

Quasirentenmodell und Honorare für Abschlussprüfungen in Deutschland – eine empirische Analyse

adata, citation and similar papers at core.ac.uk

provided by Bern Open R



Jochen Bigus · Ruth-Caroline Zimmermann

Zusammenfassung: Das Quasirentenmodell nach DeAngelo (1981a) impliziert, dass die Abschlussprüfungshonorare bei vollkommener Konkurrenz am Prüfungsmarkt bei der Erstprüfung nicht kostendeckend sind (*low balling*) und mit zunehmender Mandatsdauer ansteigen (*fee cutting*). Bei hinreichend eingeschränktem Wettbewerb tritt nur der zweite Effekt auf. Dieser Beitrag prüft die Gültigkeit dieser Implikationen für die Konzernabschlüsse börsennotierter Gesellschaften in Deutschland. Eine multiple lineare Regressionsanalyse kann nicht bestätigen, dass die Erstprüfungshonorare systematisch niedriger sind als bei einer Folgeprüfung. Die Prüfungshonorare steigen indes mit zunehmender Mandatslaufzeit an. Zudem korrelieren die Prüfungshonorare positiv mit den Beratungshonoraren und (schwach) positiv mit einer Prüfung durch eine Big4-Gesellschaft. Diese Ergebnisse sind teilweise vereinbar mit dem Quasirentenmodell. Die hohe positive Korrelation zwischen Beratungs- und Prüfungshonoraren deutet darauf hin, dass eine Trennung von Prüfungs- und Beratungstätigkeiten die relative wirtschaftliche Abhängigkeit von einzelnen Mandanten im Durchschnitt kaum verändern würde.

Eingegangen: 16.03.2009 / **Online publiziert:** 10.11.2009
© Gabler-Verlag 2009

Prof. Dr. J. Bigus (✉)
Institut für Unternehmensrechnung und Controlling
Universität Bern, Engehaldenstr. 4, 3012 Bern, Schweiz
E-Mail: bigus@iuc.unibe.ch

Dr. R.-C. Zimmermann
Kohl & Zerhusen GmbH, Wirtschaftsprüfungs- und Steuerberatungsgesellschaft
Postfach 1205, 49439 Steinfeld-Mühlen, Deutschland
E-Mail: rc.zimmermann@kohl-zerhusen.de

Schlüsselwörter: Quasirentenmodell · Abschlussprüfungshonorare · Unabhängigkeit des Wirtschaftsprüfers

JEL Classification: M42

1 Einleitung

DeAngelo (1981a) hat eines der bedeutsamsten Modelle zur eingeschränkten wirtschaftlichen Abhängigkeit von Abschlussprüfern entwickelt. Die treibende Idee des Modells ist, dass ein Mandant eingeschränkte Anreize zum Prüferwechsel hat, da dies Kosten verursacht. Ein neuer Prüfer muss sich einarbeiten und mit den speziellen Strukturen, Risiken und Märkten des Mandanten vertraut machen. Diese Einarbeitungskosten fallen bei einer erstmaligen Prüfung zusätzlich an. Auch der Mandant trägt zusätzliche Kosten, um sich auf die speziellen Wünsche des neuen Prüfers einzustellen.

Der bestehende Abschlussprüfer ist sich dieser Wechselkosten des Mandanten bewusst. Er kann daher selbst bei vollkommenem Wettbewerb ein Honorar fordern und durchsetzen, das die tatsächlichen Prüfungskosten übersteigt. Ein Beispiel, dem zur Vereinfachung eine zweiperiodige Prüfungsbeziehung zugrunde liegt, mag dies verdeutlichen. Zu Anfang der zweiten Periode könnte der Mandant zu einem anderen Prüfer wechseln, allerdings impliziert dies Wechselkosten von etwa 10.000 €. Die tatsächlichen Prüfkosten der zweiten Periode schätzt der Abschlussprüfer mit 40.000 € ein, sie würden in dieser Höhe auch bei einem Konkurrenten anfallen. Der Prüfer könnte ein Honorar bis zu 50.000 € verlangen, ohne dass es sich für den Mandanten lohnen würde, zu wechseln. Der Prüfer wird einen Gewinn von bis zu 10.000 € realisieren.

Zu Anfang der Mandantenbeziehung ist sich jeder potentielle Abschlussprüfer dieser späteren Gewinne bewusst, wenn es gelingt, das Mandat zu erhalten. Bei vollkommenem Wettbewerb am Prüfungsmarkt sollte daher das Honorar für die Erstprüfung nicht kostendeckend sein (*low balling*); die Differenz zwischen Erstprüfungskosten und Erstprüfungshonorar wird dann rationaler Weise dem Barwert der künftig zu erwartenden Renten aus dem Mandat entsprechen. Nehmen wir in unserem Beispiel an, dass die Prüfkosten der ersten Periode bei 40.000 € liegen, und zusätzliche Kosten in Höhe von 8.000 € wegen der Erstprüfung anfallen. Das Honorar für die erste Periode wäre nur kostendeckend, wenn es zumindest 48.000 € betrüge. Allerdings werden die Prüfer bei einem Diskontierungssatz von 0% in der ersten Periode auch ein Honorar von bis zu 38.000 € akzeptieren, wohl wissend, dass derjenige Prüfer, der den Auftrag erhält, einen Gewinn von 10.000 € in der zweiten Periode erzielt.

Da die Gewinne späterer Perioden in der ersten Runde wegkonkurriert werden, spricht man auch von Quasirenten. Bei Spezialisierungsvorteilen entzieht man sich der vollkommenen Konkurrenz, so dass insgesamt „echte“ Gewinne erzielt werden und das *low balling* weniger ausgeprägt ist oder gar nicht auftritt (Gigler u. Penno 1995). Implizieren die Spezialisierungsvorteile in unserem Beispiel etwa geringere Prüfkosten von etwa 28.000 € (während andere Prüfer Kosten von 40.000 € haben), fallen in der ersten Periode insgesamt Kosten von 36.000 € an. Ein Honorar von 38.000 € impliziert dann sogar einen kleinen Gewinn in Höhe von 2.000 € – selbst in der ersten Periode. Dennoch wird der Prüfer wegen der Wechselkosten des Mandanten ein Honorar von 50.000 € in der zwei-

ten Periode durchsetzen können. Der Wettbewerb kann auch aus anderen Gründen derart eingeschränkt sein, dass das *low balling* nicht auftritt, etwa bei einer oligopolistischen Marktstruktur. Ein Anstieg der Honorare mit zunehmender Mandatslaufzeit ist dennoch zu erwarten.

Nach DeAngelo sollte daher c.p. zu beobachten sein, dass (1) das Honorar mit der Dauer der Mandantenbeziehung ansteigt und (2) das Honorar einer Erstprüfung trotz zusätzlicher Erstprüfungskosten niedriger ausfällt als die Folgehonorare, sofern ein hinreichender Wettbewerb gegeben ist.

Dieser Beitrag untersucht erstmalig die Gültigkeit dieser Thesen für den deutschen Prüfungsmarkt, wobei für viele andere Einflussvariablen der Prüfungshonorare kontrolliert wird. Die Kontrollvariablen umfassen etwa Indikatoren für die Größe und Komplexität des Mandanten, Kennziffern für die wirtschaftliche Lage des Mandanten (Verschuldungsgrad, Wachstum, Gesamtkapitalrendite), Indikatoren für spezielle Haftungsrisiken (US-Listing) und Kennziffern für die Marktposition des Prüfers (Big4-Prüfer, Marktanteil des Prüfers, Höhe der Nichtprüfungsgebühren). Durch die Aufnahme von Kontrollvariablen ist es zudem erstmalig möglich, auch andere Einflussgrößen auf die Höhe der Abschlussprüfungshonorare zu untersuchen. Diese Zielsetzung wird ebenfalls in diesem Aufsatz verfolgt.

Möglich wurde diese Studie durch eine Änderung des Handelsgesetzbuchs. Seit dem Geschäftsjahr 2005 müssen Unternehmen, deren Finanztitel an einem organisierten Markt notiert sind, nach § 285 Satz 1 Nr. 17 HGB und § 314 Abs. 1 Nr. 9 HGB die Honorare, die an den Jahres- bzw. Konzernabschlussprüfer geleistet wurden, im Anhang veröffentlichen.

Die Gültigkeit des Quasirentenmodells konnte vor 2005 daher nicht geprüft werden. Allerdings gibt es zahlreiche Studien, die den Konzentrationsgrad am deutschen Prüfungsmarkt untersuchen und eine oligopolistische Struktur feststellen.¹ Ungeklärt blieb bisher, ob die Honorare mit zunehmender Mandatsdauer c.p. ansteigen und ob sich die oligopolistische Struktur ebenfalls in höheren Honoraren niederschlägt. Aus mikroökonomischer Sicht ist der Sachverhalt nicht eindeutig zu beurteilen. Bei einer sich verringern den Anzahl von Anbietern besteht einerseits die Gefahr der Kartellbildung mit der Folge höherer Preise. Andererseits kann selbst bei nur zwei Anbietern am Markt der gleiche Marktpreis wie bei vollkommener Konkurrenz auftreten, sofern die beiden Anbieter über den Preis konkurrieren (Bertrand-Wettbewerb).

Die empirische Untersuchung ergibt, dass das Honorar mit der Dauer der Mandantenbeziehung ansteigt, allerdings das Honorar einer Erstprüfung nicht systematisch niedriger ausfällt als die Folgehonorare. Zudem stellen wir fest, dass der Marktanteil der Prüfungsgesellschaft als Indikator für Marktmacht statistisch keinen signifikanten Einfluss in der multiplen Regressionsanalyse hat.

Zudem können wir beobachten, dass Big4-Gesellschaften c.p. höhere Honorare erzielen. Der Effekt ist statistisch schwach signifikant. Dieser Befund scheint damit eine theoretische Implikation des Modells von DeAngelo (1981b) zu stützen. Große Prüfungsgesellschaften verfügen über mehr Mandate als kleinere. Der Verlust eines Mandats und der damit verbundenen zukünftigen Gewinne schmerzt im Regelfall umso mehr, je weniger Mandanten eine Prüfungsgesellschaft hat. Eine wirtschaftliche Unabhängigkeit vom Mandanten ist daher im Regelfall eher bei großen als bei kleinen Prüfungsgesellschaften zu erwarten. Eine größere wirtschaftliche Unabhängigkeit impliziert c.p. eher ein unabhängiges Prüfungsurteil. Investoren schätzen unabhängige Prüfungsurteile in Kapitalmärkten

mit asymmetrisch verteilten Informationen. Daher werden Mandanten bereit sein, höhere Honorare an wirtschaftlich unabhängigeren Prüfer zu zahlen.²

Letztlich stehen einige Ergebnisse unserer Studie auch im Einklang mit dem Schrifttum. Die Größe und Komplexität des Unternehmens stellen die wesentlichen Faktoren für die Höhe der Prüfungshonorare dar. Der in früheren Konzentrationsstudien vermutete Zusammenhang zwischen Mandantengröße und Prüfungshonorar kann damit empirisch bestätigt werden.³

Im Folgenden präsentiert Abschn. 2 die Daten und die deskriptive Statistik und entwickelt Hypothesen. Abschnitt 3 zeigt die Ergebnisse der einfachen und multiplen Regressionsanalysen. Abschnitt 4 fasst die wesentlichen Ergebnisse zusammen.

