Zeitschrift für Wirtschafts- u. Sozialwissenschaften (ZWS) 116 (1996), S. 273 - 310
Duncker & Humblot, Berlin

# Beteiligungen deutscher Geschäftsbanken und Corporate Performance*

Von Frank A. Schmid**

## Inhalt

1. Einleitung
2. Banken und Unternehmenssteuerung
   2.1 Unternehmenssteuerung über den Markt für Corporate Control
   2.2 Banken als Aktionäre
   2.3 Bankbeteiligungen und Entrenchment
3. Bisherige empirische Studien
4. Wahl der Variablen und Beschreibung der Daten
5. Die ökonometrische Methode
   5.1 Lokal gewichtete Regression
   5.2 Schätzung des semiparametrischen Modells nach Speckman
   5.3 Modellwahl durch M-Prüfwerte
6. Die empirischen Ergebnisse
7. Schlußfolgerung
8. Literaturverzeichnis

---

* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: J. W.

** Der Verfasser dankt der Deutschen Forschungsgemeinschaft für ihre finanzielle Unterstützung im Rahmen eines Habilitationsstipendiums während seines Aufenthalts am Graduiertenkolleg „Angewandte Mikroökonomik" der Freien Universität Berlin und der Humboldt-Universität zu Berlin. Ein Teil dieser Arbeit ist einer vom Verfasser am Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften der Universität Lüneburg eingereichten Habilitationsschrift entnommen. Der Aufsatz profitierte von einem gemeinsamen Projekt mit Gary Gorton und von den Anmerkungen zweier anonymer Gutachter. Wertvolle Hinweise kamen auch von Frank Ritter und Dora Schäfer.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 1. Einleitung

Im Hauptgutachten 1973/75 (Tz. 568) erhob die Monopolkommission die Forderung, die Eigenkapitalbeteiligung einer Bank an einem Nichtfinanzunternehmen auf 5 v.H. zu begrenzen. Diese Forderung wurde im Hauptgutachten 1984/85 (Tz. 437) wiederholt, ohne sie jedoch durch Vorlegen von entsprechender empirischer Evidenz zu begründen. Im folgenden wird für das Kalenderjahr 1991 eine Studie zum Einfluß von Eigenkapitalbeteiligungen deutscher Banken auf die Performance von Nichtfinanzunternehmen vorgestellt. Dabei werden 62 deutsche Aktiengesellschaften betrachtet, bei denen Banken am stimmberechtigten Kapital beteiligt sind. Das Ziel der Studie ist die Analyse des Einflusses der Höhe und der Struktur einer Bankbeteiligung auf die Effizienz des im Unternehmen gebundenen Kapitals.

Im folgenden Abschnitt wird zunächst ein Argument gegen die Regulierung von Bankbeteiligungen vorgebracht, das aus den Erfahrungen der U.S.A. mit dem Trennbankensystem abgeleitet ist.[1] Anschließend werden die zu testenden Hypothesen vorgestellt. In Abschnitt 3 wird kurz auf vorangegangene empirische Studien eingegangen, während in Abschnitt 4 die Variablen defininiert und die Daten beschrieben werden. Nach einer Diskussion der Analysemethode in Abschnitt 5 werden in Abschnitt 6 die empirischen Ergebnisse vorgestellt. In Abschnitt 7 wird die Schlußfolgerung gezogen.

## 2. Banken und Unternehmenssteuerung

Neben dem Markt für Managementleistungen (Fama [1980]) und dem Produktmarkt (Hart [1983]) kommt dem Markt für corporate control (Manne [1965], Jensen und Ruback [1983]) eine wesentliche Bedeutung bei der externen Unternehmenssteuerung zu.[2] Die disziplinierende Wirkung des Marktes für Managementleistungen beruht auf einer Instrumentalisierung

---

[1] Die Argumente, die in den letzten Jahrzehnten für eine Beschränkung des Anteilsbesitzes von Banken zusammengetragen wurden, sollen hier nicht wiederholt werden. Der interessierte Leser sei insbesondere auf die beiden erwähnten Gutachten der Monopolkommission verwiesen, den Bericht der Studienkommission „Grundsatzfragen der Kreditwirtschaft" (1979) und dessen Diskussion bei Krümmel (1980). Eine Studie, die sich in ihrer Struktur an den Gutachten der Monopolkommission orientiert, findet sich bei Böhm (1992).

[2] Der Begriff der corporate control wird synonym zum Begriff der externen Unternehmenssteuerung verwendet. Es werden darunter alle jene Kräfte verstanden, die von außerhalb des Unternehmens auf eine Kongruenz der Entscheidungen des Managements mit den Interessen der Investoren hinwirken.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

der Konkurrenzmechanismen dieses Arbeitsmarktsegments durch die Aktionäre. Die Unternehmensleitung handelt im Interesse der Aktionäre, wenn sie damit rechnen muß, daß ihr Humankapital von der zu erwartenden (und damit bisher gezeigten) Leistung abhängt. Der Produktmarkt diszipliniert die Unternehmensleitung, indem er ineffiziente Wettbewerber eliminiert und damit eine geringe Performance des Managements offenbart. Weist ein Unternehmen trotz dieser Mechanismen Ineffizienz auf, so läßt sich dies in der Tradition von Demsetz (1983) als Folge einer ungleichgewichtigen Aktionärsstruktur verstehen. Aktionärsstrukturen besitzen unterschiedliche qualitative Merkmale hinsichtlich der corporate control, während zugleich die Anforderungen an die corporate control mit den Charakteristika von Unternehmen variieren. Demsetz argumentiert, daß sich die Aktionärsstrukturen entsprechend ihren komparativen Vorteilen für die unternehmensspezifischen Aufgaben der externen Unternehmenssteuerung bilden. Nach Demsetz (1983) sowie Demsetz und Lehn (1985) lassen sich im Gleichgewicht keine Unterschiede in der Performance von Unternehmen beobachten, die sich auf Unterschiede in den Aktionärsstrukturen zurückführen lassen. Die Bedeutung, die Geschäftsbanken als Aktionäre bei der Unternehmenssteuerung zukommt, soll im folgenden diskutiert werden, nachdem zuvor auf den Markt für corporate control eingegangen wurde.

### 2.1 Unternehmenssteuerung über den Markt für Corporate Control

Unter dem Aspekt der Bildung optimaler Aktionärsstrukturen können die in den 1980er Jahren in den U.S.A. beobachteten Unternehmensübernahmen unterschiedlich beurteilt werden. Zum einen können die mit diesen Transaktionen auf dem Markt für corporate control erzielten Vermögensgewinne als eine Bestätigung für dessen Effizienz angesehen werden. Da der Vermögensgewinn aus einer solchen Transaktion (vor Abzug der Transaktionskosten) dem monetären Äquivalent der ursprünglich bestehenden Ineffizienz entspricht, ist zum andern aber auch die Frage berechtigt, wie auf einem effizienten Markt diese Ineffizienz entstehen kann.

Entsprechend kann auch die im Vergleich zu den U.S.A. geringe Zahl an Transaktionen auf dem deutschen Markt für corporate control unterschiedlich bewertet werden. Entweder in Deutschland sind die Transaktionskosten auf diesem Markt relativ hoch oder die Ineffizienz in den Unternehmen ist relativ gering. Ersteres entspricht den Positionen von Adams (1989) und Wenger (1990, 1992), die von einer geringen Zahl an Transaktionen auf die mangelnde Funktionsfähigkeit dieses Marktes schließen. Eine der Ursachen für die hohen Transaktionskosten sehen die Autoren im Einfluß von Geschäftsbanken. Nach Adams (1989, S. 335) befinden sich die „Bankenmana-



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ger" in einer Koalition mit den Managern großer deutscher Aktiengesellschaften, die über eine „zu Interesselosigkeit führenden *Stimmrechtszersplitterung*", und eine anschließende „*Neubündelung der Kontrollrechte* ... mit Hilfe des *Depotstimmrechts* ... das ‚Eigentumsrecht' an den Ressourcen ... [der] Gesellschaft" [Herv. im Original] an sich reißen. Auch Wenger unterstellt eine Koalition von Managern großer deutscher Unternehmen mit den Managern von Großbanken, die die betreffenden Unternehmen (einschließlich der Großbanken) gegen den Markt für corporate control abschottet. Im Gegensatz zu Adams sieht Wenger (1992, S. 98f.) das Problem jedoch nicht in der systematischen Stimmrechtszersplitterung, sondern in „wechselseitige[n] oder zirkuläre[n] Beteiligungsverflechtungen", die zu „ ‚unangreifbare[n]' Aktionärsstrukturen" führen.

Ein Grund, warum die Ineffizienz in deutschen Unternehmen nicht ausreicht, um eine zu den U.S.A. vergleichbare Zahl an Transaktionen auf dem Markt für Unternehmenssteuerung auszulösen, mag darin liegen, daß das Management in Deutschland durch den Markt für Managementleistungen und den Produktmarkt stärker diszipliniert wird als dies in den U.S.A. der Fall ist. So wertet gerade Jensen (1989) die hohen Vermögensgewinne von Unternehmensübernahmen in den U.S.A. nicht als Bestätigung für die Effizienz des Marktes für corporate control, sondern als Beleg für das Versagen kostengünstigerer Steuerungsmechanismen. Zu diesen rechnet er neben dem Produktmarkt insbesondere das unternehmenseigene Steuerungssystem des board of directors, das auch für die Funktionsfähigkeit des unternehmensinternen Arbeitsmarktes verantwortlich ist.

Für Jensen (1989, S. 64f.) zeigen die durch Unternehmensübernahmen in der Periode 1977 - 1988 realisierten Gewinne von über US$ 500 Mrd., wie groß die Ineffizenz werden mußte, bevor es zu Transaktionen auf dem Markt für corporate control kam. Als eine der Ursachen für diese Ineffizienz betrachtet der Autor die Restriktionen, die Banken bei der Unternehmensfinanzierung auferlegt sind. Diese aus dem Trennbankensystem resultierenden Beschränkungen erschweren die Anpassung der Aktionärsstruktur an die optimale externe Unternehmenssteuerung. Die beobachteten Unternehmensübernahmen betrachtet der Autor als eine Korrektur der Organisationsform des Unternehmens, nachdem die Ineffizienz hinreichend groß geworden war. Die als Folge dieser Korrektur sich neu herausgebildete Organisationsform ist nach Jensen (1989, S. 65) charakterisiert durch „active investors who hold large equity or debt positions, sit on boards of directors, monitor and sometimes dismiss management, are involved with the long-term strategic direction of the companies they invest in, and sometimes manage the companies themselves." Diese Organisationsform ist vergleichbar mit der in Deutschland und Japan realisierten Form der Aktiengesellschaft, bei der Banken im Aufsichtsrat vertreten und häufig auch am Eigenkapital



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

beteiligt sind. Insbesondere werden gerade Banken von Jensen (1993, S. 867) zu den „natural active investors" gezählt.

Folgt man dieser von Jensen (1989, 1993) vorgebrachten Argumentation, so implizierte eine Beschränkung des Anteilsbesitzes von Banken an Nichtfinanzunternehmen in Deutschland eine weitreichende Änderung des Systems der Unternehmensfinanzierung. Insbesondere verhinderte es die Bildung optimaler Aktionärsstrukturen entsprechend den unternehmensspezifischen Anforderungen an die externe Unternehmenssteuerung. Ein effizienter Markt für corporate control aber setzt voraus, daß sich jene Investoren durchsetzen können, mit deren Unternehmenssteuerung der größte Vermögensgewinn verbunden ist.

### 2.2 Unternehmenssteuerung durch Banken

Folgt man Demsetz (1983), so passen sich die Aktionärsstrukturen jeweils optimal an die Bedürfnisse der externen Unternehmenssteuerung an und es lassen sich über Unternehmen hinweg folglich keine Unterschiede in der Performance beobachten. Treten doch Unterschiede auf, so gehen sie auf Transaktionskosten bei diesem Anpassungsprozeß zurück. Folgt man außerdem Jensen (1989, 1993), so sind diese Transaktionskosten in den U.S.A. infolge der Beschränkungen von Geschäftsbanken bei der Übernahme von Eigenkapital höher als in Deutschland.

