
Prüferwechsel auf dem deutschen Prüfungsmarkt

– Betreiben Mandanten erfolgreich Opinion Shopping?



Steffen Braun, Reiner Quick und Matthias Wolz

Die Untersuchung geht der Frage nach, ob sich Hinweise auf Opinion Shopping auf dem deutschen Prüfungsmarkt finden lassen. Im Fokus stehen Anreize, die in früheren Studien als Indizien für solche opportunistischen Prüferwechsel festgestellt wurden (Erhalt eines nichteinwandfreien Testats, Meinungsverschiedenheiten zwischen geprüftem Unternehmen und Prüfer, (zu) konservative Prüfung) sowie erstmals auch das Nichterreichen von Ergebniszielen im deutschen Prüfungskontext. Dieser zeichnet sich durch das two tier-Corporate Governance System aus, innerhalb dessen der Abschlussprüfer vom Aufsichtsrat, nicht aber der Geschäftsführung vorgeschlagen und bestellt wird. Hinzu kommt, dass in Deutschland institutionelle Anleger üblicherweise eine besondere Rolle spielen – insgesamt sollten also die „Hürden“ für Opinion Shopping höher sein als international üblich; gleichwohl finden sich Hinweise dafür, dass Opinion Shopping auch in Deutschland zu beobachten ist. Allerdings kann gezeigt werden, dass die solchermaßen als opportunistisch verdächtige Prüferwechsel nicht effektiv sind.



We investigate whether auditor changes on the German market for statutory audits are associated with opinion shopping. The focus is on incentives that were shown to be significant by prior research (modified or adverse audit opinion, dissent between auditor and client, (too) conservative audit) as well as for the first time the failure to beat earnings targets. In the German environmental setting, the auditor is nominated for election and engaged by the supervisory board instead of the board of directors. Furthermore, institutional investors play a predominant role. Thus, the barriers to apply opinion shopping should be higher in Germany than e.g. in the US or the UK. We find evidence for opinion shopping in our sample, but we fail to show that these auditor changes are successful.



Abschlussprüfung, Prüferwechsel, Prüferrotation, Opinion Shopping

Financial Statement Audit, Auditor Change, Auditor Rotation, Opinion Shopping

1 Einleitung

Das durch die Finanzkrise ausgelöste und von der EU-Kommission am 13. Oktober 2010 verabschiedete Grünbuch „Weiteres Vorgehen im Bereich der Abschlussprüfung: Lehren aus der Krise“ mündete in einem Prozess, der als wesentliche Ziele die Stärkung der Unab-

hängigkeit von Abschlussprüfern, die Erhöhung der Aussagekraft von Abschlussprüfungen und die Verbesserung der Beaufsichtigung von Abschlussprüfern in der EU beinhaltete. Als eine Kernmaßnahme wurde die externe Pflichtrotation des Abschlussprüfers in die in der Folge verabschiedete EU-Verordnung 537/2014 übernommen. Dieser Vorschlag wurde in der Literatur vielfach aufgegriffen und breit diskutiert; dabei wurde jedoch zumeist – wie auch im Grünbuch – außer Acht gelassen, dass es auch opportunistisch veranlasste Prüferwechsel geben könnte. Solche werden von einem prüfungspflichtigen Unternehmen initiiert, wenn es mit den Ergebnissen des aktuellen Prüfers unzufrieden ist bzw. Meinungsverschiedenheiten hinsichtlich ermessensbehafteter Sachverhalte bestehen.¹ Durch den Wechsel zu einem anderen Prüfer sollen dann eine erwartungskonformere Prüfung bzw. bessere Prüfungsergebnisse erreicht werden. Sollte es Hinweise auf derartige opportunistische Prüferwechsel – das so genannte Opinion Shopping – geben, müsste eine Diskussion angestoßen werden, ob die Verordnung durch geeignete Gegenmaßnahmen, wie z.B. die mehrjährige Bestellung des Abschlussprüfers, zu ergänzen wäre.

Im Kontext der Rechnungslegung stellen Meinungsverschiedenheiten über die Auslegung von Bilanzierungsspielräumen und damit über den Einsatz von Bilanzpolitik ein wichtiges Motiv für Opinion Shopping dar.² Dies betrifft zumeist Situationen, in denen der Prüfer mögliche Spielräume eher konservativer auslegen möchte als das Unternehmen.³ Grundsätzlich wird in der Literatur davon ausgegangen, dass Prüfer ergebnismindernde Periodenabgrenzungen präferieren, was als „*auditor conservatism*“ bezeichnet wird.⁴ Grund hierfür ist u.a. das Haftungs- und Reputationsrisiko und damit verbundene Kosten, welche bei einer Überbewertung in der Finanzberichterstattung wahrscheinlicher sind als bei einer Unterbewertung.⁵ Im Kontext der Prüfung bzw. deren Ergebnis stellt der Erhalt eines nichteinwandfreien Testats einen möglichen Grund für Opinion Shopping dar.⁶ Als Anreizsituationen für Opinion Shopping werden in der Literatur daher hauptsächlich ein nicht einwandfreies Testat, eine (zu) konservativ ausgelegte Prüfung sowie Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und Management thematisiert. Diesen Katalog erweitert die vorliegende Studie um die Berücksichtigung des Nichterreichens von Gewinnschwellen, was auch als Sonderfall einer konservativen Prüfung verstanden werden kann.

- 1 Lennox (2003), S. 37, betont in diesem Zusammenhang, dass unterschiedliche Prüfer über dasselbe Unternehmen unterschiedlich berichten könnten, da diese, wie jeder Mensch, heterogen in ihrer Erfahrung, Expertise, Einstellung, Prüfungstechnologie oder Integrität sind. Gibbins/Salterio/Webb (2001), S. 549, entwickelten ein Modell, das den Verhandlungsprozess zwischen Mandant und Prüfer im Rahmen der Prüfung abbildet. Die anschließende Befragung von Big6-Prüfern bzgl. des Modells führte zu dem Ergebnis, dass in den meisten Fällen (41 %) das Ergebnis der Verhandlungen zwischen den ursprünglichen Positionen von Mandant und Prüfer lag.
- 2 Vgl. z.B. Davidson III/Jiraporn/DaDalt (2006), S. 70.
- 3 Vgl. z.B. Whisenant (2003), S. 7. Richter (1999), S. 283, bemerkt, dass Prüfer vorsichtiger bzw. konservativer und mehr auf Absicherung bedacht sind, als die Geprüften, die eher bereit sind, ein Risiko einzugehen.
- 4 Vgl. z.B. Kim/Chung/Firth (2003), S. 327.
- 5 Vgl. Kim/Chung/Firth (2003), S. 328 m.w.N. Bereits an dieser Stelle ist darauf hinzuweisen, dass das Haftungsrisiko des Abschlussprüfers in Deutschland im internationalen Vergleich sehr niedrig ist, so dass es sein Verhalten kaum beeinflussen dürfte (vgl. hierzu detaillierter Abschnitt 2.2). Das Reputationsrisiko ist hingegen auch in Deutschland von hoher Relevanz.
- 6 Vgl. z.B. Carcello/Neal (2003), S. 97; Lennox (2003), S. 7; Chow/Rice (1982), S. 327. Smith (1986), S. 101, geht davon aus, dass sich die Meinungen von Prüfern bzgl. einer Modifikation des Testats unterscheiden können.

Das deutsche Prüfungsumfeld weist im internationalen Vergleich einige Besonderheiten auf, die nicht ohne Auswirkungen auf Opinion Shopping bleiben dürften. Die Finanzierung deutscher Unternehmen ist von vornehmlich institutionellen Anlegern geprägt, die sowohl als Eigen-, aber auch als Fremdkapitalgeber fungieren und weitreichende Informationsbefugnisse außerhalb der externen Rechnungslegung der Unternehmen aufweisen. Für diese Adressaten ist der Informationsnutzen eines Abschlussprüfertestats gering. Darüber hinaus besitzen Aktiengesellschaften und mitbestimmte GmbH – und damit auch die von uns untersuchten kapitalmarktorientierten Unternehmen – einen obligatorischen Aufsichtsrat (*two tier-Corporate Governance System*), ein Kontrollgremium des Managements, das sowohl als Auftraggeber als auch als Berichtsadressat des Abschlussprüfers fungiert.⁷ In diesem Gremium sind auch Arbeitnehmer vertreten, so dass die typischen Agency-Konflikte im deutschen *Corporate Governance System* in geringerem Maße vorhanden sind als im anglo-amerikanischen *one tier-Corporate Governance System*. Folglich dürfte das Vertrauen in ein unabhängiges und informatives Testat im deutschen Prüfungsumfeld insgesamt als eher geringer angesehen werden als im international üblichen Kontext, weil in Deutschland weniger institutionelle Anreize für eine hohe Prüfungsqualität und eine unabhängige Prüfung bestehen und Mandanten deswegen von einer höheren Kompromissbereitschaft ausgehen. Dies schließt nicht aus, dass das Testat für einzelne Nutzergruppen, wie z.B. private Investoren oder Lieferanten, von hoher Bedeutung sein kann. Empirische Ergebnisse zum Phänomen des Opinion Shopping in diesem spezifischen Umfeld liegen bis dato nicht vor.

Im Folgenden sollen daher Prüferwechsel daraufhin untersucht werden, ob Hinweise auf opportunistische Motive des zu prüfenden Unternehmens für den Prüferwechsel beobachtbar sind. Hierzu werden im Rahmen einer empirischen Analyse, basierend auf den Jahresabschlüssen von 465 CDAX-Unternehmen der Jahre 2004-2012, vier Situationen analysiert, die als Anreize für Opinion Shopping angesehen werden könnten (Erhalt eines nicht-erwandfreien Testats, konservative Prüfungen in der Vergangenheit, Meinungsverschiedenheiten mit dem bisherigen Prüfer, Nichterreichen von Ergebniszielen). In einem zweiten Schritt werden die Auswirkungen eines solchermaßen motivierten Prüferwechsels untersucht, um abzuschätzen, ob ein ggf. vorliegendes Opinion Shopping aus der Sicht des zu prüfenden Unternehmens effektiv war. Als unser Beitrag zum Erkenntnisfortschritt kann konstatiert werden, dass für den deutschen Prüfungsmarkt deutliche Hinweise auf Opinion Shopping vorliegen. Allerdings ist ebenso zu beobachten, dass derartige Prüferwechsel aus der Sicht der Mandanten nicht zu signifikant verbesserten Prüfungsergebnissen führen – Opinion Shopping erwies sich in der vorliegenden Stichprobe als wirkungslos. Im Lichte dieser Ergebnisse erscheinen besondere Empfehlungen hinsichtlich etwaiger regulatorischer Maßnahmen gegen Opinion Shopping in Richtung der europäischen Standard Setter nicht als notwendig.

Damit erweitert die vorliegende Studie die bisherigen Erkenntnisse zu Opinion Shopping. Zunächst wird Opinion Shopping erstmals im spezifischen Kontext des deutschen, vom *two tier-Corporate Governance System* sowie der besonderen Bedeutung institutio-

7 Allerdings nimmt der Vorstand in der Praxis wohl oft Einfluss auf die Wahl des Prüfers, indem er vermutlich die Wahl des der Hauptversammlung vorzuschlagenden Abschlussprüfers beeinflusst sowie unmittelbar oder mittelbar an den Verhandlungen mit potenziellen Prüfern mitwirkt. Dadurch wird die unabhängigkeitsfördernde Wirkung einer Beauftragung durch den Aufsichtsrat unterlaufen. Vgl. z.B. Hauschildt/Reimsbach (2016), S. 11.

neller Anleger geprägten Prüfungsumfeld untersucht. Hierbei fungiert der Aufsichtsrat und nicht die Geschäftsleitung als Auftraggeber des Abschlussprüfers, so dass die Anreizmechanismen für Opinion Shopping in Deutschland nicht unmittelbar mit den international üblichen verglichen und dort beobachtete Ergebnisse nicht ohne Weiteres auf deutsche Verhältnisse übertragen werden können. Gleichwohl erweisen sich auch in der vorliegenden Untersuchung nichteinwandfreie Testate und Meinungsdivergenzen als relevante Anreize für Opinion Shopping, eine konservative Prüfungsauslegung hingegen nicht. Darüber hinaus untersuchen wir erstmals auch das Nichterreichen von Gewinnschwellen als möglichen Anreiz für Opinion Shopping, der sich allerdings nicht als relevant nachweisen lässt. Zu konstatieren ist hingegen – wie im internationalen Kontext auch –, dass in keiner Situation, die wir mit Opinion Shopping assoziieren, eine signifikante Verbesserung des Testates oder Verringerung des Konfliktpotenzials mit einem Prüferwechsel erreicht wird. In dieser Hinsicht erweist sich auch das deutsche Prüfungsumfeld als robust gegenüber Opinion Shopping.

Im Folgenden charakterisieren wir zunächst das Phänomen Opinion Shopping aus theoretischer Sicht und wir geben einen Überblick über bisherige Forschungsergebnisse. Daraus leiten wir die zu überprüfenden Hypothesen ab (Abschnitt 2). In Abschnitt 3 werden der untersuchte Datensatz, das Analysemodell und die verwendeten Variablen erläutert, bevor die erzielten Ergebnisse in Abschnitt 4 präsentiert und diskutiert werden. Eine pointierte Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse und relevanter Limitationen schließt die Ausführungen.

2 State of the Art und Hypothesen

2.1 Theoretische Fundierung

Zur theoretischen Einordnung dieses Phänomens lässt sich aus der Perspektive der Prinzipal-Agenten-Theorie ableiten, dass die Jahresabschlussprüfung die vom Management gelieferten Informationen kontrolliert, im Zweifelsfalle korrigiert, über das Ergebnis der Prüfung informiert und somit Falschdarstellungen schon vor ihrem Entstehen entgegenwirkt.⁸ Geht man davon aus, dass die Gesellschafter im Regelfall keine weiteren Instrumente zur Reduzierung ihrer Agency-Kosten einsetzen, ergibt sich hieraus eine ökonomische Notwendigkeit der Institution „Jahresabschlussprüfung“ – aber auch die Nebenbedingung, dass die Prüfungskosten unter den Agency-Kosten der Gesellschafter liegen müssen, damit die Prüfung effizient ist. Weiterhin ist davon auszugehen, dass auf dem Prüfungsmarkt Prüfungsleistungen mit unterschiedlicher Qualität und zu unterschiedlichen Kosten angeboten werden, da sich die Abschlussprüfer z.B. in der subjektiven Einschätzung der Risikostruktur des Mandanten, ihrer Auffassung hinsichtlich eines angemessenen Maßes an zulässiger Bilanzpolitik oder der Festlegung sachgerechter Wesentlichkeitsgrenzen unterscheiden, auch wenn die einschlägigen Prüfungsnormen fordern, dass der geprüfte Jahresabschluss mit hinreichender Sicherheit frei von wesentlichen Falschdarstellungen zu sein hat.

