Wahrnehmung von Unternehmenssteuerung. Schon in den frühen Analysen von *Steinitzer* (1908, S. 150 ff.) und *Hilferding* (1910/1955, S. 160) wurde argumentiert, der Aufsichtsrat diene vor allem dem Abschöpfen von Tantiemen durch die Großaktionäre, wobei letzterer diesen Vorwurf insbesondere gegenüber den Banken erhob. Zugleich sieht aber gerade *Hilferding* in diesem Organ das wichtigste Instrument zur Beherrschung des Unternehmens. Nach *Hilferding* (1910/1955, S. 163) sind die Kreditinstitute bestrebt, infolge ihrer langfristigen Kapitalbindung im Unternehmen dieses „... dauernd zu überwachen, was am besten durch die Vertretung im Aufsichtsrat geschehen kann.“ Selbst wenn dieses Organ eine ineffiziente organisatorische Lösung des Problems der Unternehmenssteuerung durch die Aktionäre sein sollte, so geht mit einem Aufsichtsratsmandat doch ein Steuerungspotential einher. Insbesondere erleichtert eine Vertretung im Aufsichtsrat die Überwindung einer asymmetrischen Informationsverteilung zwischen der Unternehmensführung und dem Großaktionär. Dies läßt die Hypothese zu, daß zumindest ein Teil des von Banken ausgehenden Einflusses sich in der Aufsichtsratsvertretung widerspiegelt.

Die Rolle von Geschäftsbanken bei der Unternehmensfinanzierung beschränkt sich nicht auf die Bereitstellung von Eigenkapital. Traditionelle Bankdienstleistungen sind außerdem die Kreditvergabe und die Organisation von Kapitalmarkttransaktionen. Wie *Diamond* (1984, 1991) zeigt, können Ausleihungen von Banken als ein Mittel dienen, die Kosten einer asymmetrischen Informationsverteilung zwischen den (nichtbanklichen) Investoren und der Unternehmensführung zu senken. In beiden von *Diamond* vorgestellten Analysen geht mit den Ausleihungen von Banken die Dienstleistung der Unternehmenssteuerung einher. Die kom-

parativen Vorteile von Banken in der Produktion dieser Dienstleistung geben Investoren einen Anreiz, den Unternehmen Kapital nicht über den Kapitalmarkt, sondern über das Medium der Bank zur Verfügung zu stellen. Entsprechend haben Banken einen Anreiz, diese Dienstleistung anzubieten. Da der Aufsichtsrat ein Instrument zur Überwindung der asymmetrischen Informationsverteilung und zur Steuerung des Unternehmens darstellt, können die Mandate von Banken als Teil ihres intangiblen Vermögens betrachtet werden. Die Banken werden in dieses Vermögen auch unabhängig von der gegenwärtigen finanziellen Verflechtung mit dem betrachteten Unternehmen investieren, da ein solches Mandat für die Investoren ein verlässliches Signal für das Steuerungspotential der Bank gegenüber dem Unternehmen darstellt.<sup>33</sup> Daraus folgt die Hypothese:

Hypothese A1: Banken halten einen autonomen Anteil an den Aufsichtsratsmandaten von Unternehmen.

Der autonome Anteil variiert weder mit dem Aktienbesitz der Banken noch mit den von ihnen im Auftrag wahrgenommenen Stimmen. Ein weiterer Teil der von Banken gehaltenen Aufsichtsratsmandate kann auf ihre Rolle als Aktionäre zurückgehen. Dabei wird im folgenden nicht untersucht, inwiefern sie sich in dieser Rolle von anderen Aktionären unterscheiden. Die Hypothese lautet:

Hypothese A2: Der Anteil der von Banken im Aufsichtsrat eines Unternehmens gehaltenen Mandate steigt mit dem Anteil der Eigenkapitalbeteiligung der Banken an diesem Unternehmen.

