

Brähler, Gernot; Brune, Philipp; Götsche, Max

Book

Determinanten der Prüfungshonorare von Unternehmen aus der Medienbranche - eine empirische Untersuchung unter Einsatz einer Regressionsanalyse

Ilmenauer Schriften zur Betriebswirtschaftslehre, No. 9/2011

Provided in Cooperation with:

Technische Universität Ilmenau, Institut für Betriebswirtschaftslehre

Suggested Citation: Brähler, Gernot; Brune, Philipp; Götsche, Max (2011) : Determinanten der Prüfungshonorare von Unternehmen aus der Medienbranche - eine empirische Untersuchung unter Einsatz einer Regressionsanalyse, Ilmenauer Schriften zur Betriebswirtschaftslehre, No. 9/2011, ISBN 978-3-940882-34-9, VERLAG proWiWi e.V., Ilmenau, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:gbv:ilm1-2011200497>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/55694>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

9/2011

Determinanten der Prüfungshonorare von Unternehmen aus der Medienbranche – eine empirische Untersuchung unter Einsatz einer Regressionsanalyse

Gernot Brähler, Philipp Brune, Max Götsche

Ilmenauer Schriften zur
Betriebswirtschaftslehre

Dieses Werk ist urheberrechtlich geschützt.

Alle Rechte, auch die der Übertragung, des Nachdrucks und der Vervielfältigung des Buches oder Teilen daraus, bleiben vorbehalten. Kein Teil des Werkes darf ohne schriftliche Genehmigung des Verlages in irgendeiner Form reproduziert oder unter Verwendung elektronischer Systeme verarbeitet, vervielfältigt oder verbreitet werden.

© VERLAG proWiWi e. V., Ilmenau, 2011

Ilmenauer Schriften zur Betriebswirtschaftslehre
www.tu-ilmenau.de/is-www

Herausgeber:

Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Norbert Bach, Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Gernot Brähler,
Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Gerrit Brösel, Jun.-Prof. Dr. rer. pol. David Müller,
Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Rainer Souren

ISSN 2192-4643

ISBN 978-3-940882-34-9

URN urn:nbn:de:gbv:ilm1-2011200497

Ilmenauer Schriften zur
Betriebswirtschaftslehre
9/2011

Determinanten der Prüfungshonorare von Unternehmen aus
der Medienbranche – eine empirische Untersuchung unter
Einsatz einer Regressionsanalyse

Einzelveröffentlichung aus dem Ilmenauer Medienforum 2011

Gernot Brähler¹, Philipp Brune², Max Götsche³

¹ Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Gernot Brähler, Steuerberater, Leiter des Fachgebiets Steuerlehre/Prüfungswesen der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften an der TU Ilmenau

² Dipl.-Kfm. Philipp Brune, Doktorand des Fachgebiets Steuerlehre/Prüfungswesen der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften an der TU Ilmenau

³ Univ.-Prof. Dr. habil. Max Götsche, Inhaber des Lehrstuhls ABWL, Controlling und Wirtschaftsprüfung an der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt

Vorwort

Prüfungshonorare stellen für Unternehmen Kosten dar. Daher ist es für diese von großem Interesse, welche Faktoren diese Honorare beeinflussen. Um diese zu ermitteln, wurden bislang für den deutschen Prüfungsmarkt einige empirische Untersuchungen veröffentlicht. Allerdings werden dabei branchenübergreifende Stichproben verwendet. Da jedoch auch die Charakteristika von den unterschiedlichen Branchen einen Einfluss auf die Prüfungshonorare haben, gilt es zu prüfen, ob die Ergebnisse der bisherigen Studien sich auch auf eine einzelne Branche anwenden lassen. Hierfür wurde eine Stichprobe mit ausschließlich Medienunternehmen erhoben. Darüber hinaus wurde eine eigene empirische Regressionsanalyse durchgeführt, um die Determinanten der Prüfungshonorare von deutschen börsennotierten Medienunternehmen im Zeitraum von 2005 bis 2009 zu ermitteln. Dabei werden neben dem Basismodell noch einige Modellerweiterungen geprüft.

Die Autoren danken Dipl.-Wirtsch.-Ing. Dieter William Joenssen für seine konstruktiven Hinweise und dem Freistaat Thüringen für die finanzielle Unterstützung im Rahmen der Landesgraduiertenförderung, welche diese Studie erst ermöglicht hat.

Aufgrund der hohen Relevanz dieser Thematik hat das Fachgebiet für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Steuerlehre/Prüfungswesen den folgenden Beitrag für das Ilmenauer Medienforum 2011 mit dem Titel „Determinanten der Prüfungshonorare von Unternehmen aus der Medienbranche – eine empirische Untersuchung unter Einsatz einer Regressionsanalyse“ eingereicht und präsentiert.

Ilmenau, im August 2011

Gernot Brähler, Philipp Brune, Max Götsche

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis	II
Abkürzungsverzeichnis	III
Symbolverzeichnis	V
1. Einführung	1
2. Theoretische Grundlagen	3
2.1 Theorie zu Prüfung und Prüfungshonoraren	3
2.2 Forschungsstand für den deutschen Prüfungsmarkt	6
2.3 Begründung für Branchenbetrachtung	7
3 Forschungsansatz	10
3.1 Unternehmenskreis	10
3.2 Modell und Daten	11
4 Ergebnisse	13
4.1 Deskriptive Ergebnisse	13
4.2 Regressionsergebnisse des Basismodells	13
5 Interpretation der Ergebnisse des Basismodells	16
6 Modellerweiterungen	17
6.1 Aufschlag bei den Honoraren für Big 4	17
6.2 Der Einfluss der Komplexität der Prüfung auf die Honorare	19
6.3 Die Wirkung des Risikos der Prüfung auf die Honorare	20
6.4 Der Einfluss besonderer Prüfungsfelder auf die Prüfungshonorare	21
6.5 Die Wirkungen eines Prüferwechsels auf die Honorare	22
6.6 Der Einfluss von Nichtprüfungshonoraren auf die Prüfungshonorare	23
6.7 Einfluss durch Zeitvariablen auf die Prüfungshonorare	24
7 Schlussfolgerungen und Einschränkungen	26
Literaturverzeichnis	VII
Quellenverzeichnis	XI

Tabellenverzeichnis

Tab. 1: Deskriptive Statistik des Basismodells für 2006	13
Tab. 2: Ergebnisse der Regressionsanalyse des Basismodells für 2006	13

Abkürzungsverzeichnis

AG	Aktiengesellschaft
adj.	angepasst
Aufl.	Auflage
BGBI.	Bundesgesetzblatt
BIG4	Prüfer ist entweder Deloitte, EY, KPMG oder PwC
BilMoG	Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz
bspw.	beispielweise
bzw.	beziehungsweise
DBW	Die Betriebswirtschaft (Zeitschrift)
Deloitte	Deloitte & Touche GmbH
et al.	et alii
EUR	Euro
EY	Ernst & Young GmbH
f.	folgende
GmbH	Gesellschaft mit beschränkter Haftung
Hrsg.	Herausgeber
IDW RH HFA	Rechnungslegungshinweis des Hauptfachausschusses des Institut der Wirtschaftsprüfer in Deutschland e.V.
i.H.v.	in Höhe von
IFRS	International Financial Reporting Standard
KPMG	KPMG AG
LLP	Limited liability partnership

Mio.	Million(en)
Non-BIG 4	Prüfer gehört nicht zu den BIG4
Nr.	Nummer
OLS	Ordinary least squares (dt.: Kleinste-Quadrate-Methode)
PASW	Predictive Analytics SoftWare
PwC	PricewaterhouseCoopers AG
Rn.	Randnummer
S.	Seite(n)
SOP	Statement of Position
TSD	Tausend(e)
TV	Television
Tz.	Textziffer
UEFA	Union of European Football Associations
US-GAAP	United States General Accepted Accounting Standards
vgl.	vergleiche
VIF	Variance Inflation Factor
Vol.	Volume
WLS	Weighted least squares
z.B.	zum Beispiel
ZDF	Zweites Deutsches Fernsehen
ZfB	Zeitschrift für Betriebswirtschaft

Symbolverzeichnis

β_i	Regressionskoeffizient für i-te Variable
ε	Fehlerterm
θ	Eintrittswahrscheinlichkeit eines Schadensfalls
AF	Prüfungshonorar
$auslagen$	Auslagen
BIG	Dummy-Variable: 1 = Prüfer gehört zu den BIG4; 0 = Rest
$BUSY$	Dummy-Variable: 1 = Geschäftsjahresende am 31.12.; 0 = Rest
du / do	unterer / oberer Durbin-Watson Wert
$Größe$	Größe des Mandanten
$FOREIGN$	Anteil ausländischer Tochterunternehmen
$haftung$	Haftungssumme im Schadensfall
$INVREC$	Verhältnis der Vorräte und Forderungen zur Bilanzsumme
j	Qualitätsebene der prüfenden Personen
K	oberste Qualitätsstufe der prüfenden Personen
$Komplexität$	Komplexität der Prüfung
LAG	Anzahl der Tage zwischen Geschäftsjahresende und Testat
$LOSS_i$	Konzern- / Jahresfehlbetrag im aktuellen Jahr ($i = 1$) oder in den letzten drei Jahren ($i = 3$)
N	Stichprobenumfang
NAF	Honorare für andere als Prüfungsleistungen
p	abrechenbare Stunden der Qualitätsebene j
R^2	Bestimmtheitsmaß

<i>reputationsverlust</i>	Reputationsverlust aus Prüfung
<i>Risiko</i>	Risiko aus der Prüfung
<i>q</i>	Stundenpreise der Qualitätsebene j
<i>SUBS</i>	vollkonsolidierten Tochterunternehmen
<i>TA</i>	Bilanzsumme
<i>TENURE_i</i>	Dummy-Variable: 1 = Prüfer prüft zum ersten Mal (i = 1) bzw. erst seit maximal drei Jahren (i = 3) den Mandanten; 0 = Rest
<i>VERSCHULDUNG</i>	Maß zur Messung der Verschuldung (Verschuldungsgrad oder Fremdkapitalquote)

1. Einführung

Für Unternehmen stellen die Honorare für Abschlussprüfungen Kosten dar. Daher stellt sich für Unternehmen im Rahmen des Kostenmanagements die Frage nach den Einflussgrößen und deren Wirkungen auf diese Prüfungshonorare. Die wesentlichen Treiber der Prüfungshonorare sind dabei die Größe des Mandanten (*auditee size*), die Komplexität der Prüfung (*audit complexity*) und das Prüfungsrisiko (*audit risk*). Diese wurden in internationalen Studien mittels Regressionsanalysen ermittelt, da nur eine solche Analyse die Einflüsse von mehreren unabhängigen Variablen auf eine abhängige Variable überprüfen kann.

In der Regel wird im Schrifttum ein branchenübergreifender Forschungsansatz verwendet, um allgemeine Erkenntnisse über einen Aufschlag von den größten vier Prüfungsgesellschaften (*big four*)¹ zu gewinnen. Allerdings richten sich die jeweiligen Einflüsse ebenfalls nach den besonderen Gegebenheiten der jeweiligen Branchen. Auch die Studien über den deutschen Prüfungsmarkt verwenden branchenübergreifende Regressionsmodelle. Ob diese allerdings auf alle Branchen ohne weiteres übertragbar sind, ist ungeklärt.

Daher gilt es, für die unterschiedlichen Branchen die Übertragbarkeit jeweils zu untersuchen. Um festzustellen, ob die allgemein formulierten Regressionsgleichungen auch auf eine einzelne Branche und damit einer homogenen Stichprobe einen hohen Erklärungsgehalt besitzen, werden die bisherigen Modelle für den deutschen Prüfungsmarkt anhand einer einzigen Branche – den Medienunternehmen – getestet.

Unternehmen der Medienbranche erstellen und vertreiben urheberrechtliche Inhalte, wie Filme, TV-Sendungen und Zeitungsartikel. Medienunternehmen stehen dabei unter einem hohen Wettbewerbsdruck gegenüber dem öffentlich-rechtlichen Rundfunk und Fernsehen. Darüber hinaus sehen sich Medienunternehmen kostenlosen und zum Teil illegalen Verbreitungen von Inhalten im Internet ausgesetzt. Deswegen sind Investitionen in Unternehmen des Mediensektors mit Risiken verbunden. Diese Risiken können unter Umständen auch einen höheren Einfluss auf die Prüfungshonorare besitzen, als dies bei Mandanten anderer Branchen der Fall ist.