Die Existenz einer Bankbeteiligung sowie ihre Höhe und Struktur kann als ein Resultat der Anpassung der Aktionärsstruktur an die spezifischen Erfordernisse der externen Steuerung eines Unternehmens verstanden werden. Aus dem Auftreten dieser Beteiligungen kann die These abgeleitet werden, daß die für die Unternehmenssteuerung relevanten Eigenschaften von Banken entweder idiosynkratisch sind oder von anderen Investoren nur zu höheren Kosten erworben werden können. Da die Anforderungen an die Unternehmenssteuerung nach Demsetz (1983) und Demsetz und Lehn (1985) mit den Charakteristika des Unternehmens und seiner Umwelt variieren, kann sich auch der Einkommensstrom der Banken aus der Unternehmenssteuerung ändern. Außerdem kann in Abhängigkeit von den Zutrittskosten zum Markt für diese Bankdienstleistungen und in Abhängigkeit von der Substituierbarkeit der banklichen Unternehmenssteuerung dieser Einkommensstrom eine Rente enthalten. Da die Rendite aus der Unternehmenssteuerung in der Rendite des Gesamtkapitals eines Unternehmens enthalten ist, folgt

Hypothese I: Der Einfluß der Eigenkapitalbeteiligung von Banken auf die Rendite des im Unternehmen gebundenen Kapitals ist nichtnegativ.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Zwei der charakteristischen Eigenschaften von Banken bei der Unternehmenssteuerung kommen in den Thesen des internen Kapitalmarktes und der Hauptbankbeziehung zum Ausdruck. Erstere wird von Cable (1985, S. 119 und S. 121), Neuberger und Neumann (1991, insbes. S. 195) sowie Elston und Albach (1995) vertreten. Diese Autoren sehen in Eigenkapitalbeteiligungen von Banken die Möglichkeit zur Überwindung von Kapitalmarktunvollkommenheiten, insbesondere in der Form von Informationsasymmetrien. Neuberger und Neumann (1991, S. 193) argumentieren außerdem, daß eine Bankbeteiligung von seiten Dritter als eine sichere Finanzierungsquelle dieses Unternehmens betrachtet wird, die sein Konkursrisiko senkt. Dies erhöht den Anreiz zur Investition in implizite Kontrakte von seiten der Handelspartner und der Mitarbeiter des Unternehmens. Eigenkapitalbeteiligungen von Banken betrachten Neuberger und Neumann (1991, S. 195) als eine Form der vertikalen Integration im Bereich der finanziellen Intermediation, die mit einem „substantial gain of efficiency" verbunden ist.

Die Argumentation von Neuberger und Neumann (1991) ist verwandt mit dem von Hoshi, Kashyap und Scharfstein (1990) vertretenen Argument einer Hauptbankbeziehung, wie sie in Japan auftritt.[3] Letztere verstehen unter einer Hauptbank ein Kreditinstitut, das bei der Finanzierung eines Unternehmens eine führende Position einnimmt, indem es über Ausleihungen und typischerweise auch über eine Eigenkapitalbeteiligung ein über andere Investoren hinausgehendes finanzielles Interesse an diesem Unternehmen hat. Darüberhinaus ist eine Hauptbankbeziehung durch eine personale Präsenz des Kreditinstituts im Unternehmen charakterisiert, in dem es Aufgaben der Unternehmenssteuerung wahrnimmt. Gerät dieses Unternehmen in finanzielle Not, so ist mit der Hauptbank ein Investor vorhanden, der einen Anreiz hat, die Interessen der Gläubiger zu koordinieren. Aufgrund der eigenen finanziellen Mittel besitzt er hierin zugleich einen komparativen Vorteil. Damit senkt dieser Investor die Kosten der finanziellen Not. In Antizipation dieser Rolle der Hauptbank wird bereits bei normalem Geschäftsgang ein Vermögensgewinn realisiert, indem die Bildung impliziter Konrakte mit Mitarbeitern und Lieferanten begünstigt wird.

Banken besitzen nur dann einen Anreiz zur Wahrnehmung von Unternehmenssteuerung, wenn sie einen Ertrag daraus erhalten. Im Vergleich zum typischen nichtbanklichen Aktionär besitzen sie die Möglichkeit, sich diese Entlohnung auch über das Fremdkapital anzueignen. Während bei der Entlohnung über das Eigenkapital die Aktionäre unabhängig von ihrem Beitrag zur Unternehmenssteuerung entlohnt werden, besitzt z.B. die Entloh-

[3] Der Begriff der Hausbank wird hier vermieden, da er von der besonderen geschichtlichen Entwicklung in Deutschland geprägt ist. Zu den Charakteristika einer Hausbankbeziehung vgl. Fischer (1990, S. 3f.).



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nung über Bankverbindlichkeiten den Vorteil, free-riding durch passive Investoren (insbesondere Kleinaktionäre) ausschließen zu können. Dies wiederum gibt der Bank auch bei einer geringen Beteiligung einen Anreiz zur Unternehmenssteuerung, indem sie sich den Ertrag daraus nicht unmittelbar über die Beteiligung aneignet, sondern diese zur Durchsetzung einer höheren Fremdkapitalzinslast einsetzt. Ist die Eigenkapitalbeteiligung dagegen groß, so sind die Kosten des free-riding der passiven Aktionäre für die Banken gering und die relative Attraktivität der Entlohnung über das Eigenkapital ist höher. Aus dieser Argumentation folgt:

Hypothese II: Die Höhe und die Struktur der Eigenkapitalbeteiligung von Banken beeinflußt die Verteilung des Ertrags des im Unternehmen gebundenen (Gesamt-)Kapitals auf das Eigen- und das Fremdkapital.

### 2.3 Bankbeteiligungen und Entrenchment

Eine zur Hypothese I alternative Position zum Einfluß von Banken auf die Effizienz des in Unternehmen gebundenen Kapitals ist jene des entrenchment (Verschanztsein) des Managements. So wird insbesondere von Wenger (1990, S. 165f.; 1992, S. 97f.) die These vertreten, daß Bankbeteiligungen das Management des betreffenden Nichtfinanzunternehmens gegenüber dem Markt für corporate control abschotten. In Anlehnung an die Arbeit von Morck, Shleifer und Vishny (1988) argumentiert der Autor, daß das Management über die Verfügung befreundeter Stimmrechte die disziplinierende Wirkung der Marktes für corporate control schwächt. Aus dieser Argumentation folgt:

Hypothese III: Der Einfluß der Eigenkapitalbeteiligung von Banken auf die Rendite des im Unternehmen gebundenen Kapitals ist negativ.

## 3. Bisherige empirische Studien

Die erste ökonometrische Studie zur Rolle von Geschäftsbanken bei der corporate control in Deutschland stammt von Cable (1985). Der Autor untersucht 48 Unternehmen, die zu den 100 größten Aktiengesellschaften (inkl. Kommanditgesellschaften auf Aktien) des Jahres 1974 zählen. Als Maß für die Performance verwendet Cable einen über den Zeitraum 1968 - 1972 berechneten Fünfjahresdurchschnitt des Quotienten aus Jahresüberschuß und Gesamtkapital. Dieses Maß entspricht einer mit dem Eigenfinan-



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zierungsgrad des Unternehmens gewogenen Eigenkapitalrendite.[4] Von zwei Unternehmen mit gleicher positiver Eigenkapitalrendite weist dann jenes mit dem höheren Eigenfinanzierungsgrad die höhere Performance aus.[5] Cable berichtet in seiner Studie über acht Regressionen, die tendenziell einen positiven Einfluß von Banken auf die Performance anzeigen, den er neben der Stimmrechtsausübung auch anhand der Kapitalstruktur der Unternehmen und der von Banken wahrgenommenen Aufsichtsratsmandate mißt.

Eine zweite statistische Analyse zum Einfluß deutscher Geschäftsbanken auf Nichtbanken stammt von Perlitz und Seger (1994). Sie untersuchen 110 deutsche börsennotierte Aktiengesellschaften. Die Daten, an denen sie den Einfluß von Banken messen, stammen aus dem Jahr 1990, während sie die Performance-Maße über den Zeitraum 1990 - 1993 mitteln. Unter mehreren Maßen für die Performance verwenden die Autoren auch die Eigen- und die Gesamtkapitalrendite. Perlitz und Seger teilen ihr Sample von 110 Unternehmen in zwei Gruppen, wobei sie eine als stark potentiell von Banken beeinflußt („high potentials of influence") und die andere als wenig potentiell von Banken beeinflußt („low potentials of influence") klassifizieren. Ein *t*-Test für die Differenz der Gruppenmittel zeigt einen negativen Einfluß der Geschäftsbanken auf die beiden genannten Performance-Maße. Als Kritik sei angemerkt, daß die Hypothese der Autoren, der Einfluß von Banken lasse sich trotz der Vielschichtigkeit der Einflußmöglichkeiten durch eine einzige 0/1-Variable erfassen, sehr restriktiv ist.

## 4. Wahl der Variablen und Beschreibung der Daten

Die Definition der Variablen und ihre Operationalisierung anhand von Unternehmensdaten orientieren sich an den in Abschnitt 2 vorgestellten Hypothesen I - III. Das zu analysierende Sample besteht aus jenen deutschen Aktiengesellschaften, für die zum Ende des Kalenderjahres 1990 eine Beteiligung mindestens einer deutschen Geschäftsbank am stimmberechtigten Kapital ermittelt werden konnte. Dabei werden keine Finanzunterneh-

---

[4] Sei *JÜ* der Jahresüberschuß, *EK* das Eigenkapital und *GK* das Gesamtkapital des Unternehmens, so gilt für das von Cable (1985) verwendete Performance-Maß:

$$\frac{J\ddot{U}}{GK} \equiv \frac{EK}{GK} \times \frac{J\ddot{U}}{EK} .$$

[5] Cable (1985, S. 131, erste Fußnote) versichert, daß er für alternative Performance-Maße ähnliche empirische Resultate erhalten habe, auch wenn er diese nicht präsentiert. Unter diesen alternativen Maßen führt er den Quotienten aus Jahresüberschuß plus Steuern und Gesamtkapital sowie ein Maß für die Eigenkapitalrendite an. Vgl. auch Wenger (1990, S. 163f., und 1992, S. 95f.) und Edwards und Fischer (1994, S. 221-226) für eine Diskussion der empirischen Ergebnisse von Cable (1985). Diese Autoren gehen auf die Eignung des Performance-Maßes nicht ein.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

men und keine (reinen) Immobilienverwaltungsgesellschaften berücksichtigt. Außerdem bleiben Kommanditgesellschaften auf Aktien außer Betracht. Das Sample umfaßt 62 Unternehmen.[6]

Als für die externe Unternehmenssteuerung relevante Charakteristika der Aktionärsstruktur werden in der Regressionsanalyse folgende erklärende Variablen berücksichtigt:

- *EB*: Summe der Anteile der Geschäftsbanken am stimmberechtigten Kapital (*E*igenkapitalbeteiligung, *B*anken)
- *HerfB*: Summe der quadrierten Anteile der Geschäftsbanken an EB (*Her*findahl-Index, *B*anken)
- *Herf*: Summe der quadrierten Anteile am stimmberechtigten Kapital über alle Aktionäre eines Unternehmens (*Herf*indahl-Index).

Die ermittelten Größen beziehen sich auf das Ende des Kalenderjahres 1990. Sie basieren (in der Ordnung ihrer Maßgeblichkeit im Falle abweichender Angaben) auf folgenden Quellen: Liedtke (1991; Stand: Jahresende 1990); Saling Aktienführer 1991, hrsg. vom Verlag Hoppenstedt & Co, Darmstadt 1990 (84. Ausgabe; Stand: 30.09.1990).

Stimmrechtsanteile, die Banken auf Hauptversammlungen infolge einer Auftragserteilung wahrnehmen, werden, ebenso wie die von Banken wahrgenommenen Aufsichtsratsmandate, als von der Aktionärsstruktur determiniert (und damit als endogen) betrachtet. Bei der Variable EB werden auch indirekte Beteiligungen von Banken berücksichtigt, sofern sie über reine Vermögensverwaltungsgesellschaften gehalten werden.[7] Der Herfindahl-Index HerfB soll für die Struktur der Bankbeteiligung kontrollieren. Für diese Variable wird die Hypothese vertreten, daß sie jeweils den Einfluß der Höhe der Bankbeteiligung (*EB*) verstärkt. Der die Konzentration der gesamten Aktionärsstruktur des Unternehmens repräsentierende Herfindahl-Index (*Herf*) wurde zunächst für die aus den oben genannten Quellen ermittelten (Groß-)Aktionäre, inklusive der Banken, bestimmt. Sofern außerdem Streubesitz vorlag, wurde anschließend der (willkürlich gewählte) Term $0{,}04^2 + 0{,}03^2 + 0{,}02^2 + 0{,}01^2$ addiert.[8] Der Herfindahl-Index *Herf* wurde für die gesamten stimmberechtigten Aktionäre und nicht nur für die Nichtbanken berechnet, um bei der ökonometrischen Analyse den Einfluß

---

6 Die Liste der analysierten Unternehmen ist im Anhang wiedergegeben.

7 Im Fall der Daimler-Benz AG wird auch die Mercedes-Automobil-Holding AG als eine solche Vermögensverwaltungsgesellschaft betrachtet.