Als weitere Einflußgröße auf den Anteil der Mandate kommen die von Banken im Auftrag wahrgenommenen Stimmrechte in Betracht. Es lassen sich aus diesen Stimmrechten zwar nicht unmittelbar Ansprüche auf Mandate ableiten, doch ist eine Repräsentanz im Aufsichtsrat folgerichtig. Soll eine Stimmrechtsvertretung eine effiziente Form der stellvertretenden Unternehmenssteuerung darstellen, und ist der Aufsichtsrat ein Instrument zur Steuerung des Unternehmens, so verlangt die Stimmrechtsvertretung die Übernahme von Mandaten an der Auftraggeber Statt. Daraus resultiert die Hypothese:

---

<sup>33</sup> Es ist in diesem Zusammenhang irrelevant, ob das Signal von dem das Mandat ermöglichenden Steuerungsvermögen oder von dem aus dem Mandat resultierenden Steuerungsvermögen ausgeht. Zur Bedeutung von Signalen zur Überwindung asymmetrischer Information vgl. *Kreps* (1990, S. 629 ff.).

Hypothese A3: Der Anteil der von Banken im Aufsichtsrat eines Unternehmens gehaltenen Mandate steigt mit dem Anteil der durch Banken bei diesem Unternehmen im Auftrag wahrgenommenen Stimmrechte.

Gehen Banken bei ihrem Bestreben um die Wahrnehmung von Mandaten bewußt die Konkurrenz mit nichtbanklichen Großaktionären ein, so werden sie dabei um so erfolgreicher sein, je stärker der nichtbankliche Anteilsbesitz streut. In diesem Fall nutzen Banken eine geringere Konzentration der übrigen Aktionärsstruktur, um nichtbankliche Aktionäre zu verdrängen. Daraus resultiert die Hypothese:

Hypothese A4: Der Anteil der von Banken im Aufsichtsrat eines Unternehmens gehaltenen Mandate steigt mit einer abnehmenden Konzentration der nichtbanklichen Aktionäre.

Die Präsenz einer Stimmrechtsbeschränkung begünstigt Banken bei der Unternehmenssteuerung gegenüber nichtbanklichen Aktionären. Ein großer Teil der im Auftrag wahrgenommenen Stimmrechte stammt aus Anteilsbesitz, der hinreichend klein ist, um die Stimmrechtsbeschränkung nicht zu einer bindenden Restriktion werden zu lassen. In der Konkurrenz um Aufsichtsratsmandate können sich Banken deshalb gegenüber Nichtbanken eher durchsetzen, wenn eine solche Stimmrechtsbeschränkung vorliegt.<sup>34</sup> Die entsprechende Hypothese lautet:

Hypothese A5: Der Anteil der von Banken im Aufsichtsrat eines Unternehmens gehaltenen Mandate ist bei Präsenz einer Stimmrechtsbeschränkung höher.

Die formulierten Hypothesen stellen in der folgenden empirischen Analyse wiederum die H1-Hypothesen dar. Die entsprechenden H0-Hypothesen lauten, daß der in den jeweiligen H1-Hypothesen postulierte Einfluß nicht existiert.

---

<sup>34</sup> Eine Ausnahme bildet die Stimmrechtsbeschränkung bei der Volkswagenwerk AG. Sie wurde mit dem Gesetz über die Überführung der Anteilsrechte an der Volkswagenwerk Gesellschaft mit beschränkter Haftung in private Hand vom 21.7.1960 (BGBl I, S. 585) eingeführt. Diese Stimmrechtsbeschränkung begrenzt auch die Möglichkeit der Vertretung, unabhängig davon wie stark die zu vertretenden Stimmen streuen. Die Beschränkung lag im Analysezeitraum bei 20 v.H. des Grundkapitals pro natürliche bzw. juristische Person. Da anhand der Daten nicht beobachtet werden konnte, daß dieser Prozentsatz zu einer bindenden Restriktion für die Banken wurde, wird die Stimmrechtsbeschränkung der Volkswagenwerk AG in der Regressionsanalyse wie die Stimmrechtsbeschränkungen der anderen Unternehmen behandelt.