Aus diesem Grund ist zu prüfen, ob die generell formulierten Regressionsgleichungen auch für die Prüfungshonorare von Unternehmen aus der Medienbranche entsprechend valide die Prüfungshonorare erklären können oder ob ein branchenspezifisches Regressionsmodell einen

¹ Diese sind in Deutschland derzeit: Ernst & Young GmbH (EY), Deloitte & Touche GmbH (Deloitte), KPMG AG (KPMG), PricewaterhouseCoopers AG (PwC). Diese deutschen Prüfungsgesellschaften gehören den namensgleichen internationalen Prüfungsnetzwerken an und werden nachfolgend als „Big 4“ bezeichnet.

größeren Erklärungsgehalt für Prüfungshonorare bietet. Hierzu werden die Daten von Unternehmen, welche an der Frankfurter Wertpapierbörse gelistet sind, erfasst.

Anschließend wird ermittelt, ob das Einsetzen der Daten der Medienunternehmen in die bestehenden Regressionsgleichungen möglich ist und die Höhe des Erklärungsgehalts betrachtet. Anschließend wird eine eigene Regressionsanalyse durchgeführt.

Es wird vermutet, dass eine eigene Regressionsgleichung anhand einer branchenhomogenen Stichprobe zu einer besseren Schätzung der Prüfungshonorare führt als eine branchenübergreifend entwickelte Regressionsgleichung. Es ist dagegen nicht Ziel dieses Beitrags, einen möglichen Aufschlag für Unternehmen aus der Medienbranche zu identifizieren und zu messen. Hierzu wären eine über die Medienbranche hinausgehende Datenbasis und ein anderer Forschungsansatz notwendig.

Der Nutzen der Untersuchungsergebnisse besteht für Medienunternehmen darin, dass sich die Höhe der Prüfungshonorare branchenspezifisch abschätzen und somit als Orientierungsgröße für die Honorarverhandlungen mit dem Abschlussprüfer verwenden lässt. Somit ist es möglich, überzogene Honorare zu vermeiden und damit Kosten für diese Unternehmen zu senken. Darüber hinaus können die Ergebnisse auch für Wirtschaftsprüfer in den Verhandlungen mit Unternehmen aus der Medienbranche nützlich sein, da sie so die Höhe ihrer Honorare besser begründen können. Allerdings ist in jedem Fall zu berücksichtigen, dass es sich nur um eine generelle Referenz handelt, da in der Regressionsgleichung nicht alle Determinanten und deren Interaktionen vollständig berücksichtigt werden können. Daher blieben unternehmensindividuelle Gegebenheiten für die jeweiligen Honorarvereinbarungen ausschlaggebend.

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: zunächst erfolgt eine kurze theoretische Fundierung zu Prüfungshonoraren und den Besonderheiten von Medienunternehmen. Anschließend folgt eine Darstellung der zugrundeliegenden Daten sowie der verwendeten Methodik. Danach werden die Ergebnisse präsentiert und darauf aufbauend interpretiert. Darüber hinaus werden Modellerweiterungen vorgestellt und deren Ergebnisse präsentiert. Abschließend werden die Beschränkungen des hier verwendeten Forschungsansatzes aufgezeigt und ein Fazit gezogen.

2. Theoretische Grundlagen

2.1 Theorie zu Prüfung und Prüfungshonoraren

Die Höhe der Vergütung des Wirtschaftsprüfers ist grundsätzlich das Ergebnis der Verhandlung des Aufsichtsrats mit dem Abschlussprüfer.² Allerdings wird der Prüfer nur zur Prüfung bereit sein, wenn seine Kosten gedeckt werden. Daher wird die Annahme getroffen, dass die Kostenstruktur das Mindestmaß darstellt und somit die Prüfungshonorare (*audit fees*) dieser Gleichung folgen:³

$$AF = \sum_{j=1}^K (q_j \times p_j) + E(\theta) \times E(\text{haftung} + \text{reputationsverlust}) + \text{auslagen} \quad (1)$$

Die Prüfungshonorare (*AF*) setzen sich demnach aus der Addition der Auslagen für Fahrt- und Übernachtungskosten (*auslagen*),⁴ des Haftungsrisikos, des Produkts aus dem Erwartungswert der Eintrittswahrscheinlichkeit (θ) und dem Erwartungswert der Summe an Haftungsleistungen (*haftung*) und des Reputationsschadens (*reputationsverlust*), mit der Summe der Multiplikationen der abrechenbaren Stunden (q) mit den jeweiligen Stundenpreisen (p) für die entsprechende Qualitätsebenen (j) zusammen.⁵ Die Qualitätsebenen reichen dabei von den Berufseinsteigern (1) bis zu den Partnern oder Vorständen (K). Neben den Stundensätzen kommt also den für die Prüfung benötigten Stunden eine hohe Bedeutung zu. Da die für die Prüfung aufgebrauchten Stunden von den notwendigen Prüfungshandlungen abhängig sind, folgt q einer multidimensionalen Funktion:

$$q = f(\text{Größe}, \text{Komplexität}, \text{Risiko}, \dots) \quad (2)$$

Je größer ein Mandant ist, desto mehr Prüfungshandlungen sind im Regelfall notwendig.⁶ Je komplexer ein Mandant ist, desto mehr Stunden wird der Prüfer für die Abschlussprüfung benötigen. Da keine Vollprüfung bei Jahres- bzw. Konzernabschlussprüfungen durchgeführt wird, sondern aus ökonomischen Gründen ein risikoorientierter Prüfungsansatz angewandt

² Vgl. Goltz, Ferdinand: § 55a, in: Hense, Burkhard / Ulrich, Dieter (Hrsg.): WPO Kommentar, 2008, S. 569, Rn. 1; Velte, Patrick: Die Zusammenarbeit des Aufsichtsrats und Abschlussprüfer, in: Die Aktiengesellschaft 2009, Nr. 4, S. 107.

³ Die Gleichung ist angelehnt an Gleichung 2 von Simunic, Dan A.: The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence, in: Journal of Accounting Research 1980, Vol. 18, Nr. 1, S. 165.

⁴ Vgl. Firth, Michael: An Analysis of Audit Fees and Their Determinants in New Zealand, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1985, Vol. 4, Nr. 2, S. 26.

⁵ Vgl. O'Keefe, Terrence B. et al.: The Production of Audit Services: Evidence from a Major Public Accounting Firm, in: Journal of Accounting Research 1994, Vol. 32, Nr. 2, S. 259.

⁶ Vgl. Pong, C. M. / Whittington, G.: The determinants of audit fees: Some empirical models, in: Journal of Business Finance & Accounting 1994, Vol. 21, Nr. 8, S. 1073.

wird, folgt, dass je risikoreicher ein Mandant ist, desto mehr Prüfungshandlungen erforderlich werden. Schließlich gilt es, lediglich die geforderte hinreichende Sicherheit zu erlangen, dass das Bild der Vermögens-, Finanz- und Ertragslage korrekt ist.⁷ Neben diesen drei wesentlichen Einflussgrößen kommen allerdings noch weitere hinzu. So macht es bspw. einen Unterschied, ob ein Unternehmen Wertpapiere ausgegeben hat, welche an einem geregelten Markt in der EU gehandelt werden oder nicht gelistet ist und folglich weniger kapitalmarktrechtliche Regularien zu befolgen sind.

Darüber hinaus ist die Einschätzung der hinreichenden Sicherheit in einem begrenzten Rahmen subjektiv, so dass es Prüfer geben kann, welche mehr Prüfungshandlungen durchführen, um die ihres Erachtens hinreichende Sicherheit zu erreichen. Bei Vorliegen eines perfekten Wettbewerbs würden diese allerdings aus dem Markt gedrängt werden. Allerdings kann die höhere Sicherheit auch als Qualitätskriterium und damit zu einer Produktdifferenzierung führen. Von DeAngelo wurde die Prüfungsqualität (*audit quality*) als die Wahrscheinlichkeit definiert, dass Fehler und Unrichtigkeiten erkannt (Kompetenz und Sorgfalt des Prüfers) und auch berichtet werden (Unabhängigkeit des Prüfers).⁸ Eine umfangreichere Prüfung würde in diesem Sinne zu einer Steigerung der Prüfungsqualität führen.

Allerdings ist die Prüfung ein Erfahrungsgut (*experience good*). Somit lässt sich die Qualität im Vorfeld nicht erfassen,⁹ weshalb Surrogate hierfür verwendet werden. Dafür dienen meist die Reputation – insbesondere für Branchenspezialisten – und die Größe des Prüfers.¹⁰ So hat sich der Prüfungsmarkt in Big 4 (*tier 1*) und die restlichen Prüfer (*Non-Big 4*) aufgeteilt. Gelegentlich werden die *Non-Big 4* auch weiter unterteilt in nationale Prüfungsgesellschaften (*mid tier*) und kleinere Prüfungsgesellschaften.¹¹

Begründet wird ein solcher Aufpreis für eine höhere Prüfungsqualität durch Agency-theoretische Überlegungen. So muss der Prinzipal (Anteilseigner) den Agenten (Geschäftsführung / Vorstand) aufgrund von asymmetrischen Informationen überwachen. Dabei entste-

⁷ Vgl. Hay, David C. et al.: Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes, in: Contemporary Accounting Research 2006, Vol. 23, Nr. 1, S. 164-165.

⁸ Vgl. DeAngelo, Linda Elizabeth: Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation, in: Journal of Accounting and Economics 1981, Vol. 3, Nr. 2, S. 115.

⁹ Vgl. Weimer, David L. / Vining, Aidan R.: Policy Analysis, 5. Aufl., 2011, S. 105.

¹⁰ Vgl. DeAngelo, Linda Elizabeth: Auditor size and audit quality, in: Journal of Accounting and Economics, 1981, Vol. 3, Nr. 2, S. 186; Simunic, Dan A. / Stein, Michael T.: The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1996, Vol. 15, Supplement, S. 121.

¹¹ Vgl. Craswell, Allen T. / Francis, Jere R.: Pricing Initial Audit Engagements: A Test of Competing Theories, in: The Accounting Review 1999, Vol. 74, Nr. 2, S. 212.

hen ihm Agency-Kosten.¹² Diese können durch die Prüfung des Jahres- oder Konzernabschlusses gesenkt werden, da der Prüfer einen Teil der Überwachung für den Prinzipal übernimmt.¹³ Übersteigt nun die Reduzierung der Agency-Kosten den höheren Aufwand durch die gestiegene Prüfungsqualität, so wird eine solch höhere Prüfungsqualität nachgefragt werden.¹⁴

Neben der Produktdifferenzierung kann allerdings auch die hohe Marktmacht der Big 4 zu einem geringeren Wettbewerb und somit zu höheren Prüfungshonoraren führen. Da die Aufsichtsräte jedes Jahr die Prüfungsleistung ausschreiben können und durch die Veröffentlichung der Honorare Transparenz herrscht, ist nicht davon auszugehen, dass der Wettbewerb eingeschränkt ist. Zusätzlich ist unterstützend für diese Einschätzung zu beachten, dass aus der Praxis eher eine Zunahme als eine Abnahme des Preiswettbewerbs berichtet wird.¹⁵

Allerdings besitzen große Prüfungsgesellschaften – insbesondere die Big 4 – Größenvorteile (*economies of scale*). Diese können auch zu einer Senkung der Prüfungshonorare führen, wenn diese Kostenvorteile zumindest zu Teilen an die Mandanten weitergereicht würden.¹⁶

Der zweite Term in Gleichung 1 befasst sich mit dem Haftungsrisiko des Abschlussprüfers (*litigation risk*). Zwar ist im Gegensatz zum angelsächsischen Haftungsregime der Abschlussprüfer in seiner Haftung für fahrlässige Fehler beschränkt und zu einer Berufshaftpflichtversicherung zur Abdeckung dieses Schadens gezwungen. Allerdings zeigt der Fall der SachsenLB zwischen PwC und dem Freistaat Sachsen, dass es neben diesen formaljuristischen Gegebenheiten ökonomisch für die Prüfer sinnvoller sein kann, eine höhere Schadensersatzsumme in einem außergerichtlichen Vergleich auszuhandeln als sich auf Jahre personell mit der juristischen Auseinandersetzung zu binden.¹⁷ Darüber hinaus droht in einem Schadensfall auch ein Reputationsschaden des Prüfers. Allerdings stellt sich die Frage, ob sich dieses Haftungsrisiko – abgesehen von zusätzlichen Prüfungshandlungen – überhaupt in der Praxis bei den Preis-

¹² Vgl. Jensen, Michael C. / Meckling, William H.: Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, in: Journal of Financial Economics 1976, Vol. 3, Nr. 4, S. 308.