8 Die Berechnung der drei Größen *EB*, *HerfB* und *Herf* sei an einem Beispiel erläutert. Halten zwei Banken jeweils 50 v.H. des stimmberechtigten Kapitals einer Vermögensverwaltungsgesellschaft und ist letztere mit 20 v.H des stimmberechtigten Kapitals einziger Großaktionär einer im Sample enthaltenen Aktiengesellschaft, so ergibt sich bei dem betrachteten Unternehmen für *EB* der Wert 0,2, für *HerfB* der Wert $0{,}5^2 + 0{,}5^2$ und für Herf der Wert $0{,}2^2 + 0{,}04^2 + 0{,}03^2 + 0{,}02^2 + 0{,}01^2$.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

von Banken, der über die Rolle nichtbanklicher Aktionäre hinausgeht, isolieren zu können.

Die Entlohnung des Gesamt-, Eigen- und Fremdkapitals der Aktiengesellschaften wird auf Basis der Einzelabschlüsse des im Kalenderjahr 1991 endenden Geschäftsjahres berechnet.[9] Als Nenner dient die jeweilige Bestandsgröße am Ende des im Kalenderjahr 1990 endenden Geschäftsjahres. Als Zähler werden bei der Eigenkapitalrendite das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und bei der Gesamtkapitalrendite die Summe aus dieser Größe und den Zinsen und ähnlichen Aufwendungen verwendet. Die Definition des Gesamtkapitals lautet:

Bilanzsumme
– Bilanzgewinn
– Rücklagen für eigene Aktien
– Disagio
+ im nächsten Geschäftsjahr ausgewiesener Gewinnvortrag.

Das Eigenkapital wurde wie folgt berechnet:

Eigenkapital laut Ausweis in der Bilanz[10]
+ 0,5 × Sonderposten mit Rücklageanteil
+ 0,5 × Sonderposten Investitionszuschüsse
– Bilanzgewinn
– Rücklagen für eigene Aktien
+ im nächsten Geschäftsjahr ausgewiesener Gewinnvortrag.

Die Fremdkapitalzinslast stellt das Komplement zu den beiden Renditemaßen dar. Sie ergibt sich, wenn die Zinsen und ähnlichen Aufwendungen durch die Differenz aus Gesamt- und Eigenkapital dividiert werden.[11]

Zur Normierung der Beobachtungen um Unternehmenscharakteristika, die über die Aktionärsstruktur hinausgehen, wurden folgende Kontrollvariablen in das Regressionsmodell aufgenommen:

---

9 Das Ende des betrachteten Geschäftsjahres fällt mit den in Klammern angegebenen Häufigkeiten auf das Ende des Kalendermonats: Februar (1), März (2), Juni (2), September (7), Oktober (1), November (1), Dezember (48). Es treten keine Rumpfgeschäftsjahre auf.

10 Das Eigenkapital laut Ausweis in der Bilanz ist unter Einbeziehung des Bilanzgewinns bzw. unter Abzug des Bilanzverlustes ermittelt.

11 Hinsichtlich der Komplementarität der Fremdkapitalzinslast zu den Renditen des Eigen- und des Gesamtkapitals ist zu beachten, daß letztere eine gewogene Summe aus Eigenkapitalrendite und Fremdkapitalzinslast darstellt. Die Gewichte sind jeweils der Eigen- und der Fremdfinanzierungsgrad. Sei *ZI* die Position der Zinsen und ähnlichen Aufwendungen und sei *FK* das Fremdkapital, so gilt für die Gesamtkapitalrendite unter Verwendung der in Fußnote 4 eingeführten Bezeichnungen:

$$\frac{J\ddot{U} + ZI}{GK} \equiv \frac{EK}{GK} \times \frac{J\ddot{U}}{EK} + \frac{FK}{GK} \times \frac{ZI}{FK} .$$



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

- *GK*: Höhe des *G*esamt*k*apitals (in DM)
- *SB*: 1, falls eine *S*timmrechts*b*eschränkung vorliegt; 0 sonst
- *FA/GK*: Anteil der *F*inanz*a*nlagen am *G*esamt*k*apital
- *ISIC* x: 1, falls zur ISIC (*I*nternational *S*tandard *I*ndustrial *C*lassification of All Economic Activities) Category x bzw. Division x gehörend; 0 sonst.

Die Unternehmensdaten wurden dem vom Verlag Hoppenstedt & Co herausgegebenen Handbuch der deutschen Aktiengesellschaften, Ausgaben 1991/1992, 1992/93 und 1993/1994 entnommen. Die Variable GK repräsentiert die Unternehmensgröße in der Regressionsgleichung. Dieser Regressor soll das Auftreten von Scheinkorrelation verhindern, da die Unternehmensgröße möglicherweise systematisch mit der Performance variiert, zugleich aber die Aktionärsstruktur mit der Unternehmensgröße korreliert. Die Präsenz einer Stimmrechtsbeschränkung (*SB*) erhöht die Transaktionskosten auf dem Markt für corporate control. Einerseits erschwert dies die Disziplinierung des Managements. Andererseits erhöht es den Anreiz zur Bildung impliziter Kontrakte zwischen dem Unternehmen und ihren Beschäftigten und Kunden. Je höher die Transaktionskosten auf dem Markt für Unternehmenssteuerung sind, desto geringer ist der Anreiz eines Investors, in einer Situation der aus impliziten Kontrakten resultierenden Nettoschuldnerposition des Unternehmens durch Übernahme dieser Wirtschaftseinheit und die Aufkündigung der impliziten Verpflichtungen eine ex post Rente abzuschöpfen.[12]

Die Variable *FA/GK* kontrolliert für die Geschäftsstruktur der analysierten Aktiengesellschaft bzw. die Organisationsstruktur des zugehörigen Konzerns. Der Anteil der Finanzanlagen am Gesamtkapital variiert von null bis 86 v.H., wobei der Median 30 v.H. beträgt. Die Einteilung der Unternehmen nach Produktionszweigen erfolgte auf der Basis von *ISIC* Categories bzw. *ISIC* Divisions.[13] Die mit diesen Branchen verbundenen Häufigkeiten sind in Tabelle 1 wiedergegeben. Das Sample enthält drei Holding- bzw. Beteiligungsgesellschaften, deren diversifizierte Aktivastruktur keine Zuordnung gemäß einem dieser Produktionszweige zuließ und die folglich zu einer eigenen Kategorie zusammengefaßt wurden.

Fünf Unternehmen weisen Stimmrechtsbeschränkungen auf. Dreizehn Unternehmen notieren nicht amtlich. Davon werden acht an mindestens

---

12 Zum Problem des Bruchs impliziter Kontrakte bei Unternehmensübernahmen vgl. Shleifer und Summers (1988). Für eine Diskussion der Auswirkungen von Stimmrechtsbeschränkungen auf die Performance von Unternehmen vgl. Adams (1990, S. 72-74).

13 Vgl. United Nations (1990) International Standard Industrial Classification of All Economic Activities. Third Revision. Statistical Papers, Series M, No. 4, Rev. 3, New York.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 1*

**Einteilung der analysierten Unternehmen nach *ISIC***

| Zahl der Unternehmen | *ISIC* Category bzw. Division | Beschreibung |
|---|---|---|
| 1 | Category A | Agriculture, Hunting and Forestry |
| 7 | Category D: Division 15 | Manufacture of Food Products and Beverages |
| 6 | Category D: Division 17 | Manufacture of Textiles |
| | Category D: Division 19 | Tanning and Dressing of Leather; Manufacture of Luggage, Handbags, Saddlery, Harness and Footwear |
| 2 | Category D: Division 21 | Manufacture of Paper and Paper Products |
| 1 | Category D: Division 23 | Manufacture of Coke, Refined Petroleum Products and Nuclear Fuel |
| 8 | Category D: Division 25 | Manufacture of Rubber and Plastics Products |
| | Category D: Division 26 | Manufacture of other Non-Metallic Mineral Products |
| 15 | Category D: Division 27 | Manufacture of Basic Metals |
| | Category D: Division 28 | Manufacture of Fabricated Metal Products, except Machinery and Equipment |
| | Category D: Division 29 | Manufacture of Machinery and Equipment not elsewhere Classified |
| 2 | Category D: Division 31 | Manufacture of Electrical Machinery and Apparatus not elsewhere Classified |
| | Category D: Division 32 | Manufacture of Radio, Television and Communication Equipment and Apparatus |
| 1 | Category D: Division 34 | Manufacture of Motor Vehicles, Trailers and Semi-Trailers |
| 2 | Category E | Electricity, Gas and Water Supply |
| 4 | Category F | Construction |
| 5 | Category G | Wholesale and Retail Trade; Repair of Motor Vehicles, Motorcycles and Personal and Household Goods |
| 1 | Category H | Hotels and Restaurants |
| 3 | Category I | Transport, Storage and Communications |
| 1 | Category K | Real Estate, Renting and Business Activities |
| 3 | – | nicht klassifizierbar, da stark diversifizierte Beteiligungsgesellschaften |
| gesamt: 62 | | |



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

einer deutschen Börse im geregelten Markt gehandelt, während fünf Unternehmen nicht an der Börse notieren. Eine Verteilung der Unternehmen nach Größenklassen, gemessen am Gesamtkapital, ist in Tabelle 2 wiedergegeben. Tabelle 3 zeigt eine Häufigkeitsverteilung für die Aktionärsstrukturvariablen EB, HerfB und Herf, während in Tabelle 4 weitere deskriptive Statistik für diese drei erklärenden Variablen enthalten ist.

*Tabelle 2*

**Verteilung der Unternehmen nach Größenklassen**

| Gesamtkapital in Mrd. DM | $0{,}001 < x \leq 0{,}01$ | $0{,}01 < x \leq 0{,}1$ | $0{,}1 < x \leq 1$ | $1 < x \leq 10$ | $10 < x \leq 30$ |
|---|---|---|---|---|---|
| Anzahl der Unternehmen | 1 | 13 | 27 | 20 | 1 |

*Tabelle 3*

**Häufigkeitsverteilung für *EB, HerfB* und *Herf***

| | *EB* | *HerfB* | *Herf* |
|---|---|---|---|
| $0 < x \leq 0{,}25$ | 31 | 0 | 32 |
| $0{,}25 < x \leq 0{,}5$ | 20 | 5 | 21 |
| $0{,}5 < x \leq 0{,}75$ | 8 | 13 | 8 |
| $0{,}75 < x \leq 1$ | 3 | 44 | 1 |
| Gesamtzahl | 62 | 62 | 62 |

*Tabelle 4*

**Beschreibende Statistik für EB, HerfB und Herf**

| | *EB* | *HerfB* | *Herf* |
|---|---|---|---|
| Minimum | 0,025 | 0,500 | 0,006 |
| arithm. Mittel | 0,294 | 0,859 | 0,270 |
| Median | 0,250 | 1 | 0,238 |
| Maximum | 0,833 | 1 | 0,915 |
| Standardabweichung | 0,192 | 0,214 | 0,190 |



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Fünf Unternehmen weisen im betrachteten Geschäftsjahr ein negatives Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit (und damit eine negative Eigenkapitalrendite) auf. Zugleich ist die Gesamtkapitalrendite dieser Unternehmen negativ. Drei dieser fünf Wirtschaftseinheiten erzielten im vorangehenden Geschäftsjahr noch eine positive Eigenkapitalrendite, während das vierte Unternehmen das zweite Jahr in Folge und das fünfte Unternehmen bereits (mindestens) das dritte Jahr in Folge negative Ergebnisse der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit aufweisen. Tabelle 5 enthält eine deskriptive Statistik für die Gesamt- und die Eigenkapitalrendite sowie die Fremdkapitalzinslast.

*Tabelle 5*

**Beschreibende Statistik für die zu erklärenden Variablen**

| | Gesamtkapitalrendite | Eigenkapitalrendite | Fremdkapitalzinslast |
|---|---|---|---|
| Minimum | – 0,267 | – 0,970 | 0,000[a)] |
| arithm. Mittel | 0,091 | 0,145 | 0,050 |
| Median | 0,098 | 0,149 | 0,038 |
| Maximum | 0,291 | 0,965 | 0,255 |
| Standardabweichung | 0,094 | 0,289 | 0,052 |

a) Null infolge Rundens der Zinsen und ähnlichen Aufwendungen auf 1000 DM. Die ursprüngliche Zahl ist positiv.

