

# Der Zusammenhang zwischen „book-tax differences“ und Bilanzpolitik zum Erreichen eines positiven Jahresergebnisses



Lisa Frey und Manuela Möller

earnings management, book-tax differences, diskretionäre Periodenabgrenzungen, permanente Differenzen, latente Steuern

*earnings management, book-tax differences, discretionary accruals, permanent differences, deferred taxes*



Vor dem Hintergrund der in der einschlägigen Literatur stark kritisierten Massgrösse der diskretionären Periodenabgrenzungen zur Messung von „earnings management“ wird in der vorliegenden Studie untersucht, wie sich der Zusammenhang zwischen einerseits der Differenz zwischen dem Einkommen nach IFRS und dem Einkommen nach Steuerrecht („book-tax difference“) und andererseits verlustvermeidender Bilanzpolitik darstellt. Im Ergebnis kann gezeigt werden, dass die „book-tax difference“ einen stärkeren Zusammenhang mit Bilanzpolitik zum Erreichen eines positiven Jahresergebnisses aufzeigt als die in empirischen Studien vielfach verwendete Grösse der diskretionären Periodenabgrenzungen. Ihr Erklärungsgehalt ist im Wesentlichen auf die ihr zugrundeliegenden zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen gemäss Überleitungsrechnung zurückzuführen. Mit Hilfe der vorgenommenen Untersuchungen

können somit Aussagen über das bevorzugte bilanzpolitische Verhalten der untersuchten deutschen Unternehmen zur Erreichung positiver Jahresergebnisse gemacht werden. Weitere Analyseergebnisse lassen ausschliessen, dass Steuervermeidung („tax avoidance“) zu diesen zeitlich unbegrenzten Differenzen gemäss Überleitungsrechnung führt, die einen positiven Zusammenhang mit Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten zeigen. Für die „earnings management“ Forschung bietet der vorliegende Beitrag daher einen Ausgangspunkt für weitere Studien.

*Existing literature expresses severe criticism concerning the use of discretionary accruals to measure earnings management. In this context, this study shows that book-tax differences are more related to earnings management to avoid losses than discretionary accruals. Additionally, it can be demonstrated that the information content of book-tax differences can primarily be ascribed to permanent differences given in the reconciliation used by listed German enterprises to avoid losses. Therefore, this study allows us to draw inferences about the primary source of earnings management behavior to show positive net income by listed German enterprises. Moreover, further analyses preclude that tax avoidance leads to these positions in the reconciliation, which are positively correlated with loss-avoid-*

ance. This paper provides an avenue for further research in the earnings management literature.

## 1. Einleitung

Gemäss dem *Deutschen Institut für Wirtschaftsforschung* ist für die Jahre 2001 bis 2008 eine Gesamtbesteuerungslücke bei deutschen Unternehmen von insgesamt jährlich bis zu 227,6 Milliarden Euro zu konstatieren (vgl. *Bach* 2013, 9). Diese Besteuerungslücke beschreibt das Auseinanderklaffen der Unternehmensgewinne gemäss volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung und der Einkünfte von Unternehmen, die letztendlich in Deutschland besteuert werden.<sup>1</sup> *Greive* (2013) sieht die Ursache hierfür unter anderem in dem bewussten „Ärmerrechnen“ der Unternehmen. Anders ausgedrückt weisen Unternehmen so unter anderem deutlich höhere Jahresergebnisse<sup>2</sup> in den Abschlüssen nach den *International Financial Reporting Standards* (IFRS) aus als diese als Besteuerungsbasis angegeben werden.<sup>3</sup> Dies wird mutmaßlich vorgenommen, um bei potenziellen Investoren im Rahmen der „Informationsbilanz“ ihre Attraktivität durch die Inanspruchnahme höherer Bewertungsspielräume zu steigern (vgl. *Küting* 2011, 12).

Dies legt die Vermutung nahe, dass Unternehmen in Deutschland zur Beschönigung der eigenen wirtschaftlichen Lage gegenüber Bilanzadressaten ergebniserhöhende Bilanzpolitik betreiben, was in der Steuerbilanz jedoch nicht zu erwarten ist. Eine unterschiedliche Abbildung von Sachverhalten in der Steuerbilanz und der obliegenden Finanzberichterstattung drückt sich im Jahresabschluss grundsätzlich durch den Ansatz latenter Steuern und die in der IFRS-Überleitungsrechnung aufgeführten (nicht latenten) Differenzen aus. Angesichts dessen lässt sich eine überhöhte Bilanzpolitik mit Hilfe der im Finanzbericht zugänglichen Informationen durch einen im Vergleich zu Unternehmen ohne ausserordentliche Bilanzpolitik erhöhten Ansatz dieser Grössen erkennen und nachvollziehen.

Vor diesem Hintergrund ist die vorliegende Studie dem Ziel gewidmet, eine neue mit Bilanzpolitik in Zusammenhang stehende Massgrösse in Ergänzung zu den in der Literatur stark kritisierten diskretionären Periodenabgrenzungen aufzuzeigen.<sup>4</sup> Dies erfolgt auch unter der Zielsetzung, mit Hilfe von verfügbaren Konzernabschlussdaten, welche die Fiktion einer konsolidierten steuerlichen Rechnung zu Zwecken der Steuerabgrenzung unterstel-

1 Diese unterschiedlichen Berechnungsweisen der Unternehmensgewinne in den beiden verschiedenen Rechnungslegungssystemen führen ebenso zu unterschiedlich hohen Eigenkapitalausstattungen. Eine genauere Analyse dessen ist jedoch nicht Gegenstand der vorliegenden Untersuchung und wird nicht näher betrachtet.

2 In der vorliegenden Studie werden die Begriffe „Einkommen“, „Jahresergebnis“, „Gewinn“ und „Einkünfte“ synonym verwendet.

3 Vgl. *Daffin/Hobbs* (2011), 1, zur Vergleichbarkeit der Berechnungsweisen von Unternehmensgewinnen gemäss volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung und denen gemäss IFRS. Für die speziellen Unterschiede zwischen dem *Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung* und den IFRS vgl. insbesondere *Daffin/Hobbs* (2011), 2f.

4 Beispielhaft sind folgende Kritikpunkte zu nennen: Die Modelle zur Ermittlung diskretionärer Periodenabgrenzungen sind fehlspezifiziert und lassen mögliche notwendige Variablen missen (vgl. *McNichols* 2000, 337). Diskretionäre Periodenabgrenzungen können aufgrund der Schätzung mit Veränderungen zu Vorjahreswerten nur unerwartete Periodenabgrenzungen darstellen, welche jedoch auch durch die normale Geschäftstätigkeit verursacht sein können. Sofern der Jahresabschluss entscheidungsrelevante Informationen durch seine periodengerechte Abgrenzung enthält, müssen diese in den unerwarteten Periodenabgrenzungen enthalten sein, sodass abnormale Periodenabgrenzungen nicht unbedingt Bilanzpolitik entsprechen müssen (vgl. *Wagenhofer/Ewert* 2015, 282).

len, weitreichenden Informationsgehalt offen zu legen.<sup>5</sup> Hierbei wird auf IFRS-Konzernabschlüsse abgestellt, da diese für Investoren das primäre Informationsmedium darstellen und für diese Abschlüsse dementsprechend der grösste Anreiz für ergebniserhöhende Bilanzpolitik besteht.<sup>6</sup> Als zu betrachtende Form der Bilanzpolitik wird hierbei auf das Erreichen schwach positiver Gewinne eingegangen. Diese Art der Messung von Bilanzpolitik wird verwendet, da durch sie ermöglicht wird, mutmasslich betriebene Bilanzpolitik direkt hinsichtlich seiner Auswirkung ohne eine vorangehende Schätzung (diskretionärer Periodenabgrenzungen) zu erfassen (vgl. *Wagenhofer/Ewert* 2015, 285). Darüber hinaus kann durch diese Art der Messung von Bilanzpolitik eine genaue Anzahl an möglichen derartigen bilanzpolitischen Fällen festgestellt werden (vgl. *McNichols* 2000, 336). Darüber hinaus fusst diese Form der ergebniserhöhenden Bilanzpolitik mit Hilfe der Transaktionskosten- und der Neuen Erwartungstheorie auf einer erklärbaren Motivation des verlustvermeidenden Verhaltens der Akteure. So sieht die Transaktionskostentheorie das Erlangen von entscheidungsrelevanten Informationen als derart kostenintensiv an, dass auf leichter verfügbare Informationen, wie ein positives Jahresergebnis, abgestellt wird. Die Neue Erwartungstheorie erklärt im Sinne der Nutzenmaximierung, dass Verluste stärker negativ gewichtet werden als gleichhohe Gewinne, was zu einem Anreiz der Verlustvermeidung führt (vgl. für eine ausführliche Darstellung der zugrundeliegenden Theorien *Burgstahler/Dichev* 1997, 121-124; *Eisele* 2012, 18-24). Ein vergleichbares theoretisches Konzept fehlt den diskretionären Periodenabgrenzungen. Andere ergebniszielgrössenorientierte Formen der Bilanzpolitik spielen, wie bereits vorliegende Studien zeigen konnten (vgl. hierzu beispielsweise *Glaum et al.* 2004, 72 f.; *Eisele* 2012, 137), für Deutschland eher eine untergeordnete Rolle und werden daher im Weiteren nicht betrachtet.<sup>7</sup>

In der internationalen Forschungsliteratur haben „book-tax differences“ bereits ihre besondere Würdigung erhalten, wobei empirische Untersuchungen für Deutschland bisher

<sup>5</sup> Tatsächlich begründet sich die Steuerschuld der im Konzernabschluss einbezogenen Unternehmen nicht auf Konzernebene. Stattdessen ist jedes konsolidierte Unternehmen ein einzelnes Steuersubjekt. Der IFRS-Konzernabschluss unterstellt jedoch nur ein Steuersubjekt auf Konzernebene und nimmt dementsprechend auch die Steuerabgrenzung gemäß IAS 12 vor (vgl. *Zwirner* 2007, 398). Hierdurch können auf im Konzernabschluss eliminierungspflichtige Geschäfte innerhalb des Konzerns Steuern entfallen, für die aus Sicht des IFRS-Konzernergebnisses keine Steuern erhoben werden. Dementsprechend kann es zu systematischen Unterschieden zwischen den steuerlichen (zu erwartenden) Aufwendungen aus Sicht des Konzerns und den tatsächlichen Steueraufwendungen der rechtlich selbständigen Einheiten kommen. Dennoch kann die Studie *Küting/Zwirner* (2005, 1559) zeigen, dass derartige Konsolidierungssachverhalte unter 2 % aller latenten Steuern ausmachen. Folglich erscheint dieser systematische Unterschied nicht derart wesentlich, sodass die in der vorliegenden Studie vorzunehmenden Analysen und erlangten Ergebnisse dennoch aussagekräftig erscheinen.