¹³ Vgl. Adams, Mike et al.: The Determinants of External Audit Costs in the New Zealand Life Insurance Industry, in: Journal of International Financial Management and Accounting 1997, Vol. 8, Nr. 1, S. 82.

¹⁴ Vgl. Simunic, Dan A. / Stein, Michael T.: The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1996, Vol. 15, Supplement, S. 121-122.

¹⁵ Vgl. Willekens, Marleen / Achmadi, Christina: Pricing and supplier concentration in the private client segment of the audit market: Market power or competition?, in: The International Journal of Accounting 2003, Vol. 38, Nr. 4, S. 432 and 447.

¹⁶ Vgl. Ho, Sandra W. M. / Ng, Patrick P. H.: The Determinants of Audit Fees in Hong Kong: An Empirical Study, in: Asian Review of Accounting 1996, Vol. 4, Nr. 2, S. 39-40.

¹⁷ So wurde der Vergleich von PwC begründet; vgl. PricewaterhouseCoopers AG (Hrsg.): Pressemitteilung vom 14.01.2011 (abgerufen am 22.01.2011 unter: <http://www.pwc.de/de/pressemitteilungen/2011/pwc-schliesst-vergleich-mit-freistaat-sachsen.jhtml?preview=true>).

verhandlungen berücksichtigen lässt.¹⁸ Es ist daher davon auszugehen, dass dies praktisch unbedeutend ist.

Neben diesen grundsätzlichen Einflüssen besteht auch die Möglichkeit, dass ein Prüferwechsel sich auf das Prüfungshonorar auswirkt. Nach DeAngelo kommt es bei einem Prüferwechsel zum sog. „Low-Balling“, da der Prüfer die zukünftigen Renten bereits bei der Ausschreibung eines Mandats mit einkalkuliert und daher bereit ist, unter seinen tatsächlichen Kosten für die Erstprüfung seine Leistungen anzubieten.¹⁹ Allerdings existiert auch die Auffassung nach Dye, dass es nicht zum Low-Balling kommt, sofern die Prüfungshonorare veröffentlicht werden und die Verhandlungsmacht beim Mandanten liegt.²⁰

Wie erörtert, existieren Gründe sowohl für als auch gegen höhere Prüfungshonorare von bestimmten Prüfern. Argumentativ lässt sich allerdings nicht klären, welche Effekte in welchen Teilbereichen des Prüfungsmarktes überwiegen werden, so dass es notwendig ist, eine empirische Untersuchung durchzuführen. Zu beachten ist, dass für weitergehende Erkenntnisse die Kosten der Prüfer als Daten verfügbar sein müssen.²¹ Da diese im Regelfall nicht zugänglich sind, kann lediglich der Gesamteffekt ermittelt werden.

2.2 Forschungsstand für den deutschen Prüfungsmarkt

Als erster veröffentlichte Simunic (1980)²² eine multivariate Regressionsanalyse mit Prüfungshonoraren als abhängige Variable. Darauf folgten eine hohe Anzahl an weiteren Studien zu den Einflussfaktoren und deren Wirkungen auf die Prüfungshonorare mittels Regressionsanalysen. Dabei konzentrieren sich die Veröffentlichungen auf den englischsprachigen Raum neben dem Vereinigten Königreich und den Vereinigten Staaten von Amerika auf ehemalige Commonwealth Staaten wie Australien und Neuseeland.

¹⁸ Siehe kritisch zu den praktischen Implikationen der theoretischen Berücksichtigung des Haftungsrisikos Chant, Peter D.: Discussion of „The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence“, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1996, Vol. 15, Supplement, S. 135-138 und hier insbesondere S. 136.

¹⁹ Vgl. DeAngelo, Linda Elizabeth: Auditor independence, ‘low balling’, and disclosure regulation, in: Journal of Accounting and Economics 1981, Vol. 3, Nr. 2, S. 115.

²⁰ Vgl. Dye, Ronald A.: Informationally motivated auditor replacement, in: Journal of Accounting and Economics 1991, Vol. 14, Nr. 4, S. 349.

²¹ Vgl. Ferguson, Andrew / Stokes, Donald: Brand Name Audit Pricing, Industry Specialization, and Leadership Premiums post-Big 8 and Big 6 Mergers, in: Contemporary Accounting Research 2002, Vol. 19, Nr. 1, S. 108, Endnote 3.

²² Simunic, Dan A.: The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence, in: Journal of Accounting Research 1980, Vol. 18, Nr. 1, S. 161-190.

Für den deutschen Prüfungsmarkt existieren bislang relativ wenige Untersuchungen. Ursache hierfür ist, dass erst mit dem Bilanzrechtsreformgesetz für deutsche Unternehmen, welche Wertpapiere an einem geregelten Markt in der EU ausgegeben haben, ab den Geschäftsjahren, welche nach dem 31.12.2004 beginnen, die Prüfungshonorare im (Konzern-)Anhang angegeben werden müssen. Daher basierte die erste Regressionsanalyse für den deutschen Prüfungsmarkt von Simon (2005)²³ auf Umfrageergebnissen. Dagegen diente die Anhangsangabe als Datenbasis für die Studien von Bigus/Zimmermann (2009)²⁴ bzw. Zimmermann (2008)²⁵, Köhler et al. (2010)²⁶ und Wild (2010)²⁷.

Alle drei Untersuchungen verwenden eine branchenübergreifende Stichprobe. Das Modell von Simon ist mit lediglich fünf unabhängigen Variablen relativ einfach gehalten. Deutlich mehr Variablen werden dagegen bei Bigus/Zimmermann (10 Variablen)²⁸, Köhler et al. (9 Variablen) und Wild (9 Variablen)²⁹ getestet. Letztere haben insbesondere ihren Fokus auf Prüferwechsel gerichtet. Dabei wurden keine Branchenspezialisten oder einzelne Branchen separat von anderen untersucht.³⁰

2.3 Begründung für Branchenbetrachtung

Diese fehlende Berücksichtigung von Brancheneffekten ist insofern nachvollziehbar, als es in diesen Studien um übergeordnete Erkenntnisse zu Honoraren im deutschen Prüfungsmarkt und insbesondere das Verhalten der Honorare bei einem Prüferwechsel ging.³¹ Allerdings muss auch geklärt werden, wie allgemeingültig diese Modelle überhaupt sein können. Denn neben den firmenindividuellen Faktoren bestimmen auch branchenabhängige Einflüsse die

²³ Simon, Daniel T.: The Market For Audit Services In Germany, in: The Journal of Applied Business Research 2005, Vol. 21, Nr. 3, S. 9-14.

²⁴ Bigus, Jochen / Zimmermann, Ruth-Caroline: Quasirentenmodell und Honorare für Abschlussprüfungen in Deutschland - eine empirische Analyse, in: ZfB 2009, Vol. 79, Nr. 11, S. 1283-1308.

²⁵ Zimmermann, Ruth-Caroline: Abschlussprüfer und Bilanzpolitik der Mandanten, 2008.

²⁶ Köhler, Annette G. et al.: Prüfungshonorare in Deutschland - Determinanten und Implikationen, in: ZfB 2010, Vol. 80, Nr. 1, S. 5-29.

²⁷ Wild, Andreas: Fee Cutting and Fee Premium of German Auditors, in: DBW 2010, Vol. 70, Nr. 6, S. 513-527.

²⁸ Es wurden hier nur die Anzahl der Variablen verwendet, für die auch Ergebnisse präsentiert wurden; siehe Bigus, Jochen / Zimmermann, Ruth-Caroline: Quasirentenmodell und Honorare für Abschlussprüfungen in Deutschland - eine empirische Analyse, in: ZfB 2009, Vol. 79, Nr. 11, S. 1295.

²⁹ Darüber hinaus hat Wild noch drei Jahres-Dummy Variablen verwendet; siehe Wild, Andreas: Fee Cutting and Fee Premium of German Auditors, in: DBW 2010, Vol. 70, Nr. 6, S. 520.

³⁰ Bei Bigus/Zimmermann findet sich zwar in der Regressionsgleichung eine Variable für Branchen, allerdings werden hierzu weder Ergebnisse präsentiert noch weitere Aussagen getroffen; siehe Bigus, Jochen / Zimmermann, Ruth-Caroline: Quasirentenmodell und Honorare für Abschlussprüfungen in Deutschland - eine empirische Analyse, in: ZfB 2009, Vol. 79, Nr. 11, S. 1294 f.

³¹ Bis auf Simon testen alle anderen auf den Effekt eines Prüferwechsels.

Agency-Kosten und damit die Nachfrage nach Prüfungsleistungen. Branchenspezifika können dabei unter anderem besondere Geschäftsvorfälle und deren Abbildung in der Rechnungslegung sowie eigene Rechnungslegungsregelungen sein.³² Ohne derartige Brancheneinflüsse wäre es auch nicht möglich, dass sich bestimmte Spezialisten entwickeln würden. Damit sich die Investitionen in eine Branchenspezialisierung rentieren, müssen diese Investitionen die Prüfungsqualität erhöhen und eine solche Steigerung der Qualität auch nachgefragt werden.³³ Dass die branchenspezifische Expertise von Prüfern für die Einschätzung der Prüfungsqualität von den Mandanten bzw. den geprüften Unternehmen als einer der wichtigsten Faktoren angesehen wird, hat die Umfrage von Carcello et al. (1992) gezeigt.³⁴ Dagegen sind die empirischen Ergebnisse zum Nachweis eines Branchenspezialisten allerdings uneindeutig, da sie stark von der Gestaltung der jeweiligen Untersuchung abhängig sind.³⁵

Dennoch ist auffällig, dass der Erklärungsgehalt von Studien zu den Determinanten von Prüfungshonoraren teilweise deutlich von der jeweils zugrunde gelegten Branche abhängig ist. So haben Low et al. (1990) festgestellt, dass im Vergleich zur branchenübergreifenden Stichprobe es zu unterschiedlichen und zum Teil deutlich höheren Bestimmtheitsmaßen ihres Regressionsmodells bei einer branchenindividuellen Betrachtung kam.³⁶

Daher stellt sich die Frage, wie gut die branchenübergreifenden Regressionsgleichungen die Prüfungshonorare einer Stichprobe aus nur einer Branche schätzen können. Zusätzlich ist von Interesse, ob eine Regressionsgleichung auf Basis dieser Stichprobe zu einem höheren Erklärungsgehalt kommen kann.

Grundsätzlich kommen für diese Untersuchung alle Branchen in Betracht, welche durch die bisherigen Studien berücksichtigt wurden. Für diese Untersuchung wird die Medienbranche gewählt. Medienprodukte unterscheiden sich von anderen Industriegütern darin, dass es sich um Einzelanfertigungen mit hohen Fixkosten und erst durch den Vertrieb um Massengüter

³² Vgl. Craswell, Allen T. et al.: Auditor brand name reputations and industry specializations, in: Journal of Accounting and Economics 1995, Vol. 20, Nr. 3, S. 300.

³³ Vgl. Casterella, Jeffrey R. et al.: Auditor Industry Specialization, Client Bargaining Power, and Audit Pricing, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 2004, Vol. 23, Nr. 1, S. 125.

³⁴ Vgl. Carcello, Joseph V. et al.: Audit Quality Attributes: The Perceptions of Audit Partners, Preparers, and Financial Statement Users, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1992, Vol. 11, Nr. 1, S. 11.

³⁵ Vgl. Ferguson, Andrew / Stokes, Donald: Brand Name Audit Pricing, Industry Specialization, and Leadership Premiums post-Big 8 and Big 6 Mergers, in: Contemporary Accounting Research 2002, Vol. 19, Nr. 1, S. 105-106.