2 Einbezogene Unternehmen, Hypothesen und Variablen

2.1 Einbezogene Unternehmen

Die Analyse basiert auf den Prüfungshonoraren, welche Unternehmen in ihrem Konzernabschluss veröffentlicht haben, die zum 31.12.2005 in den Indizes DAX30 (30 Unternehmen), TecDAX (30), SDAX (50), MDAX (50) und GEX (108) notiert sind. Ausgehend von diesen 235 teilweise mehrfach notierten Unternehmen werden folgende aus der Datenbasis entnommen (Doppelnennungen möglich):

- 19 Unternehmen mit vor dem 31.12.2005 endenden Wirtschaftsjahr, welche zum 31.12.2005 noch nicht zur Honorarveröffentlichung verpflichtet waren.
- 1 Unternehmen mit einem negativen Eigenkapital.
- 9 ausländische Unternehmen, für welche keine – z. B. für Österreich – oder eine Honorarveröffentlichung in anderer Form – z. B. für US-amerikanische Unternehmen nach Form 20-F – besteht.⁴
- 8 Banken, 15 Finanzdienstleister und 4 Versicherungen, da die Jahresabschlussdaten nicht in derselben Form aufbereitet sind wie bei den restlichen Unternehmen. Des Weiteren unterliegen diese Gesellschaften erhöhten Prüfungsanforderungen durch das Kreditwesen- und Versicherungsaufsichtsgesetz.⁵
- 3 nach HGB und 18 nach US-GAAP bilanzierende Unternehmen. Hinsichtlich des Rechnungslegungssystems werden nur IFRS-Abschlüsse betrachtet, um Auswirkungen unterschiedlicher Rechnungslegungsnormen zu vermeiden.⁶
- 23 Unternehmen ohne Honorarangabe und 16 mit fehlenden, für die Regression benötigten Bilanzdaten.
- 3 Joint Audits.
- Zudem mussten 31 Unternehmen ausgeschlossen werden, da keine (hinreichend verlässlichen) Informationen zur Mandatsdauer vorlagen.

Es verbleibt nach diesen Bereinigungen ein Datensatz von 120 Beobachtungen. Im nächsten Schritt sind geeignete Variablen zu definieren.

2.2 Hypothesen und Variablenbeschreibung

Nach dem Quasirentenmodell von DeAngelo (1981a, b) trägt ein Mandant bei einem Prüferwechsel spezielle Kosten, da sich ein neuer Prüfer einarbeiten muss und auch der Man-

dant zusätzlichen Aufwand trägt, um sich auf den neuen Prüfer einzustellen. Der bestehende Abschlussprüfer ist sich der Wechselkosten des Mandanten bewusst und kann daher Honorare durchsetzen, die die tatsächlichen Kosten übersteigen. Zu Anfang der Mandantenbeziehung antizipiert jeder potentielle Abschlussprüfer diese späteren Gewinne, wenn es gelingt, diesen Mandanten zu gewinnen. Bei vollkommenem Wettbewerb am Prüfungsmarkt sollte daher das Honorar für die Erstprüfung nicht kostendeckend sein (*low balling*); die Differenz zwischen Erstprüfungskosten und Erstprüfungshonorar wird dann rationaler Weise dem Barwert der künftig zu erwartenden Gewinne aus dem Mandat entsprechen. Es sollte daher zu beobachten sein, dass das Honorar mit der Dauer der Mandantenbeziehung ansteigt. Zudem sollte das Erstprüfungshonorar geringer als dasjenige der Folgeprüfungen sein.

Hypothese 1: Mit zunehmender Dauer der Mandantenbeziehung steigt das Prüfungshonorar an.

Hypothese 2: Das Honorar im ersten Prüfungsjahr ist niedriger als in späteren Prüfungsjahren.

Eine stärkere Marktposition der Prüfungsgesellschaft – im Sinne eines höheren Marktanteils – sollte c.p. mit höheren Prüfungshonoraren einhergehen. Hierfür spricht die größere Abhängigkeit von der Prüfungsgesellschaft, aber auch der stärkere Anreiz, Kartellabsprachen zu treffen. Selbst wenn in einem Markt mit nur zwei Anbietern ein Bertrand-Wettbewerb gegeben sein kann, formulieren wir Hypothese 3 wie folgt.

Hypothese 3: Der Marktanteil einer Prüfungsgesellschaft korreliert positiv mit dem Prüfungshonorar.

Schließlich ist nach dem Modell von DeAngelo (1981b) zu erwarten, dass die wirtschaftliche Abhängigkeit der Big4-Gesellschaften von einzelnen Mandanten und der damit verbundenen (Quasi-)Gewinne im Regelfall geringer ist als bei kleineren Gesellschaften. Hierfür spricht die größere Anzahl von Mandanten. Bei stärkerer wirtschaftlicher Unabhängigkeit sind eine höhere Prüfungsqualität und damit auch ein höheres Prüfungshonorar zu erwarten. Die Big4-Prüfungsgesellschaften sind Pricewaterhouse Coopers, KPMG, Ernst & Young und Deloitte & Touche.⁷

Hypothese 4: Big4-Gesellschaften erhalten höhere Prüfungshonorare als andere Prüfungsgesellschaften.

Ob ein BIG4-Prüfer vorliegt oder nicht, wird durch eine binäre Kontrollvariable gemessen (1 = BIG4; 0 = sonst). Die Mandatsdauer wird über die Anzahl der Jahre seit dem letzten Wechsel der Prüfungsgesellschaft gemessen. Festgestellt wird die Mandatsdauer über die Bestätigungsvermerke in den verfügbaren Geschäftsberichten bzw. durch Nachfrage bei den Investor-Relations-Abteilungen der Unternehmen. Einige Unternehmen werden schon seit Jahrzehnten vom gegenwärtigen Abschlussprüfer geprüft, ohne dass es uns möglich war, das Jahr der erstmaligen Bestellung festzustellen. Daher haben wir Unternehmen, die mindestens 15 Jahre von derselben Prüfungsgesellschaft geprüft werden, den maximalen Wert 15 zugewiesen. Bei der Erfassung der Prüferwechsel wird berücksichtigt, dass es zwischen den Prüfungsgesellschaften zu Zusammenschlüssen gekommen ist.⁸

Zur Bestimmung des Marktanteils einer Prüfungsgesellschaft werden die Prüfungshonorare, die die Gesellschaft aus all ihren Mandaten erzielt, durch die Summe der Gesamtprüfungshonorare aller Prüfungsgesellschaften dividiert, welche Eingang in die Regressi-

onsanalyse finden. In ähnlicher Weise wird der Marktanteil zusätzlich über die *insgesamt* erzielten Honorare ermittelt, d. h. zuzüglich der Nichtprüfungshonorare.

Daneben werden zahlreiche Kontrollvariablen berücksichtigt, insbesondere zur wirtschaftlichen Lage, Größe und Komplexität des Mandanten. Damit werden gleichzeitig andere Einflussgrößen auf das Prüfungshonorar erkennbar. Die Auswahl der Kontrollvariablen erfolgt einerseits anhand des Kriteriums, ob diese jeweils das inhärente Risiko im Kontext des risikoorientierten Prüfungsansatzes beeinflussen könnten. Andererseits haben wir die Auswahl der Variablen auch daran orientiert, ob sie in vergleichbaren ausländischen Studien bereits herangezogen wurden.⁹ Die wirtschaftliche Lage bestimmt wesentlich das inhärente Risiko des Mandanten.¹⁰ Als Indikatoren der wirtschaftlichen Lage ziehen wir die Variablen Verschuldungsgrad,¹¹ Gesamtkapitalrendite,¹² Verlustsituation, Marktwert-Buchwertverhältnis des Eigenkapitals und die Wachstumsquote heran.

Der Verschuldungsgrad wird gemessen über das Verhältnis von Fremd- zum Eigenkapital in Buchwerten.¹³ Der Verschuldungsgrad erscheint besser geeignet als die Fremdkapitalquote, da ein Anreiz zur Bilanzmanipulation mit zunehmender Fremdkapitalquote überproportional an Stärke gewinnen und damit entsprechender Prüfungsaufwand entstehen dürfte.

Die Gesamtkapitalrendite des Unternehmens (Return on Assets, ROA) sollte negativ mit dem inhärenten Risiko und auch mit den Prüfungshonoraren korrelieren. In den ROA fließt das Ergebnis vor Zinsaufwendungen und Steuern (EBIT) ein.¹⁴ Das durchschnittliche gesamte Vermögen errechnet sich aus der Größe $(\text{Bilanzsumme}_t + \text{Bilanzsumme}_{t-1})/2$.

Die binäre Variable VERLUST (1 = negatives Konzernergebnis nach Steuern und nach Abzug der Ergebnisanteile an Minderheitsgesellschafter; 0 = sonst) berücksichtigt, ob ein Verlust ausgewiesen wird, obwohl Unternehmen dies grundsätzlich zu vermeiden versuchen (Burgstahler u. Dichev 1997). Wenn dennoch ein Verlust angezeigt wird, deutet dies auf eine bedeutsamere Ertragsschwäche und möglicherweise auch eine erhöhte Insolvenzgefahr hin (Ohlson 1980). Die Variable VERLUST steht zwar in ökonomischen Zusammenhang mit der Gesamtkapitalrentabilität, dürfte aber einen besonderen Signaleffekt haben und ein erhöhtes inhärentes Risiko anzeigen.

Ein relativ hohes Marktwert-Buchwertverhältnis des Eigenkapitals kann auf ein ertragsstarkes Unternehmen und geringere inhärente Risiken hindeuten. Es kann aber auch Ausdruck hoher stiller Reserven sein, die in diesem Umfang nicht zulässig sind (LaFond u. Watts 2006).

Die Wachstumsquote wird über die Veränderung der Umsatzerlöse gegenüber dem Vorjahr bestimmt. Stark wachsende Unternehmen dürften erhöhten Prüfungsaufwand implizieren, da sie eher Probleme haben, hinreichend zuverlässiges und qualifiziertes Personal (auch im Rechnungswesen) einzustellen. Zudem muss das Risikokontrollsystem bei hohen Wachstumsraten regelmäßig genauer geprüft werden. Hohe Wachstumsquoten können auch das Ergebnis von Bilanzmanipulationen darstellen, wie etwa bei den Bilanzskandalen im Zusammenhang mit den Unternehmen *Comroad* oder *Enron*.¹⁵

Die Größe des Mandanten bestimmt maßgeblich den Prüfungsaufwand.¹⁶ Wegen eines festzustellenden Größendegressionseffekts¹⁷ logarithmieren wir die Größenindikatoren Marktkapitalisierung (LOG_MARKTKAPITALISIERUNG) und Umsatzerlöse (LOG_UMSATZERLÖSE).