## 5. Die ökonometrische Methode

Zur Auswahl des ökonometrischen Modells wird eine Methode gewählt, die Nichtlinearitäten im Einfluß der Aktionärsstruktur auf die Entlohnung von Gesamt-, Eigen- und Fremdkapital berücksichtigen kann. Dies gilt auch für Nichtlinearitäten, die in Form von Interdependenzen in der Wirkung dieser Variablen auftreten. So ist z.B. zugelassen, daß die Wirkung der Höhe der Eigenkapitalbeteiligung der Bank (*EB*) von der Konzentration dieser Beteiligung (*HerfB*) und von der gesamten Aktionärskonzentration (*Herf*) abhängen kann. Diese Eigenschaften werden von dem von Cleveland und Devlin (1988) entwickelten nichtparametrischen Verfahren der lokal gewichteten Regression (locally weighted regression [LOESS]) gewährleistet.[14] Um zugleich die genannten Kontrollvariablen zur Normierung der

[14] Für eine Diskussion multivariater nichtparametrischer Verfahren vgl. Härdle (1990, S. 257-287). Keines der dort vorgestellten Verfahren ist jedoch in der Lage, Interdependenzen in der Wirkung von Regressoren zu erfassen. Dies gilt auch für ACE



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Unternehmenscharakteristika berücksichtigen zu können, wird dem nichtparametrischen Modell ein parametrischer Teil angefügt. Daraus resultiert das semiparametrische Modell

$$y_i = x_{pi} \cdot \beta_p + f(x_i) + \epsilon_i \quad , i = 1, \ldots, n \,. \tag{1}$$

wobei $x_{pi}$ der Zeilenvektor der erklärenden Variablen des parametrischen Teils (die Beobachtungen der Kontrollvariablen), $x_i$ jener des nichtparametrischen Teils ($EB_i$, $HerfB_i$, $Herf_i$ und 1) und $n$ die Zahl der Beobachtungen darstellt. Für die Störterme wird zum Zweck der Bildung von Konfidenzintervallen und der Durchführung von Varianzanalysen unterstellt, sie seien identisch und unabhängig normalverteilt:

$$\epsilon_i \sim NID(0, \sigma_\epsilon^2) \quad , i = 1, \ldots, n \,. \tag{2}$$

Die Schätzung dieses Modells erfolgt nach einem von *Speckman* (1988) entwickelten Verfahren, das erlaubt, den parametrischen Teil mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate zu schätzen, während für den nichtparametrischen Teil ein beliebiger linearer Smoother verwendet werden kann. Der Begriff der Linearität bezieht sich hier auf den Zusammenhang zwischen dem Schätzer für den Funktionswert von $f(.)$ und dem Vektor der zu erklärenden Variable $y$. Es gilt:

$$\hat{f} = L \cdot y \,, \tag{3}$$

wobei $L$ die Smoother-Matrix darstellt.

### 5.1 Lokal gewichtete Regression

Für die Diskussion der lokal gewichteten Regression sei von dem ökonometrischen Modell

$$y_i = g(x_i) + u_i \quad , i = 1, \ldots, n \,, \tag{4}$$

ausgegangen, wobei zu Testzwecken hier für die Störterme wieder unterstellt wird, sie seien identisch und unabhängig normalverteilt:

$$u_i \sim NID(0, \sigma_u^2) \quad , i = 1, \ldots, n \,. \tag{5}$$

---

(Alternating Conditional Expectations), das zwar Nichtlinearitäten in den Regressoren, nicht aber Interdepenzen zwischen ihnen berücksichtigen kann. Vgl. hierzu auch Cleveland und Devlin (1988, S. 602-605).



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Jede Beobachtung $i$ $(i = 1, \ldots, n)$ wird unter Einbeziehung einer Nachbarschaft von Beobachtungen gesondert geschätzt. Es wird so für jede Beobachtung $i(i = 1, \ldots, n)$ ein Vektor von Parametern als Schätzer für den Einfluß der Regressoren auf die zu erklärende Variable bestimmt. Bei der Schätzung des Parametervektors einer Beobachtung werden zunächst die erklärenden Variablen normiert, indem sie durch ihre jeweilige Standardabweichung dividiert werden. Danach wird auf der Grundlage der normierten Werte der erklärenden Variablen die Distanz dieser Beobachtung zu allen anderen Beobachtungen bestimmt, und der gesamte Datensatz wird entsprechend dieser Distanzen sortiert. Zur Schätzung der Parameter wird nun eine Nachbarschaft der betreffenden Beobachtung, bestehend aus einer Teilmenge der übrigen Beobachtungen, definiert. Nur Beobachtungen innerhalb dieser Nachbarschaft werden zur Schätzung herangezogen, wobei sich ihr Gewicht mit zunehmender Entfernung zur zu schätzenden Beobachtung verringert. Letztere erhält bei der Regression ein Gewicht von null. Der Parametervektor für die Beobachtung $i, \beta_i = (\beta_{0i}, \beta_{1i}, \ldots, \beta_{ki})$, ergibt sich als Lösung des folgenden Minimierungsproblems:[15]

$$\min_{\beta_i} \sum_{j=1}^{n} \omega_j(x_i) \cdot (y_j - \beta_{0i} - \beta_{1i} \cdot x_{j1} - \cdots - \beta_{ki} \cdot x_{jk})^2 \,. \tag{6}$$

Dabei geben die $\omega_j(x_i)(j = 1, \ldots, n)$ das jeweilige Gewicht der Beobachtung $j$ bei der Schätzung des Parametervektors von Beobachtung $i$ wieder. Dieses Gewicht ergibt sich aus der Funktion[16]

$$\omega_j(x_i) = W\left(\frac{\rho(x_i, x_j)}{d(x_i)}\right), \tag{7}$$

wobei $\rho(x_i, x_j)$ die euklidische Distanz zwischen Beobachtung $i$ und Beobachtung $j$ wiedergibt, und $d(x_i)$ die euklidische Distanz der Beobachtung $i$ zum $(q-1)$-ten, nach der euklidischen Distanz sortierten Nachbarn darstellt. Als Gewichtungsfunktion (7) wurde eine trikubische Funktion gewählt:

$$W(u) = \begin{cases} (1 - u^3)^3 & \text{für } 0 \leq u < 1 \\ 0 \text{ sonst.} \end{cases} \tag{8}$$

Die Funktion zeigt, daß Beobachtungen, die weiter vom Beobachtungspunkt $i$ entfernt sind als der $(q-1)$-te Nachbar, ein Gewicht von null erhalten. Ebenso erhält Beobachtung $i$ ein Gewicht von null.

---

15 Vgl. Cleveland (1979, S. 830).

16 Zu den folgenden Ausführungen vgl. Cleveland und Devlin (1988, S. 597).



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

LOESS kann in der Form des locally linear fitting oder des locally quadratic fitting angewandt werden. Beim locally linear fitting dienen als Regressoren nur das Absolutglied und die erklärenden Variablen, während beim locally quadratic fitting als Regressoren auch die quadrierten Werte der nichtkonstanten erklärenden Variablen und ihre Kreuzprodukte verwendet werden.

Sei $y$ der Spaltenvektor der n Beobachtungen der zu erklärenden Variable und sei $X$ die $n \times (k+1)$ Regressormatrix, so lautet das Normalgleichungssystem zur Schätzung der Beobachtung $i$:

$$\Psi_i \cdot X \cdot \hat{\beta}_i = \Psi_i \cdot y \,. \tag{9}$$

Dabei ergibt sich die Matrix $\Psi_i$ durch elementweise Multiplikation der Matrix der Gewichte $\Omega_i$ mit der Transponierten der Regressormatrix $X$. Die $(k+1) \times n$-Matrix der Gewichte $\Omega_i$ wiederum besteht aus $k+1$ identischen Zeilen. Die $n$ Elemente jeder dieser Zeilen enthalten die Gewichte $\omega_j(x_i)$, die den Beobachtungen $j(j = 1, \ldots, n)$ bei der Schätzung der Parameter der Funktion $g(.)$ an der Stelle $x_i$ zugewiesen werden.

Für jede Beobachtung $i(i = 1, \ldots, n)$ wird das Gleichungssystem (9) gelöst, wobei sich der Schätzer der zu erklärenden Variable als Linearkombination dieser Variable schreiben läßt:

$$\hat{y}_i = x_i \hat{\beta}_i = l_i \cdot y \tag{10}$$

$$\text{mit} \quad l_i := x_i \cdot (\Psi_i \cdot X)^{-1} \cdot \Psi_i \,.$$

Dabei entspricht der $(1 \times n)$-Zeilenvektor $l_i$ der $i$-ten Zeile der zu erstellenden Smoother-Matrix $L$. Allgemein gilt:

$$\hat{y} = L \cdot y \,. \tag{11}$$

Aufgrund dieser Linearität ergibt sich als Schätzer für die Varianz der Störterme[17]

$$\hat{\sigma}_u^2 = \frac{\hat{u}' \cdot \hat{u}}{sp\left[[I - L] \cdot [I - L]'\right]} \,, \tag{12}$$

[17] Vgl. Cleveland und Devlin (1988, S. 599).



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

wobei $I$ eine $n \times n$-Identitätsmatrix darstellt. Die Funktion $sp[.]$ steht für die Spur der Matrix. Somit ergibt sich als Schätzer für die Varianz des Schätzers von $g(x_i)$:

$$\hat{\sigma}^2_{\hat{g}(x_i)} = \hat{\sigma}^2_u \cdot l_i \cdot l_i' \,. \tag{13}$$

*Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 599) weisen darauf hin, daß sich eine quadratische Form normalverteilter Zufallsvariablen, wie sie die Summe der quadrierten Residuen darstellen, durch die Verteilung einer Konstanten, multipliziert mit einer $\chi^2$-verteilten Zufallsvariable, approximieren läßt. Dabei werden die Freiheitsgrade und die Konstante so gewählt, daß die ersten beiden Momente der approximierenden Verteilung jenen der Verteilung der quadratischen Form entsprechen. Mit Hilfe dieser Approximation, läßt sich die Verteilung von

$$\frac{\hat{g}(x_i) - g(x_i)}{\hat{\sigma}_{\hat{g}(x_i)}} \tag{14}$$

durch eine $t$-Verteilung mit $\delta_1^2/\delta_2$ Freiheitsgraden annähern, wobei gilt:

$$\begin{aligned} \delta_1 &= sp[(I-L)\cdot(I-L)'] \\ \delta_2 &= sp\left[[(I-L)\cdot(I-L)']^2\right] \,. \end{aligned} \tag{15}$$

Somit lassen sich Konfidenzintervalle für die Zufallsvariablen $y_i (i = 1, \ldots, n)$ konstruieren.

*Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 599) schlagen außerdem eine Varianzanalyse vor, mit deren Hilfe unterschiedlich restriktive Regressionsmodelle gegeneinander getestet werden können. Seien $L_N$ und $L_A$ zwei alternative Smoother-Matrizen $L$, wobei $L_N$ jene sei, die der Nullhypothese entspricht,[18] und seien die Matrizen $R_A$ und $R_N$ definiert durch $R_A = (I - L_A)\cdot(I - L_A)'$ und $R_N = (I - L_N)\cdot(I - L_N)'$, dann läßt sich die Verteilung des Prüfwertes

$$\hat{F} = \frac{(y' \cdot R_N \cdot y - y' \cdot R_A \cdot y)/v_1}{(y' \cdot R_A \cdot y)/\delta_1} \tag{16}$$

[18] So könnte $L_N$ z. B. aus einer Schätzung mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate resultieren, während $L_A$ sich aus einer LOESS-Schätzung ergibt. Bei der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate gilt für $L_N : L_N = X\cdot(X' \cdot X)^{-1} \cdot X'$.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

durch eine $F$-Verteilung mit $v_1^2/v_2$ und $\delta_1^2/\delta_2$ Freiheitsgraden approximieren. Dabei wird sowohl beim Zähler als auch beim Nenner von einer Zwei-Momente-Approximation durch die $\chi^2$-Verteilung Gebrauch gemacht. Für die Bestimmung der Freiheitsgrade gilt:

$$\begin{aligned} \delta_1 &= sp[R_A]\,, \qquad \delta_2 = sp\big[[R_A]^2\big] \\ v_1 &= sp[R_N - R_A]\,, \qquad v_2 = sp\big[[R_N - R_A]^2\big]d\,. \end{aligned} \tag{17}$$

### 5.2 Schätzung des semiparametrischen Modells nach Speckman

*Speckman* (1988) schlägt ein Verfahren vor, mit dem das semiparametrische Modell (1) geschätzt werden kann und bei dem der Vektor der Schätzer für die Parameter des parametrischen Teils nur einen vernachlässigbar kleinen Bias besitzt. Er diskutiert diese Resultate für den Fall der Kernregression, weist aber darauf hin, daß sie für beliebige lineare Smoother, zu denen auch LOESS gehört, verallgemeinert werden können.[19] Nach *Speckman* (1988, S. 414f.) wird zunächst das Modell unter Vernachlässigung seines parametrischen Teils geschätzt und eine Smoother-Matrix $S$ bestimmt, für die gilt:

$$\hat{y} = S \cdot y\,. \tag{18}$$

Danach werden der Vektor der zu erklärenden Variable und die Regressormatrix des parametrischen Teils, $X_p$, um den Beitrag des nichtparametrischen Teils des Modells wie folgt bereinigt:

$$\begin{aligned} \tilde{y} &= (I - S) \cdot y \\ \widetilde{X}_p &= (I - S) \cdot X_p \end{aligned} \tag{19}$$

Der Schätzer des Vektors der Parameter des parametrischen Teils ergibt sich dann analog zur gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate durch

$$\hat{\beta}_p = (\widetilde{X}_p' \cdot \widetilde{X}_p)^{-1} \cdot \widetilde{X}_p' \cdot \tilde{y}\,, \tag{20}$$

während der Schätzer des Vektors für die Wirkung des nichtparametrischen Teils auf die zu erklärende Variable durch

[19] Vgl. Speckman (1988, S. 425).