³⁶ Vgl. Low, Lay-Chin et al.: The determination of audit fees: an analysis in the Singapore context, in: Journal of Business Finance & Accounting 1990, Vol. 17, Nr. 2, p 289.

handelt.³⁷ Die massenhafte Verbreitung wird durch den immateriellen Charakter der Medien-
güter erleichtert. Insbesondere die leichte Digitalisierbarkeit stellt für die Unternehmen so-
wohl Chance als auch Risiko für das Geschäftsmodell der Medienunternehmen dar.³⁸

Besonders die Entwicklung des Internets sorgt dabei für sich ändernde Chancen und Risiken.
Zum einen wird ein weiterer Vertriebskanal für die Medienprodukte eröffnet sowie eine mul-
timediale Unterstützung der bereits bestehenden Medienprodukte ermöglicht.³⁹ Zum anderen
ist es schwer, das Urheberrecht im Internet durchzusetzen. Hiervon sind alle Mediengattungen
betroffen.

Darüber hinaus sind Medienunternehmen zusätzlich einem direkten Wettbewerb mit staatli-
chen Marktteilnehmern ausgesetzt. So werden private TV-Sender teilweise vom öffentlich-
rechtlichen Fernsehen bei Sportrechten überboten.⁴⁰ Somit lässt sich festhalten, dass die Me-
dienbranche fortlaufend Veränderungen unterworfen und aufgrund ihrer Spezifika von ande-
ren Branchen verschieden ist.⁴¹

Aufgrund der Immaterialität der Medienprodukte sind in der Medienbranche insbesondere
immaterielle Vermögenswerte in Form von Lizenzen und Rechten zu prüfen. Dabei werden
bei der Bilanzierung des Filmvermögens teilweise spezielle Abschreibungsmethoden ange-
wandt.⁴² Vereinzelt wird im Abschluss nach den International Financial Reporting Standards
(IFRS) bei der Bilanzierung von Filmvermögen sogar auf die US – General Accepted Ac-
counting Generals (US-GAAP) zurückgegriffen.⁴³ Aufgrund der Besonderheiten der Medien-
branche sollen für diese die Prüfungshonorare nachfolgend näher analysiert werden.

³⁷ Vgl. Altmeyden, Klaus-Dieter: Märkte der Medienkommunikation, in: Altmeyden, Klaus-Dieter (Hrsg.):
Ökonomie der Medien und des Mediensystems, 1996, S. 265.

³⁸ Vgl. Beyer, Andrea / Carl, Petra: Einführung in die Medienökonomie, 2. Aufl., 2008, S. 15 und 18.

³⁹ Vgl. Karmasin, Matthias / Winter, Carsten: Kontexte und Aufgabenfelder von Medienmanagement, in:
Karmasin, Matthias / Winter, Carsten (Hrsg.): Grundlagen des Medienmanagements, 2. Aufl., 2002, S. 28.

⁴⁰ Jüngst hat das ZDF sich die UEFA Champions League Free-TV Rechte gesichert und damit im Bieterver-
fahren sich gegen die ProSiebenSat.1 AG durchgesetzt; vgl. Siebenhaar, Hans-Peter: Pro Sieben Sat 1 droht
dem ZDF, in: Handelsblatt vom 06.04.2011, Nr. 68, S. 29.

⁴¹ Vgl. Beyer, Andrea / Carl, Petra: Einführung in die Medienökonomie, 2. Aufl., 2008, S. 10.

⁴² So wird im Konzernabschluss 2007 bei der Constantin Film AG die „individual film forecast method“
angewandt.

⁴³ So wird bei der Constantin Film AG 2006 und bei der IM International Media AG 2006 und 2007 im Kon-
zernabschluss auf die „film-forecast-computation-method“ (SOP 00-2) der US-GAAP verwendet.

3 Forschungsansatz

3.1 Unternehmenskreis

Zunächst ist der zu berücksichtigende Unternehmenskreis zu ermitteln, welcher für die Untersuchung verwendet werden soll. Da nur Unternehmen mit Wertpapieren im regulierten Markt verpflichtet waren, Prüfungshonorare im hier betrachteten Zeitraum von 2005 bis 2009 zu veröffentlichen, wurde für die Ermittlung des zu berücksichtigten Unternehmenskreises wie folgt vorgegangen. Ausgangsbasis ist eine Liste der Deutschen Börse AG mit einer Brancheneinteilung von Unternehmen. Von dieser entfallen 46 deutsche Unternehmen in die Medienbranche.⁴⁴ Da die zur Verfügung stehende Zuordnungsübersicht allerdings vom März 2008 stammte, wurde der einzubeziehende Unternehmenskreis durch die Recherche der IPOs entsprechend angepasst (+3 Unternehmen)⁴⁵ und mit einer aktuellen Zusammensetzung des Sektorindizes DAXsector All Media abgeglichen (+1 Unternehmen)⁴⁶.

Allerdings war es nicht möglich, für alle Unternehmen die für die Datenerhebung notwendigen Abschlüsse zu erhalten, so dass grundsätzlich 6 Unternehmen herausfallen. Im Ergebnis kommen somit potentiell nur 44 Unternehmen in Betracht. Da grundlegende Daten wie Honorarangaben in den einzelnen Jahren fehlen, reduzieren sich die relevanten Stichproben auf 34 (37, 37, 36, 27) für die Geschäftsjahre 2005 (2006, 2007, 2008, 2009).⁴⁷ Beim Fehlen von weiteren Daten für bestimmte Variablen kann es zu dieser Basis an Stichproben zu einer weiteren Reduktion kommen.

Da für das Geschäftsjahr 2005 erstmalig Prüfungshonorare angegeben werden mussten, ist für dieses Jahr noch mit Umstellungsungenauigkeiten zu rechnen. Dagegen dürften auch die Prüfungshonorare in den Abschlüssen von KPMG Mandanten ab 2007 bereits mit der KPMG AG

⁴⁴ Abrufbar unter http://deutsche-boerse.com/dbag/dispatch/de/kir/gdb_navigation/lc/100_Market_Structure/40_sector_indices/200_DAXsubsector_All. Aus dieser Liste sind nur 45 deutsche Unternehmen den Medienbranche zuzuordnen; allerdings wurde zusätzlich noch das einzig identifizierbare Unternehmen, welches keine Eigen- sondern Fremdkapitaltitel im Regulierten Markt an der Frankfurter Wertpapierbörse platziert hat, mit aufgenommen (Bertelsmann AG).

⁴⁵ Abgerufen am 07.02.2011 unter http://deutsche-boerse.com/dbag/dispatch/de/ers/gdb_navigation/trading/20_tradable_instruments/100_Shares/200_new_emissions/ers_query/M_Boersengaenge.kir?count=10&view=full.

⁴⁶ Abgerufen am 07.02.2011 unter http://deutsche-boerse.com/dbag/dispatch/de/isg/gdb_navigation/lc/100_Market_Structure/40_sector_indices/100_DAXsector_All?active=constituents&module=InConstituents_Index&wp=DE000A0SM7T4&wplist=DE000A0SM7T4&foldertype=_Index&wpbpl=ETR.

⁴⁷ Bei abweichenden Geschäftsjahren wurden die Unternehmen dem Kalenderjahr zugeordnet, in dem das abweichende Geschäftsjahr begonnen hatte; zusätzlich sei darauf hingewiesen, dass die Unternehmen der Stichprobe nicht alle unabhängig sind, sondern einem ausländischen Mutterunternehmen unterstehen können; wie z.B. die MME Moviement AG.

im Ausland verbundene Unternehmen ausgewiesen werden.⁴⁸ Folglich wird für die Untersuchung hauptsächlich das Geschäftsjahr 2006 verwendet. Dieses Jahr bietet neben 2007 die grundsätzlich höchste Stichprobe.

3.2 Modell und Daten

Aufgrund dieser geringen Stichprobenumfänge in Verbindung mit der in Kapitel II.b beschriebenen hohen Variablenanzahl ist es nicht möglich, die Regressionsmodelle der bestehenden Studien zum deutschen Prüfungsmarkt anhand der Stichprobe der Medienunternehmen zu wiederholen. Weiterhin wird die eigene Regressionsanalyse sich entsprechend auf wenige Variablen beschränken müssen.

Als weiterer Schritt wurde geprüft, ob die Daten der Stichprobe in die Regressionsgleichungen aus den bestehenden Untersuchungen eingesetzt werden können, um den Erklärungsgehalt dieser Gleichungen für die hier verwendete Stichprobe und damit der Medienbranche zu ermitteln. Allerdings ist es für ein derartiges Vorgehen notwendig, dass die Daten der jeweiligen Variablen im gleichen Wertebereich liegen wie die für die Bestimmung der Regressionskoeffizienten verwendeten Daten. Da die Regressionsgleichungen nur für die verwendeten Wertebereiche gelten, dürfen die Werte der Variablen der Stichprobe der Medienunternehmen nicht von diesen Bereichen abweichen, da sonst eine unzulässige Extrapolation vorliegen würde.

Für Simon lässt sich nicht ermitteln, ob eine Extrapolation vorliegt, da keine Minima und Maxima angegeben werden. Bigus/Zimmermann geben diese zwar an; allerdings wurden nur Angaben zu den logarithmierten Werten gemacht. Da diese allerdings davon abhängig sind, ob die Variablen in einer bestimmten Höhe integriert wurden (Mio., TSD oder EUR), können wir nicht ausschließen, dass wir eine Extrapolation vornehmen würden. Daher können wir dieses Modell ebenfalls nicht nutzen. Bei Köhler et al. werden keine deskriptiven Statistiken angegeben, so dass hier grundsätzlich das gleiche wie bei Simon gilt. Allerdings proklamieren Köhler et al., eine Vollerhebung vorgenommen zu haben, so dass theoretisch unsere Unternehmen mit in ihrer Stichprobe enthalten sein müssten. Da allerdings nicht ausgeschlossen werden kann, dass aufgrund von fehlenden Daten einige Unternehmen ausgeschlossen wurden

⁴⁸ Da mehrere europäische Mitglieder des Netzwerks KPMG sich unter dem Dach der KPMG Europe LLP zusammengeschlossen haben und folglich als mit der deutschen KPMG AG verbunden gelten, müssen die Honorare für die verbundenen Unternehmen mit dem Abschlussprüfer KPMG AG mit ausgewiesen werden (IDW RH HFA 1.006, Tz. 6).

und ein eindeutiger Ausschluss des Vorliegens einer Extrapolation nicht sichergestellt ist, wird auch hier darauf verzichtet, die Güte der Regressionsgleichung für Medienunternehmen zu testen. Für die Schätzung der Honorare anhand der OLS-Regressionsgleichung von Wild tritt zusätzlich das Problem auf, dass zwar deskriptive Angaben vorliegen. Allerdings besaßen die Residuen in allen Jahren unserer Stichprobe für die Gleichung nicht den Erwartungswert Null, so dass eine Berechnung eines Bestimmtheitsmaßes nicht möglich war. Im Ergebnis lässt sich festhalten, dass die bisherigen Modelle für den deutschen Prüfungsmarkt nicht für den praktischen Einsatz von Medienunternehmen geeignet sind.

Da aufgrund des geringen Stichprobenumfangs nur ein sehr begrenzter Umfang an Variablen in einer Regressionsanalyse statistisch sinnvoll einsetzbar ist, wird das folgende Grundmodell verwendet:

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \varepsilon \quad (3)$$

mit der abhängigen Variable $\ln(AF)$ als natürlichen Logarithmus des Honorars für die Jahres- bzw. Konzernabschlussprüfung in Tausend EUR sowie der unabhängigen Variable $\ln(TA)$ als natürlicher Logarithmus der Bilanzsumme (*total assets*) des geprüften Unternehmens in Mio. EUR. Die Größe des Mandanten hat sich international als bedeutendste Variable herausgestellt und wird meist durch die Bilanzsumme abgebildet.⁴⁹ Es wird dabei davon ausgegangen, dass die Variable $\ln(TA)$ einen positiven Effekt auf die abhängige Variable $\ln(AF)$ haben wird. Auf die Berücksichtigung der Komplexität oder des Risikos wurde im Grundmodell aufgrund der niedrigen Stichprobe verzichtet.

Als Datenbasis wurden die Konzern- oder Jahresabschlüsse verwendet, um die Prüfungshonorare, die Identität des Prüfers, die Ausgestaltung des Bestätigungs- oder Versagungsvermerks, die Anzahl an Tochterunternehmen, das Datum des Geschäftsjahresabschlusses und das Bestehen eines Prüfungsausschusses zu ermitteln. Die weiteren Daten zu Bilanz- und Ergebnisrechnungspositionen wurden aus der Datenbank Amadeus gewonnen.