<sup>6</sup> Bei börsennotierten Unternehmen, die verpflichtet sind, einen IFRS-Konzernabschluss aufzustellen, ist davon auszugehen, dass der Einzelabschluss gemäss Handelsgesetzbuch (HGB) aufgrund des bestehenden Massgeblichkeitsprinzips vorrangig als Ausgangsbasis für die Steuerbilanz aufgestellt wird (vgl. *Zwirner* 2007, 397 f.). Dementsprechend werden Wertansätze in der Handelsbilanz primär nach der verfolgten Steuerpolitik ausgerichtet und bezwecken nicht die Information von Investoren (vgl. hierzu auch *Zinn/Spengel* 2012, 10 f., die grösstenteils keine signifikanten Unterschiede zwischen den Wertansätzen gemäss HGB- und Steuerbilanz finden können). Eine Untersuchung, ob dennoch ein Zusammenhang dieser „book-tax difference“ mit verlustvermeidender Bilanzpolitik im HGB-Abschluss besteht, wird zukünftiger Forschung vorenthalten bleiben.

<sup>7</sup> Im Rahmen von weiterführenden Tests wurde ebenso das Vermeiden eines Ergebnisrückgangs im Vergleich zum Vorjahr als Mass für Bilanzpolitik verwendet. Analog zu oben genannten Studien konnte kein auffällig häufiges Auftreten dieser Form der Bilanzpolitik und dadurch keine nachhaltigen Ergebnisse in Bezug auf „book-tax differences“ festgestellt werden. Demzufolge wird auf eine Ausführung dieser Ergebnisse im Weiteren verzichtet.

nicht vorgelegt wurden. So könnte sich in den „book-tax differences“ deutscher Konzerne ein von internationalen Studien – insbesondere US-amerikanischen Studien – abweichender Informationsgehalt vorfinden lassen. Dies ist einerseits in der für deutsche börsennotierte Unternehmen bestehenden rechtlichen Verpflichtung zur Bilanzierung ihrer Konzernabschlüsse nach IFRS zu sehen, welche mitunter starke Unterschiede hinsichtlich der steuerlichen Angaben im Vergleich zu den nach US-GAAP offenzulegenden Informationen aufweisen (vgl. *Burkhardt* 2008, 6). Darüber hinaus stellt andererseits ein deutscher Datensatz ein unterschiedliches Ausgangssetting im Vergleich zu internationalen Studien aufgrund des abweichenden Besteuerungssystems dar, was insbesondere bei steuerbezogenen Bilanzangaben eigenständige Untersuchungen für deutsche Unternehmen notwendig werden lässt. Dies zeigt sich beispielsweise in der Besteuerung deutscher Unternehmen nach dem Welteinkommensprinzip unter Verwendung der Freistellungsmethode im Vergleich zu der in den USA überwiegend praktizierten Anrechnungsmethode. So ist auch bereits aufgrund der unterschiedlichen Besteuerung ausländischer Einkünfte eine potenziell resultierende abweichende Bedeutung der permanenten Differenzen in Deutschland zu vermuten. Diese sich ergebenden Differenzen stellen ebenso einen Teil der „book-tax difference“ dar und beeinflussen somit diese dementsprechend. Hierdurch könnte der zugrundeliegende Informationsgehalt der „book-tax difference“ deutscher Unternehmen von dem festgestellten Aussagewert bisheriger Studien stark abweichen und weitere Untersuchungen notwendig machen, um die Bedeutung von „book-tax differences“ richtig deuten zu können.

Vor diesem Hintergrund wird in der vorliegenden Studie die „book-tax difference“ als relevante Grösse in der „earnings management“ Forschung vorgestellt. Ebenso wird die „book-tax difference“ in ihre Hauptbestandteile zerlegt (latenter Steueraufwand und zeitlich unbegrenzte Differenzen gemäss Überleitungsrechnung) und die in der Praxis vorwiegend gewählte Art der Differenz zur Erreichung der gewünschten Periodenergebnisse aufgezeigt. Hierfür wird zunächst das Forschungsdesign an dieses der Studie von *Phillips et al.* (2003) angelehnt, welches um eine Aufspaltung in temporäre Differenzen und der Summe der Differenzen gemäss Überleitungsrechnung erweitert und anschliessend um weitere Analysen ergänzt wird.

Eine derartige Studie ist – wie oben bereits erwähnt – für Deutschland bisher nicht vorgelegt worden. Diese umfasst einen Beobachtungszeitraum der Jahre 2005 bis 2014 und ein Untersuchungssample aller zum 31.12.2014 im CDAX notierten Unternehmen mit Sitz in Deutschland, die einen IFRS-Konzernabschluss aufstellen und deren Aktien in Frankfurt notiert sind. Aufgrund der erlangten Ergebnisse der vorliegenden Studie kann diese als wegweisend für die weitere „earnings management“ Forschung gesehen werden. Dies gilt insbesondere, da durch die vorgenommenen Analysen für den deutschen Rechtsraum die internationalen Befunde bezüglich eines Zusammenhangs von permanenten Differenzen und Steuervermeidung („tax avoidance“) hinsichtlich deren Gültigkeit widerlegt werden können. Besondere Bedeutung ist der vorliegenden Studie daher im Hinblick auf die Erlangung eines Verständnisses des oft als nebensächlich behandelten Informationsgehalts von steuerlichen Grössen im weitesten Sinne sowohl unter anderem für Analysten als auch für Wirtschaftsprüfer und Investoren beizumessen.

Der Aufbau der vorliegenden Studie gestaltet sich wie folgt: Zunächst werden in Gliederungspunkt 2 nicht nur die theoretischen Grundlagen bezüglich „book-tax differences“ erläutert, sondern auch bisherige Forschungsergebnisse in diesem Themenbereich aufbereitet und die Hypothesen für die nachfolgenden Analysen formuliert. In Gliederungspunkt 3

wird sodann die empirische Untersuchung vorgestellt, beginnend mit einer Beschreibung der Datengrundlage, dem zugrundeliegenden Regressionsmodell und den deskriptiven Statistiken, gefolgt von einer Darstellung und Interpretation der Ergebnisse aus den multivariaten Regressionsanalysen mit anschliessenden Sensitivitätstests. Den Abschluss des vorliegenden Beitrags bildet in Gliederungspunkt 4 eine Zusammenfassung und Würdigung der gewonnenen Erkenntnisse. Dabei wird auch auf die Grenzen der vorliegenden Studie eingegangen und ein Ausblick auf weitere zukünftige Forschungsmöglichkeiten gegeben.

## 2. „Book-tax differences“ in der „earnings management“-Forschung und Hypothesenbildung

Ergebniserhöhende Bilanzpolitik beschreibt im klassischen, in der Literatur weitestgehend anerkannten Sinne die Erhöhung nicht zahlungswirksamer Erträge und die Reduktion nicht zahlungswirksamer Aufwendungen (Periodenabgrenzungen beziehungsweise „accruals“) sowie die Ausnutzung von Ermessensspielräumen im Jahresabschluss mit dem Ziel Mehrgewinne im Vergleich zur Standardsituation zu erzielen. Zur Erreichung eines „optimalen Manipulationsgrads“ wird diese ergebniserhöhende Bilanzpolitik annahmegemäss nicht gleichsam in der Steuerbilanz nachvollzogen, um eine Steigerung der Steuerlast und somit wiederum eine Reduzierung des bilanzpolitisch erhöhten Jahresergebnisses zu vermeiden („tax-efficient earnings management“) (vgl. *Mills/Newberry* 2001, 3; *Manzon/Plesko* 2002, 180; *Phillips et al.* 2004, 46; *Plesko* 2004, 731-735). Die dadurch entstehende wertmässige Ergebnisdifferenz zwischen IFRS- und Steuerbilanz zieht wiederum die Bildung latenter Steuern oder die Abbildung von in der Überleitungsrechnung dargestellten zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen nach sich und wird als deren Summe in der „book-tax difference“ erfasst. Entsprechende Gründe für das Entstehen der „book-tax difference“ können folglich gesehen werden in der unterschiedlichen Behandlung und zeitlichen Verschiebung der Realisierung von Sachverhalten (latente Steuern) (vgl. *Smith/Butters* 1949, 12) oder in der Entstehung der in der Überleitungsrechnung anzugebenden Differenzen zwischen dem erwarteten und tatsächlichen Steueraufwand ohne ergebniswirksame Auswirkungen auf den latenten Steueraufwand. Hierunter können permanente Differenzen (beispielsweise für steuerlich nicht abzugsfähige Aufwendungen nach § 4 Abs. 5 EStG, steuerfreie Erträge nach § 3 EStG und Steuersatzunterschiede) oder auch temporäre Differenzen fallen, für die aufgrund spezifischer Regelungen nach IFRS keine latenten Steuern abgegrenzt werden dürfen (wie für den erstmaligen Ansatz eines Geschäfts- oder Firmenwerts oder den negativen Unterschiedsbetrag aus Kapitalkonsolidierung nach IAS 12.15 a und 12.24 a). Auch aufgrund fehlender Ansatzvoraussetzungen nicht angesetzte temporäre Differenzen (beispielsweise für zukünftig nicht verrechenbare aktive latente Steuern nach IAS 12.24 und zukünftig nicht verrechenbare aktive latente Steuern auf Verlustvorräte nach IAS 12.34) und periodenfremde Effekte (beispielsweise für Betriebsprüfungen und von Steuergutschriften) werden in der Überleitungsrechnung als Differenzen zwischen dem erwarteten und tatsächlichen Steueraufwand erfasst (vgl. *Kirsch* 2003, 705). All diese Differenzen stellen einen Teil der „book-tax difference“ dar, welcher nicht durch den latenten Steueraufwand erfasst wird. Vereinfachend werden im Weiteren aus Praktikabilitätsgründen alle Arten dieser Differenzen zusammenfassend als „zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenz“ bezeichnet.

Überwiegend begründen sich latente Steuern und zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen zwischen dem erwarteten und tatsächlichen Steueraufwand durch unterschiedli-



che gesetzliche Regelungen und unterliegen folglich nicht bilanzpolitischen Intentionen (vgl. *Smith/Butters* 1949, 12; *Scholes et al.* 2014, 334). Es ist jedoch nicht auszuschliessen, dass Unternehmen von dem grösseren Handlungsspielraum, den ihnen die IFRS-Bilanzierung im Vergleich zum Steuerrecht lässt (vgl. *Mills/Newberry* 2001, 3; *Manzon/Plesko* 2002, 180; *Plesko* 2004, 731-735), bewusst Gebrauch machen, um den Gewinn für die jeweiligen Ziele entsprechend zu beeinflussen.

Eine alternative Betrachtungsweise von Bilanzpolitik, welche „book-tax differences“ verursachen würde, ist die aggressive Steuerplanung zur Senkung der Steuerbelastung (vgl. *Tang/Firth* 2011, 179; *Breitkreuz* 2012, 1271). Derartiges Verhalten drückt sich üblicherweise in einer auffällig niedrigen Konzernsteuerquote aus (vgl. *Heckemeyer/Spengel* 2008, 37; *Frank et al.* 2009, 471). Dennoch könnte bevorzugt nur der Gewinn nach IFRS maximiert werden und nicht bewusst der Versuch unternommen werden, das zu versteuernde Einkommen über das als normal anzuerkennende Mass zu minimieren (vgl. *Mills/Newberry* 2001, 3; *Phillips et al.* 2003, 495). Dies lässt sich insofern begründen, als dass eine exorbitant niedrige Steuerzahlung der Öffentlichkeit einen „negativen Beigeschmack“ bescheren und die Reputation des Unternehmens schädigen könnte (vgl. *Sikka* 2010, 156; *Graham et al.* 2012, 414; vgl. hierzu bspw. auch *Theurer* 2011, 15, bezüglich des vom Unternehmen *Google* ermittelten effektiven Steuersatzes von 3 % bei einem umgerechneten Gewinn von 4,1 Milliarden Euro).