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\hat{f}_p = S \cdot (y - X_p \cdot \hat{\beta}_p) \tag{21}$$

gegeben ist.

Um zu zeigen, daß das semiparametrische Modell einen linearen Zusammenhang zwischen dem Vektor der erklärenden Variable und seinem Schätzer aufweist, wird zunächst Gleichung (20) in Gleichung (21) eingesetzt, woraus folgt:

$$\hat{f}_p = S_F \cdot y \tag{22}$$

$$\text{mit} \quad S_F = S \cdot \left[ I - X_p \cdot (\widetilde{X}_p' \cdot \widetilde{X}_p)^{-1} \cdot \widetilde{X}_p' \cdot (I - S) \right] .$$

Wegen

$$\hat{y} = X_p \cdot \hat{\beta}_p + \hat{f}_p \tag{23}$$

ergibt sich:

$$\hat{y} = L_S \cdot y \tag{24}$$

$$\text{mit} \quad L_S = X_p \cdot (\widetilde{X}_p' \cdot \widetilde{X}_p)^{-1} \cdot \widetilde{X}_p' \cdot (I - S) + S_F .$$

Damit ist gezeigt, daß der Schätzer für $y$ eine lineare Funktion dieser Variable ist, wodurch die oben für die lokal gewichtete Regression dargestellten Verfahren der Varianzanalyse und der Konstruktion von Konfidenzintervallen entsprechend auch für das hier vorliegende semiparametrische Modell verwendet werden können.

### 5.3 Modellwahl durch M-Prüfwerte

Bei der Anwendung der lokal gewichteten Regression ergibt sich ein trade-off zwischen der Varianz und dem Bias für den Schätzer der zu erklärenden Variable. Je kleiner die Nachbarschaft ist, desto geringer ist die Information, die zur Schätzung des Parametervektors der entsprechenden Beobachtung herangezogen wird, und desto größer ist somit die Varianz. Zugleich bedeutet eine engere Nachbarschaft aber auch, daß Beobachtungen, die der zu schätzenden Beobachtung nahe liegen, ein relativ stärkeres Gewicht erhalten, wodurch der Verlauf der Funktion für die zu schätzende Beobachtung besser angenähert wird.[20]

[20] Vgl. Cleveland und Devlin (1988, S. 602).



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Aufbauend auf dem $C$p-Kriterium von Mallows (1966, 1973) entwickelten Cleveland und Devlin (1988, S. 602) ein Kriterium für die Wahl des Smoothing-Parameters $f$ bei LOESS, bei dem der Beitrag der Varianz und des Bias zur mittleren quadratischen Abweichung für unterschiedliche Werte von $f$ betrachtet wird. Der Smoothing-Parameter $f$ wird definiert durch $f = q/n$, wobei $(q-1)/n$ der Anteil der Beobachtungen ist, die zur Schätzung der Parameter bei LOESS mit positivem Gewicht eingehen. Zunächst wird die Regression für einen Wert von $f$ durchgeführt, der hinreichend klein ist, um von einem vernachlässigbar geringen Bias ausgehen zu können. Unter der Annahme, daß der Bias in dieser Ausgangssituation null ist, wird betrachtet, wie sich die Varianz und der Bias entwickeln, wenn zunehmend größere Werte für $f$ gewählt werden. Eine Prüfstatistik zeigt für jede neu gewählte Nachbarschaft an, ob ein signifikanter Bias vorliegt. *Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 603 - 605) wählen jeweils unter der Nebenbedingung, daß die Prüfstatistik noch keinen signifikanten Bias anzeigt, jene Nachbarschaft mit minimaler Varianz.[21]

Das Entscheidungskriterium von *Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 602) beruht auf der Schätzung einer Größe $M_f$, die sich als Quotient aus dem Erwartungswert der mittleren quadratischen Abweichung über alle Beobachtungen und der Varianz des Störterms ergibt:

$$M_f = \frac{E\left(\sum_{i=1}^{n} \left[\hat{g}(x_i) - g(x_i)\right]^2\right)}{\sigma_u^2} \,. \tag{25}$$

Zunächst wird die Varianz im Nenner von $M_f$ für einen hinreichend kleinen Wert von $f = s$ geschätzt unter der Annahme, daß der Bias für den Schätzer von $g(x_i)$ vernachlässigbar ist, woraus ein nahezu unverzerrter Schätzer für die Varianz $\sigma_u^2$ resultiert. Anschließend wird $M_f$ durch

$$\hat{M}_f = \hat{B}_f + V_f \,, \tag{26}$$

geschätzt, wobei für die Komponenten dieses Prüfwertes gilt:

$$\hat{B}_f = \frac{\hat{u}_f' \cdot \hat{u}_f}{\hat{\sigma}_{u,s}^2} - sp\left[(I - L_f) \cdot (I - L_f)'\right] \tag{27}$$

$$V_f = sp[L_f' \cdot L_f] \,.$$

21 Cleveland und Devlin (1988, S. 602) weisen allerdings darauf hin, daß dieses Entscheidungskriterium kein allgemein gültiges ist. So kann bei kleinen Datensätzen eine geringe Varianz im Vordergrund stehen, während für eine graphische Exploration des Untersuchungszusammenhangs ein geringer Bias wichtig sein mag.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der Index $f$ repräsentiert hier die Abhängigkeit vom gewählten Smoothing-Parameter, während der Index $s$ für den kleinsten verwendeten Wert von $f$ steht. Der Schätzer für $B_f$ gibt den Beitrag des Bias zur geschätzten mittleren quadratischen Abweichung wieder, während $V_f$ den Beitrag der Varianz darstellt.

Für $f = s$ ist der Schätzer für $B_f$ gleich null und $V_f$ entspricht dem M-Prüfwert. *Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 602) bezeichnen $V_f$ als die äquivalente Zahl an Parametern, da bei Verwendung der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate der Wert von $V_f$ der Zahl der zur Anpassung verwendeten Parameter entspricht.

Nimmt ausgehend von $f = s$ mit steigendem $f$ der Bias zu, so wird der Schätzer für $B_f$ positiv und der $M$-Prüfwert übersteigt den Wert von $V_f$. Um eine Aussage über die Signifikanz des Bias machen zu können, betrachten *Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 602) den $M$-Prüfwert unter der Hypothese, daß der Bias null ist. Sie zeigen, daß gilt

$$\hat{M}_f = v_1 \cdot \hat{F} + \delta_1 - n + 2 \cdot sp(L_f) \ , \tag{28}$$

wobei der $F$-Prüfwert auf der rechten Seite ebenso wie $v_1$ und $\delta_1$ die ihnen bei der oben vorgestellten Varianzanalyse zugeordnete Bedeutung haben. Über die Bestimmung der Intervallgrenzen für den $F$-Prüfwert können Intervallgrenzen für den $M$-Prüfwert unter der Nullhypothese, daß der Bias null ist, bestimmt werden.

*Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 602) schlagen vor, die $M$-Prüfwerte nicht nur zur Wahl des Smoothing-Parameters zu verwenden, sondern sie auch bei der Entscheidung heranzuziehen, ob die gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate den Daten nicht auch genügt. Läge der sich bei Anwendung der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate ergebende $M$-Prüfwert innerhalb des Konfidenzintervalls des $M$-Prüfwertes bei Gültigkeit der Nullhypothese, daß kein Bias vorliegt, so kann auf die lokal gewichtete Regression verzichtet werden.

Die $M$-Prüfwerte können bei semiparametrischen Modellen analog zu der für LOESS dargestellten Weise bei der Modellwahl verwendet werden. Sie sind dabei lediglich statt auf den Residuen

$$\hat{u}_i = g(x_i) - \hat{g}(x_i), \quad i = 1, \ldots, n \tag{29}$$

auf den Residuen

$$\hat{\epsilon}_i = y_i - x_{pi} \cdot \hat{\beta}_p - \hat{f}(x_i) \ , \quad i = 1, \ldots, n \tag{30}$$

aufzubauen.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 6. Die empirischen Ergebnisse

Bei der Analyse des Einflusses der Aktionärsstruktur auf die Entlohnung des Gesamt-, des Eigen- und des Fremdkapitals wurden zunächst für jede dieser drei Fragestellungen $M$-plots gezeichnet. Bei den $M$-Prüfwerten wurde mit einem Smoothing-Parameter $f = 0,75$ begonnen, der in Schritten von 0,05 bis $f = 1$ erhöht wurde.[22] Für LOESS wurde die Methode des quadratic fitting gewählt. Außerdem wurden auch die $M$-Prüfwerte für die gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate in die $M$-Plots eingetragen, wobei einmal quadratic fitting und ein andermal linear fitting gewählt wurde. Während bei letzterem nur die erklärenden Variablen selbst als Regressoren berücksichtigt wurden, wurden bei ersterem auch die quadrierten Werte von *EB, HerfB* und *Herf* sowie die Kreuzprodukte dieser drei Variablen verwendet.

Die $M$-plots sind in den Abbildungen 1 - 3 wiedergegeben. Die zwei mit der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate erhaltenen $M$-Prüfwerte sind durch quadratische Symbole gekennzeichnet. Das linke dieser beiden Symbole gibt den Fall des linear fitting wieder. Die bei Verwendung von LOESS erhaltenen $M$-Prüfwerte sind durch Kreuzsymbole gekennzeichnet. Das äußerst rechts gelegene Symbol repräsentiert den Fall des kleinsten verwendeten Smoothing-Parameters. Je höher der Smoothing-Parameter ist, desto geringer ist die äquivalente Zahl an Parametern, d.h. desto weiter links liegt die entsprechende Markierung in der Abbildung. Die eingezeichneten Intervalle für die $M$-Prüfwerte, die sich unter der Hypothese eines Bias von null ergeben, wurden auf Basis eines 95-Prozent-Konfidenzintervalls für die in Gleichung (28) enthaltene $F$-verteilte Prüfgröße ermittelt. Die entsprechenden Punktschätzer liegen in den Schnittpunkten dieser Intervalle mit der eingezeichneten Diagonale, auf der die äquivalente Zahl an Parametern dem $M$-Prüfwert gleich ist.