Die Komplexität des Mandanten wird über die Anzahl der Tochtergesellschaften angenähert, wobei eine positive Korrelation mit den Prüfungshonoraren zu erwarten ist.

Es werden alle Tochterunternehmen einbezogen, die unter die Honorarveröffentlichungspflicht des § 314 Abs. 1 Nr. 9 HGB fallen, d. h. solche, die nach IDW RH HFA 1.006 dem Konsolidierungskreis nach HGB, IFRS oder US-GAAP zuzurechnen sind.¹⁸ Bei IFRS-Abschlüssen, welche diese Datenbasis enthält, werden alle Tochterunternehmen konsolidiert, wenn eine Beherrschung durch das Mutterunternehmen angenommen werden kann.¹⁹ Problematisch ist dabei, dass Tochterunternehmen, die von einem anderen Prüfer als dem Konzernabschlussprüfer geprüft werden, nicht von der Honorarveröffentlichungspflicht nach § 314 HGB betroffen sind. Auch bei der Anzahl der Tochterunternehmen ist ein Kostendegressionseffekt zu erwarten, daher wird die Quadratwurzel gezogen.²⁰

Schließlich nehmen wir Kontrollvariablen auf, die nur wenige Unternehmen betreffen, aber das inhärente Risiko des Abschlussprüfers erhöhen, etwa ein US-Listing, ein eingeschränkter Bestätigungsvermerk und die Prüfung des ersten IFRS-Abschlusses.

An einer US-amerikanischen Börse notierte Gesellschaften müssen zusätzliche Bilanzierungs- und Offenlegungsvorschriften einhalten. In den USA gelten zudem strengere Haftungsregeln²¹ für Abschlussprüfer.²² Ein US-Listing sollte aus beiden Gründen höhere Abschlussprüfungshonorare implizieren. Neben einem vollen Listing deutscher Unternehmen an NYSE, NASDAQ oder AMEX sind auch so genannte ADS- und ADR-Programme möglich. American Deposit Shares oder Receipts (ADS/ADR) ermöglichen es Investoren, auf einfache Weise ausländische Aktien zu erwerben und zu halten.²³ Je nach der Ausgestaltung des Programms liegen unterschiedliche Registrierungsformen und -pflichten bei der SEC vor, die sich auf den Prüfungsumfang auswirken.²⁴ Die diskrete Variable LISTING weist in der Regression folgende Werte auf: 0 = kein US-Listing; 1 = Rule 144A, ADR (private Platzierung ohne SEC-Registrierung); 2 = Level I ohne Listing (over the counter, SEC-Registrierung); 3 = volles Listing NYSE, AMEX oder NASDAQ, Level II oder III.

Testiert eine Prüfungsgesellschaft einen eingeschränkten Bestätigungsvermerk, enthält der Abschluss wesentliche Fehler oder fehlende Angaben. Die IDW Prüfungsstandards schreiben im Verdachtsfalle von Unregelmäßigkeiten eine stärker detaillierte Prüfung vor.²⁵ Ein eingeschränkter Bestätigungsvermerk könnte daher ein Indiz für einen höheren Prüfungsaufwand darstellen. Ein uneingeschränkter Bestätigungsvermerk wird mit dem Wert 0 versehen. Der Wert von 1 wird auf einen Bestätigungsvermerk mit Hinweis auf Unrichtigkeiten oder auf einen eingeschränkten oder versagten Vermerk bezogen.

In der Datenbasis des Ausgangsmodells sind Unternehmen enthalten, welche zum ersten Mal nach IFRS bilanzieren (IFRS-Erstanwender). Mit der Umstellung von HGB oder US-GAAP auf IFRS ist ein nicht unbedeutender, zusätzlicher Prüfungsaufwand verbunden, der sich in der Höhe der Honorare widerspiegeln kann. Um den Einfluss einer erstmaligen Anwendung der IFRS (IFRS1) auf die Prüfungshonorare zu überprüfen, wird die binäre Variable IFRS1 eingeführt (1 = IFRS-Erstanwender; 0 = sonst).

Letztlich berücksichtigen wir im Ausgangsmodell auch die Höhe der Nichtprüfungshonorare. Die Nichtprüfungshonorare werden wegen des Größendegressionseffekts über den natürlichen Logarithmus gemessen. Bei Vorliegen von Synergieeffekten könnte eine negative Korrelation zwischen Nichtprüfungs- und Prüfungsgebühren zu beobachten sein. Die beiden Variablen könnten auch positiv korrelieren, da Nichtprüfungsleistungen zusätzlichen Prüfungsumfang induzieren (Davis et al. 1993). Eine zu hohe Nichtprüfungsgebühr werden Abschlussprüfer zu vermeiden versuchen, um nicht Zweifel an der wirtschaftlichen Unabhängigkeit aufkommen zu lassen. Zudem sind die Nichtprüfungsleistungen begrenzt,

da sie die Abschlussprüfung nicht beeinträchtigen dürfen. Im Abschn. 3.3 führen wir die Regressionsanalyse ohne die Variable zu den Nichtprüfungshonoraren durch.

2.3 Deskriptive Statistik

Bevor die deskriptive Statistik folgt, werden die Variablen nochmals im Überblick definiert.

| | |
|-------------------------------|--|
| LOG_PRÜFUNGS- GEBÜHR | Natürlicher Logarithmus der an den Konzernabschlussprüfer bezahlten Prüfungshonorare |
| MANDATSDAUER | Dauer der Prüfungsbeziehung zwischen Mandant und Prüfungsgesellschaft. |
| ERSTPRÜFUNGSJAHR | 1 = erstmalige Prüfung des Mandanten; 0 = sonst |
| MARKTANTEIL | Marktanteil der Prüfungsgesellschaft gemessen über die Prüfungshonorare einer Prüfungsgesellschaft zur Summe der gesamten Prüfungshonorare (MARKTANTEIL_PRÜFUNGSHONORAR) oder analog über die gesamten Honorare (MARKTANTEIL_GESAMTHONORAR). |
| BIG4 | 1 = Vier größte Prüfungsgesellschaften: Pricewaterhouse Coopers, KPMG, Ernst & Young, Deloitte & Touche; 0 = sonst |
| LOG_NICHTPRÜFUNGS- HONORAR | Natürlicher Logarithmus der an den Konzernabschlussprüfer gezahlten Nichtprüfungshonorare |
| VERSCHULDUNGSGRAD | Verschuldungsgrad des Mandanten = Fremdkapital zu Eigenkapital in Buchwerten |
| ROA | Return on Assets = Ergebnis vor Steuern, Zinsaufwand und außerordentlichem Ergebnis/Gesamtes Vermögen des Mandanten |
| VERLUST | 1 = Jahresfehlbetrag des Mandanten; 0 = sonst |
| MB_VERHÄLTNIS | Marktwert-Buchwert-Verhältnis des Eigenkapitals des Mandanten |
| WACHSTUM | Veränderung der Umsatzerlöse, normiert mit den Umsatzerlösen des Vorjahres |
| LOG_MARKTKAPITALI- SIERUNG | Natürlicher Logarithmus der Marktkapitalisierung |
| LOG_UMSATZERLÖSE | Natürlicher Logarithmus der Umsatzerlöse |
| TOCHTERUNTER- NEHMEN | Quadratwurzel der Anzahl der vollkonsolidierten Tochtergesellschaften des Mandanten |
| LISTING | Notierung des Mandanten an einer US-amerikanischen Börse, gemessen durch diskrete Variable: 0 = kein US-Listing; 1 = Rule 144A, ADR; 2 = Level I ohne Listing; 3 = volles Listing NYSE, AMEX oder NASDAQ, Level II oder III. |
| BESTÄTIGUNGSVER- MERK | 1 = Bestätigungsvermerk des Prüfers versagt, eingeschränkt oder mit Hinweis; 0 = sonst |
| IFRS1 | 1 = Erstmalige Bilanzierung des Mandanten nach IFRS; 0 = sonst |
| BRANCHE | Branche des Mandanten |

Die folgende Tabelle zeigt Mittelwerte, Mediane, minimale und maximale Werte (teilweise gerundet).

Die deskriptive Statistik zeigt, dass das Medianunternehmen Abschlussprüfungshonorare in Höhe von ca. 248.000 € und Nichtprüfungshonorare in Höhe von ca. 103.000 € ausweist (der natürliche Logarithmus beträgt dann 12,421 bzw. 11,547). Zudem weist das Medianunternehmen eine Marktkapitalisierung von ca. 350 Mio. €, einen Umsatz von ca. 424 Mio. €, einen Verschuldungsgrad von 1,19 (das impliziert eine Fremdkapitalquote von 54%), eine Gesamtkapitalrendite von 7,8%, ein Marktwert-Buchwertverhältnis des Eigenkapitals von 1,945 und eine Wachstumsrate der Umsatzerlöse von 2,1% auf. Das Medianunternehmen hat 23 Tochterunternehmen, kein US-Listing, einen uneingeschränkten Bestätigungsvermerk, einen Big4-Prüfer und den gleichen Abschlussprüfer seit 6 Jahren.

Median und Mittelwert unterscheiden sich bei den meisten Variablen nicht erheblich. Größere Abweichungen sind bei den Variablen Verschuldungsgrad, Marktwert-Buchwert-Verhältnis, bei der Anzahl der Tochterunternehmen und bei den Marktanteilsvariablen gegeben. Dies deutet darauf hin, dass relativ wenige Unternehmen einen sehr hohen Verschuldungsgrad, ein hohes Marktwert-Buchwert-Verhältnis und relativ viele Tochtergesellschaften aufweisen. Die Abweichung zwischen Median und Mittelwert bei den Marktanteilsvariablen ergibt sich aus der Dominanz der vier großen Prüfungsgesellschaften.

VERLUST, BESTÄTIGUNGSVERMERK, IFRS1, BIG4 und ERSTPRÜFUNGSJAHR stellen binäre Variablen dar. Bei binären Variablen weichen Mittelwert und Median naturgemäß deutlicher ab als bei kontinuierlich definierten Variablen. Im Datensatz sind 21 Verlustunternehmen, 84 durch BIG4-Prüfungsgesellschaften geprüfte Unternehmen, drei Bestätigungsvermerke mit Hinweisen, 36 IFRS-Erstanwender und 15 Unternehmen, welche einen neuen Abschlussprüfer haben, enthalten. 17 Unternehmen sind an einer US-amerikanischen Börse notiert.

3 Lineare Regressionsanalyse

3.1 Einfache lineare Regressionen

Tabelle 2 zeigt, welches Vorzeichen erwartet wurde und welches Vorzeichen der Koeffizient tatsächlich trägt. Die p-Werte (einseitig) geben die statistische Signifikanz der Korrelation mit der endogenen Variable an.

Die Mandatsdauer, das Erstprüfungsjahr, die Marktanteilsvariablen und die BIG4-Variable sind aus Sicht der DeAngelo-Modelle (1981a, b) bedeutsam. Die anderen exogenen Variablen stellen Kontrollvariablen dar, die vermutlich auch auf die Höhe des Abschlussprüfungshonorars einwirken.