Versteht man die steuerliche Bilanzierung als ein alternatives Rechnungslegungswerk zum IFRS-Abschluss, das ein „konservativeres“ Jahresergebnis ermittelt (vgl. hierzu u.a. *Watts* 2003, 291; *Pratt* 2011, 465; *Revsine et al.* 2012, 784; a.A. *Heltzer* 2009, 471), um eine Besteuerung nach der tatsächlichen, individuellen Leistungsfähigkeit und wirtschaftlichen Ertragslage zu gewährleisten, kann der Unterschied der Rechnungslegungswerke ebenfalls als Indiz für Bilanzpolitik gesehen werden. Fällt dieser entsprechend gering aus, kann das sogar als Signal für vorsichtige beziehungsweise „konservative“ Bilanzierung gelten.

Die Bilanzierung aktiver latenter Steuern nach IFRS ist an deren Werthaltigkeit bezüglich einer zukünftigen Nutzbarkeit gekoppelt – entweder in Form eines wahrscheinlich zukünftig vorhandenen zu versteuernden Ergebnisses oder passiven latenten Steuern (vgl. IAS 12.28; IAS 12.29; IAS 12.34). Andernfalls hat eine Aktivierung zu unterbleiben oder bereits aktivierte latente Steuern sind in ihrem Wert zu berichtigen. Dies ist geprägt vom Ermessen des Bilanzierenden beziehungsweise des Managements und lässt daher Manipulationsspielraum für die verfolgten Interessen. Raum entsteht daher für die Überlegung, dass aktive latente Steuern sogar selbst als manipulierbare Bilanzgrösse verwendet und nicht nur als Anzeichen für zukünftige Wirtschaftlichkeit gesehen werden können (vgl. *Kütting/Zwirner* 2003, 312; *Coenenberg et al.* 2012, 1007).

Darüber hinaus erscheint eine vertiefende Betrachtung steuerlicher Aufwendungen – sowohl tatsächlicher als auch latenter – im Rahmen der Bilanzierung aus zwei weiteren Gründen sinnvoll. Da es sich bei den genannten Aufwendungen um solche handelt, denen sich alle Unternehmen ausgesetzt sehen, wird durch sie eine Vergleichbarkeit der unternehmerischen Profitabilität auf Basis einer alternativen Rechnungslegung geschaffen (vgl. *Graham et al.* 2012, 414). Darüber hinaus ist dieser Aufwand mitunter nicht unbeachtlich für die unternehmerische Vermögens-, Finanz- und Ertragslage (vgl. *Walz et al.* 2013, 241). Aber auch innerhalb der Jahresabschlusserstellung und des Ausweises scheint eine diesbezügliche Betrachtung als sinnvoll. Beim Steueraufwand handelt es sich für gewöhnlich um eines der zuletzt geschlossenen Konten, sodass er damit die letzte Möglichkeit darstellt, ex-

terne Vorgaben, wie zum Beispiel ein positives Jahresergebnis, zu erreichen (vgl. *Dhaliwal et al.* 2004, 434; *Meyer et al.* 2010, 259). Zudem ist diese Aufwandsgrösse kein Bestandteil des operativen Ergebnisses und wird regelmässig nachfolgend ausgewiesen, wodurch ihr in der Öffentlichkeit eine untergeordnete Rolle zukommen soll (vgl. *Graham et al.* 2012, 414). Die wirtschaftliche Bedeutung des Steueraufwands für das Jahresergebnis ist jedoch immens und kann mitunter das entstehende Bild der Vermögens- und Ertragslage massiv verzerren (vgl. *Küting/Zwirner* 2003, 308, die in einer Untersuchung zeigen können, dass sich im Jahr 2001 im Durchschnitt 56 % der Jahresergebnisse der DAX-Konzerne durch erfolgswirksame Buchungen von latenten Steuern begründen).

Des Weiteren stellen aber auch zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen einen Bestandteil der „book-tax difference“ dar, deren Aussagegehalt es zu untersuchen gilt. In der bisherigen Forschungsliteratur werden mit permanenten Differenzen überwiegend steuerplanerische Intentionen verbunden (vgl. hierzu beispielsweise *U.S. Congress Joint Committee on Taxation* 1999, 210; *Frank et al.* 2009, 468; *Mills/Plesko* 2003, 867). Dies ist insbesondere verursacht durch das in den USA bestehende Besteuerungssystem ausländischer Einkünfte, welches bis dato das meist erforschte System hinsichtlich Steuervermeidung darstellt. Dennoch ist ebenso der Effekt von zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen auf das Jahresergebnis eines Jahresabschlusses nicht zu unterschätzen, da diese, beispielsweise durch steuerfreie Erträge oder periodenfremde Effekte, ebenso genutzt werden können, um bilanzpolitische Zielvorgaben zu erreichen. So sehen *Hanlon/Heitzman* (2010, 143) dementsprechend Studien kritisch, die Zusammenhänge zwischen permanenten Differenzen und aggressiver Bilanzierung als Anzeichen für einen Zusammenhang zwischen Steuervermeidung und Bilanzpolitik anstelle des Tatbestands sehen, dass permanente Differenzen auch für bilanzpolitische Zwecke verwendet werden können. Daher soll mit der vorliegenden Studie gemäss dem oben genannten Forschungsziel ein wesentlicher Beitrag zum tatsächlichen Informationsgehalt zeitlich unbegrenzter (permanenter) Differenzen geliefert werden.

Aufbauend auf diesen Argumentationen können die Bilanzierung und die Höhe der „book-tax differences“, welche die wertmässige Differenz zwischen dem Periodenergebnis gemäss IFRS und dem erwarteten steuerlichen Periodenergebnis darstellen (vgl. hinsichtlich deren Berechnungsweise den *Gliederungspunkt* 3.2, in dem es um die Berechnung der „book-tax difference“ geht), als Anhaltspunkt für Bilanzpolitik gesehen werden. In der internationalen Literatur hat dieser Zusammenhang bereits Einzug in die Forschung genommen. So konnten bezüglich der allgemeinen Bedeutung der „book-tax difference“ für „earnings management“ *Mills/Newberry* (2001) bereits zeigen, dass Unternehmen, die aufgrund einer spezifischen Eigner-, Finanzierungs-, Entlohnungs- oder Gewinnstruktur Anreize zur Bilanzpolitik haben, signifikant höhere „book-tax differences“ aufweisen. Die Studie von *Phillips et al.* (2003) kann einen signifikanten Erklärungsgehalt vom latenten Steueraufwand zusammen mit Periodenabgrenzungen für die Aufdeckung von ergebniserhöhender Bilanzpolitik zur Vermeidung eines Ergebnisrückgangs und eines Verlustes nachweisen. So sieht auch die Studie von *Hanlon* (2005) hohe „book-tax differences“ als Anzeichen für eine schlechte Ergebnisqualität aufgrund einer nachgewiesenen geringeren Persistenz zukünftiger Gewinne. *Blaylock et al.* (2012) bestätigen diesen Zusammenhang ebenfalls, wenn hohe „book-tax differences“ primär aus bilanzpolitischen Intentionen resultieren. *Noor et al.* (2007) können unter Rückgriff auf die Untersuchungsmethodik von *Phillips et al.* (2003) für malaysische Unternehmen ebenfalls zeigen, dass der latente Steueraufwand

und diskretionäre Periodenabgrenzungen zur Vermeidung von Verlusten genutzt werden. *Phillips et al.* (2004) ergänzen den Beitrag von *Phillips et al.* (2003), indem sie zeigen, dass die totale Nettoveränderung der latenten Steuern nicht geeignet ist, um Bilanzpolitik aufzudecken. Jedoch kann die Veränderung der latenten Steuern auf einzelne Bilanzpositionen, wie den Rückstellungen und anderen periodenabgrenzenden Erträgen beziehungsweise Aufwendungen, in bedeutender (signifikanter) Weise Bilanzpolitik aufdecken.

Folglich liegt das Ziel der vorliegenden Studie darin, zu prüfen, ob die „book-tax difference“ im Zusammenhang mit Bilanzpolitik zum Erreichen eines positiven Ergebnisses steht. Hierzu werden zusätzlich ebenso latente Steuern und zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen herangezogen, um Informationen zur Verursachungsquelle beziehungsweise den Erklärungsgehalt der „book-tax difference“ für verlustvermeidende Bilanzpolitik gewinnen zu können.

Aufgrund des intuitiv nachvollziehbaren Bedürfnisses der Unternehmen, stets positive Ergebnisse zu erwirtschaften, und der durch frühere Studien bereits gezeigten tendenziellen Glättung der Periodenergebnisse deutscher Unternehmen (vgl. hierzu u.a. *Ball et al.* 2000, 47; *Leuz et al.* 2003, 513; *Paananen/Lin* 2009, 46) wird im Folgenden ausschliesslich auf Bilanzpolitik zur Vermeidung eines Verlustes nach dem Modell von *Burgstahler/Dichev* (1997) eingegangen. In diesem Zusammenhang ist aufgrund der vorangegangenen Erörterungen zu vermuten, dass „book-tax differences“ bzw. latente Steuern und zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen zwischen dem Periodenergebnis gemäss IFRS und dem erwarteten steuerlichen Periodenergebnis positiv zur Erklärung ergebniserhöhender Bilanzpolitik beitragen. Daher leiten sich vor dem Hintergrund der Zielsetzung der vorliegenden Studie die folgenden Hypothesen ab:

- H1: Die „book-tax difference“ ist geeignet, ergebniserhöhende Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten zu erkennen.
- H2: Der latente Steueraufwand ist geeignet, ergebniserhöhende Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten zu erkennen.
- H3: Die zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen sind geeignet, ergebniserhöhende Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten zu erkennen.

Diese Hypothesen bilden die Grundlage für die nachfolgend dargestellte empirische Untersuchung.