## 2. Bisherige empirische Evidenz

Der Zusammenhang zwischen der Aktionärsstruktur und der Zahl der von Banken gehaltenen Aufsichtsratsmandate wurde bereits von *Edwards* und *Fischer* (1994, S. 198 - 210) analysiert. Sie untersuchen die Zahl der zu Ende des Jahres 1974 wahrgenommenen Mandate in Abhängigkeit der von Banken auf den Hauptversammlungen des Jahres 1975 gehaltenen Stimmrechte. Dabei greifen sie auf den in Teil I dieser Arbeit erwähnten Datensatz aus dem Hauptgutachten II der Monopolkommission zurück. Sie betrachten jene 51 Aktiengesellschaften, für die die Summe der Anteile der Stimmrechte der Banken aus Aktienbesitz und Auftragserteilung mehr als fünf Prozent beträgt.

In einer Regression mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate erklären die Autoren die Zahl der von Banken wahrgenommenen Aufsichtsratsmandate durch drei Variablen. Neben einem konstanten Regressor berücksichtigen sie den Stimmrechtsanteil der Banken aufgrund von Aktienbesitz und den Stimmrechtsanteil infolge von Auftragserteilung. *Edwards* und *Fischer* (1994, S. 206) finden ein signifikantes Absolutglied und einen signifikant positiven Einfluß des Anteils der Stimmen aus dem Aktienbesitz der Banken. Dem ermittelten Absolutglied entspricht eine autonome Zahl an Mandaten pro Unternehmen in Höhe von 1,68. Da der Einfluß des im Auftrag wahrgenommenen Stimmrechtsanteils nicht signifikant ist, folgern sie, daß Banken ihre Rolle als delegated monitors nicht wahrnehmen: „If the banks were to behave in this manner [as delegated exercisers of equity’s control rights], the natural way for them to exercise the rights to appoint and dismiss management would be by using their proxy votes to ensure significant bank representation on supervisory boards.“ Zugleich präsentieren *Edwards* und *Fischer* (1994, S. 208f.) aber Regressionsergebnisse für das Subsample der drei deutschen Großbanken (Deutsche Bank, Commerzbank und Dresdner Bank), die einen positiven Zusammenhang zwischen den Stimmrechtsanteilen aus Auftragserteilung und der Zahl der Aufsichtsratsmandate anzeigen. Kritisch anzumerken ist außerdem die Verwendung der absoluten Zahl der von Banken wahrgenommenen Aufsichtsratsmandate als zu erklärende Variable, da die Zahl der gesamten Sitze der von ihnen analysierten Unternehmen zwischen drei (Triumph International AG) und 21 (z. B. August Thyssen-Hütte AG) variiert.<sup>35</sup>

---

<sup>35</sup> Beide Unternehmen sind in dem von *Edwards* und *Fischer* (1994) gewählten Sample enthalten, da sie zu jenen erwähnten 51 Unternehmen gehören, für die die Summe der Anteile der Stimmrechte der Banken aus Aktienbesitz und aus Auf-