In den einfachen Regressionen korrelieren die Mandatsdauer, die Marktanteilsvariablen und die Big4-Variable erwartungsgemäß positiv mit der Höhe der Prüfungshonorare. Das Erstprüfungshonorar ist niedriger als die Folgehonorare, allerdings ist der Befund statistisch nicht signifikant. In der multiplen Analyse wird wegen der hohen positiven Korrelationen nur eine der Marktanteilsvariablen aufgenommen.

Den höchsten Erklärungsgehalt weisen die Variablen für Größe und Komplexität des Mandanten auf. Da größere Mandanten allein schon aus Kapazitätsgründen eher die Dienste größerer Prüfungsgesellschaften in Anspruch nehmen, sind die Marktanteilsvariablen

Tab. 2: Einfache lineare Regressionen

| Endogene Variable | Exogene Variable | Erwartetes Vorzeichen | Koeffizient | p-Wert (einseitig) | R ² |
|------------------------------|---------------------------------|-----------------------|-------------|--------------------|----------------|
| LOG_ PRÜFUNGS- HONORAR | MANDATSDAUER | + | 0,141 | 0,000*** | 0,204 |
| | ERSTPRÜFUNGSJAHR | - | -0,366 | 0,172 | 0,000 |
| | MARKTANTEIL_ PRÜFUNGSHONORAR | + | 3,810 | 0,000*** | 0,186 |
| | MARKTANTEIL_ GESAMTHONORAR | + | 3,249 | 0,000*** | 0,173 |
| | BIG4 | + | 1,020 | 0,000*** | 0,103 |
| | LOG_NICHT- PRÜFUNGSGEBÜR | ? | 0,612 | 0,000*** | 0,617 |
| | VERSCHULDUNGS- GRAD | + | 0,237 | 0,000*** | 0,103 |
| | ROA | - | 2,470 | 0,013** | 0,030 |
| | VERLUST | + | -0,335 | 0,040** | 0,016 |
| | MB_VERHÄLTNIS | ? | -0,052 | 0,233 | -0,003 |
| | WACHSTUM | + | -0,222 | 0,263 | -0,004 |
| | LOG_MARKT- KAPITALISIERUNG | + | 0,570 | 0,000*** | 0,696 |
| | LOG_UMSATZERLÖSE | + | 0,735 | 0,000*** | 0,529 |
| | TOCHTERUNTER- NEHMEN | + | 0,217 | 0,000*** | 0,613 |
| LISTING | + | 0,769 | 0,000*** | 0,181 | |
| BESTÄTIGUNGS- VERMERK | + | -1,125 | 0,063* | 0,010 | |
| IFRS1 | + | -0,485 | 0,034** | 0,018 | |

***/**/*: Statistisch signifikant auf dem 10%- / 5%- / 1%- Niveau. Dunkelgraue (graue) Flächen zeigen einen sehr hohen (hohen) Erklärungsgehalt an.

mit den Größenvariablen gemeinsam in einer multiplen Regressionsanalyse zu betrachten. Die Variablen TOCHTERUNTERNEHMEN und LOG_UMSATZERLÖSE schließen wir in der multiplen Analyse wegen der hohen positiven Korrelationen mit der Variablen LOG_MARKTKAPITALISIERUNG aus (siehe Tab. 3).

Tab. 3: Korrelationsmatrix zwischen Größenindikatoren

| | LOG_MARKT- KAPITALISIERUNG | TOCHTER- UNTERNEHMEN | LOG_ UMSATZERLÖSE |
|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------|----------------------|
| LOG_MARKT- KAPITALISIERUNG | 1 | 0,746 | 0,842 |
| TOCHTER- UNTERNEHMEN | | 1 | 0,77 |
| LOG_UMSATZERLÖSE | | | 1 |

Die Kontrollvariablen zum US-Listing und zum Verschuldungsgrad weisen das erwartete Vorzeichen auf, die Variablen „BESTÄTIGUNGSVERMERK“ und „IFRS 1“ jedoch nicht. Allerdings liegen nur drei qualifizierte Bestätigungsvermerke vor. Das Vorzeichen der IFRS1-Variable kann durch andere Variablen bestimmt sein. Daher sind vor einer Interpretation die Ergebnisse der multiplen Regressionsanalyse abzuwarten.

Statistisch im hohen Maße signifikant sind die Marktanteilsvariablen, die Mandatsdauer, die BIG4-Variable und die Variable zum US-Listing. Die Variablen zur wirtschaftlichen Lage des Mandanten weisen nur eine geringe Erklärungskraft auf, statistisch signifikant sind lediglich der Verschuldungsgrad, die Gesamtkapitalrendite und die Verlustvariable. Die letzten beiden Variablen korrelieren anders als erwartet mit den Prüfungshonoraren.

3.2 Multiple lineare Regression: Ausgangsmodell

Um das multiple Regressionsmodell zu entwickeln, werden nahezu alle genannten Einflussfaktoren zunächst in die Regression einbezogen. Nicht berücksichtigt werden exogene Variablen, die eine zu starke positive oder negative Korrelation zu anderen exogenen Variablen aufweisen. Aus diesem Grund scheiden neben den Variablen LOG_UMSATZERLÖSE und TOCHTERUNTERNEHMEN auch die Variablen MARKTANTEIL_GESAMTHONORAR (korreliert positiv mit MARKTANTEIL_PRÜFUNGSHONORAR) und VERLUST (korreliert negativ mit ROA) aus. Zudem schliessen wir die Variablen IFRS 1 und BESTÄTIGUNGSVERMERK aus, da sie keinen Beitrag zur Güte des Regressionsmodells leisten. Wir verwenden daher folgende Spezifikation des multiplen Regressionsmodells.

$$\begin{aligned}
 LOG_PRÜFUNGSHONORAR &= \beta_0 + \beta_1 MANDATSDAUER \\
 &+ \beta_2 ERSTPRÜFUNGSJAHR + \beta_3 MARKTANTEIL_PRÜFUNGSHONORAR \\
 &+ \beta_4 BIG4 + \beta_5 LOG_NICHTPRÜFUNGSHONORAR \\
 &+ \beta_6 VERSCHULDUNGSGRAD + \beta_7 ROA + \beta_8 MB_VERHÄLTNIS \quad (1) \\
 &+ \beta_9 WACHSTUM + \beta_{10} LOG_MARKTKAPITALISIERUNG + \beta_{11} LISTING \\
 &+ \beta_{12} BRANCHE + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Die ersten vier Variablen (Mandatsdauer, Erstprüfungsjahr, Marktanteil, BIG4) stehen im direkten Zusammenhang mit dem DeAngelo-Modell, daher sind sie in der Tab. 4 von den Kontrollvariablen abgetrennt. Der Erklärungsgehalt des Ausgangsmodells liegt mit einem angepassten R^2 von (gerundet) 79,7% relativ hoch. Die Vorzeichen der Koeffizienten entsprechen jedoch nicht durchweg den Erwartungen.

Die Variable MANDATSDAUER korreliert in statistisch signifikanter Weise positiv mit den Prüfungshonoraren, d. h. die Prüfungshonorare steigen grundsätzlich mit der Dauer der Mandatsbeziehung an (*fee cutting*), was das Quasirentenmodell nach DeAngelo (1981a) stützt.²⁶

Die Variable zum Erstprüfungsjahr hat ein nicht erwartetes positives Vorzeichen, korreliert mit dem Prüfungshonorar aber in statistisch nicht signifikanter Weise. *Low balling* kann somit nicht bestätigt werden, was etwa auf Spezialisierungsvorteile der Prüfungsgesellschaften oder auf die oligopolistischen Strukturen am Prüfungsmarkt zurückzuführen sein kann. Bei einem hinreichend schwachen Wettbewerb am Prüfungsmarkt

Tab. 4: Ausgangsmodell**Abhängige Variable: LOG_PRÜFUNGSHONORAR****Methode: Kleinste Quadrate****Beobachtungen: 120**

| Variable | Koeffizient | Standardfehler | t-Statistik | p-Wert (einseitig) |
|---------------------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------------------|
| C | 2,468452 | 0,851236 | 2,899845 | 0.0022*** |
| MANDATSDAUER | 0,037100 | 0,016649 | 2,228329 | 0.0139** |
| ERSTPRÜFUNGSJAHR | 0,214437 | 0,219810 | 0,975556 | 0.1657 |
| MARKTANTEIL_ PRÜFUNGSHONORAR | -0,067924 | 0,506903 | -0,133997 | 0.4468 |
| BIG4 | 0,249660 | 0,172939 | 1,443633 | 0.0759* |
| LOG_NICHTPRÜFUNGS- HONORAR | 0,190889 | 0,052708 | 3,621600 | 0.0002*** |
| VERSCHULDUNGSGRAD | 0,109840 | 0,031962 | 3,436561 | 0.0004*** |
| ROA | -0,916941 | 0,645253 | -1,421056 | 0.0791* |
| WACHSTUM | -0,166452 | 0,182927 | -0,909936 | 0.1825 |
| LOG_MARKTKAPITALISIE- RUNG | 0,391201 | 0,055528 | 7,045101 | 0.0000*** |
| LISTING | 0,142991 | 0,082020 | 1,743368 | 0.0420** |
| R ² | 0,814465 | Akaike Info-Kriterium | | 2,121194 |
| Adjustiertes R ² | 0,797443 | Schwarz Kriterium | | 2,376714 |
| Log likelihood | -116,2716 | F-Statistik | | 47,84900 |
| Durbin-Watson Statistik | 1,744080 | Prob(F-Statistik) | | 0,000000 |

* / ** / ***: Statistisch signifikant auf dem 10% - / 5% - / 1% - Niveau.

sollte nach dem Quasirentenmodell kein *low balling* zu beobachten sein. Der fehlende Befund des *low balling* könnte aber auch damit erklärt werden, dass die *Veröffentlichung* zu niedrigerer Honorare Zweifel an der Prüfungsqualität aufkommen lassen könnte.²⁷ Zudem ist zu bedenken, dass im Datensatz nur 15 Erstprüfungsfälle vorliegen.

Ausländische Studien, die die Einflussfaktoren der Prüfungshonorare untersuchen, umfassen das Erstprüfungsjahr als Variable oftmals nicht.²⁸ Ergebnisse liegen u. E. nur für die USA vor, die jedoch widersprüchlich sind. Während Lai u. Yim (2003) feststellen, dass BIG5-Gesellschaften in den USA im ersten Prüfungsjahr höhere Honorare verlangen, finden Francis u. Simon (1987) einen entgegen gesetzten Befund.

BIG4-Gesellschaften erzielen in statistisch (schwach) signifikanter Weise höhere Honorare, wenn für andere Effekte, insbesondere Größeneffekte kontrolliert wird. Dieser Befund steht im Einklang zu denjenigen von Craswell et al. (1995), Asthana et al. (2004) und Ashbaugh et al. (2003), die eine Big4-Prämie in Australien bzw. in den USA beobachten. Antle et al. (2006) stellt indes eine negative Korrelation für einen Datensatz fest, der Prüfungshonorarzahungen in den USA und in Großbritannien umfasst.