### 3. Empirische Untersuchung

#### 3.1 Datengrundlage

In der vorliegenden Studie werden von den insgesamt 449 Unternehmen, die zum 31.12.2014 ihre Aktien in Frankfurt im CDAX gelistet haben, 407 Unternehmen mit Sitz in Deutschland identifiziert, die nach den *International Financial Reporting Standards* (IFRS) Konzernabschlüsse erstellen. Für diese Unternehmen werden spezifische Bilanzdaten der *Bisnode Bilanzdatenbank* (ehemals *Hoppenstedt Bilanzdatenbank*) für die Geschäftsjahre 2005 bzw. 2004/2005 (bei vom Kalenderjahr abweichenden Geschäftsjahren) bis 2014 bzw. 2013/2014 entnommen. Zur Erstellung einiger Differenzvariablen werden für diese Unternehmen darüber hinaus Daten für die in 2004 endenden Geschäftsjahre erhoben; im Rahmen weiterführender Tests wurden zusätzlich Daten für die in 2003 endenden Geschäftsjahre verwendet. Banken, Versicherungen, Finanzholding-Gesellschaften,



Leasing- und Immobilienunternehmen sowie weitere Finanzdienstleistungsunternehmen werden aufgrund der für sie zum Teil abweichend geltenden Rechnungslegungsstandards aus dem Datensatz eliminiert (-68 Unternehmen; hierzu zählen gemäss Definition alle Zuordnungen in die zweistellige *Global Industry Classification Standard* (GICS)-Gruppe 40). Zur Sicherstellung aussagekräftiger Zeitreihenentwicklungen werden ferner Unternehmen eliminiert, die im beobachteten Datensatz bis zum Geschäftsjahr 2014 bzw. 2013/2014 über weniger als drei Datenpunkte verfügen (-14 Unternehmen; vgl. zu dieser Vorgehensweise gleichfalls *Tang/Firth* 2011, 191).<sup>8</sup> Unternehmen, die während der Laufzeit ein Rumpfgeschäftsjahr aufwiesen, bleiben im gesamten Untersuchungssample ebenfalls unberücksichtigt, da diese Vorgänge zu überhöhten, aber nicht durch Bilanzpolitik verursachten Periodenabgrenzungen und latenten Steuern führen können (-10 Unternehmen; vgl. hierzu auch *Hribar/Collins* 2002, 107f.; *Phillips et al.* 2004, 49). Ferner werden Unternehmen ebenso vom Datensample ausgeschlossen, wenn die Anzahl der zugeordneten Identitäten einer Branche gemäss zweistelligem *Global Industry Classification Standard* (GICS) (diese Daten werden der Datenbank *Thomson Reuters* entnommen<sup>9</sup>) weniger als acht Unternehmen beträgt (-8 Unternehmen; vgl. hierzu auch *Quick/Wiemann* 2011, 922).

Tabelle 1: Branchenzuordnung der Datenpunkte gemäss GICS

Branche	GICS	Gesamtes Datensample	Reduziertes Datensample	Anzahl $EM_{it}=1$
Materials	15	180	27	20
Industrials	20	718	125	87
Consumer Discretionary	25	628	110	78
Consumer Staples	30	101	19	14
Health Care	35	353	41	30
Information Technology	45	718	55	40
Utilities	55	95	38	29
Gesamtanzahl der Datenpunkte		2.793	415	298

Darstellung der Verteilung der Beobachtungen des Datensamples über die Branchengruppen gemäss *Global Industry Classification Standards*.

Das reduzierte Datensample besteht aus den Beobachtungen des gesamten Datensamples, bei denen der Jahresüberschuss in Periode  $t$  skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode im Intervall  $[0; 0,02)$  und  $[-0,02; 0)$  liegt. Hiervon fallen Beobachtungen unter die Definition des verlustvermeidenden „earnings management“ mit dem Wert  $EM_{it}=1$ , sofern der jeweilige Jahresüberschuss skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode im Intervall  $[0; 0,02)$  liegt.

8 Darüber hinaus liegen mit Stand zum 31.5.2015 nicht alle Geschäftsberichte zum Geschäftsjahresende 31.12.2014 vor bzw. sind nicht bis zum 31.5.2015 in der *Bisnode Bilanzdatenbank* hinterlegt. Aus diesem Grund erfüllen vier der 14 entfallenen Unternehmen nicht das Kriterium, mindestens drei Beobachtungspunkte aufzuweisen. Für 82 andere Unternehmen liegen folglich ebenso keine Daten für das Geschäftsjahr 2014 vor, ältere Beobachtungspunkte dieser Unternehmen werden jedoch in den Analysen berücksichtigt. Unternehmen, deren Aktien zum 31.12.2014 nicht im CDAX gelistet werden, aber zu früheren Zeitpunkten gelistet wurden, werden in der vorliegenden Studie nicht betrachtet.

9 Hierbei handelt es sich um die ehemalige Datenbank *Thomson One Banker*, die im Zuge der Übernahme durch *Reuters* nun unter dem Namen *Thomson Reuters* geführt wird. Die Datenbank enthält Informationen sowohl zu Finanzdaten als auch deskriptiven Daten.

Final beträgt die Anzahl der damit noch im unbalancierten Datensample befindlichen Unternehmen 308 mit 2.793 Datenpunkten. Diese Unternehmen stellen das Ausgangssample dar. Im Rahmen der Hauptuntersuchung muss dieses Datensample jedoch aufgrund der Definition der abhängigen Variable, bei der nur Unternehmen mit einem skalierten Einkommen von -0,02 bis 0,02 Berücksichtigung finden, auf 415 Datenpunkte von 183 verschiedenen Unternehmen reduziert werden (vgl. für eine genauere Beschreibung auch *Gliederungspunkt 3.2* der vorliegenden Studie). Zur Berechnung der „book-tax difference“ werden für diese Unternehmen aus den jeweiligen Geschäftsberichten die erwarteten Steuersätze gemäss Überleitungsrechnung entnommen. Die Branchenzusammensetzung des Datensamples nach den GICS und die darauf entfallenden „earnings management“-Fälle des reduzierten Datensamples können der Tabelle 1 entnommen werden.

### 3.2 Modell und Variablenbeschreibung

Die im vorliegenden Beitrag angewandte Analyse-Methodik lehnt sich an die Studie von *Phillips et al.* (2003) an, bei dem die zugrundeliegenden Querschnittsdaten gepooled unter Hinzunahme weiterer Kontrollvariablen und industrie- sowie jahresfixen Effekten mit robusten Standardfehlern im Rahmen einer Probit Regression untersucht werden (vgl. *Phillips et al.* 2003, 499; siehe ebenso *Quick/Wiemann* 2012, 1116 f.):

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_k + \beta_t \sum_t Jahr_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Die verwendeten Variablen inklusive Variablenbezeichnungen können der folgenden Tabelle 2 entnommen werden. Die nachfolgenden Ausführungen dienen in diesem Zusammenhang der genaueren Beschreibung und Rechtfertigung der verwendeten Variablen.

Tabelle 2: Variablenbeschreibung Regressionsmodelle

Variable	Definition	Erw. VZ
<b>Abhängige Variable</b>		
$EM_{it}$	„Earnings management“ zum Erreichen eines positiven Jahresergebnisses, definiert als 1 {0}, sofern der Jahresüberschuss von Unternehmen $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode im Intervall $[0; 0,02)$ $\{[-0,02; 0)\}$ liegt.	
<b>Untersuchungsvariablen</b>		
$Acc_{it}$	Je nach Modell die Variable $TPA_{it}$ , $DPA_{it}^{DRT}$ oder $DPA_{it}^{KLW}$ .	+
$TPA_{it}$	Totale Periodenabgrenzung gemäss <i>Dechow et al.</i> (1995) und <i>Kothari et al.</i> (2005) des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode: $TPA_{it} = (\Delta UV_{it} - \Delta kfr.Verb_{it} - \Delta LM_{it} + \Delta kfr.FK_{it} - Afa_{it} + Zuschr_{it}) / BS_{t-1}$ , mit: $\Delta UV_{it}$ =Veränderung des Umlaufvermögens; $\Delta kfr.Verb_{it}$ =Veränderung der kurzfristigen Verbindlichkeiten; $\Delta LM_{it}$ =Veränderung der liquiden Mittel; $\Delta kfr.FK_{it}$ =Veränderung des kurzfristigen Fremdkapitals, das in $\Delta kfr.Verb_{it}$ enthalten ist; $Afa_{it}$ =Abschreibungsaufwand; $Zuschr_{it}$ =Zuschreibungen; $BS_{t-1}$ =Bilanzsumme zum Ende der Vorperiode.	+
$DPA_{it}^{DRT}$	Diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem modifizierten <i>Jones-Modell</i> nach <i>Dechow et al.</i> (2003) des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode.	+
$DPA_{it}^{KLW}$	Diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem Modell nach <i>Kothari et al.</i> (2005) des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode.	+

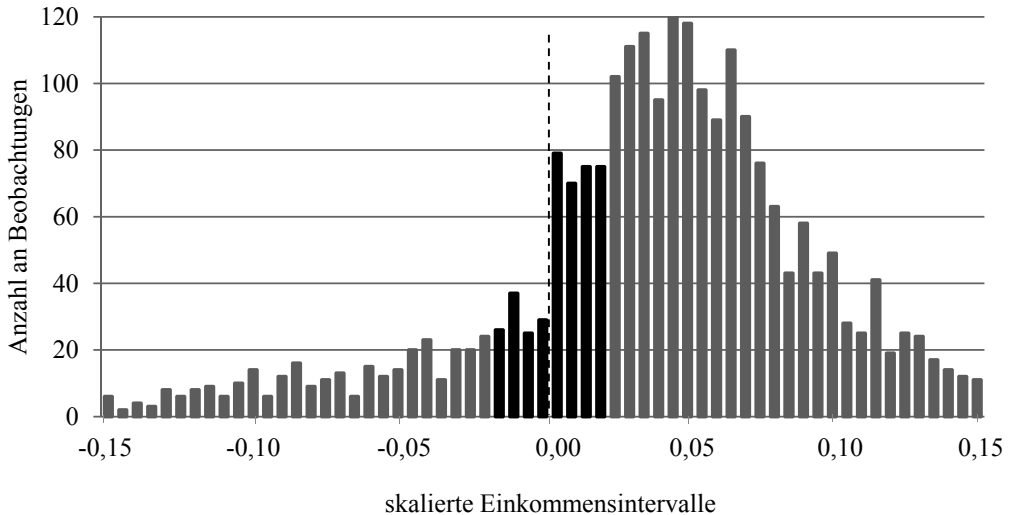
Variable	Definition	Erw. VZ
$Tax_{it}$	Je nach Modell die Variable $BTD_{it}$ , $DTE_{it}$ oder $PermDiff_{it}$ .	+
$BTD_{it}$	Totale „book-tax difference“ des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode: $BTD_{it} = (Einkommen \text{ nach den Grundsätzen der internationalen Rechnungslegungsstandards (IFRS) }_{it} - laufender \text{ Steueraufwand }_{it} / s_{it}) / BS_{t-1}$ , mit: $s_{it}$ =Steuersatz gemäss Überleitungsrechnung.	+
$DTE_{it}$	Latenter Steueraufwand („deferred tax expense“) des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode.	+
$PermDiff_{it}$	Zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen als Unterschied zwischen dem Periodenergebnis gemäss IFRS und dem erwarteten steuerlichen Periodenergebnis ohne ergebniswirksame Auswirkungen auf den latenten Steueraufwand gemäss <i>Frank et al. (2009)</i> und <i>Wilson (2009)</i> des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode: $PermDiff_{it} = BTD_{it} - DTE_{it} / s_{it}$ , mit: $s_{it}$ =Steuersatz gemäss Überleitungsrechnung.	+
<b>Kontrollvariablen</b>		
$Age_{it}$	Alter des Unternehmens, definiert als Anzahl der Jahre seit Gründung.	-
$Ausland_{it}$	Auslandsumsatz, definiert als 1, sofern das Unternehmen $i$ in Periode $t$ Umsätze im Ausland erwirtschaftet, ansonsten 0.	+/-
$Big4_{it}$	Grösse der Abschlussprüfungsgesellschaft, definiert als 1, sofern das Unternehmen $i$ in Periode $t$ von einer Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft geprüft wird, ansonsten 0.	-
$CF_{it}$	Cash Flow aus der operativen Geschäftstätigkeit des Unternehmens $i$ in Periode $t$ skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode.	+
$Lev_{it}$	Verschuldungsgrad, definiert als Verhältnis des Fremdkapitals zum Eigenkapital des Unternehmens $i$ in Periode $t$ .	+
$OPZyklus_{it}$	Operativer Zyklus, definiert als $360 / (\text{Umsatzerlöse} / \text{Forderungen aus Lieferungen und Leistungen}) + 360 / (\text{Herstellungskosten der erbrachten Leistungen} / \text{Vorräte})$ .	+
$Size_{it}$	Grösse des Unternehmens, definiert als natürlicher Logarithmus der Bilanzsumme des Unternehmens $i$ in Periode $t$ .	+
$Wachstum_{it}$	Wachstumsrate des Unternehmens $i$ in Periode $t$ , definiert als prozentuale Veränderung der Bilanzsumme gegenüber dem Vorjahr.	+
$\sum_k Ind_i$	Industriefixe Effekte.	
$\sum_t Jahr_t$	Jahresfixe Effekte.	