Die drei $M$-plots zeigen, daß bei der Gesamt- und der Eigenkapitalrendite mit der Verwendung der Methode der kleinsten Quadrate bei quadratic fitting kein signifikanter Bias verbunden ist. Bei der Fremdkapitalzinslast gilt dies auch bei linear fitting. Es wurde jeweils das restriktivste Modell verwendet, das keinen signifikanten Bias aufweist. Wird entsprechend die Regressionsgleichung für die Gesamtkapitalrendite bei quadratischer Spezifikation mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt, so zeigt eine Varianzanalyse, daß weder die Gruppe der nichtkonstanten Regressoren noch die Gruppe der die Aktionärsstruktur repräsentierenden Variablen (*EB,*

[22] Da die Variable *HerfB* eine geringe Variation aufweist, führt ein Smoothing-Parameter $f < 0,64$ zur Singularität der Regressormatrix bei LOESS für mindestens eine Beobachtung.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

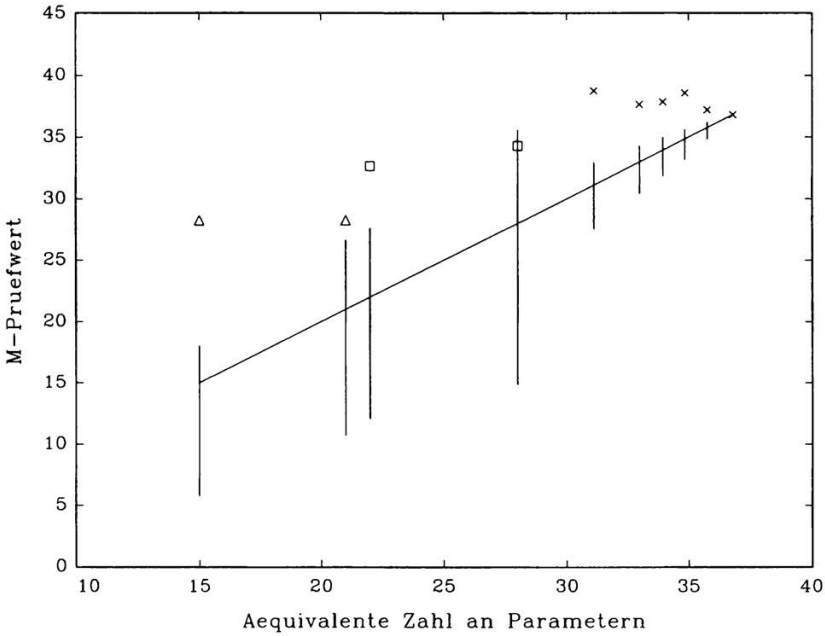


Abbildung 1: *M*-Plot: Gesamtkapitalrendite

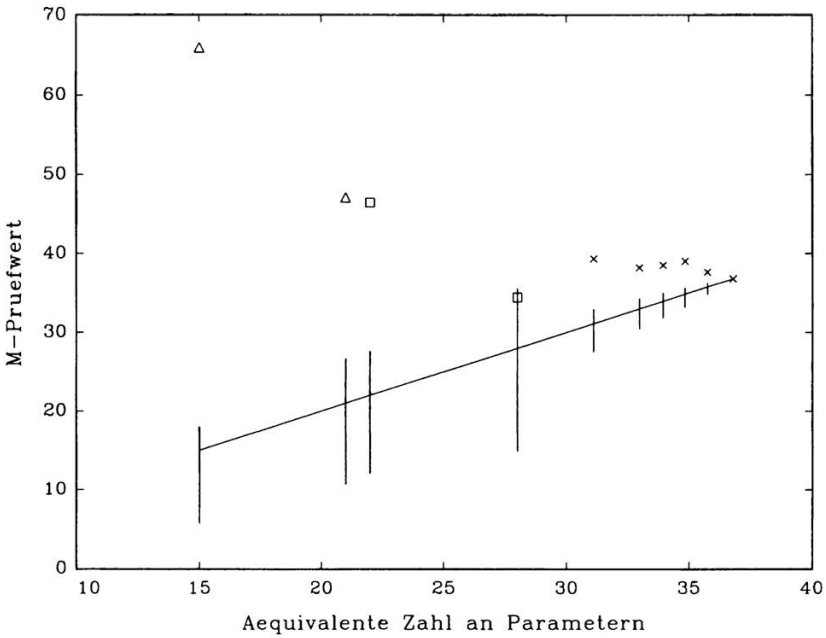


Abbildung 2: *M*-Plot: Eigenkapitalrendite



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

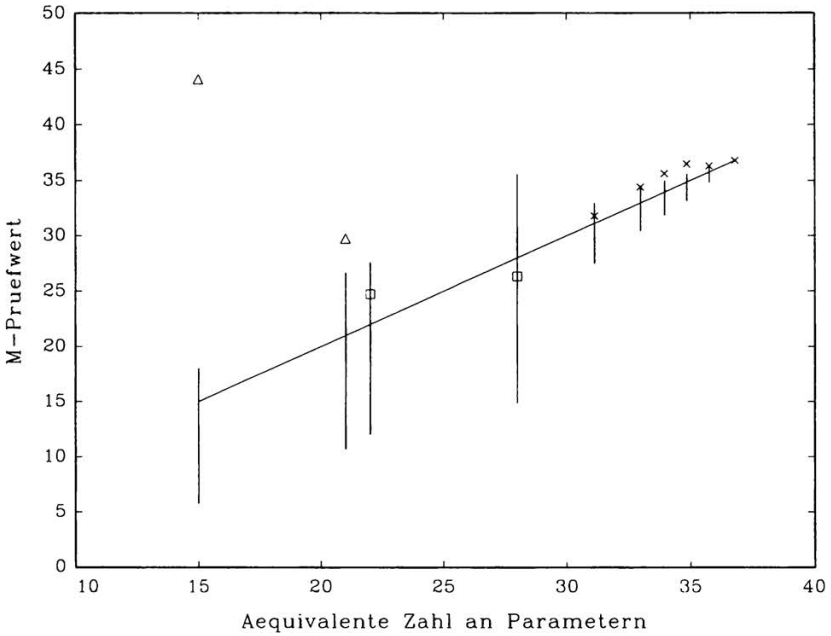


Abbildung 3: *M*-Plot: Fremdkapitalzinslast

*HerfB* und *Herf* sowie ihre Quadrate und Kreuzprodukte) statistisch signifikant sind. Entsprechendes gilt auch für die den Einfluß der Bankbeteiligungen wiedergebenden Variablen (*EB* und *Herf* sowie ihre Quadrate und Kreuzprodukte). Bei letzterem Test muß einschränkend angemerkt werden, daß er implizit unterstellt, daß bei Nichtexistenz der Bankbeteiligungen die Aktionärskonzentration unverändert bleibt, d.h. daß diese Aktienpositionen von nichtbanklichen Großaktionären gehalten werden. Die jeweiligen Prüfwerte sind gemeinsam mit dem Bera-Jarque-Prüfwert für die Verteilung der Residuen in Tabelle 6 wiedergegeben. Außerdem enthält diese Tabelle die entsprechenden *F*-Prüfwerte für die lineare Spezifikation, die ebenfalls bei allen drei Tests nicht signifikant sind. Damit kann Hypothese I, wonach der Einfluß von Bankbeteiligungen auf die Rendite des im Unternehmen gebundenen Kapitals nichtnegativ ist, nicht verworfen werden. Hierbei ist zu beachten, daß dies nicht impliziert, daß Bankbeteiligungen keinen Einfluß auf die Effizienz der Kapitalallokation haben. Es bedeutet in der Tradition von Demsetz (1983) lediglich, daß mit einer Veränderung der Höhe und der Struktur dieser Beteiligungen kein Vermögensgewinn verbunden ist. Die Resultate widersprechen der aus der Argumentation von Wenger (1992) abgeleiteten Hypothese III, wonach Bankbeteiligungen negativ zur Performance von Unternehmen beitragen.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 6*

**Varianzanalyse für die Gesamtkapitalrendite**

| Gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate | Prüfwert<br>quadratic fitting<br>linear fitting | rechtsseitige Wahrscheinlichkeit |
|---|---|---|
| *F*-Test auf Signifikanz der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren | 1,230<br>1,090 | 0,281<br>0,395 |
| *F*-Test auf Signifikanz der Aktionärsstruktur | 1,134<br>0,453 | 0,367<br>0,717 |
| *F*-Test auf Signifikanz der Bankbeteiligungen | 1,255<br>0,534 | 0,301<br>0,591 |
| Bera-Jarque-Test | 1,494<br>1,848 | 0,474<br>0,397 |

Die Varianzanalysen für die Eigenkapitalrendite und die Fremdkapitalzinslast zeigen dagegen, daß die Gruppe der nichtkonstanten Regressoren jeweils signifikant ist. Entsprechendes gilt auch für den Einfluß der Aktionärsstruktur und den Einfluß der Bankbeteiligungen. Die zugehörigen Regressionsergebnisse sind in den Tabellen 7 und 8 enthalten.[23]

Zur leichteren Interpretierbarkeit der empirischen Ergebnisse für die Eigenkapitalrendite wurden conditioning plots gezeichnet, in denen der gemeinsame Einfluß der drei die Aktionärsstruktur wiedergebenden Variablen *EB, Herf* und *HerfB* dargestellt ist. In diesen Abbildungen werden die Werte für *HerfB und Herf* jeweils auf einem frei gewählten Niveau konstant gehalten, während *EB* variiert wird. Die Variation von *EB* erfolgt nur über die Schnittmenge aus den beobachteten Werten und den bei den gewählten Niveaus von *HerfB* und *Herf* ökonomisch möglichen Werten. Ein Beobachtungspunkt für *EB* wurde nur dann in den conditioning plot aufgenommen, wenn bei gegebenem Wertevektor (*HerfB, Herf*) die folgenden beiden Bedingungen zugleich erfüllt sind:

$$
\begin{aligned}
&HerfB \times EB^2 \leq Herf \\
&HerfB \times EB^2 + (1 - EB)^2 \geq Herf\,.
\end{aligned}
\tag{31}
$$

[23] Die abhängige Variable der Fremdkapitalzinslast ist auf den Bereich der nichtnegativen Zahlen beschränkt. Sie wurde (aus Gründen der leichteren Interpretierbarkeit) dennoch nicht logarithmiert, da der Bera-Jarque-Prüfwert keine signifikante Abweichung von der Annahme der Normalverteilung anzeigte. Die *t*-Werte wurden in allen vorgestellten Regressionen auf der Grundlage des von *White* (1980) vorgeschlagenen heteroskedastizität-konsistenten Kovarianzmatrix-Schätzers berechnet. Auf die Wiedergabe der Koeffizienten der Branchendummyvariablen und des konstanten Regressors wird jeweils verzichtet.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 7*

**Aktionärsstruktur und Eigenkapitalrendite**

| Erklärende Variable | Koeffizient | $t$-Wert |
|---|---|---|
| *EB* | – 6,898 | – 3,963 *** |
| *HerfB* | $-7{,}246 \times 10^{-1}$ | – 0,475 |
| *Herf* | 1,704 | 0,848 |
| $EB^2$ | 4,108 | 2,983 *** |
| *EB* × *HerfB* | 5,684 | 4,265 *** |
| $HerfB^2$ | $-4{,}333 \times 10^{-1}$ | – 0,465 |
| *EB* × Herf | – 3,296 | – 2,289 ** |
| *HerfB* × *Herf* | – 1,959 | – 1,305 |
| $\text{Herf}^2$ | $5{,}214 \times 10^{-1}$ | 0,434 |
| *GK* | $-3{,}514 \times 10^{-12}$ | – 0,249 |
| *FA/GK* | $-1{,}489 \times 10^{-1}$ | – 0,984 |
| *SB* | $-2{,}578 \times 10^{-1}$ | – 3,216 *** |
| $R^2$ | 0,719 | |
| korr. $R^2$ | 0,495 | |
| Bera-Jarque-Prüfwert | 3,623 | |
| $F$-Prüfwert bei Test auf Signifikanz der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren | 3,215 *** | |
| $F$-Prüfwert bei Test auf Signifikanz der Aktionärsstruktur | 2,495 ** | |
| $F$-Prüfwert bei Test auf Signifikanz der Bankbeteiligungen | 2,732 ** | |
| Zahl der Beobachtungen | 62 | |
| Freiheitsgrade | 34 | |

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

Die erste Zeile verlangt, daß die nur auf der Basis der Bankbeteiligung errechnete Aktionärskonzentration des Unternehmens, $HerfB \times EB^2$, nicht höher sein darf als die für das Unternehmen beobachtete Aktionärskonzentration *Herf*, da Nichtbanken als Aktionäre nicht negativ zu *Herf* beitragen können. Die zweite Zeile verlangt, daß unter der Annahme der Konzentration des nicht von Banken gehaltenen stimmberechtigten Kapitals in der Hand nur eines Aktionärs, die Aktionärskonzentration nicht geringer sein darf als sie für das betrachtete Unternehmen beobachtet wurde.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 8*

**Aktionärsstruktur und Fremdkapitalzinslast**

| Erklärende Variable | Koeffizient | *t*-Wert |
|---|---|---|
| *EB* | $5{,}575 \times 10^{-2}$ | 1,935 * |
| *HerfB* | $9{,}136 \times 10^{-2}$ | 3,962 *** |
| *Herf* | $-1{,}987 \times 10^{-2}$ | – 0,686 |
| *GK* | $3{,}852 \times 10^{-12}$ | 1,469 |
| *FA/GK* | $1{,}313 \times 10^{-2}$ | 4,685 *** |
| *SB* | $2{,}325 \times 10^{-2}$ | 1,487 |
| $R^2$ | 0,692 | |
| korr. $R^2$ | 0,530 | |
| Bera-Jarque-Prüfwert | 0,855 | |
| *F*-Prüfwert bei Test auf Signifikanz der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren | 4,280 *** | |
| *F*-Prüfwert bei Test auf Signifikanz der Aktionärsstruktur | 2,832 * | |
| *F*-Prüfwert bei Test auf Signifikanz der Bankbeteiligungen | 4,147 ** | |
| Zahl der Beobachtungen | 62 | |
| Freiheitsgrade | 40 | |