Hieraus ergeben sich unterschiedliche Perspektiven, aus denen Opinion Shopping motiviert werden könnte. Das Management als Agent der Eigentümer kann zunächst seinen Informationsvorsprung opportunistisch nutzen, z.B. im Rahmen einer bilanzpolitischen Ge-

⁸ Vgl. Marten/Quick/Ruhnke (2015), S. 52-54.

staltung des Ergebnisses bei ergebnisabhängiger Entlohnung. Dieser Informationsvorteil kann mit einem entsprechenden Prüfer bzw. einer entsprechenden Prüfermeinung beibehalten oder gar vergrößert werden, sofern der Abschlussprüfer bilanzpolitisch motivierten Informationsverzerrungen nicht entgegenwirkt. Somit besteht ein Anreiz, für das nächste Geschäftsjahr einen anderen Prüfer zu bestellen, wenn der aktuelle Prüfer eine solche Bilanzpolitik nicht zulässt.⁹

Die zweite Perspektive stellt das Prinzipal-Agenten-Verhältnis zwischen der Gesellschaft und Dritten, wie z.B. dem Kapitalmarkt, dar. Auch hier kann das Unternehmen bestrebt sein, seinen Informationsvorsprung und damit verbundene Vorteile zu wahren, was wiederum mit einem entsprechenden Prüfer bzw. der entsprechenden Prüfermeinung möglich ist. Dem entgegen wirkt eine konservative Prüfung.¹⁰ Eine solche kann zum einen zu einem geringeren Erfolgsausweis führen, was z.B. das Verfehlen von Analysten-Prognosen oder das Nicht-Einhalten von jahresabschlussorientierten Kreditkonditionen zur Konsequenz haben könnte. Zum anderen kann eine konservative Prüfung und der damit verbundene geringere Erfolgsausweis den Erhalt eines nichteinwandfreien Testats nach sich ziehen, womit negative Konsequenzen für das Unternehmen, z.B. negative Kapitalmarktreaktionen¹¹, zu erwarten sind. Um diese zu umgehen, könnte das Unternehmen nun bestrebt sein, negative Informationen an den Kapitalmarkt zu vermeiden oder zumindest zu verzögern.¹² In diesem Sinne könnte auch für die Gesellschafter ein Anreiz bestehen, im Folgejahr zu einem weniger konservativen Prüfer zu wechseln. Auch wenn das Verhalten eines neuen Prüfers ex ante nicht mit Sicherheit eingeschätzt werden kann, besteht doch die Chance, dass dieser weniger konservativ prüft, während die Gefahr, dass er sich noch konservativer verhält, geringer ist.

Als Motivation für ein Opinion Shopping können somit (a) das Vermeiden von negativen Signalen an den Kapitalmarkt in Form eines nichteinwandfreien Testats, (b) eine aus der Sicht des Mandanten zu konservative Prüfung (d.h. ein restriktiveres Verständnis von Bilanzpolitik, das möglicherweise auch das Erreichen expliziter Ergebnisziele verhindert) oder (c) allgemein Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und Mandant gesehen werden.

2.2 Besonderheiten des deutschen Prüfungsumfeldes

Die meisten Studien zu Opinion Shopping wurden in einem anglo-amerikanischen und damit vom common law geprägten Prüfungskontext durchgeführt, der durch ein einzüiges (*one tier*) *Corporate Governance System* und einen hohen Aktionärsschutz gekennzeichnet ist. Demgegenüber weist der deutsche Prüfungsmarkt einige Besonderheiten auf, die dazu führen, dass solche Erkenntnisse nicht ohne Weiteres auf den deutschen Prüfungskontext übertragen werden können.

Das deutsche *Corporate Governance System* ist zunächst durch eine vergleichsweise kleine Anzahl institutioneller Anleger (etwa Versicherungsunternehmen) bzw. Banken geprägt, die einen Großteil des Firmenkapitals zur Verfügung stellt.¹³ Banken vertreten traditionell zahlreiche Kleinaktionäre und kumulieren die Rolle des Eigen- wie auch des Fremd-

⁹ Vgl. Whisenant (2003), S. 7; Davidson III/Jiraporn/DaDalt (2006), S. 70; Weiss/Kalbers (2008), S. 5-6.

¹⁰ Vgl. z.B. Davidson III/Jiraporn/DaDalt (2006), S. 70.

¹¹ Vgl. z.B. Menon/Williams (2010), S. 2084.

¹² Vgl. Kluger/Shields (1991), S. 255 f.; Grayson/Luehlfing (2006), S. 80.

¹³ Vgl. Gassen/Skaife (2009), S. 871-872.

kapitalgebers, so dass sie häufig die Mehrheit der Stimmen in der Hauptversammlung stellen. Diese institutionellen Anleger besitzen weitreichende Einblicksrechte in interne Unterlagen der Beteiligungsunternehmen, so dass zum einen ihr Bedarf an öffentlich zugänglichen Informationen, die aus der Abschlussprüfung resultieren, im internationalen Vergleich geringer ist; ebenso entfalten Kapitalmarktmechanismen eine eher eingeschränkte regulatorische Wirkung.¹⁴

Darüber hinaus besteht in Deutschland eine formale Trennung von Geschäftsleitung und Aufsicht in Unternehmen (*two tier-Corporate Governance System*). Aktiengesellschaften und mitbestimmte GmbH besitzen einen obligatorischen Aufsichtsrat, der die umfassende Aufsicht über die Geschäftsleitung ausübt und dabei insbesondere Zugriff auf alle relevanten Unterlagen des Managements besitzt. Der Aufsichtsrat wiederum besteht zu mindestens einem Drittel aus Mitarbeitervertretern, so dass auch explizite Mitarbeiterbelange und -kenntnisse in die strategischen Entscheidungen des Unternehmens einfließen.¹⁵ Durch diese besondere Konstellation können divergierende Ansichten und Interessen effektiv intern geregelt werden, so dass es im internationalen Vergleich zu eher geringen Agency-Konflikten kommt. Die Rolle des Abschlussprüfers reduziert sich auf eine Unterstützungsfunktion für den Aufsichtsrat, so dass konsequenterweise zum einen der Prüfungsauftrag vom Aufsichtsrat vergeben wird und zum anderen der ausführliche Prüfungsbericht an den Aufsichtsrat adressiert ist. Die Wahl des Abschlussprüfers erfolgt auf Vorschlag des Aufsichtsrates durch die Hauptversammlung. Aus diesen Gründen wird die Notwendigkeit einer unabhängigen Abschlussprüfung in Deutschland aus dem Blickwinkel unternehmensexterner Dritter im internationalen Kontext als eher gering angesehen,¹⁶ auch wenn der Vorstand in der Praxis oft Einfluss auf die Wahl des Prüfers nimmt; so ist davon auszugehen, dass er die Auswahl des Abschlussprüfers beeinflusst und auch unmittelbar oder mittelbar an den Verhandlungen mit potenziellen Prüfern mitwirkt. Damit wird die eigentlich unabhängigkeitsfördernde Wirkung einer Beauftragung durch den Aufsichtsrat unterlaufen.¹⁷

In diesem unternehmerischen Umfeld ist ein Prüfungssystem gewachsen, in dem die Hürden für eine zivilrechtliche Inanspruchnahme eines Abschlussprüfers vergleichsweise hoch sind. § 323 Abs. 1 Satz 3 HGB sieht zwar eine Schadenersatzpflicht gegenüber dem Auftraggeber im Falle einer vorsätzlichen oder fahrlässigen Pflichtverletzung des Prüfers vor; der Nachweis des Vorsatzes bzw. der Fahrlässigkeit ist jedoch vom Klagenden zu erbringen.¹⁸ Ebenso ist eine Dritthaftung nicht explizit geregelt und auch nur schwer durchzusetzen, so dass Schadenersatzklagen gegen Prüfungsunternehmen selten sind.¹⁹ Somit ist die Wahrscheinlichkeit einer zivilrechtlichen Inanspruchnahme in Deutschland deutlich niedri-

14 Vgl. Piot (2005), S. 28.

15 Nach dem MitbestG sind die Aufsichtsräte von Kapitalgesellschaften und Genossenschaften mit mehr als 2.000 Arbeitnehmern paritätisch, d.h. je zur Hälfte mit Aktionärs- und Arbeitnehmervertretern besetzt. Für kleinere Kapitalgesellschaften, Genossenschaften und auch Versicherungsvereine auf Gegenseitigkeit gilt das DrittelbG, wonach ein Drittel des Aufsichtsrates durch Vertreter der Arbeitnehmer zu besetzen ist, sofern deren Anzahl 500 übersteigt. Sonderregelungen bestehen nach MontanMitbG für Kapitalgesellschaften des Bergbaus und der Eisen und Stahl erzeugenden Industrie mit mehr als 1.000 Arbeitnehmern, für die ebenfalls eine paritätische Besetzung des Aufsichtsrats vorgesehen ist und bei denen der Aufsichtsrat zur Umgehung einer Pattproblematik ein weiteres neutrales Mitglied umfasst, auf das sich beide Seiten einigen müssen.

16 Vgl. Gassen/Skaife (2009), S. 869 u. 872; Piot (2005), S. 28 m.w.N.

17 Vgl. z.B. Hauschildt/Reimsbach (2016), S. 11.

18 Vgl. ausführlich Gietzmann/Quick (1998), S. 95-97.

19 Vgl. Piot (2005), S. 27.

ger als etwa in den USA oder in Großbritannien.²⁰ Hinzu kommt die zumindest im Falle der Fahrlässigkeit auf maximal 4 Mio. € beschränkte Haftung (§ 323 Abs. 2 HGB), die zudem durch die obligatorische Berufshaftpflichtversicherung abgedeckt ist. Dies führt dazu, dass die (institutionelle) Unabhängigkeit des deutschen Abschlussprüfers im internationalen Vergleich als eher gering angesehen wird.²¹

Wenn die Rolle des Abschlussprüfers als weniger gewichtig angesehen und ihm lediglich eine eingeschränkte Unabhängigkeit zugesprochen wird, dürfte seitens des Mandanten vom Abschlussprüfer im Regelfall eine erhöhte Bereitschaft, sich der Argumentation und der Sichtweise des berichterstattenden Unternehmens anzuschließen,²² und damit ein uneingeschränktes Testat erwartet werden. Im Umkehrschluss würde dies bedeuten, dass eine erhöhte Bereitschaft bestehen dürfte, einen Abschlussprüfer, der seine Position nachdrücklich durchsetzt oder gar durch ein eingeschränktes Testat zum Ausdruck bringt, nicht mit der nächsten Jahresabschlussprüfung zu beauftragen.²³

Wenn die obigen Überlegungen zutreffend sind, sollten im deutschen Prüfungsumfeld

1. Schadenersatzklagen gegen Prüfungsgesellschaften und eingeschränkte bzw. versagte Testate seltener sowie
2. die Neigung zu Opinion Shopping ausgeprägter

als im anglo-amerikanischen Kontext sein.

Während 1. als gesicherte Erkenntnis angesehen werden kann, ist 2. im Folgenden näher zu untersuchen.

2.3 Empirische Ergebnisse zu Opinion Shopping und Hypothesen

Empirische Studien zu Opinion Shopping versuchen typischerweise, potenzielle Anreizsituationen zu identifizieren, die mit Opinion Shopping in Verbindung gebracht werden können. Teilweise wird damit auch die Frage verbunden, ob ein solcher opportunistisch motivierter Prüferwechsel tatsächlich zu vorteilhafteren Prüfungsergebnissen für das zu prüfende Unternehmen führt. Im Folgenden findet sich ein Überblick über bisherige Forschungserkenntnisse zum Opinion Shopping, die zur Formulierung von Hypothesen herangezogen werden.

Frühe Studien zum Opinion Shopping als Ursache für einen mandanteninitiierten Prüferwechsel basieren auf Befragungen von Unternehmen. BURTON/ROBERTS (1967) und CARPENTER/STRAWSER (1971) konnten diesen Zusammenhang nicht nachweisen. Dies ist wenig überraschend, da es nicht im Interesse der Unternehmen ist, ein solches opportunistisches Verhalten – auch nicht in einer anonymisierten Befragungssituation – einzuräumen.

20 Vgl. Ratzinger-Sakel (2013), S. 134 m.w.N.

21 Vgl. Irving/Payne/Walker (2011), S. 6 m.w.N.

22 Vgl. Frost/Ramin (1996), S. 64.

23 Der Mandant kann einen laufenden Prüfungsauftrag nicht eigenständig kündigen. Vielmehr erfordert die Bestellung eines anderen Abschlussprüfers nach § 318 Abs. 3 HGB einen Gerichtsbeschluss. Diesen können der gesetzliche Vertreter, der Aufsichtsrat oder Gesellschafter, deren Anteile bei Antragstellung zusammen den zwanzigsten Teil der Stimmrechte oder des Grundkapitals oder einen Börsenwert von 500 000 Euro erreichen, stellen, sofern ein in der Person des Prüfers liegender Grund, insbesondere unabhängigkeitbezogene Ausschlussstatbestände vorliegen, oder die Vorschriften zur Bestellung nicht eingehalten wurden. Meinungsverschiedenheiten über das Prüfungsurteil führen nicht zu einer gerichtlichen Abwahl des Abschlussprüfers.

Spätere Studien untersuchten deshalb Proxies für die Abbildung von Opinion Shopping und kamen zu deutlich differenzierteren Ergebnissen.