⁴⁹ Vgl. Hay, David C. et al.: Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes, in: Contemporary Accounting Research 2006, Vol. 23, Nr. 1, S. 169. Alternativ wurden auch die Umsatzerlöse als Größenmaß getestet. Diese führten allerdings zu einem geringeren Erklärungsgehalt als die Bilanzsumme.

4 Ergebnisse

4.1 Deskriptive Ergebnisse

Für das Jahr 2006 ergeben sich folgende deskriptive Ergebnisse:

	N	Minimum	Maximum	Mittelwert	Standardabweichung
AF in TSD	37	12,0	4000,0	330,076	691,4136
ln(AF)	37	2,48	8,29	5,0177	1,12136
TA in Mio.	37	1,073	22515,0	910,119	3709,08195
ln(TA)	37	,07	10,02	4,3744	2,00137

Tab. 1: Deskriptive Statistik des Basismodells für 2006

Darüber hinaus ist die Variable $\ln(TA)$ mit $\ln(AF)$ stark positiv signifikant korreliert (0,926). Im Vergleich zur Studie von Simon, welche für die Bilanzsumme einen Mittelwert von EUR 1.161 Mio. besaß, sind die Unternehmen der Stichprobe im Schnitt etwas kleiner. Dagegen scheint es große Unterschiede zur Stichprobe von Simon bezüglich der Prüfungshonorare zu geben. Diese Unterschiede sind entweder in einer zeitlichen Veränderung oder einer Änderung der Stichprobenzusammensetzung begründet. So besaß die Stichprobe von Simon einen Mittelwert für die Prüfungshonorare von EUR 820 TSD, wohingegen unsere Stichprobe für 2006 lediglich EUR 330,1 TSD als Mittelwert besitzt.

Dagegen besteht ein nennenswerter Größenunterschied des durchschnittlichen Mandanten zu Wild, welcher auf einen Mittelwert für die Bilanzsumme von EUR 4.798,42 Mio. und für die Honorare von EUR 1.117,13 TSD kommt. Folglich ist davon auszugehen, dass die in unserer Stichprobe integrierten Unternehmen im Schnitt deutlich kleiner sind als in den bisherigen Studien zum deutschen Prüfungsmarkt.

4.2 Regressionsergebnisse des Basismodells

Für das Jahr 2006 ergeben sich beim Grundmodell folgende Regressionsergebnisse:

Modellzusammenfassung ^b					
Modell	R	R-Quadrat	Korrigiertes R-Quadrat	Standardfehler des Schätzers	Durbin-Watson-Statistik
1	,926 ^a	,858	,854	,42894	1,704

a. Einflußvariablen : (Konstante), $\ln(TA)$

b. Abhängige Variable: $\ln(AF)$

ANOVA^b

Modell	Quadratsumme	df	Mittel der Quadrate	F	Sig.
1 Regression	38,828	1	38,828	211,038	,000 ^a
Nicht standardisiert Residuen	6,440	35	,184		
Gesamt	45,268	36			

a. Einflußvariablen : (Konstante), ln(TA)

b. Abhängige Variable: ln(AF)

Koeffizienten^a

Modell	Nicht standardisierte Koeffizienten		Standardisierte Koeffizienten	T	Sig.	95,0% Konfidenzintervalle für B	
	Regressionskoeffizient B	Standardfehler	Beta			Untergrenze	Obergrenze
1 (Konstante)	2,748	,171		16,028	,000	2,400	3,096
ln(TA)	,519	,036	,926	14,527	,000	,446	,591

a. Abhängige Variable: ln(AF)

Tab. 2: Ergebnisse der Regressionsanalyse des Basismodells für 2006

Das Modell ist insgesamt signifikant und besitzt mit einem korrigierten Bestimmtheitsmaß ($\text{adj. } R^2$) von 0,854 einen hohen Erklärungsgehalt. Die unabhängige Variable $\ln(TA)$ ist signifikant und besitzt mit einem standardisierten Regressionskoeffizienten von 0,926 einen hohen Einfluss auf die Prüfungshonorare. Die Ergebnisse sind mit denen der anderen Jahre vergleichbar (2007: $\text{adj. } R^2 = 0,823$; 2008: $\text{adj. } R^2 = 0,855$; 2009: $\text{adj. } R^2 = 0,833$), wobei in 2005 das korrigierte Bestimmtheitsmaß mit 0,73 etwas geringer ausfällt. Dabei ist in allen Jahren die unabhängige Variable signifikant.

Dieser hohe Erklärungsgehalt ist vergleichbar mit denen von Simon ($\text{adj. } R^2 = 0,74$), Bigus/Zimmermann ($\text{adj. } R^2 = 0,7974$ fürs Ausgangsmodell), Köhler et al. (2005: $\text{adj. } R^2 = 0,821$; 2006: $\text{adj. } R^2 = 0,813$; 2007: $\text{adj. } R^2 = 0,819$) und Wild ($\text{adj. } R^2 = 0,82$ beim gepoolten OLS Grundmodell). Jedoch wird dieser hohe Erklärungsgehalt für unsere Stichproben ausschließlich durch eine einzige unabhängige Variable und nicht durch eine größere Anzahl an Variablen erreicht.

Allerdings müssen auch die Annahmen für die Kleinsten-Quadrate-Methode (OLS) erfüllt sein, damit die Schätzungen der Regressionskoeffizienten unverzerrt und effizient sind.⁵⁰ Um zu untersuchen, ob Heteroskedastizität vorliegt, wurden der Goldfeld-Quandt-Test und der Breusch-Pagan-Test eingesetzt. Bei beiden konnte die Annahme, dass Homoskedastizität vor-

⁵⁰ Vgl. Backhaus, Klaus et al.: Multivariate Analysemethoden, 13. Aufl., 2010, S. 86.

liegt, nicht widerlegt werden, so dass keine Heteroskedastizität hier vorliegen sollte. Die Annahme, dass Autokorrelation besteht, konnte ebenfalls abgelehnt werden, da der empirische Durbin-Watson-Wert mit 1,704 nahe an 2 liegt.⁵¹ Da es sich um ein univariates Modell handelt, stellt die Multikollinearität kein Problem dar. Zusätzlich gilt es, das Vorliegen der Normalverteilung der Störgrößen zu testen. Hierfür wurde der in PASW verfügbare Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstest durchgeführt. Die Annahme, dass keine Normalverteilung vorliegt, konnte abgelehnt werden. Die Modellannahmen wurden auch in den anderen Jahren erfüllt.

Zur Überprüfung, ob die Gleichung auch für andere Jahre einen hohen Erklärungsgehalt besitzt, wurden die Daten des Jahres 2009 in die Regressionsgleichung eingesetzt und das Bestimmtheitsmaß ermittelt. Mit über 0,8 konnte ein ebenfalls hohes Bestimmtheitsmaß ermittelt werden, so dass anzunehmen ist, dass die Gleichung über das Jahr 2006 hinaus einen hohen Erklärungsgehalt liefert.

⁵¹ Die kritischen Durbin-Watson-Werte betragen für die Stichprobe für das Basismodell in 2007: $du_{37;2;0,05} = 1,42$ und $do_{37;2;0,05} = 1,53$; folglich liegt der empirische Durbin-Watson-Wert im Annahmebereich ($1,53 < 1,704 < 2,47 (= 4 - 1,53)$), dass keine Autokorrelation vorliegt; kritische Werte aus Durbin, J. / Watson, G. S.: Testing for serial correlation in least squares regression II, in: Biometrika 1951, Vol. 38, Nr. 1-2, S. 173.

5 Interpretation der Ergebnisse des Basismodells

Die Ergebnisse des Basismodells haben gezeigt, dass bei der Stichprobe der Medienunternehmen die Unternehmensgröße des zu prüfenden Mandanten einen sehr hohen Erklärungsgehalt für die Prüfungshonorare bietet. Ursache hierfür dürfte sicherlich sein, dass die geprüften Unternehmen in unserer Stichprobe deutlich kleiner sind als in den anderen Studien zum deutschen Prüfungsmarkt. Für die Medienbranche bedeuten unsere Ergebnisse, dass sie ihre Unternehmensdaten in die folgende Gleichung einsetzen können, um ihr Prüfungshonorar schätzen zu können:⁵²

$$\ln(AF) = 2,748 + 0,519 \times \ln(TA) \quad (4)$$

Wird die Gleichung 4 mit e exponenziert, so ergibt sich Gleichung 5, welche sich noch weiter zur Gleichung 6 umformen lässt:

$$AF = e^{2,748+0,519 \times \ln(TA)} \quad (5)$$

$$AF = e^{2,748} \times (e^{0,519})^{\ln TA} = 15,6114 \times 1,6803^{\ln TA} \quad (6)$$

Dabei ist die Einschränkung zu beachten, dass nur Werte zwischen EUR 1,073 Mio. und EUR 22.515 Mio. für die Bilanzsumme eingesetzt werden dürfen. Z.B. würde sich somit bei einer Bilanzsumme von EUR 10 Mio. folgende Gleichung und Ergebnis in TSD EUR ergeben:

$$AF = e^{2,748+0,519 \times \ln(10)} = 51,575 \quad (7)$$

⁵² Vgl. Wallace, Wanda A.: External Audit Fees: How Reasonable Are They?, in: Financial Executive 1984, Vol. 52, Nr. 1, S. 39.

6 Modellerweiterungen

Neben dem Grundmodell wurden verschiedene Modellvarianten getestet, um zusätzliche Erkenntnisse zu gewinnen. Auf die vollständige Angabe der deskriptiven Statistiken für die Stichproben der Modellerweiterungen wird aus Platzgründen verzichtet und nur für die jeweils aufgenommene Experimentalvariable notiert. Des Weiteren werden Korrelationen zwischen der jeweiligen Variable und $\ln(AF)$ nur genannt, wenn diese signifikant sind. Dabei werden Signifikanzniveaus von 0,10 als schwach signifikant und 0,05 als signifikant bezeichnet. Erhöhte Multikollinearität trat nicht auf. Der höchste VIF betrug lediglich 2,917. Sofern Heteroskedastizität aufgetreten ist, wurde diese mittels einer WLS-Gewichtung korrigiert.

6.1 Aufschlag bei den Honoraren für Big 4

Um zu prüfen, ob die Big 4 höhere Prüfungshonorare erhalten als Non-Big 4, wurde das Basismodell aus Gleichung 3 mit einer Dummy-Variable erweitert, welche den Wert 1, wenn das Unternehmen von einer Big 4 Prüfungsgesellschaft geprüft wurde, und in den restlichen Fällen (Non-Big 4) den Wert 0 besitzt (*BIG4*). Alternativ wurden auch wie bei Wild die jeweiligen Big 4 Prüfungsgesellschaften einzeln getestet, indem statt *BIG* eine entsprechende Dummy-Variable für die jeweilige Gesellschaft eingefügt wurde (*DELOITTE*, *EY*, *KPMG*, *PWC*).

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 BIG + \varepsilon \quad (8)$$

Aufgrund des geringen Stichprobenumfangs wurde für jede Prüfungsgesellschaft eine eigene Regressionsgleichung erstellt. Da der Mittelwert der Variable *DELOITTE* unter 0,1 lag, wurde für dieses Unternehmen keine eigene Analyse durchgeführt. Damit wurden im Ergebnis vier Regressionsanalysen durchgeführt.

Da Medienunternehmen im Bezug auf ihre Rechnungslegung nicht gesondert reguliert werden, ist davon auszugehen, dass sie im Vergleich zu stärker regulierten Branchen, wie dem Finanzsektor, eine geringere Konzentration der Big 4 aufweisen.⁵³ Darüber hinaus kann allerdings auch alleine die geringere Größe der Mandanten in unserer Stichprobe zu einem gerin-

⁵³ Siehe zum Zusammenhang zwischen dem Regulierungsgrad der Branchen und der Konzentration für den US-amerikanischen Prüfungsmarkt Eichenseher, John W. / Danos, Paul: The Analysis of Industry-Specific Auditor Concentration: Towards an Explanatory Model, in: The Accounting Review 1981, Vol. 23, Nr. 89, S. 479-492.

geren Konzentrationsgrad der Big 4 Prüfungsgesellschaften führen.⁵⁴ Die Ursache hierfür könnte darin liegen, dass die Big 4 auf dem Markt der kleineren Mandanten nicht die entsprechenden Honorare erhalten, welche für ihr minimales Qualitätsniveau notwendig sind.⁵⁵ In unserer Stichprobe wurden im Jahr 2006 lediglich 57 % der Unternehmen von den Big 4 geprüft.⁵⁶ Dies ist vergleichbar mit Simon, in dessen Stichprobe 59,5 % der Unternehmen von den Big 5 Prüfungsgesellschaften geprüft wurden.⁵⁷ Im Vergleich dazu lagen bei Wild mit 66 % und Bigus/Zimmermann mit 70% deutlich höhere Anteile in den Stichproben vor. Da nicht für alle Unternehmen der Stichprobe die Prüfer ermittelbar waren, reduziert sich zum Basismodell der Stichprobenumfang; für 2005 auf 33 und für 2006 auf 35 Unternehmen.