Die Definition der Variablen  $EM_{it}$  geht auf das Modell von *Burgstahler/Dichev (1997)* zurück, das zur Messung von Bilanzpolitik zur Erreichung eines positiven Jahresergebnisses auf Diskontinuitäten in der Verteilung der ausgewiesenen Gewinne abzielt (vgl. *Beneish 2001, 7*). Abbildung 1 stellt die entsprechende Verteilung der Datenpunkte des vorliegenden Datensatzes über das skalierte Einkommensintervall dar. Hierzu werden die Beobachtungen entsprechend des mit der Bilanzsumme der Vorperiode skalierten Jahresüberschusses<sup>10</sup> in Intervalle der Grösse 0,005 eingeteilt. Die schwarz gestrichelte Linie beschreibt die

10 Gemäss *Durtschi/Easton (2005)*, 565, gehen Diskontinuitäten in der Einkommensverteilung auf systematische Unterschiede der Skalierungsgrösse für Unternehmen mit Einkommen knapp über und unter Null zurück, wobei *Jacob/Jorgensen (2007)*, 384, dies nicht bestätigen können. Für den vorliegenden Datensatz können für die untersuchten Unternehmen keine signifikanten Unterschiede bezüglich der Bilanzsumme der Vorperiode festgestellt werden (*Mann-Whitney-U-Test* mit  $p=0,1511$ ), sodass die Ver-

Grenze, die das skalierte Einkommen in positive und negative Periodenergebnisse trennt. Analog zu einschlägigen Studien fällt auch hier ein aussergewöhnlich hoher Sprung in der Anzahl der Beobachtungen um ein skaliertes Einkommen von Null auf (vgl. *Burgstahler/Dichev* 1997, 109; *Glaum et al.* 2004, 57; *Quick/Wiemann* 2012, 1120). Dies widerspricht dem vorab zu erwartenden, relativ normalverteilten Verlauf der Anzahl an Unternehmen innerhalb eines skalierten Einkommensintervalls abseits von Bilanzpolitik (vgl. *Burgstahler/Dichev* 1997, 103).

Abbildung 1: Verteilung der Datenpunkte über das skalierte Einkommen



Darstellung der Verteilung der Beobachtungen über den mit der Bilanzsumme der Vorperiode skalierten Jahresüberschuss. Ein Balken steht für die Anzahl der Beobachtungen in einer Intervallbreite des skalierten Jahresüberschusses von 0,005. Die schwarzen Balken stellen den Definitionsbereich der Variablen  $EM_{it}$  dar, wobei die Beobachtungen links von der schwarz gestrichelten Linie bis zu einem skalierten Einkommen von -0,02 eine Kodierung von 0 erhalten. Rechts der gestrichelten Linie erhalten Beobachtungen bis zu einem skalierten Jahresüberschuss von 0,02 eine Kodierung von 1.

Für die Bildung der abhängigen Variable, die Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten abbildet, wird den Unternehmen, die ein skaliertes Einkommen im Intervall von  $[0; 0,02)$  aufweisen, unterstellt, dass sie ein überdurchschnittliches Mass an Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten betreiben. Diese erhalten vor diesem Hintergrund bezüglich der abhängigen Variablen eine Kodierung von 1. Im Umkehrschluss weisen Unternehmen mit Werten bis -0,02 annahmegemäss kein ausserordentliches „earnings management“ zur Vermeidung von Verlusten auf; diese erhalten daher eine Kodierung von 0 (vgl. *Phillips et al.* 2003, 502). Diese gewählte Intervalldefinition stellt die mittlere Intervallbreite der von *Burgstahler/Dichev* (1997) vorgeschlagenen Intervalle<sup>11</sup> dar. Die breitere Intervallsetzung würde zwar zu einem Anstieg der Anzahl der Bilanzpolitikfälle führen, würde aber ver-

wendung der Ergebniszielgrösse  $EM_{it}$  nach *Burgstahler/Dichev* (1997) als Massgrösse für „earnings management“ geeignet erscheint (vgl. *Durtschi/Easton* 2005, 580, Fn. 33; vgl. für eine ähnliche analytische Vorgehensweise im Rahmen einer Analyse deutscher Unternehmen bereits *Quick/Wiemann* 2012).

11 Die von *Burgstahler/Dichev* (1997) vorgeschlagenen Intervallbreiten lauten  $[0; 0,01)$ ,  $[0; 0,02)$  und  $[0; 0,03)$ .

mutlich gleichzeitig den Anteil an tatsächlichen „earnings management“-Fällen senken. Bei dem schmalen Intervall würde es sich *vice versa* verhalten, sodass das gewählte mittlere Intervall als Kompromiss am geeignetsten erscheint (vgl. *Burgstahler/Dichev* 1997, 108, 111; *Phillips et al.* 2003, Fn. 12). Im Rahmen von weiterführenden Tests in *Gliederungspunkt* 3.5 wird diese Grenzsetzung hinsichtlich der Sensitivität für die erlangten Ergebnisse überprüft.

Die Variablen  $Tax_{it}$  und  $Acc_{it}$  gelten als Platzhalter für  $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  beziehungsweise  $TPA_{it}$ ,  $DPA_{it}^{DRT}$  und  $DPA_{it}^{KLW}$ . Für die Variablen  $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  ist jeweils ein positiver Zusammenhang mit  $EM_{it}$  zu erwarten, da mit steigender Differenz zwischen IFRS- und Steuerbilanzierung beziehungsweise den jeweiligen Periodenergebnissen mit ausgeprägter Bilanzpolitik zu rechnen ist (vgl. *Gliederungspunkt* 2).

Die Ermittlung der Variablen  $BTD_{it}$  beruht auf der Berechnungsweise gemäss *Manzon/Plesko* (2002) nach folgender Gleichung, wobei der Steuersatz  $s_{it}$  den in der Überleitungsrechnung des Konzerns angegebenen (erwarteten) Steuersatz darstellt (vgl. zur Verwendung dieses Steuersatzes auch *Zwirner* 2007, 399):<sup>12</sup>

$$BTD_{it} = (\text{Einkommen nach den Grundsätzen der internationalen Rechnungslegungsstandards (IFRS)}_{it} - \text{laufender Steueraufwand}_{it} / s_{it}) / BS_{t-1} \quad (2)$$

Die zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen  $PermDiff_{it}$  ergeben sich aus der Differenz der totalen „book-tax difference“ und den temporären Differenzen resultierend aus dem latenten Steueraufwand (vgl. *Frank et al.* 2009, 473; *Wilson* 2009, 986):

$$PermDiff_{it} = BTD_{it} - DTE_{it} / s_{it} \quad (3)$$

Für die Periodenabgrenzungsvariablen  $TPA_{it}$ ,  $DPA_{it}^{DRT}$  und  $DPA_{it}^{KLW}$  ist stets ein positiver Zusammenhang mit der „earnings management“-Grösse nach *Burgstahler/Dichev* (1997) zu erwarten (vgl. *Burgstahler et al.* 2006, 1001). Neben der Verwendung der totalen Periodenabgrenzungen  $TPA_{it}$  zur Ermittlung der diskretionären Periodenabgrenzungen wird die Variable ebenso in die Regressionsmodelle als unabhängige Variable integriert, da bereits *Dechow et al.* (2003) zeigen konnten, dass für verlustvermeidende Unternehmen das Ausmass an totalen Periodenabgrenzungen signifikant höher ist, aber die ausschliesslich diskretionäre Grösse sich nicht zum Anzeigen von Bilanzpolitik zum Erreichen eines positiven

12 In acht Fällen der beobachteten 415 Datenpunkte konnte keine Angabe hinsichtlich des erwarteten Steueraufwandes in der Anhangberichterstattung der jeweiligen Geschäftsberichte identifiziert werden. Folglich wurde, um eine Eliminierung dieser Beobachtungen zu vermeiden, der jeweilige Sitz der Geschäftsleitung der entsprechenden Unternehmen der *Bisnode Bilanzdatenbank* entnommen und der jeweilige jährliche Gewerbesteuerhebesatz zugeordnet (vgl. *Statistische Ämter des Bundes und der Länder* 2006 bis 2010, Excel-Dateien). Dies ist insbesondere aufgrund des regelmässig in der Überleitungsrechnung verwendeten inländischen Steuersatzes des Mutterunternehmens zweckmässig („home based approach“) (vgl. *Baetge/Lienau* 2007, 21; *IAS* 12.85; *Küting/Zwirner* 2007, 146 f.; *Zwirner* 2007, 399, Fn. 2327; *Walz et al.* 2013, 194, 222). Darüber hinaus ist aufgrund des Wesentlichkeitsgrundsatzes die Verwendung eines einheitlichen Steuersatzes im Vergleich zu einem Durchschnittssteuersatz zumeist als angebracht zu beurteilen (vgl. *IAS Framework* 29-30; *Küting/Weber* 2012, 224). Die bisher ebenso mögliche Verwendung eines gewichteten durchschnittlichen Ertragsteuersatzes ist nur bei einer Minderheit deutscher börsennotierter Unternehmen zu finden und wird voraussichtlich im Rahmen der Neufassung des *IAS* 12 sogar wegfallen (vgl. *Lühn* 2007a, S. 167; *Walz et al.* 2013, 222).

Bei Ausschluss dieser acht Beobachtungen bleiben die Ergebnisse dennoch uneingeschränkt erhalten.



Jahresergebnisses eignet (vgl. *Dechow et al.* 2003, 367, 381). Hierdurch soll überprüft werden, ob die Variablen  $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  auch unter Verwendung dieser Grösse als Mass zur Messung von Bilanzpolitik signifikante Ergebnisse aufweisen.

Für die Ermittlung der Koeffizienten des jeweiligen Periodenabgrenzungsmodells werden ausschliesslich die Unternehmen des Datensamples herangezogen, für die keine verlustvermeidende Bilanzpolitik vermutet wird. Das Datensample zur Ermittlung der diskretionären Periodenabgrenzungen enthält daher die vollumfänglichen 2.793 Datenpunkte abzüglich der 298 Fälle, die sich im Intervall  $[0; 0,02)$  befinden und dem Verdacht auf verlustvermeidendes „earnings management“ unterliegen. Zwar ist nicht anzunehmen, dass alle Unternehmen ausserhalb des Intervalls  $[0; 0,02)$  keinerlei Bilanzpolitik vornehmen (vgl. *Burgstahler/Dichev* 1997, 107), jedoch ist andersgeartete Bilanzierung als Bilanzpolitik zur Erreichung positiver Gewinne nicht Gegenstand dieser Untersuchung und bleibt daher für die Ermittlung der Periodenabgrenzungen in der Schätzperiode ausser Acht. Diese wird im Rahmen einer OLS-Regression für jedes Jahr und jede zweistellige GICS-Gruppe separat durchgeführt. Anschliessend kann in der sogenannten Ereignisperiode das nicht durch Bilanzpolitik entstehende, normale Ausmass an Periodenabgrenzungen für Unternehmen, die mit Hilfe von Bilanzpolitik Verluste vermeiden, bestimmt werden (vgl. *Wiemann* 2011, 259 f.).