Erhalt eines nichteinwandfreien Testats

In einem theoretischen Modell zeigte DYE (1991), dass Unternehmen den Prüfer umso wahrscheinlicher wechseln, je unterschiedlicher die Meinungen zur wirtschaftlichen Lage zwischen Unternehmen und Prüfer ausfallen und je negativer der Bericht des Abschlussprüfers ist. CRASWELL (1988), MANGOLD (1988), KRISHNAN/KRISHNAN/STEPHENS (1996), LENNOX (2000) und LENNOX (2003) belegten, dass Prüferwechsel nach dem Erhalt eines nichteinwandfreien Testats häufiger auftreten. Speziell für mandanteninitiierte Prüferwechsel bestätigten weiterhin KRISHNAN/KRISHNAN/STEPHENS (1996), ETTREDGE/LI/SCHOLZ (2007) und CAREY/GEIGER/O'CONNELL (2008) diesen Zusammenhang. VANSTRAELEN (2003) zeigte, dass die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels höher ist, wenn im letzten Jahr der (in Belgien üblichen) dreijährigen Pflichtmandatsdauer das Unternehmen erstmalig oder wiederholt ein nichteinwandfreies Testat erhält. HUDAIB/COOKE (2005) belegten, dass ein Wechsel umso wahrscheinlicher wird, je schwerwiegender das Testat modifiziert ist.

Auch im oben skizzierten deutschen Prüfungskontext besitzt ein uneingeschränktes Testat eine herausragende Bedeutung für die Kapitalgeber wie auch den Aufsichtsrat und das Management, so dass wir auch in unserer Untersuchung eine höhere Wahrscheinlichkeit erwarten, dass der Abschlussprüfer bei Erhalt eines nichteinwandfreien Testats gewechselt wird. Darüber hinaus dürfte die tendenziell geringere Unabhängigkeit eines deutschen Abschlussprüfers dazu führen, dass ein Testat seltener eingeschränkt, modifiziert oder ergänzt wird; umso stärker ist die Außenwirkung eines nichteinwandfreien Testats und damit die Motivation für Opinion Shopping. Daher vermuten wir:

- *H1*: Der Erhalt eines nichteinwandfreien Testats erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels im Folgejahr.

Konservative Prüfung

KRISHNAN (1994) kam zu dem Ergebnis, dass ein Wechsel nicht durch ein nichteinwandfreies Testat per se, sondern erst in Verbindung mit einer konservativen Ausrichtung des Prüfers wahrscheinlicher wird. Eine solche kann man jedoch nur indirekt beobachten. Es hat sich etabliert, hierzu als Surrogat das Ausmaß an Bilanzpolitik (bzw. die Ergebnisqualität) zu verwenden, das sich im geprüften Jahresabschluss findet. Einen populären Ansatz zu deren Messung stellen diskretionäre Periodenabgrenzungen dar, die den abnormalen, nicht durch ökonomische Ursachen begründbaren Anteil der gesamten Periodenabgrenzungen eines Jahresabschlusses modellieren und als bilanzpolitisch motiviert gelten.²⁴ In diesem Sinne wird eine Prüfung als konservativ aufgefasst, wenn vergleichsweise geringe diskretionären Periodenabgrenzungen beobachtet werden. Jedoch lassen sich bisher nur vereinzelt Studien finden, welche diese in einem Prüferwechselmodell untersuchten.

JOHER ET AL. (2000) führen an, dass gerade Unternehmen in finanziell schwieriger Situation ein gesteigertes Bedürfnis nach Bilanzpolitik haben, sodass diese versuchen könnten, hin zu einem weniger konservativen Prüfer zu wechseln.

24 Vgl. z.B. Jones (1991), S. 206.

Woo/KOH (2001) fanden überraschenderweise einen negativen Zusammenhang zwischen einer konservativen Prüfung und einem Prüferwechsel, den sie allerdings nur anhand einiger weniger Beobachtungen belegen konnten. Darüber hinaus konnte in spezifischen Konstellationen kein Hinweis auf Opinion Shopping beobachtet werden: HASKINS/WILLIAMS (1990) für horizontale Big8-Prüferwechsel, ROBERTS/GLEZEN/JONES (1990) für öffentliche Schulverbände, WILLIAMS (1988) sowie zuvor SCHWARTZ/MENON (1985) für insolvente Unternehmen.

Nun wird im deutschen Prüfungskontext der Prüfungsauftrag vom Aufsichtsrat vergeben und begleitet. Er ist auch der Adressat des Prüfungsberichtes. Daher ist es nicht auszuschließen, dass eine strenge, konservative Prüfung im Sinne des Aufsichtsrates ist und somit die Neigung, einen strengen (konservativen) Prüfer im deutschen Prüfungskontext auszutauschen, geringer ist als im internationalen Vergleich. Gleichwohl untersuchen wir – wie in den internationalen Studien üblich –, ob konservative Prüfungen zu häufigen Prüferwechseln führen:

- H2: Eine konservative Prüfungsauslegung erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels im Folgejahr.

Verfehlen von Gewinnschwellen: Verlustvermeidung und Gewinnwachstum

Vertritt der Abschlussprüfer eine restriktive Prüfungsstrategie, kann dies auch dazu führen, dass der Mandant relevante Ergebnisziele²⁵ nicht erreicht. Ein Feld der bisherigen Forschung zur Bilanzpolitik analysiert charakteristische Werte bestimmter Unternehmenskennzahlen, u.a. Ergebnisziele. Befindet sich ein Unternehmen knapp unterhalb eines solchen Ergebnisziels, so wird dem Unternehmen ein Anreiz unterstellt, mittels des Einsatzes bilanzpolitischer Maßnahmen das Ergebnis über die so vorgegebene Gewinnschwelle zu korrigieren. Liegt das Ergebnis hingegen knapp oberhalb einer Gewinnschwelle, wird dies als Indiz für Bilanzpolitik interpretiert. Dieser Annahme und der Annahme von Opinion Shopping folgend haben Unternehmen, denen es nicht gelungen ist, das Ergebnisziel zu erreichen, einen Anreiz, den Prüfer zu wechseln. Ließe sich dieser Zusammenhang beobachten, würde dies einen weiteren Hinweis auf ein Opinion Shopping-Verhalten der betrachteten Unternehmen darstellen.

Erste Indizien hierfür fanden LITT ET AL. (2014) in ihrer Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Prüferwechseln und der Ergebnisqualität der geprüften Jahresabschlüsse. Sie gelangten zu dem Ergebnis, dass Mandanten in den ersten beiden Jahren nach einem Prüferwechsel deutlich häufiger nichtdiskretionäre Periodenabgrenzungen einsetzen, um Analystenvorhersagen zu erfüllen, als in den beiden Jahren vor dem Prüferwechsel.²⁶ Würde dieser Zusammenhang vom Mandanten proaktiv eingesetzt, wären die Voraussetzungen für Opinion Shopping erfüllt.

Auch wenn der Einfluss von Gewinnschwellen auf das Phänomen des Opinion Shopping plausibel erscheint, ist er bisher im deutschen oder anglo-amerikanischen Prüfungskontext nach Kenntnis der Autoren noch nicht thematisiert worden. Allerdings ist im deutschen Umfeld – der Aufsichtsrat als Auftraggeber der Prüfung und Adressat des Prüfungsberichtes – nicht offensichtlich, ob das Erreichen von Gewinnschwellen auch im Interesse des

²⁵ Unter relevanten Ergebniszielen sollen solche verstanden werden, deren Verfehlen mit negativen Konsequenzen für das Unternehmen verbunden sein könnte, wie z.B. negative Kapitalmarktreaktionen.

²⁶ Vgl. Litt et al. (2014), S. 74.

Kontrollgremiums sein könnte oder ob ggf. nicht auch hier das Interesse an einer strengen, konservativen Prüfung dominiert. Wir adressieren daher die Wahrscheinlichkeit, dass das Nichterreichen von Gewinnschwellen die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels erhöht:

- *H3*: Das Nichterreichen von Gewinnschwellen erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels im Folgejahr.
 - *H3.1*: Das erfolglose Vermeiden von Verlusten erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels im Folgejahr.
 - *H3.2*: Das Nichterreichen eines Gewinnwachstums erhöht die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels im Folgejahr.

Potenzielle Meinungsverschiedenheiten

Die Studie von IRELAND (2003) konnte für britische Unternehmen zeigen, dass Unternehmen umso häufiger ein nichteinwandfreies Testat erhalten, je länger die Prüfungsdauer ausfällt. Als eine denkbare Begründung hierfür wurde ein möglicherweise höherer Diskussionsbedarf des Unternehmens angeführt, um ein unerwünschtes, nichteinwandfreies Testat zu verhindern. Daher wird die (abnormale) Prüfungsdauer als Proxy für etwaige Meinungsverschiedenheiten verwendet.

SCHLOETZER (2006) betrachtete Big4-Mandanten und belegte, dass ein Wechsel von einem Big4- zu einem Non-Big4-Prüfer umso wahrscheinlicher wird, je länger die Prüfungsdauer ausfällt. Weiterhin zeigte der Autor, dass die Wahrscheinlichkeit dieses Wechsels auch mit der Länge der Überschreitung der SEC-Berichtsfrist (ein Teil der Prüfungsdauer) steigt. Der Autor führte dieses Ergebnis auf erhöhte Interaktion zwischen Prüfer und Mandant und damit auf erhöhtes Insolvenzrisiko des Mandanten zurück.

CARMICHAEL/GHOSH/LEE (2011) gingen in ihrer Studie davon aus, dass die Prüfungsdauer u.a. einen Teil (abnormale Prüfungsdauer) enthält, welcher auf Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und Mandant zurückzuführen ist. Die Autoren konnten zeigen, dass eine lange abnormale Prüfungsdauer, welche sie in einem Regressionsmodell nach Kontrolle für Einflussfaktoren der normalen Prüfungsdauer erhielten, in einem positiven Zusammenhang zu prüferinitiierten Wechsels steht. Die Autoren sahen es damit als bestätigt an, dass Unstimmigkeiten zwischen Prüfer und Mandant zum Wechsel geführt haben.

Eine vergleichbare Studie führten MANDE/SON (2011) durch. Die Autoren konnten belegen, dass bei Big4-Mandaten die Wahrscheinlichkeit eines prüferinitiierten Wechsels mit der Länge der Prüfungsdauer steigt. Weiterhin schätzten sie mittels eines Regressionsmodells den normalen Anteil der Prüfungsdauer und konnten auch für den abnormalen Anteil zeigen, dass Prüfer eher ein Mandat nicht fortführen, je länger dieser ausfällt. Die Autoren führten dies ebenfalls auf eine erhöhte Interaktion zwischen Prüfer und Mandant und damit verbundenes Risiko zurück.

Im deutschen Prüfungskontext kann nicht zwingend davon ausgegangen werden, dass Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und Management mit einer höheren Häufigkeit von Prüferwechseln einhergehen, da das Management weder Auftraggeber noch Adressat der Prüfungsergebnisse ist. Allerdings kann eine überdurchschnittlich lange Prüfungsdauer auch auf Meinungsverschiedenheiten mit dem Aufsichtsrat hinsichtlich des Prüfungsberichtes oder des Testates zurückzuführen sein; diesbezüglich ist das verwendete Proxy sicherlich nicht trennscharf. Daher vermuten wir auch in der vorliegenden Studie,

dass potenzielle Meinungsverschiedenheiten, gemessen durch die tatsächliche sowie die abnormale Prüfungsdauer, zu häufigeren Prüferwechseln führen:

- *H4*: Potenzielle Meinungsverschiedenheiten erhöhen die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels im Folgejahr.

Effektivität von Opinion Shopping

Erhalt eines nichteinwandfreien Testats

DEANGELO (1982) beobachtete, dass Unternehmen nach einem Wechsel nicht signifikant häufiger ein einwandfreies Testat erhalten. SMITH (1986) fand später zwar vereinzelte Hinweise auf unterschiedliches Berichtsverhalten der Prüfer im Kontext eines Prüferwechsels; jedoch ist nach Meinung des Autors auf Basis der Ergebnisse ein generelles Opinion Shopping nicht nachweisbar.

KRISHNAN/STEPHENS (1995) belegten, dass Unternehmen, welche den Prüfer angesichts einer Modifikation des Testats wechseln, häufiger auch mit einer konservativen Prüfung konfrontiert sind; da sich hieran nach dem Prüferwechsel nichts signifikant ändert, sehen die Autoren keine Hinweise auf ein effektives Opinion Shopping. Im Gegensatz hierzu stehen die Ergebnisse von CRASWELL (1988) für australische Unternehmen, welche auf eine Verbesserung des Testats durch einen Prüferwechsel hindeuteten.

CHOW/RICE (1982) wiesen nach, dass Unternehmen nach Erhalt eines nichteinwandfreien Testats häufiger den Prüfer wechseln. Jedoch erhalten die wechselnden Unternehmen im Anschluss nicht häufiger ein einwandfreies Testat als nichtwechselnde Unternehmen.

Effektives Opinion Shopping konstatierte hingegen MANGOLD (1988). Die Autorin zeigte, dass ein Prüferwechsel die Wahrscheinlichkeit erhöht, ein einwandfreies Testat zu erhalten. LENNOX (2000) und LENNOX (2003) verglichen das Testat nach einem erfolgten Prüferwechsel mit einem fiktiven prognostizierten Testat, falls der Prüferwechsel nicht stattgefunden hätte. Aus den Ergebnissen schloss der Autor, dass Testate nach einem Prüferwechsel oftmals weiterhin nichteinwandfrei erteilt werden, aber die Wahrscheinlichkeit hierfür geringer ist als bei Beibehaltung des bisherigen Prüfers; er wertete dies als Hinweis für ein effektives Opinion Shopping. Diese Schlussfolgerung teilten nachfolgend auch NEWTON ET AL. (2016), die Opinion Shopping allerdings im spezifischeren Kontext der Beurteilung der Güte des IKS durch den Abschlussprüfer betrachteten.²⁷ CHAN/LIN/MO (2006) untersuchten den speziellen Kontext chinesischer Staatsunternehmen. Diese erhielten nach einem nichteinwandfreien Testat im Vergleich zu einem Wechsel zu einem regionalen Prüfer tendenziell ein besseres Testat, wenn sie zu einem lokalen Prüfer wechselten.

Opinion Shopping ist also im Kontext des Erhaltes eines nichteinwandfreien Testats als effektiv zu bezeichnen, wenn nach einem Prüferwechsel eine geringere Wahrscheinlichkeit eines nichteinwandfreien Testats festzustellen wäre.