Die Variable *BIG4* ist in allen Jahren positiv signifikant mit $\ln(AF)$ korreliert. Dabei schwankt die Korrelation zwischen 0,405 (2006) und 0,573 (2009). Die Variable *KPMG* ist in 2005 und 2009 nur schwach positiv signifikant und in 2006 bis 2008 positiv signifikant korreliert. Dagegen ist die Variable *PWC* lediglich in 2006 positiv signifikant und 2009 schwach positiv signifikant korreliert. Die Variable *EY* ist nur in 2009 schwach positiv korreliert.

In den durchgeführten Regressionsanalysen konnte kein signifikanter Einfluss ermittelt werden. Dies gilt sowohl für die Big4 Dummy-Variable als auch für die Dummy-Variablen der einzelnen Prüfungsgesellschaften. Die Modellannahmen wurden in 2006 erfüllt.⁵⁸ Damit unterscheidet sich unser Ergebnis erheblich von den bisherigen Studien. Diese hatten bislang jeweils einen signifikanten positiven Einfluss nachgewiesen. Somit lässt sich festhalten, dass als Gesamteffekt kein Aufschlag von Big 4 Prüfungsgesellschaften feststellbar ist. Ob dies an einem höheren Wettbewerb aufgrund der geringeren Konzentration begründet ist oder der Größenvorteil einen möglichen Aufschlag für die höhere Prüfungsqualität kompensiert, lässt sich nicht ermitteln.

⁵⁴ Vgl. hierzu die Tabelle 1 bei Simunic, Dan A.: The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence, in: Journal of Accounting Research 1980, Vol. 18, Nr. 1, S. 163.

⁵⁵ Vgl. Carson, Elizabeth et al.: Audit Fees and Market Segmentation – Further Evidence on How Client Size Matters within the Context of Audit Fee Models, in: International Journal of Auditing 2004, Vol. 8, Nr. 1, S. 83.

⁵⁶ Für die anderen Jahre ergeben sich vergleichbare Anteile zwischen 0,56 und 0,58.

⁵⁷ Durch die Auflösung des Netzwerks von Arthur Anderson im Jahr 2002 wurden aus den Big 5 die heutigen Big 4.

⁵⁸ Dies gilt ebenfalls für 2007 und 2008. Bei den Regressionen für 2005 besteht Autokorrelation und für 2009 konnte Autokorrelation nicht ausgeschlossen werden.

6.2 Der Einfluss der Komplexität der Prüfung auf die Honorare

Da aufgrund des geringen Stichprobenumfangs die Aufnahme ins Basismodell von Variablen zur Messung des Einflusses der Komplexität des Mandanten auf die Prüfungshonorare nicht möglich war, wurden diese als nächste Modellerweiterung getestet. Hierfür wurde die Gleichung 3 durch die Wurzel aus der Anzahl der vollkonsolidierten Tochterunternehmen bzw. durch das Verhältnis der ausländischen Tochterunternehmen zur Gesamtanzahl der vollkonsolidierten Tochterunternehmen erweitert:⁵⁹

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 \sqrt{SUBS} + \varepsilon \quad (9)$$

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 FOREIGN + \varepsilon \quad (10)$$

Die Variable Wurzel aus den Tochterunternehmen ist mit $\ln(AF)$ mit Ausnahme von 2005 signifikant positiv korreliert. Dabei schwanken die Korrelationen zwischen 0,59 in 2005 und 0,812 in 2009. Die Mittelwerte schwanken zwischen 3,7648 (2009) und 4,728 (2007). Die Variable *FOREIGN* dagegen ist nicht signifikant mit $\ln(AF)$ korreliert, und die Mittelwerte schwanken zwischen 0,3106 (2006) und 0,3633 (2007).

Beim ersten Modell konnte in 2005 und beim *FOREIGN*-Modell konnte in 2009 nicht ausgeschlossen werden, dass Autokorrelation vorliegt. Die Variable der Wurzel aus den Tochterunternehmen ist einzig in 2008 positiv signifikant und die Variable *FOREIGN* überhaupt nicht signifikant. In 2009 ist die Variable der Tochterunternehmen nach der Korrektur der Heteroskedastizität schwach signifikant, allerdings mit einem Vorzeichenwechsel im Konfidenzintervall. Da nicht für alle Unternehmen der Basis-Stichprobe die Anzahl der Tochterunternehmen oder deren Zuordnung zum In- und Ausland ermittelbar waren, hat sich der Stichprobenumfang zum Basismodell reduziert.⁶⁰

Im Vergleich hierzu hat Simon einen positiven signifikanten Einfluss für die Anzahl der Tochterunternehmen ermittelt. Die Variable bei Simon besaß einen Mittelwert i.H.v. 9,9. Bei Wild besitzt die Wurzel aus Tochterunternehmen ebenfalls einen positiven signifikanten Einfluss. Der Mittelwert der Anzahl der Tochterunternehmen bei Wild betrug 7,971 (Wurzel aus 63,54). Da die Variable *FOREIGN* erstmalig für eine Untersuchung der Honorare im deut-

⁵⁹ Sofern keine Tochterunternehmen vorliegen, wurde 0,0000001 anstelle von 0 verwendet, um die Berechnungen zu ermöglichen.

⁶⁰ Die erste Zahl für das Modell der Gleichung 9 und die zweite Zahl für Gleichung 10: 32 und 30 für 2005, 35 und 34 für 2006, 37 und 35 für 2007, 36 und 34 für 2008 sowie 27 und 27 für 2009.

schen Prüfungsmarkt untersucht wurde, ist ein Vergleich nicht möglich. Allerdings hat sich ein positiv signifikanter Einfluss in internationalen Studien herausgestellt.⁶¹

6.3 Die Wirkung des Risikos der Prüfung auf die Honorare

Neben der Komplexität wurden auch übliche Variablen zur Erfassung des Risikos als Model-
lerweiterung getestet. Zunächst wurde eine Dummy-Variable eingefügt. Sofern ein Jahres-
bzw. Konzernfehlbetrag vorliegt, besitzt die Variable den Wert 1 (*LOSS*):⁶²

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 LOSS + \varepsilon \quad (11)$$

Auffällig ist, dass der Anteil der Unternehmen, welche einen Fehlbetrag besitzen, sehr hoch ist. So haben 35 % in 2005, 38 % in 2006, 59 % in 2007, 64 % in 2008 und 52 % in 2009 der Unternehmen in den jeweiligen Stichproben einen Fehlbetrag. Im Vergleich dazu betrug der Anteil bei Simon 18,9 % und bei Wild 18 %. *LOSS* ist ausschließlich in 2009 signifikant negativ mit $\ln(AF)$ korreliert.

Das Bestehen von Autokorrelation wurde in 2005 bestätigt und konnte in 2008 nicht abgelehnt werden. In keinem der Jahre besaß die Dummy-Variable einen signifikanten Einfluss auf die Prüfungshonorare. Dagegen war *LOSS* bei Simon positiv signifikant und bei Bigus/Zimmermann negativ signifikant. Bei Wild hängt die Signifikanz vom statistischen Verfahren ab. So ist in der gepoolten OLS-Regression die Variable positiv signifikant und bei der Panelanalyse mit Fixed Effects nicht signifikant.

Neben der *LOSS*-Variable wurde zusätzlich auch geprüft, ob die Höhe der Verschuldung des Unternehmens einen Einfluss auf die Prüfungshonorare besitzt.⁶³ Um die Höhe der Verschuldung zu messen, wurde sowohl der Verschuldungsgrad (Fremdkapital zum Eigenkapital) als auch die Fremdkapitalquote (Fremdkapital zur Bilanzsumme) getestet:⁶⁴

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 VERSCHULDUNG + \varepsilon \quad (12)$$

⁶¹ Vgl. Hay, David C. et al.: Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes, in: Contemporary Accounting Research 2006, Vol. 23, Nr. 1, S. 164.

⁶² Stichprobenumfänge: 34 für 2005, 37 für 2006, 37 für 2007, 36 für 2008 sowie 27 für 2009.

⁶³ Siehe zur Abwägung der Wirkungen von Eigen- und Fremdkapital auf Agency-Kosten und damit der Nachfrage nach Prüfungsleistungen bei kleineren Mandanten Peel, Michael J. / Roberts, Roydon: Audit fee determinants and auditor premiums: evidence from the micro-firm sub-market, in: Accounting and Business Research 2003, Vol. 33, Nr. 3, S. 208-209.

⁶⁴ Die Stichprobenumfänge entsprechen denen wie im *LOSS*-Modell (Gleichung 11).

Die Mittelwerte des Verschuldungsgrads schwankten zwischen 1,301 (2009) und 5,2784 (2005). Dabei waren die Korrelationen zu $\ln(AF)$ nicht signifikant. Dagegen fielen die Schwankungen der Mittelwerte bei der Fremdkapitalquote geringer aus (0,6374 in 2005 bis 0,7459 in 2008). Im Gegensatz zum Verschuldungsgrad waren die Korrelationen der Fremdkapitalquote in 2005, 2006, 2008 und 2009 signifikant und in 2007 schwach signifikant positiv.

Der Verschuldungsgrad hat bei den Regressionen zu keinem signifikanten Einfluss geführt. In 2006 konnte die Annahme von Autokorrelation nicht abgelehnt werden. Dagegen besaß die Fremdkapitalquote in 2005, 2008 und 2009 einen signifikanten positiven Einfluss, allerdings in 2009 mit einem Vorzeichenwechsel im Konfidenzintervall. Da in 2005 (2008, 2009) im Basismodell das adj. R^2 0,73 (0,855; 0,833) betrug, konnte für diese Jahre das adj. R^2 durch die Aufnahme der Fremdkapitalquote auf adj. R^2 0,804 (0,876; 0,846) gesteigert werden. Jedoch ist anzumerken, dass bei der Fremdkapitalquote ein großes Konfidenzintervall besteht.

Die Wirkung des Verschuldungsgrads wurde auch von Köhler et al. getestet und als positiv signifikant ermittelt. Ebenfalls positiv signifikant war bei Bigus/Zimmermann der Einfluss der Fremdkapitalquote. Wild verwendet für sein Modell eine Fremdkapitalquote mit lediglich langfristigem Fremdkapital im Zähler. Dabei wurde nur bei der gepoolten OLS-Regression ein signifikanter positiver Effekt festgestellt. Dagegen trat dieser unter Berücksichtigung von Fixed Effects nicht mehr auf.

Die Variable von Wild wurde auch anhand der im Rahmen dieser Untersuchung verwendeten Stichprobe überprüft. Hier schwankte der Mittelwert zwischen 0,2594 (2005) und 0,3419 (2007) (Wild: 0,14) und die signifikanten Korrelationen zu $\ln(AF)$ zwischen 0,33 (2006) und 0,56 (2005). Die Variable war in allen Jahren nicht signifikant. Einzig in 2005 war die Variable schwach signifikant. Allerdings trat ein Vorzeichenwechsel im Konfidenzintervall auf, so dass wohl eher davon auszugehen ist, dass tendenziell dieses Maß zur Messung des Risikos keinen Einfluss besitzt.