Für das modifizierte *Jones*-Modell nach *Dechow et al.* (2003) werden die nicht-diskretionären Periodenabgrenzungen nach den folgenden Formeln (4) bis (6) ermittelt (vgl. *Dechow et al.* 2003, 358; vgl. zur Variablendefinition Tabelle 3):

$$TPA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta UE_{it}}{BS_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{BruttoSAV_{it}}{BS_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$NPA_{it} = \beta_0 + \beta_1 \frac{\Delta UE_{it} - \Delta Ford.L.L._{it}}{BS_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{BruttoSAV_{it}}{BS_{i,t-1}} \quad (5)$$

$$DPA_{it}^{DRT} = TPA_{it} - NPA_{it} \quad (6)$$

Das performance-matched modified *Jones*-Modell nach *Kothari et al.* (2005) modifiziert das Periodenabgrenzungsmodell nach *Dechow et al.* (1995) um den Return on Assets der aktuellen Periode, sodass sich folgendes erfolgsadjustiertes, modifiziertes *Jones*-Modell ergibt (vgl. *Kothari et al.* 2005, 174; vgl. zur Variablendefinition Tabelle 3):

$$DPA_{it}^{KLW} = TPA_{it} - (\beta_0 + \beta_1 \frac{1}{BS_{i,t-1}} + \beta_2 \frac{\Delta UE_{it} - \Delta Ford.L.L._{it}}{BS_{i,t-1}} + \beta_3 \frac{BruttoSAV_{it}}{BS_{i,t-1}} + \beta_4 ROA_{it}) \quad (7)$$

Zur Wahrung der Konsistenz bei der Ermittlung der obigen Periodenabgrenzungsmodelle werden auch im Modell nach *Kothari et al.* (2005) die Koeffizienten  $\beta_0$ ,  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  und  $\beta_4$  ohne Abzug der Veränderungen der Forderungen aus Lieferungen und Leistungen ermittelt.<sup>13</sup>

13 Da in der Studie von *Kothari et al.* (2005), 174, nicht zwischen dem Zeitraum, in dem „earnings management“ vermutet wird, und der Periode unterschieden wird, die vor der Ereignisperiode steht, schätzen die Autoren den Parameter  $\beta_2$  auf die Veränderung der Umsatzerlöse korrigiert um die Veränderung der Forderungen aus Lieferungen und Leistungen. Hiervon wird im Rahmen der vorliegenden Studie bewusst abgewichen, da hier eine Unterscheidung zwischen den Unternehmen, welche die betrachtete Bilanzpolitik betreiben, und den Firmen vorgenommen wird, die in dieser Art und Weise kein „earnings management“ betreiben.

Tabelle 3: Variablenbeschreibung Berechnung diskretionäre Periodenabgrenzungen

Variable	Definition
TPA <sub>it</sub>	Totale Periodenabgrenzung gemäss <i>Dechow et al.</i> (1995) und <i>Kothari et al.</i> (2005) des Unternehmens <i>i</i> in Periode <i>t</i> skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode: $TPA_{it} = (\Delta UV_{it} - \Delta kfr.Verb_{it} - \Delta LM_{it} + \Delta kfr.FK_{it} - Afa_{it} + Zuschr_{it}) / BS_{t-1}$ , mit: $\Delta UV_{it}$ =Veränderung des Umlaufvermögens; $\Delta kfr.Verb_{it}$ =Veränderung der kurzfristigen Verbindlichkeiten; $\Delta LM_{it}$ =Veränderung der liquiden Mittel; $\Delta kfr.FK_{it}$ =Veränderung des kurzfristigen Fremdkapitals, das in $\Delta kfr.Verb_{it}$ enthalten ist; $Afa_{it}$ =Abschreibungsaufwand; $Zuschr_{it}$ =Zuschreibungen.
NPA <sub>it</sub>	Nicht-diskretionäre Periodenabgrenzungen.
BruttoSAV <sub>it</sub>	Bruttosachanlagevermögen des Unternehmens <i>i</i> in Periode <i>t</i> .
BS <sub>t-1</sub>	Bilanzsumme des Unternehmens <i>i</i> der Vorperiode.
ROA <sub>it</sub>	Return on Assets des Unternehmens <i>i</i> in Periode <i>t</i> , definiert als Jahresüberschuss skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode.
$\Delta Ford.L.L_{it}$	Veränderung der Forderungen aus Lieferungen und Leistungen des Unternehmens <i>i</i> in Periode <i>t</i> .
$\Delta UE_{it}$	Veränderung der Umsatzerlöse des Unternehmens <i>i</i> in Periode <i>t</i> .

Als weitere Variablen im Regressionsmodell gemäss Formel (1) werden Age<sub>it</sub>, Ausland<sub>it</sub>, Big4<sub>it</sub>, CF<sub>it</sub>, Lev<sub>it</sub>, OPZyklus<sub>it</sub>, Size<sub>it</sub> und Wachstum<sub>it</sub> als Kontrollgrößen für Unternehmenscharakteristika sowie industrie- ( $\sum_k Ind_i$ ) und jahresfixe Effekte ( $\sum_t Jahr_t$ ) verwendet. Die Auswahl der Kontrollvariablen sowie die erwarteten Zusammenhänge mit Bilanzpolitik zum Erreichen eines schwach positiven Gewinns (vgl. *Tabelle 2*) orientieren sich an den Studien zum einen von *Phillips et al.* (2003) und zum anderen von *Quick/Wiemann* (2012). *Quick/Wiemann* (2012) vermuten hinsichtlich des Alters von Unternehmen (Age<sub>it</sub>), dass ältere Unternehmen eine höhere Ergebnisqualität aufweisen. Grössere (Size<sub>it</sub>), stark wachsende (Wachstum<sub>it</sub>) und verschuldete (Lev<sub>it</sub>) Unternehmen unterliegen wiederum einem höheren Druck, der sie zwingt, mehr Bilanzpolitik zu betreiben (vgl. *Quick/Wiemann* 2012, 1116). Gemäss *DeAngelo* (1981) ist für grössere Wirtschaftsprüfungsgesellschaften eine höhere Prüfungsqualität und somit ein geringeres Ausmass an Bilanzpolitik zu erwarten (Big4<sub>it</sub>). Bei einem langen Geschäftsgang (OPZyklus<sub>it</sub>) ist anzunehmen, dass aufgrund der höheren Unsicherheit und des höheren Ermessensspielraums bei Schätzungen das Ausmass an Bilanzpolitik zunimmt (vgl. *Dechow/Dichev* 2002, 46). Der operative Cash Flow (CF<sub>it</sub>) wird als Kontrollvariable integriert, um auf die aktuelle Finanzlage des Unternehmens zu kontrollieren. So ist anzunehmen, dass Unternehmen mit höheren Cash Flows auch höhere Gewinne erzielen und sich somit ein positiver Zusammenhang mit der Variablen EM<sub>it</sub> ergibt (vgl. *Phillips et al.* 2003, 501). Ebenso ist auch der Gebrauch des operativen Cash Flows zum Betreiben von realer Bilanzpolitik denkbar, was zu einem erwarteten positiven Zusammenhang mit EM<sub>it</sub> führt. Die Variable Ausland<sub>it</sub> wird darüber hinaus in die Analysen einbezogen, um auf die Internationalität der untersuchten Unternehmen zu kontrollieren, die zu einem abweichenden durchschnittlichen Steuersatz

von dem in der Überleitungsrechnung angegebenen erwarteten Steuersatz (aufgrund des überwiegend verwendeten „home-based approach“) führen können.

### 3.3 Deskriptive Statistiken und univariate Analysen

Im Rahmen eines univariaten *Mann-Whitney-U*- und Median-Tests kann gezeigt werden, dass auf aggregierter Ebene nur die Steuerwertmassgrößen  $BTD_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  bei der ergebniserhöhenden Unternehmensgruppe signifikant höhere Mittelwerte und Mediane aufweisen als die Kontrollgruppe (vgl. *Tabelle 4*). Hingegen kann weder für den latenten Steueraufwand noch für die diskretionären Periodenabgrenzungen ein signifikanter Unterschied zwischen den beiden Gruppen festgestellt werden. Hinsichtlich der Kontrollgrößen können lediglich für  $Age_{it}$ ,  $Lev_{it}$  und  $Wachstum_{it}$  signifikante Unterschiede festgestellt werden.<sup>14</sup>

*Tabelle 4:* Deskriptive Statistiken

für $EM_{it}=1$								
Variable	N	Mittelwert	Std.-Abw.	Minimum	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil	Maximum
$TPA_{it}$	298	-0,1076	0,2157	-1,0949	-0,1432	-0,0577	-0,0120	0,4104
$DPA_{it}^{DRT}$	298	0,0218	0,2496	-0,6715	-0,0639	0,0075	0,0979	1,7353
$DPA_{it}^{KLW}$	298	0,0112	0,1958	-0,6494	-0,0706	0,0188	0,0931	1,2959
$BTD_{it}$	298	0,0197 ***	0,0207	-0,0299	0,0075	0,0173 ***	0,0252	0,1596
$DTE_{it}$	298	-0,0024	0,0084	-0,0425	-0,0053	-0,0011	0,0015	0,0260
$PermDiff_{it}$	298	0,0272 ***	0,0272	-0,0413	0,0116	0,0222 ***	0,0370	0,1706
$Age_{it}$	298	73,5571 ***	65,0755	2	18	51 ***	120	260
$Ausland_{it}$	298	0,8222	0,3830	0	1	1	1	1
$Big4_{it}$	298	0,7148	0,4523	0	0	1	1	1
$CF_{it}$	298	0,0583	0,0683	-0,2711	0,0237	0,0574 *	0,0933	0,2879
$Lev_{it}$	298	2,4136 **	3,7877	-27,8312	1,0186	1,8530	3,1873	27,3096
$OPZyklus_{it}$	298	69,5278	51,8065	0	38,4014	55,9177	87,8498	301,226
$Size_{it}$	298	20,1977	2,3360	15,6138	18,6753	19,8297 ***	21,4887	26,1871
$Wachstum_{it}$	298	0,0387 ***	0,2530	-0,8681	-0,0378	0,0097 ***	0,0744	2,9081

14 Bei der Durchführung von t-Tests anstelle von *Mann-Whitney-U*-Tests bleiben die Ergebnisse weitestgehend erhalten. Die diskretionären Periodenabgrenzungen weisen hierbei jedoch hoch-signifikante Unterschiede zwischen den Mittelwerten der beiden  $EM_{it}$ -Gruppen auf.  $Lev_{it}$  verliert hingegen Signifikanz. Da die Durchführung von *Mann-Whitney-U*-Tests auch die Untersuchung von nicht normalverteilten und mindestens ordinalskalierten Variablen erlaubt, werden ausschließlich diese Ergebnisse berichtet und für die Beurteilung auf diese abgestellt.