Konservative Prüfung

DEFOND/SUBRAMANYAM (1998) zeigten, dass im Jahr vor einem mandanteninitiierten Prüferwechsel die diskretionären Periodenabgrenzungen durchschnittlich ergebnismindernd und niedriger bzw. konservativer sind als bei Unternehmen, welche den Prüfer nicht wech-

²⁷ Vgl. Newton et al. (2016), S. 619.

selten. Im ersten Jahr mit dem neuen Prüfer unterschieden sich die diskretionären Periodenabgrenzungen unter Kontrolle der finanziellen Lage jedoch nicht länger. Die Autoren belegten damit, dass Unternehmen sich erfolgreich von zu konservativen Prüfern lösen. Vergleichbare Ergebnisse erzielten später WEISS/KALBERS (2008).

DAVIDSON III/JIRAPORN/DADALT (2006) konnten zwar keinen Nachweis für generell ergebniserhöhende Bilanzpolitik nach einem Prüferwechsel finden. Allerdings fanden sie Hinweise für opportunistisches Verhalten, da im Fall eines Wechsels von einem Big6- hin zu einem Non-Big6-Prüfer nach dem Erhalt eines nichteinwandfreien Testats der Umfang an Bilanzpolitik steigt.

CHEN ET AL. (2016) beobachteten, dass Prüfer, die nach einem opportunistischen Prüferwechsel erstmals einen Mandanten prüfen, mit einer signifikant geringeren Wahrscheinlichkeit ein nichteinwandfreies Testat ausstellen als der bisherige Prüfer; sie konstatieren daher im Falle von Opinion Shopping ein deutliches geringeres Maß an Prüferkonservatismus.²⁸

Wir betrachten Opinion Shopping hinsichtlich einer konservativen Prüfung als effektiv, wenn nach einem Prüferwechsel ein höheres Ausmaß an Bilanzpolitik (bzw. eine geringere Ergebnisqualität) wahrscheinlicher wäre.

Verlustvermeidung und Gewinnwachstum

Nach Kenntnis der Autoren wurde das (Nicht-) Erreichen von Gewinnschwellen bisher noch nicht im Kontext von Opinion Shopping i.S.e. opportunistischen Prüferwechsels untersucht; daher liegen an dieser Stelle keine empirischen Erkenntnisse vor. Wir betrachten Opinion Shopping an dieser Stelle als effektiv, wenn nach einem Prüferwechsel ein Nichterreichen von Gewinnschwellen mit einer geringeren bzw. ein Gewinnwachstum mit einer höheren Wahrscheinlichkeit nachzuweisen wäre.

Meinungsverschiedenheiten

JOHNSON/LYS (1990) fanden keine Hinweise, dass nach Prüferwechseln, bei denen im Vorjahr Meinungsverschiedenheiten mit dem Mandanten hinsichtlich der Anwendung von Rechnungslegungsstandards offengelegt wurden, im Jahr nach dem Prüferwechsel ein signifikant höheres Jahresergebnis ausgewiesen wird. Die Autoren kommen daher zu dem Schluss, dass im Zuge eines Prüferwechsels auch bei vorherigen Meinungsverschiedenheiten mit dem alten Abschlussprüfer keine Änderungen in der Anwendung von Rechnungslegungsstandards stattfinden. DEFOND/JIAMBALVO (1993) fanden in einem vergleichbaren Setting ebenfalls keine Hinweise auf ein effektives Opinion Shopping.

Ein effektives Opinion Shopping wäre also auch dann zu konstatieren, wenn nach einem Prüferwechsel Hinweise auf Meinungsverschiedenheiten weniger wahrscheinlich wären.

Zusammenfassend können wir festhalten, dass die empirischen Erkenntnisse im Hinblick auf Opinion Shopping recht uneinheitlich sind. Lediglich im Falle des Erhaltes eines nichteinwandfreien Testats wird überwiegend eine höhere Wahrscheinlichkeit für einen Prüferwechsel beobachtet, alle anderen untersuchten Anreize präsentieren sich sehr heterogen. Hinsichtlich der Effektivität eines als opportunistisch vermuteten Prüferwechsels ist

28 Vgl. Chen et al. (2016), S. 105 f.

ebenfalls lediglich der Fall eines nichteinwandfreien Testats auffällig, in dem vermehrte Hinweise auf effektives Opinion Shopping beobachtet werden. In allen anderen von uns untersuchten Anreizsituationen überwiegt die Einschätzung, dass Opinion Shopping hier nicht in der gewünschten Weise wirkt.

Kommt es zu einem Prüferwechsel, gilt es als gesicherte Erkenntnis, dass der Erstprüfer das neue Mandat als Investition begreift, die sich erst rentiert, wenn der Mandant über mehrere Jahre betreut werden kann.²⁹ Da bei einer Erstprüfung die ausstehenden Payoffs am höchsten sind, ist auch die Unabhängigkeit des Abschlussprüfers in dieser Situation am stärksten gefährdet. Sollten sich in der empirischen Analyse also signifikante Anreize für Opinion Shopping ergeben, sind diese auf ihre Effektivität hin zu analysieren; die konkrete Formulierung der entsprechenden Hypothesen findet sich in Abschnitt 4.3.

3 Empirische Untersuchung

3.1 Stichprobe

Für die empirische Untersuchung werden deutsche kapitalmarktorientierte Unternehmen im Zeitraum 2004 bis 2012 analysiert.³⁰ Die Beschränkung auf kapitalmarktorientierte Unternehmen erfolgt aufgrund von deren Relevanz, vor allem jedoch aufgrund der Verfügbarkeit von Daten, welche für die Untersuchung relevant sind, wie z.B. Prüfungshonorare. Basis der Untersuchung sind die Unternehmen, welche zum Stichtag 31.12.2012 im Auswahlindex CDAX der Deutschen Börse AG gelistet waren und damit alle deutschen Unternehmen im Prime Standard und im General Standard. Insgesamt umfasste der CDAX zum Stichtag 553 Werte, deren Daten aus den Finanz-Datenbanken Worldscope, Compustat sowie Datastream für den Zeitraum 2004-2012 erhoben wurden.³¹

Ausgeschlossen von der Untersuchung wurden alle Unternehmen, welche nach der Einteilung der Deutschen Börse AG den Branchen Banks, Financial Services und Insurance zuzurechnen waren. Der Ausschluss ist durch die z.T. abweichenden Bilanzstrukturen begründet, welche die Vergleichbarkeit mit den Daten der Unternehmen der restlichen Branchen beeinträchtigen. Dies betraf 55 Werte. Somit ergaben sich potenziell 498 Unternehmen für die Untersuchung. Von diesen wurden im Vorfeld weiterhin Unternehmen von der Untersuchung ausgeschlossen, von welchen keine Daten verfügbar waren oder deren Daten im Kontext der Untersuchung als nicht brauchbar eingestuft wurden. Dies betraf insgesamt 48 Unternehmen,

- die über den gesamten oder über einen wesentlichen Teil des Untersuchungszeitraums 2004-2012 insolvent waren oder sich in Abwicklung befanden,
- deren Notierungen als reiner Börsenmantel galt, d.h. diese Aktiengesellschaften wiesen keinen operativen Geschäftsbetrieb auf, sodass die Vergleichbarkeit der Determinanten des Prüferwechsels bezweifelt werden muss,
- von welchen über den gesamten oder über wesentlichen Teil des Untersuchungszeitraums 2004-2012 keine Finanzdaten oder Geschäftsberichte verfügbar waren.

²⁹ Vgl. grundlegend DeAngelo (1981).

³⁰ Für Unternehmen mit unterjährigem Bilanzstichtag bezeichnet stets das Jahr das Geschäftsjahr, in welches der aktuelle Bilanzstichtag fällt.

³¹ Die Untersuchung basiert grundsätzlich auf dem Datenbestand von Braun (2016), der um die Daten der Jahre 2010-2012 ergänzt und wesentlich modifiziert wurde. Sämtliche Analysen sind originär von den Autoren auf dem aktualisierten Datenbestand durchgeführt worden.

Somit ergeben sich 450 Unternehmen in der Stichprobe, die sich wie in Tabelle 1 dargestellt zusammensetzen:

Tabelle 1: Analytierte Unternehmen je Supersektor

Unternehmen im CDAX per 31.12.2012	553
- davon FIRE	55
- davon unvollständig oder inkonsistent	48
verbleibende Unternehmen im Sample	450
Verteilung nach Branche (Supersektor) ³²	
1: Consumer Goods	67
2: FIRE	ausgeschlossen
3: Basic Materials	26
4: Industrials	134
5: Consumer Services	62
6: Pharma & Healthcare	42
7: Information Technology	99
8: Telecommunication	12
9: Utilities	8
Gesamt	450

Die Informationen zu Abschlussprüfer, Prüferhonoraren, Testat sowie Prüfungsdauer wurden händisch aus den Geschäftsberichten erhoben. Somit können die Einflussgrößen auf einen Prüferwechsel im folgenden Geschäftsjahr für den Zeitraum bis 2011 analysiert werden.

Für bestimmte Variablen liegen Informationen erst ab dem Geschäftsjahr 2005 vor. Dies betrifft erstens selbst generierte Variablen, welche Veränderungen abbilden (z.B. Veränderung der abnormalen Prüfungsdauer). Da diese als Differenz oder als Verhältnis zum Vorjahr berechnet werden, liegen diese nicht für das Geschäftsjahr 2004 vor. Zweitens wurde die händische Erhebung von weiteren Geschäftsberichtsinfos aus Praktikabilitätsgründen auf den Zeitraum 2005-2012 beschränkt. Drittens sind Informationen zu den Honoraren des Abschlussprüfers erst ab dem Geschäftsjahr 2005 verpflichtend im Geschäftsbericht anzugeben.

Die Anzahl der Unternehmensdaten, die pro Jahr analysiert werden, variiert. Dies ist auf fehlende Daten in den verwendeten Datenbanken oder zum Zeitpunkt der Erhebung nicht mehr verfügbare Geschäftsberichte und die darin enthaltenen Informationen zurückzuführen. Geschäftsberichte, welche weder auf den Unternehmenshomepages noch im Bundesanzeiger verfügbar waren, wurden bei den jeweiligen Unternehmen per E-Mail angefragt. Hierbei blieben Anfragen teilweise unbeantwortet. Häufigster Grund für nicht mehr ver-

³² Dabei wird auf die Branchenteilung der Deutschen Börse AG zurückgegriffen, welche insgesamt 9 Supersektoren unterscheidet; davon sind 8 (nicht berücksichtigt: FIRE) in der Stichprobe enthalten; vgl. Deutsche Börse AG (2017), S. 61-65.

fügbare Geschäftsberichte sind Unternehmensinsolvenzen nach dem Erhebungsstichtag. Für diese empirische Untersuchung wurde entschieden, eine unbalancierte Stichprobe zu verwenden, d.h. es fließen in einzelne Analysen alle Beobachtungen ein, für welche die entsprechenden Informationen verfügbar sind, auch wenn diese für andere Analysen nicht vorliegen. Zum anderen werden hiermit systematische Verzerrungen verringert, falls das Fehlen von bestimmten Informationen systematisch mit anderen Einflussgrößen zusammenhängt, denn dann wäre ein Ausschluss von Beobachtungen nicht mehr zufällig. Vermutet man z.B. ein Opinion-Shopping-Verhalten eher bei Unternehmen in finanziell schlechter Lage, so würde ein Ausschluss aller Beobachtungen, welche im Untersuchungszeitraum aufgrund von Insolvenzen keine Daten aufweisen, zu systematischen Verzerrungen führen. Tabelle 2 zeigt die Anzahl der pro Jahr zur Verfügung stehenden Beobachtungen und damit die bisherige Wechselhäufigkeit.

Tabelle 2: Wechselraten pro Jahr

	2005		2006		2007		2008	
	#	%	#	%	#	%	#	%
$PWechsel_{nGJ} = 1$	28	6,6	43	9,9	42	9,9	23	5,5
$PWechsel_{nGJ} = 0$	394	93,4	392	90,1	384	90,1	392	94,5
Summe	422		435		426		415	
	2009		2010		2011		gesamt	
	#	%	#	%	#	%	#	%
$PWechsel_{nGJ} = 1$	36	8,8	39	9,8	37	9,6	248	8,6
$PWechsel_{nGJ} = 0$	371	91,2	357	90,2	348	90,4	2.638	91,4
Summe	407		396		385		2.886	

3.2 Analysemodelle und verwendete Variablen

3.2.1 Analysemodell

Unter Opinion Shopping versteht man Prüferwechsel, die auf opportunistische Motive zurückzuführen sind. Daher ist es naheliegend, dass als abhängige Variable der Prüferwechsel $PWechsel_{nGJ}$ zu verwenden ist, die anzeigt, ob der aktuelle Abschlussprüfer für die nachfolgende Prüfung ausgetauscht wurde. Diese Variable ist binär, so dass sich als Modellierung eine binär logistische Regression anbietet. Für die Überprüfung der Nullhypothese, dass der Regressionskoeffizient $\beta=0$ ist, findet der Wald-Test Anwendung.³³

Zur Beurteilung der Güte der logistischen Regressionsmodelle wird in den Ausgaben das Pseudo- R^2 nach Nagelkerke angegeben. Dieses vergleicht das Schätzergebnis des Modells, welches erklärende Variablen enthält, mit dem des Modells, welches lediglich die Konstan-

33 Alternativ verwenden einige Studien den Ansatz, als Indikator für ein eventuelles Opinion Shopping eine Prognose zu erstellen, welches Testat ein Mandant erhalten hätte, wenn er die Entscheidung für oder gegen den aktuellen Abschlussprüfer anders getroffen hätte, als er dies im aktuellen Geschäftsjahr tatsächlich getan hat; vgl. etwa Lennox (2000), Lennox (2003), Chen et al. (2016). Die Klärung der Frage, ob dies tatsächlich in Ergebnissen resultiert, die von der Modellierung weniger abhängig sind als die hier durchgeführte logistische Regression, bleibt künftigen Untersuchungen vorbehalten.

te enthält. Der Zahlenwert ist als eine prozentuale Verbesserung der Schätzung zu interpretieren.³⁴

Ein erster Blick auf die Stichprobe zeigt, dass die Häufigkeit von Prüferwechseln über den Beobachtungszeitraum durchschnittlich bei ca. 9% liegt (vgl. Tabelle 2); damit ist die Zahl der relevanten Beobachtungen relativ gering.