### 3. Empirische Analyse

Im folgenden werden Regressionsanalysen präsentiert, bei denen der Anteil der auf Geschäftsbanken entfallenden Aufsichtsratsmandate als zu erklärende Variable verwendet wird.<sup>36</sup> Als Bezugsgröße werden im Nenner nur die von den Aktionärsvertretern gehaltenen Mandate berücksichtigt. Damit soll der Einfluß der Arbeitnehmermitbestimmung auf die Zusammensetzung des Aufsichtsrats eliminiert werden. Die Regressionsanalyse wird wiederum auf den gepoolten Datensatz angewendet. Anschließend wird getestet, ob sich der ökonomische Zusammenhang zwischen 1974 und 1985 geändert hat. Für das 1974er Sample wurden, ebenso wie bei *Edwards* und *Fischer* (1994, S. 198 - 210), die Informationen über die von Banken eingenommenen Aufsichtsratssitze dem Hauptgutachten II der Monopolkommission entnommen. Für das 1985er Sample wird auf *Böhm* (1992, S. 257 - 262) und auf verschiedene Ausgaben des vom Verlag Hoppenstedt, Darmstadt, herausgegebenen Handbuchs der deutschen Aktiengesellschaften zurückgegriffen. Die Mandatsverteilung in den Aufsichtsräten bezieht sich bei Böhm auf das Jahr 1986. Ebenso wie bei der Erklärung der Performance im vorigen Abschnitt werden die Kreditanstalt für Wiederaufbau und die Bayerische Landesanstalt für Aufbaufinanzierung nicht als Geschäftsbanken behandelt. Als erklärende Variablen werden außer den Branchendummyvariablen alle Variablen berücksichtigt, die auch bei den vorangegangenen Regressionsanalysen verwendet wurden. Bei der Berechnung des Herfindahl-Indexes für die Aktionärsstruktur werden hier entsprechend der Hypothese A4 nur die Nichtbanken (HerfNB) in die Berechnung einbezogen.<sup>37</sup> Da Mandate unteilbar sind, kann davon ausgegangen werden, daß zensurierte Daten vorliegen. Es wird deshalb ein Tobit-Modell geschätzt.<sup>38</sup> Die Standardfehler werden nach *Eicker* (1967) und *White* (1980) um Heteroskedastizität bereinigt.

Die Regressionsgleichung wurde zunächst in einer Form geschätzt, die eine Strukturveränderung im Einfluß der Variablen AB, AS, HerfNB und der Konstanten zuläßt. Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle 8

---

tragserteilung mehr als fünf Prozent beträgt. Zur Zahl der Mandate vgl. Verlag Hoppenstedt, Handbuch der deutschen Aktiengesellschaften, Ausgaben 1974/75 und 1975/76, Darmstadt.

<sup>36</sup> Ehrenmitgliedschaften in Aufsichtsräten werden nicht berücksichtigt.

<sup>37</sup> Die von Nichtbanken gehaltenen Anteile wurden bei der Berechnung von HerfNB auf das gesamte stimmberechtigte Kapital bezogen, d.h. nicht nur auf jenes, das von Nichtbanken gehalten wird.

<sup>38</sup> Vgl. hierzu *Greene* (1993, S. 694 ff.).

wiedergegeben. Sie weisen analog den Resultaten bei *Edwards* und *Fischer* (1994, S. 198 - 210) für das 1974er Sample einen signifikanten autonomen Anteil der Banken an den Aufsichtsratsmandaten aus. Im Querschnitt der Unternehmen beträgt dieser Anteil im Jahr 1974 sechzehn Prozent. Auch wenn die Ergebnisse zeigen, daß sich dieser autonome Anteil im 1985er Sample nicht signifikant von dem 1974er Wert unterscheidet, kann in der hier vorliegenden funktionalen Form des Modells keine Aussage über die statistische Signifikanz des autonomen Anteils für 1985 gemacht werden. Wird jedoch die Dummyvariable für das Jahr 1985 durch eine entsprechende Variable für das Jahr 1974 ersetzt und das Modell erneut geschätzt, so erweist sich das Absolutglied nicht als signifikant. Daraus folgt, daß für das Jahr 1985 die Hypothese, daß es keinen autonomen Anteil der Banken an den Mandaten gibt, nicht verworfen werden kann. Die Resultate für 1974 unterstützen dagegen die Hypothese A1.