für  $EM_{it}=0$ 

Variable	N	Mittelwert	Std.-Abw.	Minimum	25 %- Quantil	Median	75 %- Quantil	Maximum
$TPA_{it}$	117	-0,1881	0,3781	-2,1551	-0,2246	-0,0699	-0,0142	0,3358
$DPA_{it}^{DRT}$	117	-0,0671	0,3450	-1,9559	-0,1268	0,0040	0,1004	0,5252
$DPA_{it}^{KLW}$	117	-0,0725	0,4033	-2,0007	-0,1215	-0,0052	0,0915	1,7172
$BTD_{it}$	117	-0,0035	0,0187	-0,0439	-0,0128	-0,0051	0,0002	0,1189
$DTE_{it}$	117	-0,0017	0,0080	-0,0268	-0,0047	-0,0005	0,0018	0,0315
$PermDiff_{it}$	117	0,0022	0,0256	-0,0762	-0,0098	-0,0024	0,0167	0,1714
$Age_{it}$	117	58,5983	62,6146	1	15	23	91	254
$Ausland_{it}$	117	0,7778	0,4175	0	1	1	1	1
$Big4_{it}$	117	0,6838	0,4670	0	0	1	1	1
$CF_{it}$	117	0,0479	0,1001	-0,3307	0,0078	0,0495	0,0888	0,3743
$Lev_{it}$	117	1,1111	18,5466	-172,8062	0,8332	1,7878	2,8126	55,2080
$OPZyklus_{it}$	117	71,4915	48,3256	0,1180	38,4176	54,6659	93,9978	269,2755
$Size_{it}$	117	19,8033	2,1549	15,3762	18,2961	19,3168	21,3055	26,2954
$Wachstum_{it}$	117	-0,0170	0,1567	-0,3365	-0,0987	-0,0240	0,0419	0,5956

Durchführung eines zweiseitigen *Mann-Whitney-U*- und Median-Tests auf Mittelwert- und Medianunterschiede zwischen den  $EM_{it}$ -Gruppen.

\*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Mit Variablen:

$EM_{it}$ =definiert als 1 für verlustvermeidende Bilanzpolitik, ansonsten 0;  $TPA_{it}$ =totale Periodenabgrenzung;  $DPA_{it}^{DRT}$ =diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem modifizierten *Jones*-Modell nach *Dechow et al.* (2003);  $DPA_{it}^{KLW}$ =diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem Modell nach *Kothari et al.* (2005);  $BTD_{it}$ =totale „book-tax difference“;  $DTE_{it}$ =latenter Steueraufwand;  $PermDiff_{it}$ =zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen;  $Age_{it}$ =Unternehmensalter;  $Ausland_{it}$ =Auslandsumsatz, definiert als 1, sofern Umsätze im Ausland erwirtschaftet werden, ansonsten 0;  $Big4_{it}$ =Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft, definiert als 1, sofern das Unternehmen von einer Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft geprüft wird, ansonsten 0;  $CF_{it}$ =Cash Flow aus der operativen Geschäftstätigkeit;  $Lev_{it}$ =Verschuldungsgrad;  $OPZyklus_{it}$ =operativer Zyklus;  $Size_{it}$ =Grösse des Unternehmens;  $Wachstum_{it}$ =Wachstumsrate.

Der Tabelle 5 ist des Weiteren die Matrix der Korrelationskoeffizienten nach *Pearson* und *Spearman* bezüglich der verwendeten Variablen zu entnehmen. Die Grössen  $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  weisen hierbei keine hochsignifikanten Korrelationen mit diskretionären Periodenabgrenzungen auf. Dies kann als Hinweis dafür gesehen werden, dass es sich bei diesen Grössen nicht um Substitute handelt und sie unterschiedliche Informationen beinhalten (vgl. *Hanlon* 2005, 148). Da die jeweils in den einzelnen Regressionen einbezogenen Variablen, ebenso die Kontrollvariablen, untereinander stets eine Korrelation unterhalb von  $|0,8|$  aufweisen, ist aufgrund einschlägiger Literatur anzunehmen, dass Multikollinearität die mit Hilfe der Regressionsmodelle erlangten Ergebnisse nicht beeinflusst (vgl. *Poddig et al.* 2003, 382; *Eckey et al.* 2004, 89).

Tabelle 5: Pearson- (oben rechts) und Spearman- (unten links) Korrelationskoeffizienten

	EM <sub>it</sub>	TPA <sub>it</sub>	DPA <sub>it</sub> <sup>DRT</sup>	DPA <sub>it</sub> <sup>KLW</sup>	BTD <sub>it</sub>	DTE <sub>it</sub>	PermDiff <sub>it</sub>	Age <sub>it</sub>	Ausland <sub>it</sub>	Big4 <sub>it</sub>	CF <sub>it</sub>	Lev <sub>it</sub>	OPZyklus <sub>it</sub>	Size <sub>it</sub>	Wachstum <sub>it</sub>
EM <sub>it</sub>	1	0,0675	0,0639	0,0724	0,599***	-0,0252	0,459***	0,128***	0,0509	0,0306	0,0685	0,0492	-0,0276	0,0798	0,197***
TPA <sub>it</sub>	0,133***	1	0,704***	0,647***	0,0458	0,067	-0,00496	0,0191	-0,0267	-0,00013	-0,448***	-0,107**	0,116**	-0,0373	0,106**
DPA <sub>it</sub> <sup>DRT</sup>	0,142***	0,808***	1	0,805***	-0,0427	-0,0246	0,01	0,126**	0,128***	0,0524	-0,344***	-0,0803	0,102*	0,0365	0,0393
DPA <sub>it</sub> <sup>KLW</sup>	0,140***	0,643***	0,733***	1	-0,0206	-0,0284	0,000673	0,108**	0,0928*	0,0458	-0,280**	-0,0836*	0,0848*	0,0115	0,0285
BTD <sub>it</sub>	0,461***	0,109**	0,0623	0,0538	1	0,289***	0,431***	0,146***	-0,0841*	0,0172	0,182**	0,0086	-0,0974**	0,121**	0,221***
DTE <sub>it</sub>	-0,0356	0,0633	0,027	0,0196	0,281***	1	-0,653***	0,0261	-0,0951*	-0,162***	-0,00627	-0,110**	0,00912	-0,136***	-0,0629
PermDiff <sub>it</sub>	0,389***	0,0192	0,0212	0,026	0,539***	-0,645***	1	0,0950*	-0,00446	0,156***	0,142***	0,0595	-0,111**	0,205***	0,202***
Age <sub>it</sub>	0,104**	0,0311	0,0977**	0,0639	0,136***	0,0894*	0,0324	1	0,104**	0,0688	0,0237	0,237***	0,0111	0,367***	0,0678
Ausland <sub>it</sub>	0,0509	0,0156	0,106**	0,0633	-0,137***	-0,052	-0,0599	0,0926*	1	0,253***	-0,0338	0,205***	0,129***	0,174***	0,0607
Big4 <sub>it</sub>	0,0306	-0,0052	-0,0187	0,00435	0,0238	-0,125**	0,136***	0,0992**	0,253***	1	0,133***	0,0974**	-0,00556	0,435***	-0,0157
CF <sub>it</sub>	0,0596	-0,418***	-0,397***	-0,265***	0,168***	0,0263	0,117**	0,0105	-0,054	0,0733	1	0,116**	-0,187***	0,163***	-0,0156
Lev <sub>it</sub>	0,0567	-0,0182	-0,00989	0,016	0,0251	-0,0959*	0,114**	-0,00333	0,0952*	0,139***	0,079	1	-0,111**	0,444***	0,171***
OPZyklus <sub>it</sub>	-0,0174	0,0684	0,0688	0,0654	-0,112**	0,0226	-0,103**	0,0645	0,143***	0,00269	-0,173***	0,032	1	-0,118**	0,0901*
Size <sub>it</sub>	0,0776	-0,0239	-0,0229	-0,00463	0,130***	-0,046	0,154***	0,334***	0,194***	0,426***	0,123**	0,191***	-0,106**	1	0,123**
Wachstum <sub>it</sub>	0,109**	0,0764	0,0867*	0,0697	0,133***	-0,0907*	0,181***	-0,0211	0,0759	-0,0275	-0,134***	0,0452	0,0464	0,00254	1

\*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Mit Variablen:

EM<sub>it</sub>=definiert als 1 für verlustvermeidende Bilanzpolitik, ansonsten 0; TPA<sub>it</sub>=totale Periodenabgrenzung; DPA<sub>it</sub><sup>DRT</sup>=diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem modifizierten Jones-Modell nach Dechow et al. (2003); DPA<sub>it</sub><sup>KLW</sup>=diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem Modell nach Kothari et al. (2005); BTD<sub>it</sub>=totale „book-tax difference“; DTE<sub>it</sub>=latenter Steueraufwand; PermDiff<sub>it</sub>=zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen; Age<sub>it</sub>=Unternehmensalter; Ausland<sub>it</sub>=Auslandsumsatz, definiert als 1, sofern Umsätze im Ausland erwirtschaftet werden, ansonsten 0; Big4<sub>it</sub>=Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft, definiert als 1, sofern das Unternehmen von einer Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft geprüft wird, ansonsten 0; CF<sub>it</sub>=Cash Flow aus der operativen Geschäftstätigkeit; Lev<sub>it</sub>=Verschuldungsgrad; OPZyklus<sub>it</sub>=operativer Zyklus; Size<sub>it</sub>=Grösse des Unternehmens; Wachstum<sub>it</sub>=Wachstumsrate.



### 3.4 Ergebnisse der multivariaten Analysen

In der folgenden Tabellen 6 sind die Ergebnisse der Probit Regressionen mit robusten Standardfehlern nach *White* (1980) dargestellt.<sup>15</sup> Hier werden die Ergebnisse je nach verwendeter Steuerwertgrösse ( $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  und  $PermDiff_{it}$ ) und benutztem Periodenabgrenzungsmass ( $TPA_{it}$ ,  $DPA_{it}^{DRT}$  und  $DPA_{it}^{KLW}$ ) gegenübergestellt. Eine Interpretation der Höhe der Koeffizienten unterbleibt im Folgenden aufgrund der eingeschränkten Interpretierbarkeit in Probit Modellen (vgl. *Komlos/Süssmuth* 2010, 139). Multikollinearität liegt in den spezifizierten Regressionsmodellen nicht vor, da die Variablen innerhalb eines Regressionsmodells stets Variance Inflation Factors (VIF) unter zwei aufweisen. Im Rahmen von Probit Modellen spielen die Annahmen der Homoskedastizität und der Normalverteilung der Residuen eine untergeordnete Rolle (vgl. *Wooldridge* 2010, 600), sodass deren Verletzungen in den vorliegenden Regressionsmodellen, insbesondere bei einer unterbleibenden Interpretation der Koeffizienten, vernachlässigt werden können. Dennoch werden, wie bereits erläutert, robuste Standardfehler nach *White* (1980) geschätzt, um die Standardfehler auf Heteroskedastizität zu korrigieren.