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

Die conditioning plots sind in Abbildung 4 wiedergegeben. Die Eigenkapitalrendite sinkt zunächst mit *EB* und steigt nach einem Minimum bei einem Wert zwischen ungefähr 15 v.H. und 40 v.H. wieder an, sofern für diesen Bereich Beobachtungen vorliegen. Das Minimum der Performance liegt bei einem um so geringeren Wert für EB, je konzentrierter die Bankbeteiligung und je weniger konzentriert die gesamte Aktionärsstruktur ist.[24]

Die in Tabelle 8 wiedergegebenen empirischen Ergebnisse zeigen, daß die Höhe und die Konzentration einer Bankbeteiligung einen signifikant positi-

[24] Für die Interpretation der Regressionsergebnisse ist es bedeutungslos, daß die Graphen in Abbildung 4 vollständig im negativen Bereich der Ordinatenwerte verlaufen. Relevant ist lediglich der Verlauf der Kurven in Abhängigkeit des Abszissenwertes *EB* sowie die Veränderung der Lage der Kurven in Abhängigkeit der gewählten Werte von *HerfB* und *Herf*. Ändert sich der Ordinatenwert von – 0,1 auf – 0,15 infolge einer Variation von *EB*, so entspricht dies einer Veränderung der Eigenkapitalrendite um 0,05.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

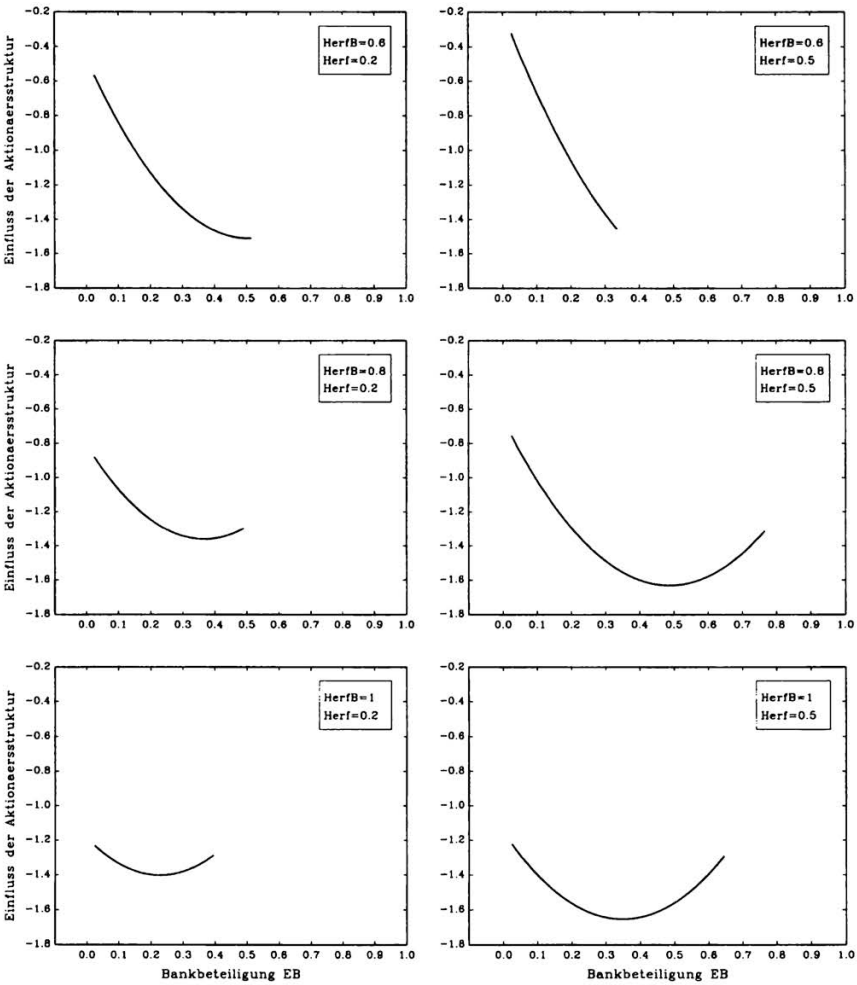


Abbildung 4: Aktionärsstruktur und Eigenkapitalrendite

ven Einfluß auf die Fremdkapitalzinslast ausübt.[25] Damit unterstützen diese Resultate gemeinsam mit den für die Eigenkapitalrendite erhaltenen Ergebnissen die Hypothese II, wonach die Bankbeteiligungen die Struktur der Entlohnung des in den Unternehmen gebundenen Kapitals beeinflussen.

[25] Da die Gesamtkapitalrendite nicht mit der Summe aus der Fremdkapitalzinslast und der Eigenkapitalrendite identisch ist, muß sich die für letztere ermittelte quadratische Struktur in der Fremdkapitalzinslast nicht widerspiegeln. Vgl. Fußnote 11.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Der u-förmige Verlauf des Einflusses der Höhe einer Bankbeteiligung auf die Eigenkapitalrendite und ihr positiver Einfluß auf die Fremdkapitalzinslast können als Resultat der Entlohnung der von Banken wahrgenommenen Unternehmenssteuerung interpretiert werden. Dabei ist zu beachten, daß eine Variation der Entlohnung des Fremdkapitals sowohl über eine Veränderung der Fremdkapitalzinslast als auch über eine Variation der Kapitalstruktur des Unternehmens erreicht werden kann. Die empirischen Ergebnisse zeigen, daß bei einer kleinen Bankbeteiligung eine Erhöhung dieses Engagements und der damit verbundenen Unternehmenssteuerung mit einer Erhöhung der Fremdkapitalzinslast auf Kosten der Eigenkapitalrendite verbunden ist. Ist die Beteiligung hinreichend hoch, so erhöht sich aus Sicht der Banken die Attraktivität der Entlohnung der corporate control über das Eigenkapital relativ zur Entlohnung über das Fremdkapital. Es steigt dann neben der Fremdkapitalzinslast auch die Eigenkapitalrendite, was bei einer gegebenen Gesamtkapitalrendite eine Veränderung des Fremdfinanzierungsgrades voraussetzt.

Ein anonymer Gutachter verwies auf die hohe Zahl an Branchendummyvariablen in den bisher vorgestellten Regressionsanalysen. Zum einen könnten sie zu Multikollinearität beitragen und somit für geringe $t$-Werte in den Tabellen 7 und 8 verantwortlich sein. Zum anderen könnten sich die Koeffizienten bei einer Veränderung der Zahl dieser Dummyvariablen als instabil erweisen. Als eine mit letzterem verwandte Folge von Multikollinearität nennt *Greene* (1992, S. 267) falsche Vorzeichen oder nicht plausible Werte der Koeffizienten. Eine naheliegende Aggregation der Brancheneinteilung besteht in einem Verzicht auf die in Tabelle 1 wiedergegebene Aufteilung der *ISIC* Category D (Manufacturing) in *ISIC* Divisions. In den $M$-plots für die Gesamt- und die Eigenkapitalrendite sowie die Fremdkapitalzinslast (vgl. Abb. 1 - 3) ist dieses restriktivere Modell bei Anwendung der Methode der kleinsten Quadrate mit dreieckigen Symbolen gekennzeichnet. Das rechte der beiden Symbole gibt jeweils den Fall des quadratic fitting wieder. Die $M$-plots zeigen bei allen drei Fragestellungen sowohl für die quadratische als auch für die lineare Spezifikation einen signifikanten Bias an. Nach *Cleveland* und *Devlin* (1988, S. 602) kann es bei kleinen Datensätzen aber durchaus gerechtfertigt sein, zugunsten einer geringeren Varianz einen Bias in Kauf zu nehmen.

Die in Tabelle 9 wiedergegebene Varianzanalyse für die Gesamtkapitalrendite zeigt, daß sich auch bei dem restriktiveren Modell sowohl bei der quadratischen als auch bei der linearen Spezifikation weder für die Gruppe der nichtkonstanten Regressoren noch für die Gruppe der die Aktionärsstruktur repräsentierenden Variablen eine signifikante Wirkung ergibt. Entsprechendes gilt auch für die den Einfluß der Bankbeteiligungen wiedergebenden Variablen *EB* und *HerfB*.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Tabelle 9*

**Varianzanalyse für die Gesamtkapitalrendite (ohne Untergliederung der *ISIC* Category D)**

| Gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate | Prüfwert quadratic fitting linear fitting | rechtsseitige Wahrscheinlichkeit |
|---|---|---|
| *F*-Test auf Signifikanz der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren | 1,338<br>1,086 | 0,211<br>0,394 |
| *F*-Test auf Signifikanz der Aktionärsstruktur | 1,302<br>0,463 | 0,266<br>0,709 |
| *F*-Test auf Signifikanz der Bankbeteiligungen | 1,602<br>0,686 | 0,162<br>0,509 |
| Bera-Jarque-Test | 4,339<br>27,692 | 0,114<br>0,000 |

Die Varianzanalyse für die Eigenkapitalrendite ist in Tabelle 10 enthalten. Die bisher erhaltenen Ergebnisse bleiben erhalten, doch weist der Bera-Jarque-Prüfwert nun auf eine signifikante Abweichung der Residuen von der Annahme der Normalverteilung hin. Die Ergebnisse der Varianzanalyse für die Fremdkapitalzinslast (bei linearer Spezifikation) werden nicht wiedergegeben. Sie zeigen zwar einen signifikanten Einfluß für die Gruppe der nichtkonstanten Regressoren, doch keinen für die Gruppe der Aktionärsstrukturvariablen an, ohne daß die Residuen signifikant von der Annahme der Normalverteilung abweichen.

*Tabelle 10*

**Varianzanalyse für die Eigenkapitalrendite (ohne Untergliederung der *ISIC* Category D)**

| Gewöhnliche Methode der kleinsten Quadrate | Prüfwert quadratic fitting linear fitting | rechtsseitige Wahrscheinlichkeit |
|---|---|---|
| *F*-Test auf Signifikanz der Gruppe der nichtkonstanten Regressoren | 2,344 | 0,010 |
| *F*-Test auf Signifikanz der Aktionärsstruktur | 2,589 | 0,018 |
| *F*-Test auf Signifikanz der Bankbeteiligungen | 3,223 | 0,008 |
| Bera-Jarque-Test | 6,013 | 0,049 |

In Abbildung 5 ist der Einfluß der Aktionärsstruktur auf die Eigenkapitalrendite dargestellt, wie er auf der Grundlage der quadratischen Spezifikation des restriktiven Modells erhalten wurde. Die Kurven verlaufen fla-



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

cher, das Minimum wird bei geringeren Werten für *EB* erreicht, und der rechte aufsteigende Ast erreicht relativ zum linken fallenden Ast höhere Werte als zuvor. An den zuvor gemachten qualitativen Aussagen ändert dies jedoch nichts.