Die Marktanteilsvariable (MARKTANTEIL_PRÜFUNGSHONORAR) zeigt statistisch keine signifikante Korrelation mit der Höhe der Prüfungshonorare. Man hätte erwarten können, dass eine zunehmende Marktmacht höhere Honorarzahungen induziert,

wie dies auch von Asthana et al. (2004) für die USA bestätigt wird. Da andererseits kein *low balling* zu beobachten ist, scheint der Wettbewerb zwar eingeschränkt, aber dennoch vorhanden zu sein.

Sehr signifikant und positiv ist die Korrelation zwischen der Höhe der *Nichtprüfungshonorare* und derjenigen der Prüfungshonorare. Eine positive Korrelation finden auch Hay et al. (2003) und Antle et al. (2006) für Neuseeland bzw. Großbritannien und USA. Dies lässt vermuten, dass sich die Prüfungsgesellschaften durch das Angebot von Nichtprüfungsleistungen in einer gewissen Macht-, aber auch Abhängigkeitsposition befinden und höhere Prüfungshonorare fordern.

Trotz der beträchtlichen positiven Korrelation zwischen den Nichtprüfungsgebühren und den Größenvariablen (siehe Tab. 5) verbessert sich der Erklärungsgehalt des Modells, wenn diese Größe mit berücksichtigt wird. Multikollinearität liegt dennoch nicht vor. Im Anhang wird gezeigt, dass die Annahmen eines multiplen linearen Regressionsmodells erfüllt sind.

Die statistisch höchste Korrelation zu den Prüfungshonoraren weist die Größenvariable Marktkapitalisierung aus. Weniger stark ist die Korrelation mit den Variablen, die die wirtschaftliche Lage des Mandanten abbilden. Der Verschuldungsgrad und die Gesamtkapitalrentabilität (ROA) sind statistisch signifikant und weisen das erwartete Vorzeichen auf. Letztlich erhöht auch ein LISTING an einer US-amerikanischen Börse in statistisch signifikanter Weise die Höhe der Prüfungshonorare. Die Wachstumsrate der Umsätze ist auch in der multiplen Regression statistisch nicht signifikant.

3.3 Multiple lineare Regression: Variationen des Ausgangsmodells

Wegen der relativ starken positiven Korrelation mit anderen Größenvariablen und der offenbar geringen Bedeutung der Wachstumsvariablen haben wir folgende Variationen des Ausgangsmodells getestet:

- Variation 1: Ausgangsmodell ohne die Variable LOG_NICHTPRÜFUNGSNORAR.
- Variation 2: Ausgangsmodell ohne die Variablen LOG_NICHTPRÜFUNGSNORAR und MARKTANTEIL_PRÜFUNGSNORAR,
- Variation 3: Ausgangsmodell ohne die Variablen LOG_NICHTPRÜFUNGSNORAR, MARKTANTEIL_PRÜFUNGSNORAR und WACHSTUM.

Wir erzielen folgende Ergebnisse.

Unabhängig davon, welche Variation des Ausgangsmodells wir betrachten, bleiben die Kernaussagen erhalten. Die Mandatsdauer korreliert positiv mindestens auf 3%-Niveau mit der Höhe der Prüfungshonorare. Das Erstprüfungsjahr und der Marktanteil an den Prüfungshonoraren sind statistisch nicht signifikant. Die BIG4-Variable korreliert positiv mit der Höhe der Prüfungshonorare, allerdings bei relativ geringer statistischer Signifikanz (bei Variation 1 wird ein p-Wert von 10% sogar überschritten).

3.4 Diskussion der Ergebnisse

Insgesamt kann Hypothese 1 (vorläufig) bestätigt werden, welche besagt, dass mit der Dauer der Mandantenbeziehung die Prüfungshonorare ansteigen. Wie in Abschn. 2 erläutert wurde, sagt das DeAngelo-Modell voraus, dass die Prüfungshonorare wegen bestehender

Tab. 6: Koeffizienten der exogenen Variablen bei Variationen des Ausgangsmodells (abhängige Variable: LOG_PRÜFUNGSHONORAR, einseitige p-Werte)

| | Ausgangsmodell | Variation 1 | Variation 2 | Variation 3 |
|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Methode: jeweils Kleinste Quadrate | | | | |
| Beobachtungen: jeweils 120 | | | | |
| Variable | | | | |
| C | 2,4685 p = 0,0022*** | 2,3580 p = 0,0027*** | 2,3143 p = 0,0019*** | 2,0786 p = 0,0017*** |
| MANDATSDAUER | 0,0371 p = 0,0139** | 0,0314 p = 0,0319** | 0,0315 p = 0,0309** | 0,0330 p = 0,0241** |
| ERSTPRÜFUNGSJAHR | 0,2144 p = 0,1657 | 0,1003 p = 0,3245 | 0,1020 p = 0,3209 | 0,0760 p = 0,3618 |
| MARKTANTEIL_PRÜ- FUNGSHONORAR | -0,0679 p = 0,4468 | 0,0797 p = 0,4370 | | |
| BIG4 | 0,2497 p = 0,0759* | 0,1834 p = 0,1350 | 0,1977 p = 0,0778* | 0,1938 p = 0,0813* |
| LOG_NICHTPRÜFUNGS- HONORAR | 0,1909 p = 0,0002*** | | | |
| VERSCHULDUNGS- GRAD | 0,1098 p = 0,0004*** | 0,1474 p = 0,0000*** | 0,1474 p = 0,0000*** | 0,1501 p = 0,0000*** |
| ROA | -0,9169 p = 0,0791* | -1,1972 p = 0,0331** | -1,1995 p = 0,0323** | -1,3191 p = 0,0170** |
| WACHSTUM | -0,1665 p = 0,1825 | -0,1242 p = 0,2541 | -0,1222 p = 0,2562 | |
| LOG_MARKTKAPITALI- SIERUNG | 0,3912 p = 0,0000*** | 0,5077 p = 0,0000*** | 0,5099 p = 0,0000*** | 0,5084 p = 0,0000*** |
| LISTING | 0,1430 p = 0,0420** | 0,1605 p = 0,0304** | 0,1593 p = 0,0303** | 0,1638 p = 0,0262** |
| R ² | 0,8145 | 0,7802 | 0,7802 | 0,7794 |
| Adjustiertes R ² | 0,7974 | 0,7644 | 0,7662 | 0,7673 |

*/**/***: Statistisch signifikant auf dem 10%-/5%-/1%- Niveau.

Wechselkosten des Mandanten im Laufe der Mandantenbeziehung ansteigen. Steigende Prüfungshonorare könnten auch auf steigende Risiken oder eine zunehmende Größe des Mandanten zurückzuführen sein, jedoch haben wir hierfür kontrolliert. Inflationseffekte spielen ebenfalls keine Rolle, da nur Daten eines Jahres betrachtet werden.

Hingegen können wir nicht feststellen, dass das Honorar im ersten Prüfungsjahr systematisch niedriger ist als in den Folgejahren. Hypothese 2 kann nicht bestätigt werden. Ein Grund könnte darin liegen, dass Prüfungsgesellschaften in der Lage sind, sich dem vollkommenen Wettbewerb zu entziehen – etwa aufgrund von Spezialisierungsvorteilen und/oder aufgrund der oligopolistischen Marktstruktur. Auch ist denkbar, dass die Abschlussprüfer nicht gänzlich die potentiellen Wechselkosten des Mandanten einpreisen, etwa weil Unsicherheiten über deren exakte Höhe bestehen und die Abschlussprüfer risikoavers sind. Zudem könnten sich Prüfungsgesellschaften seit dem verpflichtenden Ausweis der Honorare schwer tun, zu niedrige Honorare bei Erstprüfungen einzufordern, da dies mit einer schlechten Prüfungsqualität assoziiert werden könnte. Letztlich könnte der

beschränkte Datensatz für das Ergebnis verantwortlich sein. Allerdings sind die p-Werte so hoch, dass auch ein größerer Datensatz vermutlich keinen statistisch signifikanten Befund erbringen würde.

Auch Hypothese 3 ist zu verwerfen, da der Marktanteil einer Prüfungsgesellschaft nicht positiv mit dem Prüfungshonorar korreliert. Dieser Befund lässt vermuten, dass trotz oligopolistischer Strukturen ein hinreichend scharfer Preiswettbewerb zwischen den Prüfungsgesellschaften besteht. Ein umfangreicherer Datensatz würde wohl kaum ein anderes Ergebnis erbringen, da die p-Werte relativ hoch sind.

Für Hypothese 4 (Big4-Gesellschaften erhalten höhere Prüfungshonorare als Nicht-Big4-Gesellschaften) finden wir nur relativ schwache Evidenz. Auch hierfür gibt es mehrere denkbare Erklärungsansätze. Neben der überschaubaren Datensatzgröße gibt es auch inhaltliche Argumente. Es kann sein, dass Big4-Gesellschaften nur im unwesentlichen Maße als wirtschaftlich unabhängiger wahrgenommen werden oder aber diese größere Unabhängigkeit nicht angemessen von den Mandanten honoriert wird.

Statistisch hoch signifikant bleiben indes die Variablen Verschuldungsgrad und Marktkapitalisierung, die jeweils positiv mit der Höhe der Prüfungshonorare korrelieren. Diese beiden Variablen beeinflussen die Höhe der Prüfungshonorare am deutlichsten, wobei die Größenvariable Marktkapitalisierung den insgesamt stärksten ökonomischen Effekt auf die Höhe der Prüfungshonorare aufweist. Der ROA weist robust ein negatives Vorzeichen auf, die LISTING-Variable ein positives. Diese Ergebnisse sind nicht überraschend. Bei einer höheren Gesamtkapitalrendite ist von einem geringeren inhärenten Risiko auszugehen, bei einem US-Listing steigen inhärentes Risiko und Prüfungsaufwand hingegen an. Die genannten vier Kontrollvariablen gewinnen in den Variationen des Ausgangsmodells grundsätzlich an ökonomischer wie auch an statistischer Signifikanz.

Die Wachstumsrate eines Mandanten scheint indes keinen systematischen Einfluss auf die Prüfungshonorare auszuüben. Offenbar erhöht ein höheres Wachstum nicht generell das inhärente Risiko aus Prüfersicht, so dass keine systematisch höheren Prüfungshonorare durchzusetzen sind.

Ohne die Variable LOG_NICHTPRÜFUNGSHONORARE reduziert sich das angepasste R^2 , allerdings verbessert es sich leicht, wenn die Variablen zum Marktanteil und Wachstum ausgeschlossen werden. Die hohe positive Korrelation zwischen Prüfungshonoraren, Nichtprüfungshonoraren und Größenvariablen deutet darauf hin, dass die Höhe beider Honorare wesentlich von der Größe des Mandanten getrieben werden. Die hohe positive Korrelation impliziert nach dem Quasirentenmodell, dass eine gesetzliche Trennung von Prüfungs- und Beratungstätigkeiten die *relative* wirtschaftliche Abhängigkeit von einzelnen Mandanten im Durchschnitt kaum verändern würde.