Ebenso wie bei *Edwards* und *Fischer* (1994, S. 198 - 210) erweist sich der Einfluß der aus Aktienbesitz stammenden Stimmrechtsanteile als signifikant positiv. Ein Anstieg des Anteils der Bankbeteiligung um zehn Prozentpunkte führte im Jahr 1974 zu einer Erhöhung des Anteils der Mandate um fünf Prozentpunkte, während der entsprechende Wert für das Jahr 1985 7,6 Prozentpunkte beträgt. Im Unterschied zur Arbeit von *Edwards* und *Fischer* ist in der hier vorliegenden Studie jedoch auch der Koeffizient für die im Auftrag ausgeübten Stimmrechte signifikant. Die Schlußfolgerung dieser Autoren, daß Banken ihre Rolle als delegated monitors nicht wahrnehmen, ist auf Basis der hier gewonnenen Ergebnisse nicht berechtigt. Eine Erhöhung der von Banken im Auftrag wahrgenommenen Stimmrechtsanteile um zehn Prozentpunkte, gemessen an der tatsächlichen Präsenz auf der Hauptversammlung, führte zu einem Anstieg des Anteils der von Banken gehaltenen Mandate um 1,9 Prozentpunkte im Jahr 1974 und um 2,7 Prozentpunkte im Jahr 1985. Diese Resultate unterstützen die Hypothese A3, wonach Banken die ihnen übertragenen Stimmen zur Erlangung von Mandaten einsetzen.

Die Hypothese, daß Banken eine geringere Konzentration der nicht-banklichen Aktionäre bzw. die Präsenz einer Stimmrechtsbeschränkung nicht zur Durchsetzung von Aufsichtsratsmandaten nutzen, kann auf der Grundlage der vorliegenden Ergebnisse nicht verworfen werden. Dagegen zeigt der  $\chi^2$ -Prüfwert, daß die Hypothese, die nichtkonstanten Regressoren seien als Gruppe ohne Einfluß, abgelehnt werden muß. Nicht abgelehnt werden kann die Hypothese, daß die Variablen AB, AS, HerfNB und das Absolutglied als Gruppe keinem zeitvarianten Einfluß

*Tabelle 8*  
**Aufsichtsratsvertretung (1)**

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB (1974)	$5,035 \times 10^{-1}$	3,358 ***
AB (1985)	$7,585 \times 10^{-1}$	3,770 ***
AS (1974)	$1,925 \times 10^{-1}$	1,999 **
AS (1985)	$2,739 \times 10^{-1}$	2,090 **
HerfNB (1974)	$-1,092 \times 10^{-1}$	-1,110
HerfNB (1985)	$1,205 \times 10^{-1}$	1,332
SB	$1,736 \times 10^{-2}$	0,496
GK (1974)	$5,357 \times 10^{-13}$	0,074
GK (1985)	$4,043 \times 10^{-13}$	0,167
AD	$-5,453 \times 10^{-3}$	-0,102
SD	$5,198 \times 10^{-2}$	1,322
Dummyvariable (1985)	$-1,089 \times 10^{-1}$	-1,206
Konstante	$1,646 \times 10^{-1}$	2,459 **
$\chi^2$ - Prüfwert	53,920 ***	
Zahl der positiven Werte der abhängigen Variablen	120	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*/\*\*\*: signifikant bei 10/5/1 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

unterliegen. Der entsprechende  $\chi^2$ -Prüfwert beträgt 4,659 und ist selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 Prozent nicht signifikant. Die Ergebnisse deuten also nicht darauf hin, daß sich die Determinanten für den von Banken gehaltenen Anteil an den auf die Aktionärsvertreter entfallenden Mandaten im Jahr 1985 von jenen des Jahres 1974 unterscheiden.

Das Modell wurde folglich erneut geschätzt, ohne diesmal eine zeitliche Veränderung im Einfluß der genannten Gruppe von Variablen zuzulassen. Die Regressionsergebnisse sind in Tabelle 9 wiedergegeben. Der



*Tabelle 9*  
**Aufsichtsratsvertretung (2)**

Erklärende Variable	Koeffizient	t-Wert
AB	$5,849 \times 10^{-1}$	4,537 ***
AS	$2,284 \times 10^{-1}$	2,713 ***
HerfNB	$-7,534 \times 10^{-3}$	-0,100
SB	$3,310 \times 10^{-3}$	0,083
GK (1974)	$8,055 \times 10^{-13}$	0,133
GK (1985)	$1,059 \times 10^{-13}$	0,048
AD	$-1,122 \times 10^{-2}$	-0,199
SD	$4,741 \times 10^{-2}$	1,173
Konstante	$1,177 \times 10^{-1}$	2,455 **
$\chi^2$ - Prüfwert	49,261 ***	
Zahl der positiven Werte der abhängigen Variablen	120	
Zahl der Beobachtungen	145	