6.4 Der Einfluss besonderer Prüfungsfelder auf die Prüfungshonorare

Da einige Bilanzpositionen aufgrund eines höheren Risikos bei der Abschlussprüfung mehr Prüfungshandlungen bedürfen, wird das Verhältnis der Vorräte und Forderungen zur Bilanz-

summe als Variable verwendet.⁶⁵ Die Stichprobenumfänge entsprechen denen des Verschuldungsmodells (Gleichung 12):

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 INVREC + \varepsilon \quad (13)$$

Die Mittelwerte schwanken zwischen 0,1633 (2008) und 0,1712 (2009). Die Variable *INVREC* korreliert einzig in 2009 negativ signifikant mit $\ln(AF)$. Bei der Regression wurde mit Ausnahme von 2007 in allen restlichen Jahren kein signifikanter Einfluss dieser Variable ermittelt. Die Ergebnisse der Regressionsanalysen sind problematisch. So ist nach der Korrektur der Heteroskedastizität in 2005 die Variable positiv signifikant. In 2007 war der Einfluss ebenfalls positiv signifikant. Allerdings konnte das Bestehen von Autokorrelation in 2007 ebenso wie in 2009 nicht abgelehnt werden. Darüber hinaus besitzt die Variable sehr große Konfidenzintervalle. Somit ist dieses Ergebnis als unsicher anzusehen. Infolgedessen ist in der Tendenz davon auszugehen, dass das Verhältnis des Vorratsvermögens und der Forderungen aus Lieferungen und Leistungen zur Bilanzsumme keinen Einfluss auf die Prüfungshonorare besitzt.

Dieses Ergebnis ist vergleichbar mit Simon, welcher ebenfalls keinen signifikanten Einfluss feststellen konnte. Dagegen hat Wild eine positive signifikante Wirkung ermittelt. Dabei ist zu beachten, dass die Mittelwerte mit 0,36 bei Simon und mit 0,35 bei Wild deutlich höher als in den hier verwendeten Stichproben lagen.

6.5 Die Wirkungen eines Prüferwechsels auf die Honorare

Da sich der Großteil der deutschen Studien zu den Prüfungshonoraren mit der Wirkung eines Prüferwechsels beschäftigt hat, wurde das Modell auch mit einer Variable erweitert, um einen solchen Wechsel zu erfassen. Dabei wurden zwei Varianten einer Dummy-Variable eingesetzt. Zum einen nimmt die Variable den Wert 1 an, wenn es sich um eine Erstprüfung handelt (*TENURE₁*), und zum anderen, wenn der Prüfer identisch mit den Prüfern der zwei vorangegangenen Jahren ist (*TENURE₃*):⁶⁶

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 TENURE_i + \varepsilon \quad (14)$$

⁶⁵ Vgl. Simunic, Dan A.: The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence, in: Journal of Accounting Research 1980, Vol. 18, Nr. 1, S. 173.

⁶⁶ Stichprobenumfänge mit der ersten Zahl für das *TENURE₁* und die zweite Zahl für *TENURE₃*: 28 und 25 für 2005, 32 und 28 für 2006, 34 und 32 für 2007, 36 und 34 für 2008 sowie 27 für 2009; in 2009 gab es in der Stichprobe keinen Prüferwechsel.

In 2009 fand in der Stichprobe kein Prüferwechsel statt und in 2006 wurde bei lediglich 3 % der Unternehmen ein solcher durchgeführt. Dagegen betrug in 2005 (2007, 2008) der Anteil 18 % (26 %, 17 %). Die Variable $TENURE_1$ ist in keinem der Jahre signifikant. Dabei konnte in 2005 und 2008 Autokorrelation nicht ausgeschlossen werden. Ebenso ist die Variable $TENURE_3$ in allen Jahren nicht signifikant. Folglich kommt es bei Medienunternehmen nicht zu reduzierten Honoraren im ersten Prüfungsjahr.

Dies ist mit Bigus/Zimmermann vergleichbar, welche ebenfalls keinen signifikanten Einfluss eines Prüferwechsels im ersten Jahr festgestellt haben. Dagegen haben Köhler et al. einen negativen signifikanten Einfluss von Erstprüfungen auf die Prüfungshonorare ermittelt. Da die Variable $TENURE_3$ als Dummy-Variable für den deutschen Prüfungsmarkt noch nicht getestet wurde, ist ein Vergleich nicht möglich. Einzig Bigus/Zimmermann haben die Mandatsdauer als Variable geprüft und einen signifikanten positiven Einfluss entdeckt.

6.6 Der Einfluss von Nichtprüfungshonoraren auf die Prüfungshonorare

Als weitere Modellerweiterung wurde der Einfluss der Nichtprüfungshonorare (*non-audit fees*) auf die Prüfungshonorare untersucht. Hierzu wurden die Nichtprüfungshonorare ebenfalls logarithmiert ($\ln(NAF)$).⁶⁷

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 \ln(NAF) + \varepsilon \quad (15)$$

Der Mittelwert des Variable $\ln(NAF)$ schwankt zwischen 0,7949 (2008) und 2,3105 (2007). Die Variable ist mit $\ln(AF)$ in 2006 und 2008 signifikant sowie 2005, 2007 und 2009 schwach signifikant positiv korreliert.

Autokorrelation konnte in 2005 nicht abgelehnt werden. Einzig in 2006 konnte ein signifikanter Einfluss festgestellt werden. Darüber hinaus war die Variable in 2009 schwach signifikant. Jedoch kam es im Konfidenzintervall zu einem Vorzeichenwechsel, so dass dieses Ergebnis entsprechend unsicher ist. Folglich ist wohl eher davon auszugehen, dass die Nichtprüfungshonorare keinen Einfluss auf die Prüfungshonorare besitzen.

⁶⁷ Die Stichprobenumfänge entsprechen dem BIG-Regressionsmodell (Gleichung 8); mit Ausnahme von 2006 (36 Unternehmen).

Bislang haben lediglich Bigus/Zimmermann den Einfluss von Nichtprüfungshonoraren getestet. Sie fanden eine signifikante positive Wirkung. Allerdings hatten sie mit 11,644 einen deutlich höheren Mittelwert als unsere Stichproben.

6.7 Einfluss durch Zeitvariablen auf die Prüfungshonorare

Da im Regelfall die Geschäftsjahre am 31.12. enden, ist die Zeit um diesen Termin für die Prüfungsbranche besonders arbeitsreich (*busy season*). Daher könnte es sein, dass Mandanten mit abweichendem Geschäftsjahresende ein Rabatt gewährt wird oder den anderen Mandanten mit dem Geschäftsjahresende zum 31.12. ein Aufschlag erhoben wird, um die Auslastung übers Kalenderjahr besser zu verteilen. Somit haben wir eine Dummy-Variable als Modellerweiterung mit dem Wert 1 durchgeführt, sofern das Unternehmen zum 31.12. sein Geschäftsjahresende besitzt (*BUSY*):

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 BUSY + \varepsilon \quad (16)$$

Die Stichprobenumfänge entsprechen denen der Modellerweiterung zu den Big 4 Prüfern (Gleichung 8). Der Anteil der Unternehmen, welche zum 31.12. ihren Geschäftsjahresschluss hatten, schwankt zwischen 0,85 (2005) und 0,96 (2009). Dabei ist die Dummy-Variable mit $\ln(AF)$ lediglich in 2005 und 2009 signifikant negativ korreliert.

In 2005 ist die Variable negativ signifikant. Dies widerspricht unserer Erwartung, dass bei Geschäftsjahresenden zum 31.12. höhere Honorare vorliegen sollten. Das adj. R^2 steigt auf 0,794 im Vergleich zum Basismodell 0,73 an. Jedoch konnte das Bestehen von Autokorrelation nicht ausgeschlossen werden. Im darauffolgenden Jahr wurde ein schwach signifikanter negativer Einfluss ermittelt. Allerdings befindet sich im Konfidenzintervall ein Vorzeichenwechsel. In den restlichen Jahren ist die Variable nicht mehr signifikant. Im Ergebnis ist wohl davon auszugehen, dass kein Einfluss mehr besteht.

Da in den anderen deutschen Studien diese Variable nicht getestet wurde, bleibt nur der Vergleich mit internationalen Studien. Diese haben eine eher positive Wirkung ermittelt. Allerdings ist der Großteil der Ergebnisse ebenfalls nicht signifikant.⁶⁸

⁶⁸ Vgl. Hay, David C. et al.: Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes, in: Contemporary Accounting Research 2006, Vol. 23, Nr. 1, S. 168.

Ursache dafür, dass die Variable keinen positiven Einfluss besaß, könnte darin liegen, dass bei kleineren Unternehmen die Fristen zur Veröffentlichung der Jahres- und Konzernabschlüsse länger sind als für größere Unternehmen. Andererseits ist es möglich, dass besonders lange Prüfungen ein Anzeichen dafür sind, dass es Probleme mit der Prüfung gibt. Daher wurde eine Modellerweiterung mit einer Variable durchgeführt, welche die zeitliche Differenz zwischen dem Geschäftsjahresende und dem Tag der Unterschrift des Prüfers unter den Bestätigungs- oder Versagungsvermerk in Tagen erfasst (*report lag*) (LAG):⁶⁹

$$\ln(AF) = \beta_0 + \beta_1 \ln(TA) + \beta_2 LAG + \varepsilon \quad (17)$$

Die Mittelwerte schwanken zwischen 95,89 (2006) und 104,03 (2005) Tagen. Damit beträgt die Zeit bis zur Unterschrift des Abschlussprüfers im Durchschnitt über drei Monate. Die Variable ist dabei lediglich in 2006 schwach negativ signifikant und in 2009 negativ signifikant mit $\ln(AF)$ korreliert.

Die Regressionsergebnisse haben in 2005, 2008 und 2009 einen positiven signifikanten Einfluss der Variable festgestellt. Allerdings sind die Regressionskoeffizienten nahe an Null. Jedoch findet in den Konfidenzintervallen kein Vorzeichenwechsel statt. Zu beachten ist, dass in 2007 und 2009 Autokorrelation nicht ausgeschlossen werden kann. Im Ergebnis ist davon auszugehen, dass bei Prüfungen mit einem höheren zeitlichen Abstand zwischen dem Abschlussstichtag und der Unterschrift des Prüfers die Prüfungshonorare höher ausfallen. Ein Vergleich ist wiederum nur mit internationalen Studien möglich. Diese deuten ebenfalls auf einen positiven Einfluss hin.⁷⁰

⁶⁹ Der Stichprobenumfang ist mit dem des vorangegangenen Modells identisch.

⁷⁰ Vgl. Hay, David C. et al.: Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes, in: Contemporary Accounting Research 2006, Vol. 23, Nr. 1, S. 168.

7 Schlussfolgerungen und Einschränkungen

Es wurde gezeigt, dass die bisherigen Gleichungen für Unternehmen der Medienbranche nicht anwendbar sind. Dagegen wurde ein einfaches Modell aufgestellt, welches dennoch einen hohen Erklärungsgehalt für die Prüfungshonorare von Medienunternehmen besitzt. Grundannahme hierfür ist, dass zwar die Stundensätze und die abgerechneten Stunden nicht öffentlich verfügbar sind, aber die notwendigen Stunden von der Größe des Mandanten abhängig sind.⁷¹ Durch dieses Modell ist die Höhe von Prüfungshonoraren prognostizierbar, sofern die Größenbegrenzungen beachtet werden. Weiterhin sei darauf hingewiesen, dass für die tatsächlichen Honorare die unternehmensspezifischen Gegebenheiten ausschlaggebend sind und ein Verhandlungsergebnis zwischen Prüfer und Mandanten sind.

Darüber hinaus wurden einige Modellerweiterungen durchgeführt, um neben der Größe des Mandanten weitere Einflussfaktoren zu identifizieren. Dabei ist als einzige Variable der zeitliche Unterschied zwischen dem Abschlussstichtag und der Unterschrift des Abschlussprüfers in Tagen als signifikante Variable in mehreren Jahren ermittelt worden. Zusätzlich scheint der Einfluss der Wurzel der vollkonsolidierten Tochterunternehmen im Zeitablauf stärker zu werden.

Allerdings sind auch einige Einschränkungen zu beachten. So sind die Ergebnisse durch die Beschränkung auf die Branche der Medienwirtschaft nicht auf weitere Branchen ohne Prüfung übertragbar. Weiterhin sind nur börsennotierte Unternehmen in die Untersuchung eingeflossen.⁷² Somit ist die Generalisierbarkeit nicht gegeben. Da einzig Medienunternehmen in die Untersuchung eingeflossen sind, kann nicht ermittelt werden, ob diese höhere oder geringere Honorare als andere Branchen bezahlen müssen. Darüber hinaus kann daher auch nicht ausgeschlossen werden, dass einzig die Unternehmensgröße der Mandanten und nicht auch die Branchenzuteilung zu den hier berichteten Ergebnissen alleinige Ursache ist. Zusätzlich sollte beachtet werden, dass die Stichprobenumfänge sehr gering waren und folglich die Konfidenzintervalle recht groß ausfallen. Um die geringen Stichprobenumfänge teilweise zu kompensieren, wurden die Regressionen für alle Jahre von 2005 bis 2009 durchgeführt. Somit war es zumindest möglich die zeitliche Stabilität der Ergebnisse zu verifizieren. Allerdings war es aufgrund der geringen Stichprobenumfänge nicht sinnvoll Unterstichproben zu bilden. Daher

⁷¹ Vgl. Firth, Michael: An Analysis of Audit Fees and Their Determinants in New Zealand, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1985, Vol. 4, Nr. 2, S. 26.