Ein Beispiel verdeutlicht diesen Zusammenhang. Hätte man zehn Mandanten, die jeweils 10.000 € an Prüfungshonoraren und 20.000 € an Beratungshonoraren zahlen und hätte man einen großen Mandanten, der 100.000 € an Prüfungshonorar und 200.000 € an Beratungshonorar zahlt, so trägt der Großmandant 50% zum gesamten Honorarvolumen bei. Würde der Gesetzgeber nun Beratungstätigkeiten untersagen, so bliebe die *relative* wirtschaftliche Abhängigkeit vom Großmandanten in unserem Beispiel unverändert; der Großmandant würde immer noch 50% zum (nun reduzierten) Gesamthonorarvolumen beitragen.

Selbstverständlich hängen die Ergebnisse einer empirischen Untersuchung immer auch vom zugrunde liegenden Datensatz und von der gewählten Untersuchungsmethodik ab.

Wir haben vier statistische Modelle geschätzt und kommen zu statistisch wie inhaltlich sehr ähnlichen Ergebnissen. Das relativ hohe adjustierte R^2 von mindestens 76,4% deutet darauf hin, dass wir die wesentlichen Einflussgrößen der Prüfungshonorare erfasst haben und der Datensatz ausreichend groß ist.

4 Zusammenfassung

Ziel dieses Beitrags ist es, Aussagen des Quasirentenmodells nach DeAngelo (1981a, b) auf ihre Gültigkeit hin für die Konzernabschlüsse börsennotierter Gesellschaften in Deutschland zu prüfen. DeAngelo sagt voraus, dass die Abschlussprüfungshonorare bei vollkommener Konkurrenz am Prüfungsmarkt bei der Erstprüfung nicht kostendeckend sind (*low balling*) und mit zunehmender Mandatsdauer ansteigen (*fee cutting*). Bei hinreichend eingeschränktem Wettbewerb tritt nur der zweite Effekt auf.

Eine multiple lineare Regressionsanalyse ergibt, dass die Erstprüfungshonorare nicht signifikant niedriger sind. Die Honorare steigen aber mit zunehmender Mandatslaufzeit an. Diese Ergebnisse deuten auf eine eingeschränkte Gültigkeit des Quasirentenmodells hin. Die Gründe dafür, dass die Erstprüfungshonorare nicht systematisch niedriger sind als die Folgehonorare, sind vielfältig. Dies kann im Modell von DeAngelo auf eingeschränkten Wettbewerb hindeuten. In der Tat haben frühere Studien einen hohen Grad an Marktkonzentration feststellen können, etwa Quick u. Wolz (1999). Allerdings sollten wir dann auch beobachten, dass das Prüfungshonorar mit zunehmendem Marktanteil der Prüfungsgesellschaft anwächst. Dies ist nicht der Fall. Der Befund kann auch indizieren, dass sich Prüfungsgesellschaften seit dem Ausweis der Honorare schwer tun, zu niedrigen Honorare bei Erstprüfungen einzufordern, da dies mit einer schlechten Prüfungsqualität assoziiert werden könnte.

Zudem finden wir schwache Evidenz, dass die Prüfungshonorare bei einer Prüfung durch eine Big4-Gesellschaft ansteigen. Grund hierfür könnte sein, dass bei Big4-Gesellschaften eher eine wirtschaftliche Unabhängigkeit vom Mandanten angenommen wird.

Letztlich korrelieren die Prüfungshonorare hoch positiv mit den Beratungshonoraren. Dies impliziert nach dem Quasirentenmodell, dass eine gesetzliche Trennung von Prüfungs- und Beratungstätigkeiten die relative wirtschaftliche Abhängigkeit von einzelnen Mandanten kaum verändern würde. Der deutsche Gesetzgeber hatte zwar bei der letzten Reform des Handelsgesetzbuchs insbesondere in § 319 und 319a HGB die Anforderungen an die Unabhängigkeit der Abschlussprüfer erhöht. Vor dem Hintergrund des DeAngelo-Modells und der Ergebnisse dieser Studie ist zu bezweifeln, dass die schärferen Anforderungen des Sarbanes Oxley Act zur Trennung von Abschlussprüfung und Beratung eine höhere relative wirtschaftliche Unabhängigkeit induzieren als die neue HGB-Regelung.

Anhang: Annahmenprüfung für die multiple lineare Regressionsanalyse (Ausgangsmodell)

Die Annahmenprüfung wird für das Ausgangsmodell konkret dargestellt. Ein *linearer Wirkungszusammenhang* wird für alle erklärenden Variablen und für die zu erklärende

Variable gefordert. Ist die Annahme nicht erfüllt, steigen die Prüfungshonorare möglicherweise nicht gleichmäßig mit einer erklärenden Variablen, wenn die restlichen Variablen konstant gehalten werden.²⁹ Das Reset-Verfahren von Ramsey überprüft in einem Test, ob durch Einfügen weiterer Variablen erst ein linearer Wirkungszusammenhang erreicht wird.³⁰ Im Modell kann die Hypothese $H_1 =$ Nicht-linearer Wirkungszusammenhang zugunsten der Nullhypothese $H_0 =$ Linearer Wirkungszusammenhang abgelehnt werden. Die eingefügte Variable „Fitted²“ ist nicht signifikant, da der p-Wert der F-Statistik über dem Signifikanzniveau $\alpha = 10\%$ liegt (vgl. Tab. 7). Eine Modellverbesserung ist nicht erforderlich.

Unter *Homoskedastie* versteht man, dass die Varianz der Störgröße für alle Beobachtungen konstant ist. Ist diese Annahme verletzt, spricht man von *Heteroskedastie*, wobei ungleiche Varianzen und ineffiziente Punktschätzer auftreten.³¹ Der Einsatz des White-Tests deckt Heteroskedastie auf, indem das Modell um ein Hilfsmodell erweitert wird und misst, ob die quadrierten Residuen von den exogenen Variablen abhängig sind.³² Für das Ausgangsmodell kann die Hypothese $H_1 =$ Heteroskedastie abgelehnt werden, da die errechneten p-Werte der F-Statistik aus dem White Test über dem Signifikanzniveau $\alpha = 10\%$ liegen (vgl. Tab. 8).

Sind die Störgrößen nicht *normalverteilt*, können Hypothesentests und Intervallschätzer zu verzerrten Ergebnissen führen. Die Normalverteilung kann grafisch über das Histo-

Tab. 7: Test des linearen Wirkungszusammenhangs (Ramsey Reset Test)

| Ramsey RESET Test: | | | | |
|--|--------------------|-----------------------|--------------------|---------------|
| F-statistic | 1,355720 | Probability | 0,246846 | |
| Log likelihood ratio | 1,496979 | Probability | 0,221137 | |
| Abhängige Variable: LOG_PRÜFUNGSBONORAR, Beobachtungen: 120 | | | | |
| Variable | Koeffizient | Standardfehler | t-Statistik | p-Wert |
| C | 5,860345 | 3,034545 | 1,931210 | 0,0561 |
| MANDATSDAUER | 0,003732 | 0,033130 | 0,112656 | 0,9105 |
| ERSTPRÜFUNGSJAHR | 0,045135 | 0,263253 | 0,171453 | 0,8642 |
| MAKTANTEIL_PRÜFUNGS- HONORAR | -0,103239 | 0,506986 | -0,203633 | 0,8390 |
| BIG4 | 0,068361 | 0,232499 | 0,294028 | 0,7693 |
| LOG_NICHTPRÜFUNGS- HONORAR | 0,029465 | 0,148289 | 0,198698 | 0,8429 |
| VERSCHULDUNGSGRAD | 0,005436 | 0,095176 | 0,057117 | 0,9546 |
| ROA | 0,066288 | 1,062110 | 0,062412 | 0,9504 |
| WACHSTUM | -0,023659 | 0,219985 | -0,107548 | 0,9146 |
| LOG_MARKTKAPITALI- SIERUNG | 0,049190 | 0,298920 | 0,164560 | 0,8696 |
| LISTING | -0,002985 | 0,149744 | -0,019935 | 0,9841 |
| FITTED ² | 0,033720 | 0,028960 | 1,164354 | 0,2468 |
| R ² | 0,816765 | Akaike Info-Kriterium | 2,125386 | |
| Adjustiertes R ² | 0,798102 | Schwarz Kriterium | 2,404135 | |
| Log likelihood | -115,5232 | F-Statistik | 43,76430 | |
| Durbin-Watson Statistik | 1,795389 | Prob(F-Statistik) | 0,000000 | |

Tab. 8: Test der Heteroskedastie (White Test)

| F-statistic | 0,666812 | Probability | 0,835808 | |
|---|--------------------|-----------------------|--------------------|---------------|
| Obs*R-squared | 12,74584 | Probability | 0,806445 | |
| Methode: Kleinste Quadrate, Beobachtungen: 120 | | | | |
| Variable | Koeffizient | Standardfehler | t-Statistik | p-Wert |
| C | -8,013476 | 5,239937 | -1,529308 | 0,1293 |
| MANDATSDAUER | -0,050083 | 0,069835 | -0,717167 | 0,4749 |
| MANDATSDAUER ² | 0,003050 | 0,003917 | 0,778549 | 0,4381 |
| ERSTPRÜFUNGSJAHR | 0,005578 | 0,251880 | 0,022147 | 0,9824 |
| MAKTANTEIL_PRÜFUNGS- HONORAR | 2,283742 | 2,146705 | 1,063836 | 0,2899 |
| MAKTANTEIL_PRÜFUNGS- HONORAR ² | -4,407823 | 4,146556 | -1,063008 | 0,2903 |
| BIG4 | -0,096935 | 0,209674 | -0,462311 | 0,6449 |
| LOG_NICHTPRÜFUNGS- HONORAR | 0,088040 | 0,343044 | 0,256643 | 0,7980 |
| LOG_NICHTPRÜFUNGS- HONORAR ² | -0,002592 | 0,015441 | -0,167876 | 0,8670 |
| VERSCHULDUNGSGRAD | -0,050686 | 0,079409 | -0,638292 | 0,5247 |
| VERSCHULDUNGSGRAD ² | 0,003507 | 0,006230 | 0,562874 | 0,5748 |
| ROA | -0,647957 | 0,640118 | -1,012245 | 0,3138 |
| ROA ² | 0,224258 | 2,087334 | 0,107438 | 0,9147 |
| WACHSTUM | -0,766838 | 0,828155 | -0,925960 | 0,3567 |
| WACHSTUM ² | 0,131822 | 0,144427 | 0,912727 | 0,3636 |
| LOG_MARKTKAPITALI- SIERUNG | 0,898154 | 0,602966 | 1,489560 | 0,1395 |
| LOG_MARKTKAPITALI- SIERUNG ² | -0,022375 | 0,015305 | -1,461969 | 0,1469 |
| LISTING | 0,043647 | 0,337242 | 0,129425 | 0,8973 |
| LISTING ² | 0,020193 | 0,124069 | 0,162758 | 0,8710 |
| R ² | 0,106215 | Akaike Info-Kriterium | | 1,929171 |
| Adjustiertes R ² | -0,053073 | Schwarz Kriterium | | 2,370524 |
| Log likelihood | -96,75025 | F-Statistik | | 0,666812 |
| Durbin-Watson Statistik | 2,327670 | Prob(F-Statistik) | | 0,835808 |

gramm der Residuen erkannt werden. Der Jarque-Bera-Test (JB) gibt eine Zufallsvariable wieder, deren Wert bei fehlender Normalverteilung sehr hoch ist.³³ Liegt der p-Wert der Jarque-Bera-Test-Statistik unter dem Signifikanzniveau $\alpha = 10\%$, wird $H_1 =$ keine Normalverteilung angenommen. Die Normalverteilungsannahme kann jedoch nicht verworfen werden (vgl. Abb. 1).³⁴

Multikollinearität ist gegeben, wenn eine nahezu lineare Beziehung zwischen den exogenen Variablen gegeben ist.³⁵ Die Korrelationsmaße zwischen den Variablen des Ausgangsmodells wurde bereits in Tab. 5 dargestellt. Nur zwischen drei Variablen besteht eine relativ hohe positive Korrelation, insgesamt ist aber keine Multikollinearität gegeben.