\*/\*\*/\*\*\*: signifikant bei 10/5/1 Prozent (für t-Werte zweiseitige Tests)

autonome Anteil ist nun signifikant und beträgt zwölf Prozent. Die statistische Signifikanz der Variablen AB und AS bleibt außerdem erhalten. Ebenfalls erhalten bleibt die Signifikanz der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren, wie der angegebene  $\chi^2$ -Prüfwert zeigt. Die Regressionsergebnisse unterstützen also die Hypothesen A2 und A3, wonach sich die von Banken ausgeübten Stimmrechte in Aufsichtsratsmandaten abbilden. Dies gilt sowohl für die aus Aktienbesitz stammenden als auch für die im Auftrag wahrgenommenen Stimmen. Auch wenn aus letzterem noch nicht gefolgert werden kann, daß Banken ihre Unternehmenssteuerung im Sinne der Auftraggeber ausüben, so kann doch die Schlußfolgerung von *Edwards* und *Fischer* (1994) zurückgewiesen werden, daß Banken diese Stimmen nicht zur Erlangung von Mandaten einsetzen. Die Hypothesen, daß Banken eine geringere Konzentration der nichtbanklichen Aktionäre bzw. die Präsenz einer Stimmrechtsbeschränkung nicht zur Durchsetzung von Aufsichtsratsmandaten nutzen, können wiederum nicht verworfen werden.

## V. Schlußbemerkung

Anhand zweier Samples für große deutsche Aktiengesellschaften wurde die Hypothese überprüft, ob Aktionärsstrukturen einen Vermögenswert darstellen können. Dabei wurde die besondere Rolle von Banken bei der Unternehmenssteuerung berücksichtigt. Die Resultate zeigen für das 1974er Sample einen signifikant positiven Einfluß des Anteilsbesitzes von Banken auf die Performance von Unternehmen. Für das 1985er Sample dagegen geht die Wirkung von Banken bei der Unternehmenssteuerung nicht über den (signifikant positiven) Einfluß nicht-banklicher Großaktionäre hinaus. Ein statistischer Test zeigt, daß die Hypothese, es liege keine Strukturveränderung vor, verworfen werden muß. Eine Analyse zur Aufsichtsratspräsenz von Banken widerspricht der von *Edwards* und *Fischer* (1994) vorgebrachten Hypothese, deutsche Banken nutzten die Stimmrechtsvertretung nicht zur Durchsetzung von Mandaten.

Die vorliegende Studie soll als Beitrag zur Diskussion um den Einfluß von Geschäftsbanken auf die Effizienz des in deutschen Großunternehmen gebundenen Kapitals verstanden werden. Die präsentierten empirischen Ergebnisse zeigen, daß dieser Einfluß zeitlichen Veränderungen unterworfen ist. Damit läßt sich eine Parallele zu der von *Hoshi*, *Kashyap* und *Scharfstein* (1990) diskutierten Entwicklung in Japan ziehen, wo die Entwicklung von Kapitalmärkten den Vermögenswert einer Hauptbankbeziehung reduzierte. Zugleich zeigt die zeitliche Abhängigkeit der Resultate aber auch die Notwendigkeit weiterer Studien auf diesem Gebiet.

## Literatur

*Böhm*, J. (1992): Der Einfluß der Banken auf Großunternehmen. Hamburg. – *Cable*, J. (1985): Capital Market Information and Industrial Performance: The Role of West German Banks. *Economic Journal* 95, 118 - 132. – *Diamond*, D. W. (1984): Financial Intermediation and Delegated Monitoring. *Review of Economic Studies* 51, 393 - 414. – *Diamond*, D. W. (1991): Monitoring and Reputation: The Choice between Bank Loans and Directly Placed Debt. *Journal of Political Economy* 99, 689 - 721. – *Edwards*, J. und *Fischer*, K. (1994): Banks, Finance and Investment in Germany. Cambridge (UK). – *Eicker*, F. (1967): Limit Theorems for Regressions with Unequal and Dependent Errors; in: *Le Cam*, L. und *Neyman*, J. (Hrsg.): Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability 1, Berkeley, 59 - 82. – *Gorton*, G. und *Schmid*, F. A. (1996): Universal Banking and the Performance of German Firms. National Bureau of Economic Research, Working Paper Nr. 5453. – *Greene*, W. H. (1993): *Econometric Analysis*.