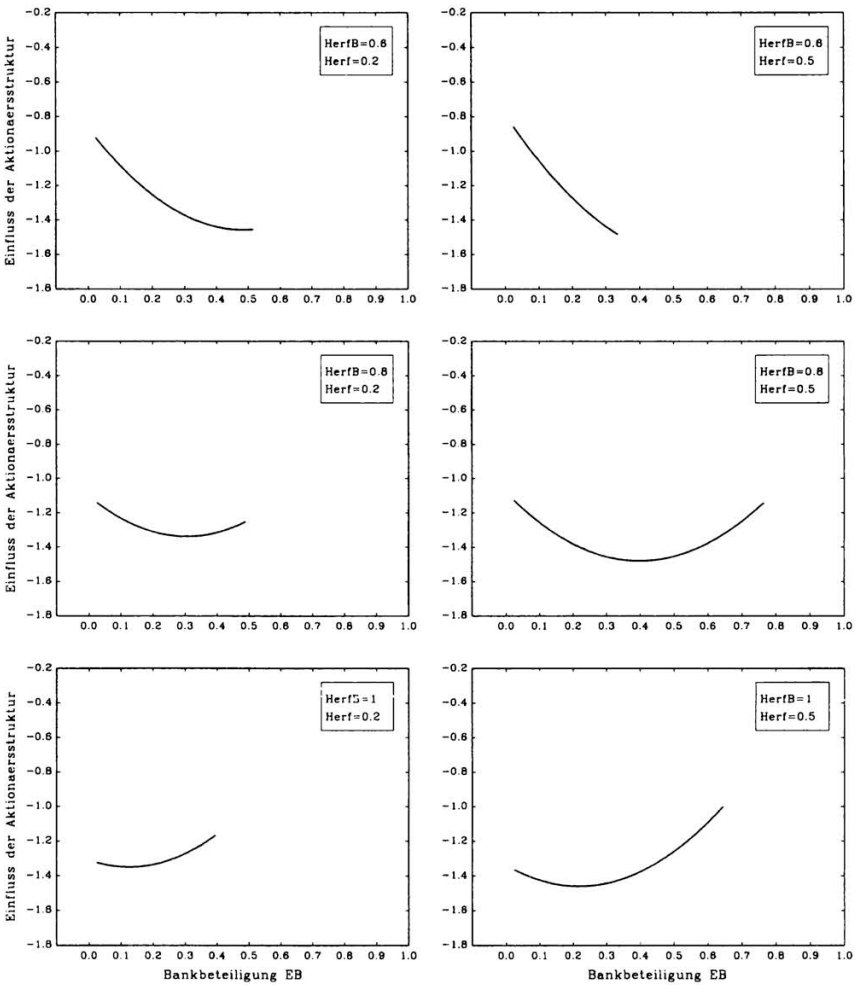


Abbildung 5: Aktionärsstruktur und Eigenkapitalrendite
(ohne Untergliederung der *ISIC* Category D)



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

## 7. Schlußfolgerung

Es wurde ein Sample von 62 deutschen Aktiengesellschaften betrachtet, für die zu Ende des Jahres 1990 eine Beteiligung einer deutschen Geschäftsbank am stimmberechtigten Kapital ermittelt werden konnte. Dabei wurde untersucht, welchen Einfluß die Höhe und die Struktur dieser Beteiligung auf die Performance des Unternehmens hat. Außerdem wurde analysiert, wie Bankbeteiligungen die Struktur der Entlohnung des in den Unternehmen gebundenen Kapitals beeinflussen. Das ökonometrische Modell wurde mit Hilfe eines Verfahrens ausgewählt, das in der Lage ist, Nichtlinearitäten in der Wirkung der erklärenden Variablen zu erfassen. Die empirischen Ergebnisse unterstützen die von Demsetz (1983) vorgebrachte Hypothese, daß sich die Aktionärsstrukturen entsprechend den unternehmensspezifischen Anforderungen an die corporate control herausbilden. Im Gleichgewicht ist durch eine Veränderung der Aktionärsstrukturen folglich kein Vermögensgewinn zu realisieren. Die Resultate zeigen außerdem, daß Banken ihre corporate control nicht kostenlos ausüben. Unter dieser Perspektive ist von einer Beschränkung des Anteilsbesitzes von Banken eine Verringerung ihres Anreizes zur Wahrnehmung der externen Unternehmenssteuerung zu erwarten. Diese Regulierung verhinderte die Bildung optimaler Aktionärsstrukturen und verringerte damit die Effizienz der corporate control in Deutschland.

## 8. Literaturverzeichnis

*Adams,* M. (1989): Der Markt für Unternehmenskontrolle und sein Mißbrauch. Die Aktiengesellschaft 34, 333-338.

– (1990): Höchststimmrechte, Mehrfachstimmrechte und sonstige wundersame Hindernisse auf dem Markt für Unternehmenskontrolle. Die Aktiengesellschaft 35, 62-78.

*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.

*Cleveland,* W. S. (1979): Robust Locally Weighted Regression and Smoothing Scatterplots. Journal of the American Statistical Association 74, 829-836.

*Cleveland,* W. S. / *Devlin,* S. J. (1988): Locally Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting. Journal of the American Statistical Association 83, 596-610.

*Demsetz,* H. (1983): The Structure of Ownership and the Theory of the Firm. Journal of Law and Economics 16, 375-390.

*Demsetz,* H. / *Lehn,* K. (1985): The Structure of Corporate Ownership: Causes and Consequences. Journal of Political Economy 93, 1155-1177.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Edwards,* J. / *Fischer,* K. (1994): Banks, Finance and Investment in Germany. Cambridge (UK):.

*Elston,* J. A. / *Albach,* H. (1995): Bank Affiliations and Firm Capital Investment in Germany. ifo-Studien 41, 3-16.

*Fama,* E. F. (1980): Agency Problems and the Theory of the Firm. Journal of Political Economy 88, 288-307.

*Fischer,* K. (1990): Hausbankbeziehungen als Instrument der Bindung zwischen Banken und Unternehmen. Eine theoretische und empirische Analyse. Dissertation, Universität Bonn.

*Greene,* W. H. (1993): Econometric Analysis. 2. Aufl. New York.

*Härdle,* W. (1990): Applied Nonparametric Regression. Cambridge (UK).

*Hart,* O. D. (1983): The Market Mechanism as an Incentive Scheme. Bell Journal of Economics 14, 366-382.

*Hoshi,* R. / *Kashyap,* A. / *Scharfstein,* D. (1990): The Role of Banks in Reducing the Costs of Financial Distress in Japan. Journal of Financial Economics 27, 67-88.

*Jensen,* M. C. (1989): Eclipse of the Corporation. Harvard Business Review September-October 1989, 61-74.

– (1993): Presidential Address: The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems. Journal of Finance 48, 831-880.

*Jensen,* M. C. / *Ruback,* R. (1983): The Market for Corporate Control: The Scientific Evidence. Journal of Financial Economics 11, 5-50.

*Krümmel,* H.-J. (1980): German Universal Banking Scrutinized: Some Remarks Concerning the Gessler-Report. Journal of Banking and Finance 4, 33-55.

*Liedtke,* R. (1991): Wem gehört die Republik? Frankfurt a.M.

*Mallows,* C. L. (1966): Choosing a Subset Regression. Präsentiert auf der Jahrestagung der American Statistical Association, Los Angeles, unveröffentlicht.

– (1973): Some Comments on Cp. Technometrics 15, 661-675.

*Manne,* H. G. (1965): Mergers and the Market for Corporate Control. Journal of Political Economy 73, 110-120.

Monopolkommission (1976): Hauptgutachten I (1973/75). Mehr Wettbewerb ist möglich. Baden-Baden.

Monopolkommission (1986): Hauptgutachten VI (1984/85). Gesamtwirtschaftliche Chancen und Risiken wachsender Unternehmensgrößen. Baden-Baden.

*Morck,* R. / *Shleifer,* A. / *Vishny,* R. W. (1988): Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis. Journal of Financial Economics 20, 293-315.

*Neuberger,* D. / *Neumann,* M. (1991): Banking and Antitrust: Limiting Industrial Ownership by Banks (mit Kommentar). Journal of Institutional and Theoretical Economics 147, 188-206.

*Perlitz,* M. / *Seger,* F. (1994): The Role of Universal Banks in German Corporate Governance. Business and the Contemporary World 6 (4), 49-66.

*Shleifer,* A. / *Summers,* L. H. (1988): Breach of Trust in Hostile Takeovers (mit Diskussion):; in: A.J. Auerbach (Hrsg.) Corporate Takeovers: Causes and Consequences. Chicago, 33-67.



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

*Speckman,* P. (1988): Kernel Smoothing in Partial Linear Models. Journal of the Royal Statistical Society, Ser. B 50, 413-436.

Studienkommission „Grundsatzfragen der Kreditwirtschaft" (1979): Bericht. Schriftenreihe des Bundesministeriums für Finanzen, Heft 28, Bonn.

*Wenger,* E. (1990): Die Rolle der Banken in der Industriefinanzierung und in der Unternehmenskontrolle am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland. Wirtschaftspolitische Blätter 2-3/1990, 155-168.

– (1992): Universalbankensystem und Depotstimmrecht (mit Diskussion); in: H. Gröner (Hrsg.): Der Markt für Unternehmenskontrollen. Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. 124, Berlin, 73-118.

*White,* H. (1980): A Heteroscedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroscedasticity. Econometrica 48, 817-838.

## Anhang: Liste der analysierten Unternehmen

AG Kühnle, Kopp & Kausch

AGAB AG für Anlagen und Beteiligungen

AGIV Aktiengesellschaft für Industrie und Verkehrswesen

AGROB AG

Aktienbrauerei Kaufbeuren AG

Allgäuer Brauhaus AG

ASKO DEUTSCHE KAUFHAUS AG

Bilfinger + Berger Bauaktiengesellschaft

Binding-Brauerei AG

Boge AG

Brau und Brunnen AG vorm. Dortmunder Union-Schultheiss Brauerei AG

Bremer Woll-Kämmerei AG

Bürgerliches Brauhaus Ingolstadt AG

Computer 2000 AG Entwicklung, Fertigung und Vertrieb von Computer-Peripherieprodukten

Daimler-Benz AG

Degussa AG

Deutsche Beteiligungs AG Unternehmensbeteiligungsgesellschaft

Eisen-Rieg AG

FLACHGLAS AG

Fuchs Petrolub AG Oel+Chemie



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Gerresheimer Glas AG

Hannoversche Papierfabriken Alfeld-Gronau AG

Hapag-Lloyd AG

Hasen-Bräu AG

Heidelberger Druckmaschinen AG

Heidelberger Zement AG

Heinrich Industrie- und Handels-AG

Hochtief AG vorm. Gebr. Helfmann

Holzmann, Philipp, AG

Hornschuch, Konrad, AG

Horten AG

Hutschenreuther AG

KARSTADT AG

Karwendelbahn-AG

Kautex Werke Reinold Hagen AG

Kempinski AG

Klöckner-Humboldt-Deutz AG

KÖLN-DÜSSELDORFER Deutsche Rheinschiffahrt AG

Leifheit AG

Leonische Drahtwerke AG

Linde AG

Linotype-Hell AG

Lohmann & Co. AG

MAN AG

Metallgesellschaft AG

Neue Baumwoll-Spinnerei und Weberei Hof AG

Phoenix AG

PIETZSCH AG

PREUSSAG AG

PWA Papierwerke Waldhof-Aschaffenburg AG

Rosenthal AG

Salamander AG

Sauer Getriebe AG



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

SEMA GROUP SYSTEMS AG (vormals ADV/ORGA AG)

Strabag Bau-AG

Südzucker AG

Thüga AG

Vereinigte Elektrizitätswerke Westfalen AG

Vereinigte Schmirgel- und Maschinen-Fabriken AG

VERSEIDAG AG

Vögele, Joseph, AG

Vogtländische Baumwollspinnerei AG

Nicht berücksichtigt wurden folgende Aktiengesellschaften (ohne Kommanditgesellschaften auf Aktien), für die zu Ende des Kalenderjahres 1990 ebenfalls eine Beteiligung deutscher Geschäftsbanken am stimmberechtigten Kapital ermittelt wurde:

Bayerische Motoren Werke AG (Zinsergebnis nur brutto verfügbar)

Benecke, J.H., AG (Zinsergebnis nur brutto verfügbar)

Jacobsen, W., AG (reine Immobilienverwaltung)

Schlossgartenbau-AG (reine Immobilienverwaltung)

Thyssen AG vorm. August Thyssen-Hütte (Zinsergebnis nur brutto verfügbar)

## Zusammenfassung

Für ein Sample deutscher Aktiengesellschaften, die zum Jahresende 1990 eine Beteiligung einer Geschäftsbank am stimmberechtigten Kapital aufweisen, wird die Performance in Abhängigkeit von der Höhe und der Struktur dieser Beteiligung untersucht. Die empirischen Ergebnisse ergeben keine Evidenz für einen Einfluß dieser Beteiligungen auf die Gesamtkapitalrendite. Die für die Eigenkapitalrendite und die Fremdkapitalzinslast erhaltenen Resultate unterstützen die Hypothese, daß Banken ihre corporate control nicht kostenlos ausüben. Unter dieser Perspektive ist von einer Beschränkung des Anteilsbesitzes von Banken eine Verringerung ihres Anreizes zur externen Unternehmenssteuerung zu erwarten. Eine solche Regulierung behinderte die Bildung optimaler Aktionärsstrukturen und verringerte damit die Effizienz der corporate control in Deutschland.

## Summary

The impact of shareholder structure on firm performance is analysed for a sample of German stock corporations. All sample firms are characterized by equity interests of banks by the end of the year 1990. Size and structure of these equity participations are accounted for. No empirical evidence for the influence of banks on return on as-



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sets is found. However, the results obtained for return on equity and for the interest burden on debt support the view that banks demand compensation for corporate control exercised on these corporations. Thus, restrictions on equity interests are expected to discourage banks to be active investors. Such regulations would hinder the emergence of optimal shareholder structures and would impose inefficiencies on corporate control in Germany.

*JEL-Klassifikation: C14, G32*

*Keywords: Aktionärsstruktur, Semiparametrisches Modell, Universalbanken, Unternehmenssteuerung*



DOI https://doi.org/10.3790/schm.116.2.273 | Generated on 2025-07-25 06:49:33
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/