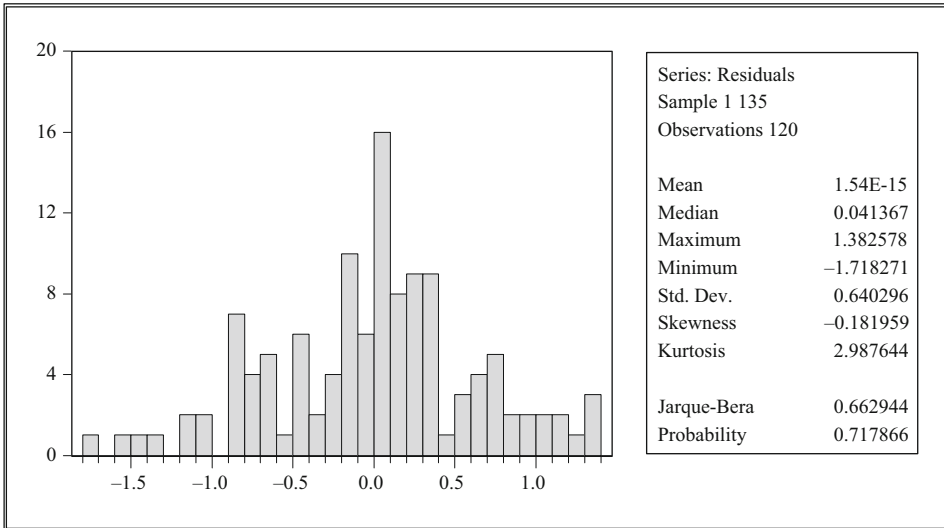


Abb. 1: Verteilung der Residuen im Ausgangsmodell

Danksagung: Wir danken zwei anonymen Gutachtern für hilfreiche Kommentare.

Anmerkungen

- 1 Vgl. z. B. Marten u. Schultze (1998), Quick u. Wolz (1999), Strickmann (2000), Lenz u. Bauer (2004), Bigus u. Zimmermann (2008).
- 2 Vgl. Wagenhofer u. Ewert (2007, S. 534).
- 3 Vgl. z. B. Marten u. Schultze (1998), Quick u. Wolz (1999), Strickmann (2000).
- 4 Die Kategorien der Honorarveröffentlichung in Deutschland und in den USA sind sehr ähnlich. Allerdings fordert die in den USA gebräuchliche Form 20-F die Angabe der Honorare, welche weltweit an eine Prüfungsgesellschaft bezahlt wurden. In Deutschland sind indes nur diejenigen Honorare anzugeben, die an die deutsche Prüfungsgesellschaft geleistet wurden. Da einige ausländische Unternehmen die Honorare aus Form 20-F in den deutschen Abschluss übernommen haben oder kein anderer Abschluss als ein befreiender US-GAAP-Abschluss vorliegt, werden diese Unternehmen ausgenommen. Vgl. Lenz et al. (2006, S. 1790).
- 5 Vgl. KWG (2007) und VAG (2007).
- 6 Nach HGB bilanzierende Unternehmen sind solche mit abweichendem Wirtschaftsjahr, die zum Zeitpunkt der Datenerfassung noch keinen IFRS-Konzernabschluss veröffentlicht hatten. Da es bis 2007 noch eine Übergangsregelung für kapitalmarktorientierte Unternehmen gibt, nach anderen internationalen Rechnungslegungsnormen zu bilanzieren, sind neben IFRS-Abschlüssen auch einige US-GAAP-Abschlüsse in der Datenbank enthalten. Vgl. EG-Verordnung (2002), Art. 4, 5 und 10. Vgl. auch § 315a Abs. 1 HGB.
- 7 Big4-Gesellschaften könnten höhere Honorare auch aus anderen Gründen erzielen, etwa wegen größerer Kapazitäten, besserer Branchen- und Fachkenntnisse und wegen der größeren erwarteten Haftungsanspruchnahme (*deep pockets*). Vgl. Arrunada (1999), S. 19, S. 26, vgl. auch die empirischen Studien von Craswell et al. (1995) zu höheren BIG8-Honoraren und von

Palmrose (1988) und Heninger (2001) zur geringeren Anzahl von Prozessverwicklungen von BIG8- bzw. BIG5-Gesellschaften.

- 8 So wird der Wechsel von Coopers & Lybrand zu PwC, der sich aus dem Zusammenschluss der beiden Gesellschaften ergibt, nicht als Wechsel der Prüfungsgesellschaft beim Mandanten betrachtet. Vielmehr wird die Mandatsdauer beider Prüfungsgesellschaften addiert. Im Fall von Arthur Andersen, die nach dem Enron-Skandal im Jahr 2001 ihre Geschäftstätigkeit aufgaben, wurden Teile der Prüfungsgesellschaft von anderen Prüfungsgesellschaften, vornehmlich von den BIG4, aufgefangen, vgl. hierzu Bauer (2004), S. 331 f. Es wird angenommen, dass Mitglieder eines Arthur Andersen Prüfungsteams nach der Übernahme bei einer anderen BIG4-Gesellschaft dieselben Mandate prüfen. Somit ist die Übernahme von Mandaten nach dem Skandal nicht als Wechsel der Prüfungsgesellschaft zu werten. Liegt der Wechsel von Arthur Andersen zu einer anderen BIG4-Prüfungsgesellschaft vor dem Jahr 2001, d. h., vor dem Zusammenbruch von Enron und Arthur Andersen, so ist von einem Wechsel durch den Mandanten auszugehen. Die Mandatsdauer beider Gesellschaften wird in diesem Fall nicht addiert.
- 9 Vgl. etwa Francis u. Simon (1987), Craswell et al. (1995), Asthana et al. (2004) und Antle et al. (2006).
- 10 Vgl. Marten, Quick u. Ruhnke (2007, S. 259–261), siehe auch DeFond et al. (2002, S. 1268) und Niemi (2002), die zeigen, dass Unternehmen in schlechter finanzieller Lage einen höheren Prüfungs- oder Beratungsbedarf haben und sich dies auch in höheren Honoraren niederschlägt.
- 11 Vgl. Ashbaugh et al. (2003).
- 12 Vgl. Hay et al. (2006).
- 13 Lang- und kurzfristige Rückstellungen und Verbindlichkeiten bilden zusammen das Fremdkapital, das Eigenkapital umfasst die Minderheitenanteile.
- 14 Vgl. Coenenberg (2005, S. 967 f.).
- 15 Vgl. Peemöller u. Hofmann (2005).
- 16 Vgl. Lenz u. Bauer (2004, S. 996 f.), Hay et al. (2006, S. 169).
- 17 Vgl. Strickmann (2000, S. 113 f.).
- 18 Vgl. IDW (2005a, S. 1234). Vgl. § 290 HGB und IAS 27.12.
- 19 Dies ist der Fall, wenn das Mutterunternehmen direkt oder indirekt die Stimmenmehrheit hält oder z. B. die Finanz- und Geschäftspolitik der Tochter bestimmen kann. Vgl. IAS 27.13.
- 20 Vgl. Geiger u. Rama (2003), S. 65. Da die Anzahl der Tochterunternehmen tendenziell sehr klein ist, wird die Quadratwurzel gegenüber der Logarithmierung bevorzugt.
- 21 Vgl. Sunderdiek, B. (2006, S. 115–123) zur Haftung in den USA. Die Haftung der Abschlussprüfer ist nach US-amerikanischem Recht im allgemeinen schärfer als in Deutschland, da der Prüfer nicht nur gegenüber dem Auftrag gebenden Unternehmen, sondern auch gegenüber den Investoren haftet (Dritthaftung), zudem ist die Haftung unbeschränkt und Sammelklagen sind deutlich leichter möglich.
- 22 Vgl. Lenz (2002, S. 2272 f.) und Demme (2003, S. 142). So unterliegen ausländische Prüfungsgesellschaften auch der Kontrolle durch das PCAOB (Public Company Accounting Oversight Board), welches prüft, ob Berufsgrundsätze und auch die Regelungen der SEC (z. B. der Sarbanes Oxley Act, SOX) eingehalten werden.
- 23 Vgl. im Folgenden www.adr.com und zur Registrierung SEC (2003). Im Gegensatz zu den ADR, welche reine Zertifikate darstellen, sind bei einem ADS die Aktien handelbar. Die Stammaktien werden dabei nicht direkt, sondern über „Aktienersatzscheine“ gehandelt.