Zur Ausreißereliminierung wird grundsätzlich am 1%- und am 99%-Perzentil winsorisiert.³⁵

3.2.2 Verwendete Variablen

Erhalt eines nichteinwandfreien Testats

Der Erhalt eines nichteinwandfreien Testats wird über eine binäre Variable TESTAT gemessen; diese nimmt den Wert 1 an, wenn das Testat ergänzt, eingeschränkt oder versagt wurde (sonst 0).

Konservative Prüfung / Ergebnisqualität

Eine konservative Prüfung kann man nur indirekt beobachten. Es hat sich etabliert, hierzu als Surrogat das Ausmaß an Bilanzpolitik bzw. die Ergebnisqualität (*earnings quality*) zu verwenden, das sich im geprüften Jahresabschluss findet. Einen populären Ansatz zur Messung von Bilanzpolitik stellen diskretionäre Periodenabgrenzungen dar. Diese modellieren den abnormalen, nicht durch ökonomische Ursachen begründbaren Anteil der gesamten Periodenabgrenzungen eines Jahresabschlusses und gelten als bilanzpolitisch motiviert.³⁶ Jedoch lassen sich bisher nur vereinzelt Studien finden, welche diese in einem Prüferwechselmodell untersuchten.

Für die Ermittlung findet hier das in der Prüfungsforschung populäre Modell von KOTHARI ET AL. (2005) Anwendung, welches auch als *Performance-adjusted-modified-Jones-Modell* bezeichnet wird.³⁷

$$\frac{PA_{i,t}}{BS_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{1}{BS_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta UME_{i,t} - \Delta FORD_{i,t}}{BS_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{SAV_{i,t}}{BS_{i,t-1}} + \beta_4 GKR_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

(Legende: *PA* – gesamte Periodenabgrenzungen; *BS* – Bilanzsumme; ΔUME – Veränderung der Umsatzerlöse zum Vorjahr; $\Delta FORD$ – Veränderung der Forderungen zum Vorjahr; *SAV* – Sachanlagevermögen; *GKR* – Gesamtkapitalrentabilität (Return on Assets); *t* – Jahresindex; *i* – branchenspezifischer Unternehmensindex³⁸)

34 Urban/Mayerl (2011), S. 346.

35 Das Winsorizing stellt eine Möglichkeit dar, Variablen zu transformieren, um sie gegen Extremwerte robuster zu gestalten. Dabei werden die Werte, welche unterhalb bzw. oberhalb eines bestimmten Perzentils liegen, mit dem Perzentil gleichgesetzt. Im konkreten Fall erhalten alle Werte unterhalb des 1%-Perzentils den Wert des 1%-Perzentils; alle Werte oberhalb des 99%-Perzentils erhalten den Wert des 99%-Perzentils. Das Winsorizing ist eine anerkannte und häufig verwendete Transformation, auch im Bereich der Prüfungsforschung, vgl. z.B. Kothari et al. (2005), S. 176, Tabelle 1; Mande/Son (2011), S. 40. Für die Anwendung des Winsorizing bei deutschen Studien vgl. z.B. Molls (2013), S. 159. Die alternativ praktizierte Anwendung der 3-Sigma-Regel zur Ausreißereliminierung führt in der vorliegenden Untersuchung zu identischen Analyseergebnissen.

36 Vgl. z.B. Jones (1991), S. 206.

37 Vgl. Kothari et al. (2005), S. 174.

38 Dabei wird auf die Branchenteilung der Deutschen Börse AG zurückgegriffen, welche insgesamt 9 Supersektoren unterscheidet; davon sind 8 (nicht berücksichtigt: FIRE) in der Stichprobe enthalten; vgl. Deutsche Börse AG (2017), S. 61-65.

Die diskretionären Periodenabgrenzungen stellen dann die Residuen dieses Regressionsmodells dar.³⁹ Im Modell wird der relative Anteil der diskretionären an den absoluten Periodenabgrenzungen verwendet.

Verlustvermeidung und Gewinnwachstum

Für die Untersuchung des Anreizes Vermeidung eines Verlusts wird das ausgewiesene Jahresergebnis skaliert auf die Bilanzsumme verwendet. Im Einklang mit bisherigen Studienergebnissen⁴⁰ wird die Intervallbreite in Anlehnung an den Vorschlag von HOLLAND/RAM-SAY (2003) als Mittelwert von⁴¹

$$0,9(\min(\sigma, IQR/1,34))n^{-1/5} \text{ und } 0,79(IQR)n^{-1/5}$$

(Legende: σ – Standardabweichung; IQR – Interquartilsabstand; n – Stichprobenumfang)

ermittelt. Damit ergibt sich das untersuchte Intervall unterhalb eines (skalierten) Jahresergebnisses von Null mit einer Breite von 0,0110. Die binäre Variable *VERLUSTVERMEIDUNG* nimmt nun für Unternehmen im Intervall [-0,0110; 0] den Wert 1 an (41 Beobachtungen), sonst 0. Für die Untersuchung des Anreizes Vermeidung von Ergebnisrückgängen wird die absolute Differenz des ausgewiesenen Jahresergebnisses zum Vorjahr auf die aktuelle Bilanzsumme skaliert. Das betrachtete Intervall unterhalb von Null hat die Breite 0,00832. Die binäre Variable *ERGEBNISWACHSTUM* nimmt nun für Unternehmen im Intervall [-0,00832; 0] den Wert 1 an (227 Beobachtungen), sonst 0.

Potenzielle Meinungsverschiedenheiten

Wenn es zu Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und Mandant kommt, ist es plausibel, dass sich hierdurch die Prüfung auf eine überdurchschnittliche Prüfungsdauer verlängert. Dabei wird die Prüfungsdauer als Zeitraum zwischen dem Bilanzstichtag und dem Datum des Testats (engl.: *audit report lag*) definiert.⁴² Es wird davon ausgegangen, dass sich die Prüfungsdauer aus einem normalen und aus einem abnormalen Anteil zusammensetzt, wobei der normale Anteil zum einen aus dem zeitlichen Aufwand zur Erstellung des Jahresabschlusses durch den Mandanten und zum anderen durch den prüfungsbedingten zeitlichen Aufwand des Prüfers determiniert wird.⁴³ Der abnormale Anteil stellt nun den Gegenstand der Forschung dar und bietet verschiedene Ansätze zur Interpretation,⁴⁴ insbesondere als Maßstab für das Ausmaß an Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und

39 Die diskretionären Periodenabgrenzungen werden auf Grund der nicht ausreichend großen Datenbasis für die vorliegende Analyse zwar jahresweise ermittelt, nicht aber branchengenau. Die Anpassungsgüte des Regressionsmodells (korrigiertes R^2) variiert in den untersuchten Jahren zwischen 0,254 (2006) und 0,738 (2010) und ist damit hinreichend; auf eine detaillierte Übersicht der Anpassungsgüte wird an dieser Stelle verzichtet.

40 Vgl. Quick/Wiemann (2012), S. 1114-1115.

41 Vgl. Holland/Ramsay (2003), S. 47, Fn. 7.

42 Es ist festzuhalten, dass der Zeitraum nicht gänzlich auf die Prüfung zurückzuführen ist. Der Begriff Prüfungsdauer ist hier aus Vereinfachungsgründen gewählt worden.

43 Vgl. z.B. Carmichael/Ghosh/Lee (2011), S. 7. Für einen Überblick über Studien zu den Determinanten der normalen Prüfungsdauer vgl. Abernathy et al. (2017), S. 101 ff.

44 Alternative Interpretationen gehen davon aus, dass eine abnormal lange Prüfungsdauer z.B. im Zusammenhang mit einer nichteffizienten Paarung zwischen Prüfer und Mandant (vgl. z.B. Schwartz/Soo (1996), S. 355) oder mit einer höheren Prüfungsqualität (vgl. z.B. Krishnan/Yang (2009), S. 276 ff.) steht. Wird bei der Bestimmung der abnormalen Prüfungsdauer für Faktoren kontrolliert, welche

Mandant, zumeist bzgl. der Auslegung von Ermessensspielräumen in der Rechnungslegung (Bilanzpolitik) oder dem Prüfungsergebnis (nichteinwandfreies Testat).⁴⁵ Eine lange (abnormale) Prüfungsdauer wird als Indiz für einen hohen Diskussions- und Verhandlungsbedarf,⁴⁶ Unstimmigkeiten und damit potenzielle interpersonelle Unzufriedenheit zwischen Prüfer und Mandant angesehen. Teilweise wird bereits die Prüfungsdauer an sich als Maß für potenzielle Meinungsverschiedenheiten verwendet.⁴⁷

Mit der abnormalen Prüfungsdauer besteht somit ein Ansatz, Meinungsverschiedenheiten zwischen Mandant und Prüfer zu operationalisieren und auf einen Zusammenhang mit dem Prüferwechsel hin zu analysieren. Dieser Einflussfaktor ist jedoch nur schwer zu analysieren, da keine diesbezüglichen Berichtspflichten bestehen. Darüber hinaus ist ein Prüferwechsel, der vom Unternehmen aufgrund von Meinungsverschiedenheiten initiiert wird, aus Sicht der Stakeholder und des Normengebers unerwünscht. Insofern ist nicht zu erwarten, dass Informationen zu Prüferwechseln aufgrund von Meinungsverschiedenheiten veröffentlicht werden; eventuell vorhandene Informationen, z.B. aus Befragungen, sind ebenfalls grundsätzlich kritisch zu betrachten.

Die Prüfungsdauer PD_{dauer} wird anhand des folgenden, in der Literatur vielfach verwendeten Regressionsmodells geschätzt.⁴⁸

$$PD_{dauer} = \beta_0 + \beta_1 \ln BS + \beta_2 \ln TU + \beta_3 TUBin + \beta_4 ausITU + \beta_5 ausITUBin + \beta_6 IFRS + \beta_7 ZScore + \beta_8 VERLUST + \beta_9 PRA + \beta_{10} EP + \beta_{11} BSPEZ + \beta_{12} relNPH + \beta_{13} NPHbin + \varepsilon$$

(Legende: PD_{dauer} – Prüfungsdauer; $\ln BS$ – Bilanzsumme (logarithmiert); $\ln TU$ – Anzahl Tochterunternehmen (logarithmiert); $TUBin$ – Dummy (1 falls $TU = 0$); $ausITU$ – Anteil ausländischer Tochterunternehmen; $ausITUBin$ – Dummy (1 falls $ausITU = 0$); $IFRS$ – Dummy (1 falls erstmalige Anwendung der IFRS); $ZScore$ – Zmijewski-Z-Score⁴⁹ als Indikator der Insolvenzwahrscheinlichkeit; $Verlust$ – Dummy (1 falls Verlust); PRA – Dummy (1 falls Prüfungsausschuss vorhanden); EP – Dummy (1 falls Erstprüfung); $BSPEZ$ – Dummy (1 falls Prüfungsunternehmen Branchenspezialist, d.h. höchsten Honoraranteil in der jeweiligen Branche im betrachteten Jahr); $relNPH$ – Nichtprüfungshonorar gem. § 285 Nr. 17 HGB auf Bilanzsumme skaliert (Anteil am Gesamthonorar); $NPHbin$ – Dummy (1 falls $NPH > 0$))

Die abnormale Prüfungsdauer $abnPD_{dauer}$ ergibt sich aus den Residuen dieses Modells.⁵⁰

Da sowohl die unmodifizierte wie auch die abnormale Prüfungsdauer als Indikator für potenzielle Meinungsverschiedenheiten verwendet werden, werden in der vorliegenden Studie sowohl die Prüfungsdauer in Tagen (PD_{dauer}) als auch die relative abnormale Prü-

einen risikobedingten höheren Prüfungsaufwand abbilden, so ist die häufig vorzufindende Interpretation der Prüfungsdauer dahingehend (vgl. z.B. Ireland (2003), S. 993) für die Interpretation der abnormalen Prüfungsdauer nicht länger relevant.

45 Vgl. Schwartz/Soo (1996), S. 356; Ireland (2003), S. 993; Schloetzer (2006), S. 17; Mande/Son (2011), S. 35; Carmichael/Ghosh/Lee (2011), S. 15.

46 In einer Befragung von Big6-Prüfern stellten Gibbins/Salterio/Webb (2001), S. 558, fest, dass Verhandlungen über Rechnungslegungsfragen üblich sind.

47 Vgl. Mande/Son (2009), S. 33.

48 Vgl. z.B. Schwartz/Soo (1996), S. 356 f.; Jaggi/Tsui (1999), S. 26; Lee/Mande/Son (2009), S. 92; Krishnan/Yang (2009), S. 273 ff.; Mande/Son (2011), S. 49; Tanyi/Raghubandan/Barua (2010), S. 672 f.; Carmichael/Ghosh/Lee (2011), S. 12 ff. Die Autoren modellieren zusätzlich die abnormale Prüfungsdauer unter Verwendung der diskretionären Periodenabgrenzungen als weitere unabhängige Variable. Da sich diese im vorliegenden Modell als nicht signifikant erwies, wurde sie – auch, um Endogenitätsprobleme zu vermeiden – aus dem Modell eliminiert.

49 Vgl. Zmijewski (1984), S. 69.

50 Die Anpassungsgüte des Regressionsmodells ist mit einem korrigierten R^2 von 0,209 hinreichend; auf eine detaillierte Darstellung wird an dieser Stelle verzichtet.

fungsdauer ($relabnPDauer = \text{abnormale PDauer} / \text{PDauer}$) verwendet, die im Produkt die abnormale Prüfungsdauer ergeben.