2. Aufl. New York. – *Hilferding*, R. (1910/1955): Das Finanzkapital. Eine Studie über die jüngste Entwicklung des Kapitalismus. Zitiert wurde nach dem in zweiter Auflage erschienenen unveränderten Nachdruck der letzten vom Autor herausgegebenen Ausgabe von 1923, Berlin 1955. – *Hoshi*, R., *Kashyap*, A. und *Scharfstein*, D. (1990): Bank Monitoring and Investment: Evidence from Changing Structure of Japanese Corporate Banking Relationships; in: *Hubbard*, G. (Hrsg.): Asymmetric Information, Corporate Finance, and Investment. Chicago, 105 - 126. – *Kreps*, D. M. (1990): A Course in Microeconomic Theory. New York. – *Steinitzer*, E. (1908): Ökonomische Theorie der Aktiengesellschaft. Leipzig. – *White*, H. (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. *Econometrica* 48, 817 - 838.

## Zusammenfassung

### Banken, Aktionärsstruktur und Unternehmenssteuerung (Teil II)

Anhand zweier Samples für große deutsche Aktiengesellschaften wird die Hypothese überprüft, daß die Aktionärsstruktur einen intangiblen Vermögenswert des Unternehmens darstellen kann. Für das 1974er Sample zeigen die Resultate einen positiven Einfluß des Anteilsbesitzes von Banken auf die Performance der Unternehmen. Für das 1985er Sample dagegen geht die Wirkung von Banken bei der Unternehmenssteuerung nicht über den positiven Einfluß nichtbanklicher Großaktionäre hinaus. Ein statistischer Test zeigt, daß die Hypothese, es liege zwischen den beiden Analysezeitpunkten keine Strukturveränderung vor, verworfen werden muß. Eine Analyse zur Aufsichtsratspräsenz von Banken widerspricht der von *Edwards* und *Fischer* (1994) vertretenen Position, daß deutsche Banken die Stimmrechtsvertretung nicht zur Durchsetzung von Mandaten einsetzen.

## Summary

### Banks, Shareholder Structure and Corporate Control (Part II)

This study investigates the impact of shareholder structure on firm performance. Two samples of large German stock corporations are analyzed. It can be shown that equity positions of banks have a positive impact on firm performance in 1974. In 1985, however, no impact of banks can be identified that goes beyond the positive influence of nonbank blockholders. The hypothesis is rejected that there has been no structural change between these two periods. An analysis of the banks' supervisory board representation contradicts *Edwards* and *Fischer* (1994). These authors claim that the banks' proxy voting does not translate into board seats held by banks.

### Résumé

#### **Banques, structures d'actionnaires et contrôle des entreprises (partie II)**

Sur base de deux échantillons de grandes sociétés anonymes allemandes, l'auteur examine dans cet article si la structure des actionnaires peut être une valeur patrimoniale intangible de l'entreprise. Les résultats montrent qu'en 1974, la part des actions que détenaient les banques avait un impact positif sur les résultats des entreprises. Par contre, en 1985, l'impact positif des banques sur le contrôle des entreprises n'était pas supérieur à celui des gros actionnaires non-bancaires. Comme le montre un test statistique, il faut rejeter l'hypothèse qu'il n'y a pas eu de changements structurels entre ces deux périodes. Une analyse de la représentation des banques au conseil de surveillance contredit les positions d'*Edwards* et de *Fischer* (1994), qui soutiennent que les banques allemandes n'utilisent pas la représentation du droit de vote pour exécuter leurs mandats.