- 24 Werden die ADR-Programme *over the counter* gehandelt (Level I ohne Listing), ist nur eine minimale Registrierung des Unternehmens bei der SEC erforderlich (Form F-6). Berichtspflichten bestehen dahingehend, dass die ausländischen Unternehmen Zusammenfassungen oder Kopien der jährlichen Abschlüsse an die SEC senden müssen. Sollen die ADR gelistet sein (Level II), ist eine volle Registrierung (Form F-6) bei der SEC erforderlich. Berichtspflichten bestehen in diesem Fall in vollem Umfang entsprechend Form 20-F. Werden die ADR im Rahmen eines Public Offering auch über eine US-Börse angeboten (nicht nur gelistet, wie bei Level II), ist eine Registrierung nach F-1 und F-6 erforderlich (Level III). Die Berichtspflichten weichen nicht von Level II ab. Letztlich bestehen noch die Möglichkeiten einer privaten Platzierung ohne SEC-Registrierungspflicht (Rule 144A ADR) und eines Global Offering Receipt (GDR). Im letzteren Fall ist ein Handel an US-Börsen und auch Nicht-US-Börsen möglich, dementsprechend sind Registrierungs- und Berichtspflichten ausgestaltet. Einem voll börsennotierten Unternehmen werden ADR des Levels II und III gleichgesetzt, da dieselben Offenlegungspflichten bestehen und die Abschlussprüfer den restriktiven Regelungen der SEC unterliegen. Vgl. SEC (2003).
- 25 Vgl. im Folgenden IDW (2005b).
- 26 Das Phänomen des *fee cutting* wird u. a. in den Studien von Francis u. Simon (1987), Ettredge u. Greenberg (1990) und Craswell u. Francis (1999) bestätigt. Simunic (1980) und Roberts u. Glezen (1990) können indes keine im Laufe der Jahre steigenden Honorare beobachten.
- 27 Für diesen wertvollen Hinweis danken wir einem anonymen Gutachter.
- 28 Vgl. etwa Craswell et al. (1995), Asthana et al. (2004), Ashbaugh et al. (2003) und Antle et al. (2006).
- 29 Vgl. Auer (2005, S. 290–295).
- 30 Vgl. Schlittgen (2003, S. 446 f.) zur Transformation in einen linearen Wirkungszusammenhang.
- 31 Vgl. Pindyck u. Rubinfeld (1998, S. 146). Vgl. Schlittgen (2003, S. 438).
- 32 Vgl. Pindyck u. Rubinfeld (1998, S. 156 f.)
- 33 Vgl. auch im Folgenden Vogelvang (2004, S. 115 f.)
- 34 Die logarithmierten Größen erbringen eine bessere Verteilung als die absoluten Prüfungshonorare.
- 35 Vgl. Auer, L. v. (2005), S. 473 ff.

Literatur

- Antle R, Gordon EA, Narayanamoorthy G, Zhou L (2006) The joint determination of audit fees, non-audit-fees, and abnormal accruals. *Rev Quant Finance Account* 27(3):235–266
- Arrunada B (1999) The economics of audit quality – private incentives and the regulation of audit and non-audit services. Kluwer, Boston
- Ashbaugh H, LaFond R, Mayhew BW (2003) Do nonaudit services compromise auditor independence? Further evidence. *Acc Rev* 78(3):611–639
- Asthana S, Balsam S, Kim S (2004) The effect of Enron, Andersen, and Sarbanes-Oxley on the market for audit services. Working paper, Juni 2004. <http://www.ssrn.com>. Stand 26.04.2006
- Auer Lv (2005) *Ökonometrie – Eine Einführung*, 3. Aufl. Springer, Berlin
- Bauer M (2004) Die Unabhängigkeit des Abschlussprüfers im Zusammenhang mit dem gleichzeitigen Angebot von Beratungsleistungen beim Prüfungsmandaten – Eine empirische Analyse. Dissertation, Universität Würzburg 2004

- Bigus J, Zimmermann R-C (2008) Non-audit fees, market leaders and concentration in the German audit market: a descriptive analysis. *Int J Aud* 12:159–179
- Burgstahler D, Dichev I (1997) Earnings management to avoid earnings decreases and losses. *J Acc Econ* 24:99–126
- Coenberg AG (2005) Jahresabschluss und Jahresabschlussanalyse, 20. Aufl. Stuttgart 2005.
- Craswell AT, Francis JR (1999) Pricing initial audit engagements: a test of competing theories. *Acc Rev* 74(2):201–216
- Craswell AT, Francis JR, Taylor SL (1995) Auditor brand name reputations and industry specializations. *J Acc Econ* 20:297–322
- Davis LR, Ricchiute DN, Trompeter G (1993) Audit effort, audit fees, and the provision of nonaudit services to audit clients. *Acc Rev* 68(1):135–150
- DeAngelo LE (1981a) Auditor independence, ‘low balling’, and disclosure regulation. *J Acc Econ* 3:113–127
- DeAngelo LE (1981b) Auditor size and auditor quality. *J Acc Econ* 3:183–199
- DeFond ML, Raghunandan K, Subramanyam KR (2002) Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. *J Acc Res* 40(4):1247–1274
- Demme ND (2003) Die Unabhängigkeit des Abschlussprüfers nach deutschem, US-amerikanischem und internationalem Recht. Dissertation, Universität Konstanz, Baden-Baden
- EG-Verordnung (2002) Verordnung (EG) Nr. 16062 / 002 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 19. Juli 2002 betreffend die Anwendung internationaler Rechnungslegungsstandards. Amtsblatt der Europäischen Gemeinschaften, L 243/1-4 vom 11.9.2002.
- Ettredge M, Greenberg R (1990) Determinants of fee cutting on initial audit engagements. *J Acc Res* 28:198–210
- Francis JR (1984) The effect of audit firm size on audit prices: a study of the Australian market. *J Acc Econ* 6(2):133–151
- Francis JR, Simon DT (1987) A test of audit pricing in the small-client segment of the U.S. audit market. *Acc Rev* 62(1):145–157
- Geiger MA, Rama DV (2003) Audit fees, nonaudit fees, and auditor reporting on stressed companies. *Aud: J Prac Theory* 22(2):53–69
- Gigler F, Penno M (1995) Imperfect competition in audit markets and its effects on the demand for audit-related services. *Acc Rev* 70:317–336
- Hay D, Knechel WR, Li V (2006) Non-Audit Services and Auditor Independence New Zealand Evidence. *J Bus Fin Acc* 33(5–6):715–734
- Hay D, Knechel WR, Wong N (2006) Audit fees: a meta-analysis of the effect of supply and demand attributes. *Contemp Acc Res* 23(1):141–191
- Heninger WG (2001) The association between auditor litigation and abnormal accruals. *Acc Rev* 76(1):111–126
- IDW (2005a) IDW Rechnungslegungshinweis: Anhangsangaben nach § 285 Satz 1 Nr. 17 HGB bzw. § 314 Abs. 1 Nr. 9 HGB über das Abschlussprüferhonorar (IDW RH HFA 1.006). *Die Wirtschaftsprüfung* 58(22):1232–1234
- IDW (2005b) IDW Prüfungsstandard: Grundsätze für die ordnungsmäßige Erteilung von Bestätigungsvermerken bei Abschlussprüfungen (IDW PS 400). *Die Wirtschaftsprüfung* 58(24):1382–1402
- KWG (2007) Gesetz über das Kreditwesen (Kreditwesengesetz – KWG) vom 9. September 1998 (BGBl. 1998 I S. 2776), zuletzt geändert im Jahr 2007
- LaFond R, Watts RL (2006) The information role of conservative financial statements. Working paper, Sloan School of Management, Massachusetts, September 2006
- Lai K-W, Yim ATL (2003) Non-audit services and big 5 auditor independence: evidence from audit pricing and audit opinion of initial engagement, Working paper, Januar 2003
- Lenz H (2002) Sarbanes-Oxley-Act of 2002 – Abschied von der Selbstregulierung der Wirtschaftsprüfer in den USA. *BB* 57(44):2270–2275

- Lenz H, Bauer M (2004) Prüfungs- und Beratungshonorare von Abschlussprüfern deutscher börsennotierter Aktiengesellschaften. *Die Wirtschaftsprüfung* 57(18):985–998
- Lenz H, Möller M, Höhn B (2006) Offenlegung der Honorare für Abschlussprüferleistungen im Geschäftsjahr 2005 bei DAX-Unternehmen. *BB* 61(33):1787–1794
- Marten K-U, Quick R, Ruhnke K (2007) Wirtschaftsprüfung – Grundlagen des betriebswirtschaftlichen Prüfungswesens nach nationalen und internationalen Normen, 3. Aufl. Mercator School of Management, Stuttgart
- Marten K-U, Schultze W (1998) Konzentrationsentwicklungen auf dem deutschen und europäischen Prüfungsmarkt. *zfbf* 50:360–386
- Niemi L (2002) Do firms pay for audit risk? Evidence on risk premiums in audit fees after direct control for audit effort. *Int J Aud* 6:37–51
- Ohlson JA (1980) Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *J Acc Res* 18: 109–131
- Palmrose Z-V (1986) The effect of nonaudit services on the pricing of audit services: further evidence. *J Acc Res* 24(2):405–411
- Palmrose Z-V (1988) An analysis of auditor litigation and audit service quality. *Acc Rev* 53(1): 55–73
- Peemöller VH, Hofmann S (2005) Bilanzskandale – Delikte und Gegenmaßnahmen. Erich Schmidt, Berlin
- Pindyck RS, Rubinfeld DL (1998) *Econometric models and economic forecasts*, 4. Aufl. McGraw-Hill, Boston
- Quick R, Wolz M (1999) Concentration on the German audit market—an empirical analysis of the concentration on the German market for stock corporation audits. *Int J Aud* 3:175–189
- Roberts RW, Glezen GW (1990) Determinants of school district audit fees. *Res Governmental Nonprofit Acc* 6:127–147
- Schlittgen R (2003) *Einführung in die Statistik*, 10. Aufl. Oldenbourg, München, Wien
- SEC (2003) 17 CFR Part 239 (Release Nos. 33-8287, 34-48482, International Series Release No. 1273; File No. S7-16-03) RIN 3235-A189 Additional Form F-6 Eligibility – Requirement Related to the Listed Status of Deposited Securities Underlying American Depositary Receipts. <http://sec.gov/rules/proposed/33-8287.htm>. Stand 01.08.2006
- Simunic DA (1980) The pricing of audit services: theory and evidence. *J Acc Res* 18(1): 161–190
- Strickmann M (2000) *Wirtschaftsprüfung im Umbruch – Eine empirische Untersuchung zur Konzentration und Honorargestaltung im deutschen Prüfungswesen*. Dissertation, Universität des Saarlandes, Herne/Berlin
- Sunderdiek B (2006) *Effiziente Regulierung der Wirtschaftsprüfung – Eine rechtsökonomische Analyse unter der besonderen Berücksichtigung der zivilrechtlichen Haftung des Wirtschaftsprüfers und des Peer Review*. Dissertation, Universität Hamburg, Hamburg
- VAG (2007) *Gesetz über die Beaufsichtigung der Versicherungsunternehmen (Versicherungsaufsichtsgesetz – VAG) vom 17. Dezember 1992 (BGBl. 1993 I S. 2) zuletzt geändert im Jahr 2007*
- Vogelvang B (2004) *Econometrics: theory & application with eviews*. FT Prentice Hall, Indianapolis
- Wagenhofer A, Ewert R (2007) *Externe Unternehmensrechnung*, 2. Aufl. Springer, Berlin

Quasi-Rents Model and Audit Fees in Germany – An Empirical Analysis

Abstract: The model by DeAngelo LE (1981a) suggests, that audit fees do not cover audit costs with the client's first audit when there is perfect competition in the audit market (*low balling*). Further, audit fees are supposed to increase with the maturity of the relationship with the client (*fee cutting*). In order to test the DeAngelo model we perform a multiple regression analysis for the German market of listed clients. The results are: First year audit fees do not significantly differ from audit fees in later

periods. Audit fees increase with the maturity of the relationship with the client. Additionally, audit fees are positively associated with non-audit fees and (weakly) with Big4-auditors. These findings partly support the propositions of the DeAngelo models.

Keywords: Auditor independence · Audit fees · Empirical analysis