Kontrollvariablen

Bei empirischen Untersuchungen zu Opinion Shopping, aber auch und insbesondere zur Ergebnisqualität oder Prüfungsdauer, werden Kontrollvariablen verwendet, die die Komplexität des Unternehmens, seine wirtschaftliche Lage sowie die Expertise des Abschlussprüfers widerspiegeln. Eine hohe Komplexität des zu prüfenden Unternehmens wird mit hohen Kosten eines Prüferwechsels (Transaktionskosten, erhöhte Kosten der Erstprüfung) in Verbindung gebracht.⁵¹ Zudem stehen komplexere, international aufgestellte Unternehmen stärker im Fokus der Öffentlichkeit, so dass die Wechselwahrscheinlichkeit bei diesen niedriger sein sollte als bei weniger komplexen Unternehmen.⁵² Als Maßgröße für die Komplexität eines international aufgestellten Mandanten hat sich der Anteil ausländischer Tochterunternehmen bewährt (aus/TU).⁵³ Im Falle einer angespannten wirtschaftlichen Lage besitzt der Mandant einen Anreiz, das bilanzpolitische Instrumentarium stärker auszunutzen, was u.a. zu längeren Prüfungsdauern⁵⁴ wie auch einer erhöhten Wahrscheinlichkeit für ein nichteinwandfreies Testat einhergeht. Wir messen die Güte der wirtschaftlichen Lage durch den weit verbreiteten Zmijewski-ZScore ($ZScore$).⁵⁵ Das Erbringen von Nichtprüfungsleistungen wird in der Literatur häufig als Gefährdung der Unabhängigkeit des Abschlussprüfers diskutiert, da sie im Verdacht stehen, die finanzielle Abhängigkeit des Prüfers vom Mandanten zu erhöhen.⁵⁶ Obwohl vermutet werden kann, dass dies die Wahrscheinlichkeit des Prüferwechsels deutlich vermindert, wurde dieser Zusammenhang lediglich von DEBERG/KAPLAN/PANY (1991) untersucht, ohne dass die Autoren einen signifikanten Einfluss nachweisen konnten. Wir berücksichtigen Nichtprüfungsleistungen in der vorliegenden Studie durch den relativen Anteil des Nichtprüfungshonorars am Gesamthonorar $relNPH$ und vermuten einen negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Prüferwechsels.⁵⁷

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Deskriptive Statistiken und Korrelationen

Deskriptive Statistiken zu den betrachteten Variablen finden sich in Tabelle 3. Die untersuchten unabhängigen Variablen sind hinreichend unkorreliert (vgl. Tabelle 4). Lediglich die absolute Prüfungsdauer $PDauer$ und die relative abnormale Prüfungsdauer $relabnPDauer$ weisen einen bivariaten Korrelationskoeffizienten von 0,642 auf; dies beeinträchtigt nicht die Güte des Regressionsmodells im Ganzen, allerdings ist eine exakte Aussage zum Verhältnis des Gewichtes dieser beiden Variablen in der Regression erschwert. Eine

51 Vgl. etwa Blouin/Grein/Roundtree (2007), S. 624.

52 Vgl. Carcello/Neal (2003), S. 100.

53 Vgl. Woo/Koh (2001), S. 140; Weiss/Kalbers (2008), S. 14.

54 Vgl. Abernathy/Stefaniak/Weisbarth (2017), S. 113 m.w.N.

55 Vgl. Zmijewski (1984), S. 69.

56 Einen kompakten Überblick liefert etwa DeFond/Zhang (2014), S. 309.

57 Neben den explizit angesprochenen wurden zahlreiche weitere Kontrollvariablen untersucht; deren Berücksichtigung führte jedoch zu keiner Verbesserung des Modells, so dass auf deren Darstellung verzichtet wird.

Aussage zur gemeinsamen Signifikanz der beiden Variablen sowie zur generellen Größenordnung ihrer separaten Effekte bleibt jedoch zulässig.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken

	N	MW	Std.-Abw.	Min	Max	Perzentile		
	gültig*					25%	50%	75%
<i>PWechsel_nGJ</i>	2.886	0,086	0,280	0	1			
<i>TESTAT</i>	3.334	0,068	0,252	0	1			
<i>Bilanzpolitik</i>	2.256	0,000	0,114	-0,959	1,269	-0,043	0,003	0,041
<i>PDauer</i>	3.279	80,830	38,052	0	646	60	74	89
<i>relabnPDauer</i>	1.799	-0,093	0,346	-2,614	0,767	-0,223	-0,045	0,114
<i>Gewinnwachstum</i>	2.228	0,102	0,303	0	1			
<i>Verlustvermeidung</i>	2.688	0,015	0,123	0	1			
<i>auslTU</i>	3.304	0,527	0,318	0	1	0,271	0,588	0,783
<i>relNPH</i>	3.250	0,218	0,208	0	0,931	0,001	0,178	0,360
<i>ZScore</i>	2.391	3,428	7,725	-59,993	93,585	0,933	2,767	5,084

* Der Datensatz umfasst maximal 3.600 Datenpunkte: 450 Unternehmen x 8 Jahre

Tabelle 4: Korrelationen der unabhängigen Variablen (Pearson-Koeffizient mit zweiseitiger Signifikanz)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1	1,000	-0,018	0,263**	0,063**	-0,056**	-0,031	-0,091**	-0,024	-0,081**
2	-0,018	1,000	-0,038	0,044	0,055*	0,072**	0,035	0,025	0,021
3	0,263**	-0,038	1,000	0,642**	-0,058**	-0,026	-0,133**	-0,061**	-0,062**
4	0,063**	0,044	0,642**	1,000	0,033	-0,013	-0,002	0,029	-0,006
5	-0,056**	0,055*	-0,058**	0,033	1,000	0,005	0,012	-0,017	-0,010
6	-0,031	0,072**	-0,026	-0,013	0,005	1,000	-0,003	0,044*	0,116**
7	-0,091**	0,035	-0,133**	-0,002	0,012	-0,003	1,000	0,022	0,000
8	-0,024	0,025	-0,061**	0,029	-0,017	0,044*	0,022	1,000	-0,002
9	-0,081**	0,021	-0,062**	-0,006	-0,010	0,116**	0,000	-0,002	1,000

(Legende: * – signifikant auf 0,05-Niveau; ** – signifikant auf 0,01-Niveau; 1 – *Testat*; 2 – *Bilanzpolitik*; 3 – *PDauer*; 4 – *relabnPDauer*; 5 – *Gewinnwachstum*; 6 – *Verlustvermeidung*; 7 – *auslTU*; 8 – *relNPH*; 9 – *ZScore*)

4.2 Potenzielle Anreizsituationen

Als potenzielle Anreizsituationen für Opinion Shopping werden im Folgenden betrachtet: ein Wechsel 1) nach Erhalt eines nichteinwandfreien Testats, 2) aufgrund zu konservativer Prüfung, 3) bei Nichterreichen von Verlustvermeidung und Gewinnwachstum sowie 4) nach potenziellen Meinungsverschiedenheiten mit dem Prüfer.

Erhalt eines nichteinwandfreien Testats

Für den Erhalt eines nichteinwandfreien Testats zeigt sich ein positiver, wenn auch nur schwach signifikanter Zusammenhang ($TESTAT$: 0,641; Sign.: 0,094, vgl. Tabelle 5). Die Wahrscheinlichkeit eines Prüferwechsels ist damit um ca. 90 % ($e^{0,641}-1$) höher, falls das Unternehmen ein nichteinwandfreies Testat erhalten hat. Hypothese H1 wird daher unterstützt.

Tabelle 5: Regressionsmodell

	Variablen in der Gleichung					
	Regressions- koeffizient B	Standard- fehler	Wald	df	Sig.	Exp(B)
<i>Testat</i>	,641	,383	2,801	1	,094	1,899
<i>Bilanzpolitik</i>	,000	,000	,979	1	,322	1,000
<i>PDauer</i>	-,016	,002	62,177	1	,000	,984
<i>relabnPDauer</i>	1,470	,340	18,634	1	,000	4,348
<i>Gewinnwachstum</i>	-,415	,344	1,459	1	,227	,660
<i>Verlustvermeidung</i>	-,211	1,046	,041	1	,840	,810
<i>auslTU</i>	-,016	,003	35,705	1	,000	,984
<i>relNPH</i>	-,319	,175	3,347	1	,067	,727
<i>ZScore</i>	-,003	,008	,100	1	,752	,997
R ² = 0,728 (Pseudo-R ² nach Nagelkerke)						
N = 1.446 / 3.600						

Damit bestätigt sich auch und insbesondere im deutschen Prüfungskontext die herausragende Bedeutung eines uneingeschränkten Testats. Wird dieses vom Abschlussprüfer nicht erteilt, erhöht das die Wahrscheinlichkeit signifikant, im Folgejahr ausgewechselt zu werden.

Konservative Prüfung

Zur Beurteilung einer konservativen Prüfung auf den Prüferwechsel werden die abnormalen diskretionären Periodenabgrenzungen herangezogen. Diese sind im Regressionsmodell jedoch nicht signifikant (vgl. Tabelle 5). Daher kann Hypothese H2 nicht unterstützt werden.

Diese Beobachtung könnte dafürsprechen, dass eine strenge und damit konservative Prüfung durchaus im Sinne des beauftragenden Aufsichtsrates (ggf. Prüfungsausschusses) sein könnte, da ggf. divergierende Ansichten zwischen Management und Prüfer hier typischerweise nicht zu einem Prüferwechsel führen können.

Ungeachtet dieser Beobachtung ist die Untersuchung eines Nichterreichens von Gewinnschwellen von großem Interesse, da diese auch aus der Sicht des Aufsichtsrates eine besondere Signalwirkung an die Kapitalmärkte haben dürften.

Verlustvermeidung und Gewinnwachstum

Im Regressionsmodell sind die Variablen *VERLUSTVERMEIDUNG* und *GEWINNWACHSTUM* nicht signifikant (vgl. Tabelle 2). Hypothesen H3.1 und H3.2 werden daher nicht unterstützt.

Damit zeigt sich, dass konsistent mit den Ergebnissen zu einer konservativen Abschlussprüfung auch das Verfehlen von Gewinnschwellen nicht mit einer erkennbar erhöhten Wahrscheinlichkeit für einen Prüferwechsel einhergeht. Möglicherweise ist hier dem Aufsichtsrat als Auftraggeber der Prüfung eine strenge Prüfung wichtiger als das Signal an den Kapitalmarkt, dass das Unternehmen keinen Verlust bzw. ein geringes Gewinnwachstum erzielen konnte.

Potenzielle Meinungsverschiedenheiten

Die Analyse zeigt, dass ein signifikanter Zusammenhang zwischen den beiden untersuchten Komponenten der abnormalen Prüfungsdauer und einem Prüferwechsel zum Folgejahr besteht. Besitzt die Prüfungsdauer *PDauer* einen signifikanten, leicht negativen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Prüferwechsels (-0,016; Sign.: 0,000, vgl. Tabelle 5), weist die relative abnormale Prüfungsdauer *relabnPDauer* einen hochsignifikanten und deutlich positiven Einfluss auf (1,470; Sign.: 0,000, vgl. Tabelle 5).

Somit ist zu konstatieren, dass eine um einen Tag erhöhte Prüfungsdauer sogar mit einer um 1,6% ($e^{-0,016} - 1 = 0,984$) geringeren Wahrscheinlichkeit für einen Prüferwechsel zum Folgejahr einhergeht. Dies könnte als Indiz dafür interpretiert werden, dass mit steigender Prüfungsdauer generell eine höhere Prüfungsqualität assoziiert wird; auch erfordern komplexe Prüfungssituationen einen kompetenten Prüfer und längere Prüfungsdauern. Daher erscheint es plausibel, dass damit die Wahrscheinlichkeit für einen Prüferwechsel tendenziell sinkt. Steigt jedoch die relative abnormale Prüfungsdauer um einen Prozentpunkt an, steigt die Wechselwahrscheinlichkeit c.p. auf mehr als das Dreifache ($e^{1,470} - 1 = 3,349$) des ursprünglichen Wertes. Insofern finden Prüferwechsel nur dann häufiger statt, wenn nicht etwa lediglich die absolute Prüfungsdauer, sondern die branchenspezifisch betrachtet außergewöhnliche Prüfungsdauer und damit potenzielle Meinungsverschiedenheiten und Konflikte mit dem Prüfer zunehmen; Hypothese H4 wird daher unterstützt.

Hierbei ist zu beachten, dass das verwendete Surrogat der abnormalen Prüfungsdauer nicht in der Lage ist zu unterscheiden, ob es sich hierbei um Meinungsverschiedenheiten zwischen Management oder dem Aufsichtsrat (oder beiden) mit dem Abschlussprüfer handelt. Es kann vermutet werden, dass Meinungsverschiedenheiten zwischen Management und Abschlussprüfer hier in geringerem Maße als Erklärungsansatz herangezogen werden können als in Studien aus dem anglo-amerikanischen Raum und damit Verwerfungen zwischen Aufsichtsrat und Abschlussprüfer für die Beobachtung verantwortlich sind – dies kann jedoch nicht weiter belegt werden.

Zusätzlich zu den oben genannten unabhängigen Variablen wurden auch die Interaktionsvariablen in die Analyse einbezogen, konnten aber keine weiteren Erkenntnisse liefern.⁵⁸ Auf eine Darstellung der diesbezüglichen detaillierten Ergebnisse wird daher verzichtet.

58 Für die Berechnung der Interaktionsvariablen wurde für die Bilanzpolitik ein Dummy verwendet, der den Wert 1 annimmt, wenn sich die abnormalen diskretionären Periodenabgrenzungen im Vergleich zum Vorjahr nicht erhöht haben, die Prüfung also nicht weniger konservativ (streng) war. Ebenso

Kontrollvariablen

Es zeigen sich Hinweise, dass komplexere, international tätige Mandanten eine geringere Tendenz für einen Prüferwechsel aufweisen; so sinkt die Wechselwahrscheinlichkeit c.p. um ca. 1,6% ($e^{-0,016}-1 = 0,984$), wenn der Anteil ausländischer Tochterunternehmen um einen Prozentpunkt zunimmt (Sign.: 0,000, vgl. Tabelle 5). Wir sehen also tatsächlich Hinweise, dass komplexe, international tätige Unternehmen geringere Anreize besitzen, ihren Abschlussprüfer zu wechseln.

Ebenso zeichnet sich ab, dass Prüfungsunternehmen, die in größerem Umfang Nichtprüfungsleistungen anbieten, weniger häufig gewechselt werden (-0,319; Sign.: 0,067, vgl. Tabelle 5), d.h. bei Erhöhung des Anteils des Nichtprüfungshonorars am Gesamthonorar um einen Prozentpunkt sinkt die Wahrscheinlichkeit für einen Prüferwechsel um 27,3 %. Somit finden sich Hinweise, dass wie vermutet der Mandant geringere Anreize hat, den Prüfer zu wechseln, wenn er von dessen Expertise auch in Form von Nichtprüfungsleistungen profitieren kann.