⁷² Dabei sind unterschiedliche Angebots- und Nachfragefunktionen für nichtbörsennotierte Unternehmen zu erwarten; vgl. Chaney, Paul K. et al.: Self-Selection of Auditors and Audit Pricing in Private Firms, in: The Accounting Review 2004, Vol. 79, Nr. 1, S. 52.

konnte unter anderem auch nicht getestet werden, ob die Ergebnisse zu den Big 4 Honoraren durch die Größe der Mandanten verzerrt worden sind.⁷³

Ein weiterer Forschungsbedarf besteht insbesondere in der Bestätigung dieser Ergebnisse durch eine größere Stichprobe. Hierfür dürfte die Ausweitung des Anwendungskreises zur Angabe der Prüfungshonorare im Rahmen des Bilanzrechtsmodernisierungsgesetzes (BilMoG)⁷⁴ hilfreich sein. Zusätzlich bietet sich als ein weiteres Forschungsfeld die Frage, ob Medienunternehmen aufgrund ihres schwierigen wirtschaftlichen Umfelds höhere oder niedrigere Honorare als andere Branchen bezahlen müssen. Weiterhin gilt zu klären, ob überhaupt ein Brancheneffekt vorliegt, oder ob diese Ergebnisse alleine durch die Unternehmensgröße getrieben sind und in vergleichbar großen Unternehmen anderer Branchen ebenso auftreten. Trotz dieser Einschränkungen konnten mit diesen empirischen Untersuchungen wichtige erste Erkenntnisse zu den Determinanten von Prüfungshonoraren bei Medienunternehmen gewonnen werden.

⁷³ Vgl. Simunic, Dan A. / Stein, Michael T.: Product differentiation in auditing: Auditor choice in the market for unseasoned new issues, 1987, S. 4.

⁷⁴ Gesetz zur Modernisierung des Bilanzrechts (Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz – BilMoG) vom 25.05.2009 (BGBl. I 2009 S. 1102-1137).

Literaturverzeichnis

- Adams, Mike / Sherris, Mike / Hossain, Mahmud**, The Determinants of External Audit Costs in the New Zealand Life Insurance Industry, in: Journal of International Financial Management and Accountin 1997, Vol. 8, Nr. 1, S. 69-86.
- Altmeppen, Klaus-Dieter**, Märkte der Medienkommunikation, in: Altmeppen, Klaus-Dieter (Hrsg.): Ökonomie der Medien und des Mediensystems, 1996, S. 251-272.
- Altmeppen, Klaus-Dieter (Hrsg.)**, Ökonomie der Medien und des Mediensystems, 1996.
- Backhaus, Klaus / Erichson, Bernd / Plinke, Wulff / Weiber, Rolf**, Multivariate Analysemethoden, 13. Aufl., 2010.
- Beyer, Andrea / Carl, Petra**: Einführung in die Medienökonomie, 2. Aufl., 2008.
- Bigus, Jochen / Zimmermann, Ruth-Caroline**, Quasirentenmodell und Honorare für Abschlussprüfungen in Deutschland - eine empirische Analyse, in: ZfB 2009, Vol. 79, Nr. 11, S. 1283-1308.
- Carcello, Joseph V. / Hermanson, Roger H. / McGrath, Neal T.**, Audit Quality Attributes: The Perceptions of Audit Partners, Preparers, and Financial Statement Users, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1992, Vol. 11, Nr. 1, S. 1-5.
- Carson, Elizabeth / Fargher, Neil / Simon, Daniel T. / Taylor, Mark H.**, Audit Fees and Market Segmentation – Further Evidence on How Client Size Matters within the Context of Audit Fee Models, in: International Journal of Auditing 2004, Vol. 8, Nr. 1, S. 79-91.
- Casterella, Jeffrey R. / Francis, Jere R. / Lewis, Barry L. / Walker, Paul L.**, Auditor Industry Specialization, Client Bargaining Power, and Audit Pricing, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 2004, Vol. 23, Nr. 1, S. 123-140.
- Chaney, Paul K. / Jeter, Debra C. / Shivakumar, Lakshmanan**, Self-Selection of Auditors and Audit Pricing in Private Firms, in: The Accounting Review 2004, Vol. 79, Nr. 1, S. 51-72.
- Chant, Peter D.**, Discussion of „The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1996, Vol. 15, Supplement, S. 135-138.
- Craswell, Allen T. / Francis, Jere R.**, Pricing Initial Audit Engagements: A Test of Competing Theories, in: The Accounting Review 1999, Vol. 74, Nr. 2, S. 201-216.

- Craswell, Allen T. / Francis, Jere R. / Taylor, Stephen L.**, Auditor brand name reputations and industry specializations, in: *Journal of Accounting and Economics* 1995, Vol. 20, Nr. 3, S. 297-322.
- DeAngelo, Linda Elizabeth**, Auditor independence, 'low balling', and disclosure regulation, in: *Journal of Accounting and Economics* 1981, Vol. 3, Nr. 2, S. 113-127.
- DeAngelo, Linda Elizabeth**, Auditor size and audit quality, in: *Journal of Accounting and Economics*, 1981, Vol. 3, Nr. 2, S. 183-199.
- Durbin, J. / Watson, G. S.**, Testing for serial correlation in least squares regression II, in: *Biometrika* 1951, Vol. 38, Nr. 1-2, S. 159-178.
- Dye, Ronald A.**, Informationally motivated auditor replacement, in: *Journal of Accounting and Economics* 1991, Vol. 14, Nr. 4, S. 347-374.
- Eichenseher, John W. / Danos, Paul**, The Analysis of Industry-Specific Auditor Concentration: Towards an Explanatory Model, in: *The Accounting Review* 1981, Vol. 23, Nr. 89, S. 479-492.
- Ferguson, Andrew / Stokes, Donald**, Brand Name Audit Pricing, Industry Specialization, and Leadership Premiums post-Big 8 and Big 6 Mergers, in: *Contemporary Accounting Research* 2002, Vol. 19, Nr. 1, S. 77-110.
- Firth, Michael**, An Analysis of Audit Fees and Their Determinants in New Zealand, in: *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 1985, Vol. 4, Nr. 2, S. 23-27.
- Goltz, Ferdinand**, § 55a, in: Hense, Burkhard / Ulrich, Dieter (Hrsg.): *WPO Kommentar*, 2008, S. 568-582.
- Hay, David C. / Knechel, W. Robert / Wong, Norman**, Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes, in: *Contemporary Accounting Research* 2006, Vol. 23, Nr. 1, S. 141-191.
- Hense, Burkhard / Ulrich, Dieter (Hrsg.)**, *WPO Kommentar*, 2008.
- Ho, Sandra W. M. / Ng, Patrick P. H.**, The Determinants of Audit Fees in Hong Kong: An Empirical Study, in: *Asian Review of Accounting* 1996, Vol. 4, Nr. 2, S. 32-50.
- Jensen, Michael C. / Meckling, William H.**, Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure, in: *Journal of Financial Economics* 1976, Vol. 3, Nr. 4, S. 305-360.
- Karmasin, Matthias / Winter, Carsten (Hrsg.)**, *Grundlagen des Medienmanagements*, 2. Aufl., 2002.

- Karmasin, Matthias / Winter, Carsten**, Kontexte und Aufgabenfelder von Medienmanagement, in: Karmasin, Matthias / Winter, Carsten (Hrsg.): Grundlagen des Medienmanagements, 2. Aufl., 2002, S. 1-40.
- Köhler, Annette G. / Marten, Kai-Uwe / Ratzinger, Nicole V. S. / Wagner, Marco**, Prüfungshonorare in Deutschland - Determinanten und Implikationen, in: ZfB 2010, Vol. 80, Nr. 1, S. 5-29.
- Low, Lay-Chin / Tan, Pearl Hock-Neo / Koh, Hian-Chye**, The determination of audit fees: an analysis in the Singapore context, in: Journal of Business Finance & Accounting 1990, Vol. 17, Nr. 2, p 285-295.
- O'Keefe, Terrence B. / Simunic, Dan A. / Stein, Michael T.**, The Production of Audit Services: Evidence from a Major Public Accounting Firm, in: Journal of Accounting Research 1994, Vol. 32, Nr. 2, S. 241-261.
- Peel, Michael J. / Roberts, Roydon**, Audit fee determinants and auditor premiums: evidence from the micro-firm sub-market, in: Accounting and Business Research 2003, Vol. 33, No. 3, pp. 207-233.
- Pong, C. M. / Whittington, G.**, The determinants of audit fees: Some empirical models, in: Journal of Business Finance & Accounting 1994, Vol. 21, Nr. 8, S. 1071-1095.
- PricewaterhouseCoopers AG (Hrsg.)**, Pressemitteilung vom 14.01.2011 (abgerufen am 22.01.2011 unter: <http://www.pwc.de/de/pressemitteilungen/2011/pwc-schliesst-vergleich-mit-freistaat-sachsen.jhtml?preview=true>).
- Siebenhaar, Hans-Peter**, Pro Sieben Sat 1 droht dem ZDF, in: Handelsblatt vom 06.04.2011, Nr. 68, S. 29.
- Simon, Daniel T.**, The Market For Audit Services In Germany, in: The Journal of Applied Business Research 2005, Vol. 21, Nr. 3, S. 9-14.
- Simunic, Dan A.**, The Pricing of Audit Services: Theory and Evidence, in: Journal of Accounting Research 1980, Vol. 18, Nr. 1, S. 161-190.
- Simunic, Dan A. / Stein, Michael T.**, Product differentiation in auditing: Auditor choice in the market for unseasoned new issues, 1987.
- Simunic, Dan A. / Stein, Michael T.**, The Impact of Litigation Risk on Audit Pricing: A Review of the Economics and the Evidence, in: Auditing: A Journal of Practice & Theory 1996, Vol. 15, Supplement, S. 119-134.
- Velte, Patrick**, Die Zusammenarbeit des Aufsichtsrats und Abschlussprüfer, in: Die Aktiengesellschaft 2009, Nr. 4, S. 102-109.

Wallace, Wanda A., External Audit Fees: How Reasonable Are They?, in: Financial Executive 1984, Vol. 52, Nr. 1, S. 34-39.

Weimer, David L. / Vining, Aidan R., Policy Analysis, 5. Aufl., 2011.

Wild, Andreas, Fee Cutting and Fee Premium of German Auditors, in: DBW 2010, Vol. 70, Nr. 6, S. 513-527.

Willekens, Marleen / Achmadi, Christina, Pricing and supplier concentration in the private client segment of the audit market: Market power or competition?, in: The International Journal of Accounting 2003, Vol. 38, Nr. 4, S. 431-455.

Zimmermann, Ruth-Caroline, Abschlussprüfer und Bilanzpolitik der Mandanten, 2008.

Quellenverzeichnis

BilMoG: Gesetz zur Modernisierung des Bilanzrechts (Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz – BilMoG) vom 25.05.2009 (BGBl. I 2009 S. 1102-1137).

SOP 00-2: Statement of Position 00-2 Accounting by Producers or Distributors of Films vom 12.07.2000



Ilmenauer Schriften zur Betriebswirtschaftslehre

**Institut für Betriebswirtschaftslehre der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der
Technischen Universität Ilmenau**

www.tu-ilmenau.de/is-ww

Herausgeber

Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Norbert Bach
Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Gernot Brähler
Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Gerrit Brösel
Jun.-Prof. Dr. rer. pol. David Müller
Univ.-Prof. Dr. rer. pol. habil. Rainer Souren

ISSN 2192-4643

ISBN 978-3-940882-34-9

URN [urn:nbn:de:gbv:ilm1-2011200497](https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:gbv:ilm1-2011200497)

www.tu-ilmenau.de