Die wirtschaftliche Lage des Mandanten erweist sich in der vorliegenden Untersuchung als nicht signifikant.

4.3 Auswirkungen des Prüferwechsels

Die bisherigen Ergebnisse legen nahe, dass Opinion Shopping in zwei Anreizsituationen vermutet werden kann: dem Erhalt eines nichteinwandfreien Testats sowie bei vermuteten Meinungsverschiedenheiten. Ein opportunistischer Prüferwechsel wäre entsprechend in zwei Konstellationen auf seine Effektivität hin zu untersuchen:

- Unternehmen mit einem nichteinwandfreien Testat weisen nach einem erfolgten Prüferwechsel im Folgejahr eine höhere Wahrscheinlichkeit für ein einwandfreies Testat auf (Hypothese H5.1) bzw.
- Mandanten, die Hinweise auf Meinungsverschiedenheiten mit ihren Prüfern in Form positiver abnormaler Prüfungsdauern liefern, weisen nach einem Prüferwechsel im Folgejahr signifikant geringere abnormale Prüfungsdauern und damit eine geringere Wahrscheinlichkeit für Meinungsverschiedenheiten auf (Hypothese H5.2).

Zunächst wird also für alle Beobachtungen mit einem nichteinwandfreien Testat untersucht, wie das Testat im folgenden Geschäftsjahr ausfällt, falls ein Prüferwechsel stattfindet und damit eine *ERSTPRÜFUNG* vorliegt (Tabelle 6).

Tabelle 6: Gruppenvergleiche der Testate in Abhängigkeit eines Prüferwechsels für Beobachtungen mit nichteinwandfreiem Testat im Vorjahr

X ² -TEST	ERSTPRÜFUNG			Sign.
	0	1		
TESTAT	0	80	15	0,724
	1	92	15	

wurde für die abnormale Prüfungsdauer ein Dummy verwendet, der den Wert 1 annimmt, wenn sich die abnormale Prüfungsdauer (und damit bestehende Meinungsverschiedenheiten) im Vergleich zum Vorjahr nicht verringert hat.

Die Ergebnisse der Gruppenvergleiche (χ^2 -Test) zeigen keine signifikanten Unterschiede. Insofern besteht kein verifizierbarer Zusammenhang zwischen einem Wechsel und dem künftigen Testat. Hypothese H5.1 kann daher nicht unterstützt werden.

Damit kann die (beruhigende) Feststellung getroffen werden, dass auch im hier untersuchten Kontext eine Erstprüfung nicht zu großzügigeren Testaten führt als langjährige Mandate. Dies könnte für eine gute Kommunikation zwischen Alt- und Neuprüfer hinsichtlich möglicher Diskussionspunkte mit dem Mandanten sprechen.

Zur Überprüfung von H5.2 wird für Beobachtungen, welche eine abnormal lange Prüfungsdauer aufweisen ($relabnPDAUER > 0$), getestet, ob sich die relative abnormale Prüfungsdauer im Folgejahr verkürzt (dann würde die binäre Variable $neg\Delta abnPDauer_bin$ den Wert 1 annehmen, sonst 0), falls ein Prüferwechsel stattfindet (*Erstprüfung*, Tabelle 7).

Tabelle 7: Gruppenvergleiche auf das Vorliegen einer negativen Veränderung der relativen abnormalen Prüfungsdauer in Abhängigkeit eines Prüferwechsels für Beobachtungen mit positiver relativer abnormaler Prüfungsdauer im Vorjahr

X ² -TEST	ERSTPRÜFUNG			Sign.
	0	1		
<i>negΔrelabnPDauer_bin</i>	0	440	31	0,273
	1	284	27	

Die Ergebnisse zeigen, dass sich die relative abnormale Prüfungsdauer bei einem signifikant höheren Anteil der betrachteten Unternehmen in der Gesamtstichprobe nicht verringert, wenn ein Prüferwechsel stattgefunden hat: ohne Prüferwechsel reduziert sich die abnormale Prüfungsdauer bei ca. 39 % (284/724) der Unternehmen in der Stichprobe, im Falle eines Prüferwechsels hingegen bei ca. 46,5% (27/58) der betrachteten Fälle (χ^2 -Test, Sign. 0,273). Somit ist kein Opinion Shopping i.S.e. opportunistischen Prüferwechsels mit anschließend geringerem Konfliktpotenzial nachzuweisen; es finden sich keine Hinweise, dass Hypothese H5.2 zuträfe.

Insgesamt bleibt festzuhalten, dass wir die bei einem Opinion Shopping vom Mandanten gewünschten Auswirkungen des Prüferwechsels nicht beobachten können. Insofern ist, falls Opinion Shopping-Verhalten unterstellt wird, dieses nicht effektiv. Dieses Fazit entspricht im Wesentlichen den Ergebnissen der bisherigen internationalen Forschung zum Opinion Shopping; die deutschen Besonderheiten in prüferischen Umfeld zeigen hier keine negativen Einflüsse.

5 Zusammenfassung der wesentlichen Ergebnisse und Schlussbetrachtung

Die vorliegende Studie geht der Frage nach, ob mit einem Wechsel des Abschlussprüfers auf dem deutschen Prüfungsmarkt auch opportunistische Motive verbunden sein können. Relevanz erhält diese Fragestellung nicht zuletzt durch die aktuellen Reformen und die vorausgegangenen Diskussionen auf europäischer Ebene, welche u.a. die Bestellung des Abschlussprüfers sowie die Mandatsdauer betreffen. Aber nicht nur für Normengeber,

sondern auch für Kapitalmarktteilnehmer stellen Ergebnisse zu den Gründen für einen Prüferwechsel eine relevante und auch eingeforderte Information dar.⁵⁹

Prüferwechsel finden generell selten statt. Die durchschnittliche Prüferwechselrate liegt im Beobachtungszeitraum bei unter 9%. Dabei finden vertikale Wechsel zu einem Big4-Prüfer häufiger statt als vertikale Wechsel zu einem Non-Big4-Prüfer. Hieraus ergibt sich auf Basis der Mandatsanzahl eine Zunahme der Konzentration der Big4-Prüfer.

Der deutsche Prüfungskontext weist im internationalen Vergleich einige Besonderheiten auf. So dominieren bei kapitalmarktorientierten Unternehmen institutionelle Anleger, die mit weitreichenden Informationsbefugnissen ausgestattet sind. Darüber hinaus besitzen diese Unternehmen mit dem Aufsichtsrat ein Kontrollgremium der Geschäftsleitung, das sowohl den Prüfungsauftrag vergibt als auch das Prüfungsergebnis in Form des Prüfungsberichtes entgegennimmt und auch Arbeitnehmervertreter umfasst. Damit reduzieren sich mögliche Agency-Konflikte. Zusammen mit der geringen Wahrscheinlichkeit für eine zivilrechtliche Inanspruchnahme des Abschlussprüfers und dessen grundsätzlich beschränkten Haftung findet sich ein Corporate Governance-System, in dem die Nachfrage nach einem qualitativ hochwertigen, unabhängigen Prüfungsergebnis eher geringer und die Erwartungshaltung nach einem uneingeschränkten Testat eher höher ist als im internationalen Vergleich.

Bisherige Studien konnten Hinweise auf Opinion Shopping – in unterschiedlicher Deutlichkeit – in verschiedenen Anreizsituationen beobachten: bei nichteinwandfreien Testaten, einer konservativen und damit strengen Prüfungsauslegung (die bilanzpolitische Spielräume des Managements beschneidet) sowie bei vermuteten Meinungsverschiedenheiten zwischen Prüfer und Management, die anhand der abnormalen Prüfungsdauer bemessen werden. Als konkrete bilanzpolitische Maßnahmen untersuchen wir erstmals im Kontext von Opinion Shopping i.S.e. opportunistischen Prüferwechsels das Erreichen von Gewinnschwellen.

Für die betrachteten Anreizsituationen für Opinion Shopping lässt sich festhalten, dass ein Prüferwechsel generell wahrscheinlicher wird, wenn das Unternehmen ein nichteinwandfreies Testat erhalten hat (Hypothese H1) und je länger die relative abnormale Prüfungsdauer ausfällt (Hypothese H4). In beiden Fällen könnten potenzielle Konflikte oder Meinungsverschiedenheiten mit dem Prüfer unterstellt werden. Die Ergebnisse für eine konservativere Prüfung (Hypothese H2) sind unauffällig, ebenso der mögliche Einfluss des Nichterreichens von Ergebnisschwellen (Hypothesen H3.1 und H3.2). Zusammenfassend lassen sich in zwei der vier untersuchten Anreizsituationen Prüferwechsel signifikant häufiger beobachten, was einen deutlichen Hinweis auf das Vorliegen von Opinion Shopping darstellt. Im deutschen Prüfungskontext mit dem Aufsichtsrat als Auftraggeber und Adressat des Prüfungsberichtes vermag es nicht zu verwundern, dass eine konservative, strenge Prüfungsausrichtung nicht mit einer erhöhten Häufigkeit von Prüferwechseln einhergeht.

Kommt es in einer solchen Anreizsituation zu einem Prüferwechsel, können wir jedoch nicht beobachten, dass im Folgejahr mit signifikant erhöhter Wahrscheinlichkeit ein nichteinwandfreies Testat erteilt (Hypothese H5.1) oder potenzielle Meinungsverschiedenheiten verringert (Hypothese H5.2) werden. In diesem Sinne wäre Opinion Shopping, wenn man es als Ursache für die oben betrachteten Prüferwechsel unterstellen wollte, nicht effektiv.

59 Vgl. EU KOM (2011), S. 16.

Somit bestätigen die hier erzielten Ergebnisse die bisher (allerdings nur vereinzelt vorhandenen und wenig differenzierten) internationalen Belege. Für den deutschen Prüfungsmarkt wurden bis dato noch keine vergleichbaren Befunde bekannt.

Die aufgezeigten Ergebnisse unterliegen verschiedenen Limitationen. So verbietet sich eine Verallgemeinerung auf Prüfungskontexte, die eine andere Corporate Governance-Struktur aufweisen als der deutsche Prüfungsmarkt. Es ist daher nach wie vor nicht unplausibel, dass eine konservative Prüfung andernorts zu opportunistischen Prüferwechseln führen könnte – angesichts der Existenz des Aufsichtsrates als Adressaten der Prüfungsergebnisse ist dies augenscheinlich irrelevant. Darüber hinaus ist im Hinblick auf die untersuchten Meinungsverschiedenheiten darauf hinzuweisen, dass wir nicht differenzieren können, ob es sich um solche mit dem Management oder mit dem Aufsichtsrat handelt. Sollte letzteres der Fall sein (was wir für durchaus plausibel halten), wäre dies ein weiteres Argument, das gegen eine Verallgemeinerbarkeit der vorliegenden Ergebnisse spräche. Schließlich wäre es angemessen, Prüferwechsel danach zu differenzieren, welche Partei diese initialisiert hat (Prüfer oder Mandant) und die Analysen auf mandanteninitiierte Wechsel zu beschränken. Diese Information ist für den deutschen Prüfungsmarkt jedoch nicht verfügbar.

Literatur

- Abernathy, John L./Barnes, Michael/Stefaniak, Chad/Weisbarth, Alexandria (2017): An International Perspective on Audit Report Lag – A Synthesis of the Literature and Opportunities for Future Research. In: *International Journal of Auditing*, Vol. 21, S. 100-127.
- Blouin, Jennifer/Grein, Barbara M./Rountree, Brian R. (2007): Analysis of Forced Auditor Change – The Case of Former Arthur Andersen Clients. In: *The Accounting Review*, Vol. 82, No. 3, S. 621-650.
- Braun, Steffen (2016): Einflussfaktoren auf den Wechsel des Abschlussprüfers – Eine empirische Analyse bei kapitalmarktorientierten Unternehmen. Dissertation TU Darmstadt, online unter: <http://tuprints.ulb.tu-darmstadt.de/5377/>
- Burton, John C./Roberts, William (1967): A Study of Auditor Changes. In: *Journal of Accountancy*, Vol. 123, Issue 4, S. 31-36.
- Carcello, Joseph V./Neal, Terry L. (2003): Audit Committee Characteristics and Auditor Dismissals following “New” Going-Concern Reports. In: *The Accounting Review*, Vol. 78, Issue 1, S. 95-117.
- Carey, Peter J./Geiger, Marshall A./O’Connell, Brendan T. (2008): Costs Associated With Going-Concern-Modified Audit Opinions: An Analysis of the Australian Audit Market. In: *ABACUS*, Vol. 44, Issue 1, S. 61-81.
- Carmichael, Doug/Ghosh, Alope/Lee, Hakyin (2011): Causes and Consequences of Abnormally Long Audit Reporting Lags. Paper presented at AAA Annual Meeting 2011, Denver/Colorado.
- Carpenter, Charles G./Strawser, Robert H. (1971): Displacement of Auditors when Clients Go Public. In: *The Journal of Accountancy*, Vol. 131, Issue 6, S. 55-58.
- Chan, K. Hung/Lin, Kenny Z./Mo, Phyllis Lai-lan (2006): A political-economic analysis of auditor reporting and auditor switches. In: *Review of Accounting Studies*, Volume 11, Issue 1, S. 21-48.
- Chen, Feng/Peng, Songlan/Xue, Shuang/Yang, Zhifeng/Ye, Feiteng (2016): Do Audit Clients Successfully Engage in Opinion Shopping? Partner Level Evidence. In: *Journal of Accounting Research*, Vol. 54, No. 1, S. 79-112.

- Chow, Chee W./Rice, Steven J. (1982): Qualified Audit Opinions and Auditor Switching. In: Accounting Review, Vol. 57, Issue 2, S. 326-335.
- Craswell, Allen T. (1988): The Association between Qualified Opinions and Auditor Switches. Accounting & Business Research, Vol. 19, 23-31.
- Davidson III, Wallace N./Jiraporn, Pornsit/DaDalt, Peter (2006): Causes and Consequences of Audit Shopping: An Analysis of Auditor Opinions, Earnings Management, and Auditor Changes. In: Quarterly Journal of Business & Economics, Vol. 45, Issue 1/2, S. 69-87.
- DeAngelo, Linda E. (1981): Auditor Independence, 'Low Balling' and Disclosure Regulation. In: Journal of Accounting and Economics, Vol. 3, Issue 2, S. 113-127.
- DeAngelo, Linda E. (1982): Mandated Successful Efforts and Auditor Choice. In: Journal of Accounting & Economics, Vol. 4, Issue 3, S. 171-203.
- DeFond, Mark L./Jiambalvo, James (1993): Factors Related to Auditor-Client Disagreements over Income-Increasing Accounting Methods. In: Contemporary Accounting Research, Vol. 9, Issue 2, S. 415-431.
- DeFond, Mark L./Subramanyam, K.R. (1998): Auditor changes and discretionary accruals. In: Journal of Accounting & Economics, Vol. 25, Issue 1, S. 35-67.
- DeFond, Mark L./Zhang, Jiejun (2014): A Review of Archival Auditing Research. In: Journal of Accounting and Economics, Vol. 58, S. 275-326.
- Deutsche Börse (2017): Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse AG, Version 8.2.0, online <http://www.deutsche-boerse-cash-market.com/blob/2940666/e0425be189d5f2952d874bd9c8db8b775/data/Leitfaden-zu-den-Aktienindizes.pdf>
- Dye, Ronald A. (1991): Informationally motivated auditor replacement. In: Journal of Accounting and Economics, Vol. 14, Issue 4, S. 347-374.
- Ettredge, Michael L./Li, Chan/Scholz, Susan (2007): Audit Fees and Auditor Dismissals in the Sarbanes-Oxley Era. In: Accounting Horizons, Vol. 21, Issue 4, S. 371-386.
- EU KOM (2011): Summary of Responses, Green Paper Audit Policy: Lessons from the Crisis, http://ec.europa.eu/internal_market/consultations/docs/2010/audit/summary_responses_en.pdf (zuletzt abgerufen am 8.8.2018).
- Frost, Carol A./Ramin, Kurt P. (1996): International Auditing Differences. In: Journal of Accountancy, Vol. 181, Issue 4, S. 62-68.
- Gassen, Joachim/Skaife, Hollis A. (2009): Can Audit Reforms Affect the Information Role of Audits – Evidence from the German Market. In: Contemporary Accounting Research, Vol. 26, Issue 3 (Fall), S. 867-898.
- Gibbins, Michael/Salterio, Steven/Webb, Allan (2001): Evidence About Auditor-Client Management Negotiation Concerning Client's Financial Reporting. In: Journal of Accounting Research, Vol. 39, Issue 3, S. 535-563.
- Gietzmann, M.B./Quick, R. (1998): Capping Auditor Liability – The German Experience. In: Accounting, Organizations and Society, Vol. 25, Issue 1, S. 81-103.
- Grayson, Michael M./Luehlfling, Michael S. (2006): Is auditor switching associated with delayed accounting recognition of bad news? In: Academy of Accounting and Financial Studies Journal, Vol. 10, Issue 1, S. 79-92.
- Haskins, Mark E./Williams, David D. (1990): A Contingent Model of Intra-Big Eight Auditor Changes. In: Auditing: A Journal of Practice & Theory, Vol. 9, Issue 3, S. 55-74.
- Hauschildt, Bastian/Reimsbach, Daniel (2016): Regulierung von Zertifizierungsinstitutionen: Evidenzbasierte Beurteilung von Regulierungsstrategien für Wirtschaftsprüfung und Ratingwesen.

- In: Then Berg, Friedrich R. und Reimsbach, Daniel (Hrsg.): *Entwicklungen und Perspektiven des Finanz- und Rechnungswesens*, Festschrift zum 65. Geburtstag von Univ.-Prof. Dr. Raimund Schirmeister, Lohmar-Köln, S. 1-26.
- Holland, David/Ramsay, Alan (2003): Do Australian companies manage earnings to meet simple earnings benchmarks? In: *Accounting & Finance*, Vol. 43, Issue 1, S. 41-62.
- Hudaib, Mohammad/Cooke, T. E. (2005): The Impact of Managing Director Changes and Financial Distress on Audit Qualification and Auditor Switching. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 32, Issue 9 und 10, S. 1703-1739.
- Ireland, Jennifer C. (2003): An Empirical Investigation of Determinants of Audit Reports in the UK. In: *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 30, Issue 7/8, S. 975-1015.
- Irving, James H./Payne, Jeff L./Walker, Paul L. (2011): An Explanatory Examination of Auditor Liability Caps. Available at: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1490056.
- Jaggi, Bikki/Tsui, Judy (1999): Determinants of audit report lag: further evidence from Hong Kong. In: *Accounting & Business Research*, Vol. 30, Issue 1, S. 17-28.
- Joher, Huson/Ali, Mohd/Shamsher, Mohamad/Annuar, Mohd/Ariff, M. (2000): Auditor Switch Decision of Malaysian Listed Firms: Tests of Determinants and Wealth Effect. In: *Pertanika Journal of Social Sciences & Humanities*, Vol. 8, Issue 2, S. 77-90.
- Johnson, W. Bruce/Lys, Thomas (1990): The Market for Audit Services, Evidence from Voluntary Auditor Changes. In: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 12, S. 281-308.
- Jones, Jennifer J. (1991): Earnings Management During Import Relief Investigations. In: *Journal of Accounting Research*, Vol. 29, No. Issue 2, S. 193-228.
- Kim, Jeong-Bon/Chung, Richard/Firth, Michael (2003): Auditor Conservatism, Asymmetric Monitoring, and Earnings Management. In: *Contemporary Accounting Research*, Vol. 20, Issue 2, S. 323-359.
- Kluger, Brian D./Shields, David (1991): Managerial Moral Hazard and Auditor Changes. In: *Critical Perspectives on Accounting*, Vol. 2, Issue 3, S. 255-272.
- Köhler, A. G./Marten, K.-U./Ratzinger, N. V. S./Wagner, M. (2010): Prüfungshonorare in Deutschland – Determinanten und Implikationen. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, Vol. 80, S. 5-29.
- Kothari, S. P./Leone, A. J./Wasley, C. E. (2005): Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, Issue 1, S. 163-197.
- Krishnan, Jagan (1994): Auditor Switching and Conservatism. In: *The Accounting Review*, Vol. 69, Issue 1, S. 200-215.
- Krishnan, Jagan/Krishnan, Jayanthi/Stephens, Ray G. (1996): The Simultaneous Relation Between Auditor Switching and Audit Opinion: An Empirical Analysis. In: *Accounting and Business Research*, Vol. 26, Issue 3, S. 224-236.
- Krishnan, Jagan/Stephens, Ray G. (1995): Evidence on Opinion Shopping from Audit Opinion Conservatism. In: *Journal of Accounting & Public Policy*, Vol. 14, Issue 3, S. 179-201.
- Krishnan, Jayanthi/Yang, Joon S. (2009): Recent Trends in Audit Report and Earnings Announcement Lags. In: *Accounting Horizons*, Vol. 23, Issue 3, S. 265-288.
- Lee, Ho-Young/Mande, Vivek/Son, Myungsoo (2009): Do Lengthy Auditor Tenure and the Provision of Non-Audit Services by the External Auditor Reduce Audit Report Lags? In: *International Journal of Auditing*, Vol. 13, Issue 2, S. 87-104.
- Lennox, Clive (2000): Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK. In: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 29, Issue 3, S. 321-337.

- Lennox, Clive S. (2003): Opinion Shopping and the Role of Audit Committees when Audit Firms are Dismissed: the US Experience, Edinburgh: Institute of Chartered Accountants of Scotland.
- Litt, Barri/Sharma, Divesh S./Simpson, Thuy/Tanyi, Paul N. (2014): Audit Partner Rotation and Financial Reporting Quality. In: Auditing: A Journal of Practice & Theory, Vol. 33, No. 3, S. 59-86
- Mande, Vivek/Son, Myungsoo (2011): Do audit delays affect client retention? In: Managerial Auditing Journal, Vol. 26, Issue 1, S. 32-50.
- Mangold, Nancy (1988): Changing Auditors and the Effect on Earnings, Auditor's Opinions, and Stock Prices, Ann Arbor/Michigan: UMI Research Press.
- Marten, Kai-Uwe/Quick, Reiner/Ruhnke, Klaus (2015): Wirtschaftsprüfung, 5. Aufl. Stuttgart.
- Menon, Krishnagopal/Williams, David D. (2010): Investor Reaction to Going Concern Audit Reports. In: The Accounting Review, Vol. 85, Issue 6, S. 2075-2105.
- Molls, Friederike (2013): Der Einfluss von Mandatsdauer, Rotation und Nichtprüfungshonoraren auf die Qualität der Abschlussprüfung – eine empirische Untersuchung, Hamburg.
- Newton, Nathan J./Persellin, Julie S./Wang, Dechun/Wilkins, Michael S. (2016): Internal Control Opinion Shopping and Audit Market Competition. In: The Accounting Review, Vol. 91, No. 2, S. 603-623.
- Piot, Charles (2005): Auditor Reputation and Model of Governance – A Comparison of France, Germany and Canada. In: International Journal of Auditing, Vol. 9, S. 21-44.
- Quick, Reiner/Wiemann, Daniela (2012): Einfluss der Mandatsdauer des Abschlussprüfers auf ergebniszielorientierte Bilanzpolitik. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 82. Jg., S. 1107-1142.
- Ratzinger-Sakel, Nicole V.S. (2013): Auditor Fees and Auditor Independence – Evidence from Going Concern Reporting Decisions in Germany. In: Auditing: A Journal of Practice & Theory, Vol. 32, Issue 4, S. 129-168.
- Richter, Martin (1999): Konzeptioneller Bezugsrahmen für eine realwissenschaftliche Theorie betriebswirtschaftlicher Prüfung. In: Richter, Martin (Hrsg.): Theorie und Praxis der Wirtschaftsprüfung II, Berlin: Erich-Schmidt-Verlag, S. 263-305.
- Roberts, Robin W./Glezen, G. William/Jones, Thomas W. (1990): Determinants of Auditor Change in the Public Sector. In: Journal of Accounting Research, Vol. 28, Issue 1, S. 220-228.
- Schloetzer, Jason D. (2006): Arthur Andersen, SOX Section 404 and Auditor Turnover: Theory and Evidence. Working paper, University of Pittsburgh.
- Schwartz, Kenneth B./Menon, Krishnagopal (1985): Auditor Switches by Failing Firms. In: Accounting Review, Vol. 60, Issue 2, S. 248-261.
- Schwartz, Kenneth B./Soo, Billy S. (1996): The Association Between Auditor Changes and Reporting Lags. In: Contemporary Accounting Research, Vol. 13, Issue 1, S. 353-370.
- Smith, David B. (1986): Auditor "Subject To" Opinions, Disclaimers, and Auditor Changes. In: Auditing: A Journal of Practice & Theory, Vol. 6, Issue 1, S. 95-108.
- Tanyi, Paul/Raghunandan, K./Barua, Abhijit (2010): Audit Report Lags after Voluntary and Involuntary Auditor Changes. In: Accounting Horizons, Vol. 24, Issue 4, S. 671-688.
- Urban, Dieter/Mayerl, Jochen (2011): Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung, 4. Aufl., Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Vanstraelen, Ann (2003): Going-Concern Opinions, Auditor Switching, and the Self-Fulfilling Prophecy Effect Examined in the Regulatory Context of Belgium. In: Journal of Accounting, Auditing & Finance, Vol. 18, Issue 2, S. 231-253.

- Weiss, Renee/Kalbers, Lawrence (2008): Causes and Consequences of Auditor Changes: A Comparison of Accelerated and Non-Accelerated Filers. Working paper, University of St. Thomas, Minneapolis, Minnesota, September.
- Whisenant, Scott (2003): Evidence on the Auditor and Client Relationship: What Can Be Learned from Reasons Reported by Managers for Changing Auditors? Working paper, University of Houston, September.
- Wild, Andreas (2010): Fee Cutting and Fee Premium of German Auditors. In: Die Betriebswirtschaft, Vol. 70, Nr. 6, S. 513-527.
- Williams, David D. (1988): The Potential Determinants of Auditor Change. In: Journal of Business Finance & Accounting, Vol. 15, Issue 2, S. 243-261.
- Woo, E-Sah/Koh, Hian Chye (2001): Factors associated with auditor changes: a Singapore study. In: Accounting and Business Research, Vol. 31, Issue 2, S. 133-144.
- Zmijewski, Mark E. (1984): Methodological Issues Related to the Estimation of Financial Distress Prediction Models. In: Journal of Accounting Research, Vol. 22, Supplement, S. 59-82.

Reiner Quick, Dr., ist ordentlicher Professor für Rechnungswesen, Controlling und Wirtschaftsprüfung an der Technischen Universität Darmstadt. Seine Forschungsschwerpunkte liegen im wirtschaftlichen Prüfungswesen, wie z.B. Prüfung und Beratung, Unabhängigkeit des Abschlussprüfers, erweiterte Bestätigungsvermerke, Prüfungsmärkte und Prüfungsverfahren.

Steffen Braun, Dr., war wissenschaftlicher Mitarbeiter und promovierte am Fachgebiet für Rechnungswesen, Controlling und Wirtschaftsprüfung der Technischen Universität Darmstadt. Seitdem ist er bei Merck tätig, zunächst im Bereich Group Accounting sowie aktuell im Commercial Controlling des Biopharma-Geschäfts.

Anschrift: TU Darmstadt, FB 1 – Rechts- und Wirtschaftswissenschaften, FG Rechnungswesen, Controlling und Wirtschaftsprüfung, Hochschulstraße 1, D-64289 Darmstadt, Tel.: +49 (0)6151 16-24492, Fax: +49 (0)6151 16-24493, Email: quick@bwl.tu-darmstadt.de

Matthias Wolz, Dr., ist ordentlicher Professor für Rechnungswesen & Wirtschaftsprüfung an der Universität Trier. Seine Forschungsaktivitäten umfassen die Schwerpunktgebiete Prüfung (Fraud und Prüfungsmethodik), Rechnungslegung (Abbildung betrieblicher Chancen und Risiken und bilanzpolitische Gestaltungsmöglichkeiten) und Corporate Governance.

Anschrift: Universität Trier, FB IV – Betriebswirtschaftslehre, Rechnungswesen & Wirtschaftsprüfung, Universitätsring 15, 54286 Trier, Tel.: +49 (0)651 201-2732, Fax +49 (0)651 201-3859, Email: wolz@uni-trier.de