Tabelle 6: Ergebnisse der Probitgleichung

		BTD		DTE		PermDiff	
N = 415		$\beta$	p	$\beta$	p	$\beta$	p
TPA <sub>it</sub>	+	0,5367*	(0,061)	0,8957***	(0,001)	0,8346***	(0,003)
Tax <sub>it</sub>	+	42,2566***	(0,000)	-7,6903	(0,394)	25,7095***	(0,000)
Age <sub>it</sub>	-	0,0010	(0,469)	0,0023*	(0,069)	0,0022*	(0,091)
Ausland <sub>it</sub>	+/-	0,4194	(0,100)	0,1489	(0,458)	0,3261	(0,161)
Big4 <sub>it</sub>	-	-0,1314	(0,508)	-0,0172	(0,919)	-0,2209	(0,240)
CF <sub>it</sub>	+	0,7811	(0,483)	2,3358**	(0,030)	1,7827	(0,103)
Lev <sub>it</sub>	+	0,0027	(0,595)	0,0032	(0,583)	-0,0046	(0,413)
OPZyklus <sub>it</sub>	+	0,0009	(0,528)	-0,0005	(0,709)	0,0006	(0,684)
Size <sub>it</sub>	+	0,0203	(0,598)	0,0201	(0,596)	0,0279	(0,456)
Wachstum <sub>it</sub>	+	0,5296	(0,194)	0,8876**	(0,042)	0,5365	(0,234)
Konstante		-0,1081	(0,896)	0,2561	(0,757)	-0,4367	(0,601)
$\chi^2$ -Statistik		66,88	(0,000)	34,85	(0,091)	63,83	(0,000)
Pseudo R <sup>2</sup>		0,278		0,072		0,213	
Log Pseudolikelihood		-178,179		-229,035		-194,326	

15 Es wird ebenso zur Verifizierung der Ergebnisse ein Clustering der Standardfehler auf Branchenebene nach *Petersen* (2009) durchgeführt. Da jedoch keine dazugehörige  $\chi^2$ -Statistik mit Ablehnungswahrscheinlichkeit der Modellspezifikation ausgegeben werden kann, unterbleibt die Berichterstattung dieser Ergebnisse. Hinsichtlich der betrachteten Koeffizienten ergeben sich durch diese Spezifikation hinsichtlich der Signifikanz keine abweichenden Schlussfolgerungen.

		BTD		DTE		PermDiff	
N = 415		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
DPA <sub>it</sub> <sup>DRT</sup>	+	0,5859**	(0,038)	0,7359**	(0,017)	0,7311**	(0,012)
Tax <sub>it</sub>	+	42,3924***	(0,000)	-6,7723	(0,444)	25,6477***	(0,000)
Age <sub>it</sub>	-	0,0009	(0,524)	0,0023*	(0,081)	0,0021	(0,106)
Ausland <sub>it</sub>	+/-	0,4206	(0,104)	0,1431	(0,476)	0,3157	(0,182)
Big4 <sub>it</sub>	-	-0,1254	(0,526)	-0,0023	(0,989)	-0,2049	(0,274)
CF <sub>it</sub>	+	0,6858	(0,527)	1,9501*	(0,065)	1,4515	(0,174)
Lev <sub>it</sub>	+	0,0022	(0,682)	0,0026	(0,668)	-0,0053	(0,357)
OPZyklus <sub>it</sub>	+	0,0009	(0,503)	-0,0005	(0,727)	0,0007	(0,635)
Size <sub>it</sub>	+	0,0219	(0,568)	0,0216	(0,568)	0,0302	(0,419)
Wachstum <sub>it</sub>	+	0,4949	(0,224)	0,8670**	(0,045)	0,5228	(0,245)
Konstante		-0,1049	(0,899)	0,2697	(0,742)	-0,4414	(0,596)
$\chi^2$ -Statistik		69,37	(0,001)	29,28	(0,252)	63,22	(0,000)
Pseudo R <sup>2</sup>		0,282		0,071		0,213	
Log Pseudolikelihood		-177,269		-229,310		-194,279	
DPA <sub>it</sub> <sup>KLW</sup>	+	0,8331***	(0,005)	1,0130***	(0,001)	0,9545***	(0,001)
Tax <sub>it</sub>	+	42,3755***	(0,000)	-6,9197	(0,439)	25,5851***	(0,000)
Age <sub>it</sub>	-	0,0009	(0,528)	0,0022*	(0,088)	0,0021	(0,108)
Ausland <sub>it</sub>	+/-	0,3959	(0,124)	0,1173	(0,564)	0,2962	(0,206)
Big4 <sub>it</sub>	-	-0,1169	(0,556)	0,0044	(0,979)	-0,1968	(0,295)
CF <sub>it</sub>	+	1,0642	(0,330)	2,3877**	(0,026)	1,8477*	(0,088)
Lev <sub>it</sub>	+	0,0026	(0,602)	0,0031	(0,587)	-0,0048	(0,391)
OPZyklus <sub>it</sub>	+	0,0010	(0,456)	-0,0004	(0,799)	0,0008	(0,603)
Size <sub>it</sub>	+	0,0226	(0,557)	0,0226	(0,554)	0,0307	(0,414)
Wachstum <sub>it</sub>	+	0,4952	(0,222)	0,8706**	(0,046)	0,5228	(0,245)
Konstante		-0,1882	(0,821)	0,1776	(0,831)	-0,5215	(0,535)
$\chi^2$ Statistik		71,57	(0,000)	35,64	(0,077)	66,75	(0,000)
Pseudo R <sup>2</sup>		0,283		0,074		0,215	
Log Pseudolikelihood		-176,918		-228,520		-193,871	

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Probit Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_k + \beta_l \sum_l Jahr_l + \varepsilon_{it}$$

Mit Variablen:

EM<sub>it</sub>=definiert als 1 für verlustvermeidende Bilanzpolitik, ansonsten 0; Acc<sub>it</sub>=je nach Modell die Variable TPA<sub>it</sub>, DPA<sub>it</sub><sup>DRT</sup> oder DPA<sub>it</sub><sup>KLW</sup>; TPA<sub>it</sub>=totale Periodenabgrenzung; DPA<sub>it</sub><sup>DRT</sup>=diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem modifizierten Jones-Modell nach Dechow et al. (2003); DPA<sub>it</sub><sup>KLW</sup>=diskretionäre Perio-

denabgrenzung gemäss dem Modell nach *Kothari et al.* (2005);  $Tax_{it}$ =je nach Modell die Variable  $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  oder  $PermDiff_{it}$ ;  $BTD_{it}$ =totale „book-tax difference“;  $DTE_{it}$ =latenter Steueraufwand;  $PermDiff_{it}$ =zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen;  $Age_{it}$ =Unternehmensalter;  $Ausland_{it}$ =Auslandsumsatz, definiert als 1, sofern Umsätze im Ausland erwirtschaftet werden, ansonsten 0;  $Big4_{it}$ =Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft, definiert als 1, sofern das Unternehmen von einer Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft geprüft wird, ansonsten 0;  $CF_{it}$ =Cash Flow aus der operativen Geschäftstätigkeit;  $Lev_{it}$ =Verschuldungsgrad;  $OPZyklus_{it}$ =operativer Zyklus;  $Size_{it}$ =Grösse des Unternehmens;  $Wachstum_{it}$ =Wachstumsrate;  $Ind_i$ =industriefixe Effekte;  $Jahr_t$ =jahresfixe Effekte.

Industrie- und jahresfixe Effekte sind im Modell enthalten, werden jedoch nicht berichtet.

Die Ergebnisse der ersten Probit Regression zeigen, dass sich die Variable  $BTD_{it}$  über alle Periodenabgrenzungsmodelle als signifikante Einflussgrösse auf die abhängige Variable  $EM_{it}$  erweist, was zu keiner Ablehnung der vermuteten Assoziation mit Bilanzpolitik zum Erreichen eines positiven Jahresergebnisses führt (vgl. *Hypothese H<sub>1</sub>*). Das signifikant positive Vorzeichen der Variable  $BTD_{it}$  zeigt, dass bei einer hohen „book-tax difference“ die Wahrscheinlichkeit für verlustvermeidende Bilanzpolitik zunimmt. Die diskretionären Periodenabgrenzungen  $DPA_{it}^{DRT}$  und totalen Periodenabgrenzungen  $TPA_{it}$  zeigen jedoch in Kombination mit der Massgrösse  $BTD_{it}$  einen weniger starken signifikanten Zusammenhang mit Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten. Ausschliesslich die Variable  $DPA_{it}^{KLW}$  kann ebenso eine vergleichbar hohe Signifikanz aufweisen, wobei  $BTD_{it}$  dennoch einen deutlich höheren Koeffizienten zeigt. Auch der jeweilige marginale Effekt von  $BTD_{it}$  und  $DPA_{it}^{KLW}$  weist darauf hin, dass die Wahrscheinlichkeit für  $EM_{it}$  bei einer Veränderung um eine Einheit von  $BTD_{it}$  bzw.  $DPA_{it}^{KLW}$  um 10,69 bzw. nur 0,21 zunimmt. Die vermutete Überlegenheit der „book-tax difference“ gegenüber diskretionären Periodenabgrenzungen hinsichtlich des Zusammenhangs mit Bilanzpolitik kann somit nicht widerlegt werden.

Die Ergebnisse bezüglich der Variablen  $DTE_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  zeigen auf, dass der Erklärungsgehalt der  $BTD_{it}$  hauptsächlich auf zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen zurückzuführen ist (vgl. *Hypothese H<sub>3</sub>*). Das Modell der  $DTE_{it}$  zeigt in keinem „accrual“-Szenario signifikanten Erklärungsgehalt für verlustvermeidende Bilanzpolitik (*Ablehnung Hypothese H<sub>2</sub>*). Auch wenn das negative Vorzeichen der Variablen  $DTE_{it}$  vermuten lässt, dass Unternehmen eher aktive latente Steuern verwenden, um positive Ergebnisziele zu erreichen, kann dies durch die fehlende Signifikanz nicht nachhaltig beobachtet werden. Die Variable  $PermDiff_{it}$  erweist sich hingegen stets als hoch signifikante Einflussgrösse (vgl. *Tabelle 6*). Dies lässt die Interpretation zu, dass Unternehmen mit deutschem Sitz – im Gegensatz zu den in einschlägigen oben genannten Studien untersuchten Unternehmen (vgl. *Gliederungspunkt 2*) – primär zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen anstatt temporärer Differenzen verwenden, um positive Ergebnisziele zu erreichen.

Hinsichtlich der verwendeten Kontrollvariablen fällt auf, dass sich nur wenige als signifikante Einflussgrösse erweisen. Dies könnte bedingt sein durch die im Vergleich zur Studie von *Quick/Wiemann* (2012) deutlich kleinere Beobachtungsanzahl. Dennoch scheint eine Inklusion dieser Kontrollgrössen angebracht, um auf potenzielle Einflüsse zu kontrollieren und eine potenzielle Überbewertung der Ergebnisse zu vermeiden. Daher wird auch in dieser Studie auf einen Ausschluss dieser Variablen verzichtet. Hinsichtlich des Erklärungsgehalts des Modells weist dieses mit einem Pseudo- $R^2$  bis zu 28,3 % und einer Log-Like-

lihood von bis zu -176,918 trotz einer deutlich geringeren Beobachtungsanzahl eine vergleichbare Güte auf wie bisherige Studien (vgl. hierzu beispielsweise *Phillips et al.* 2003, 513; *Quick/Wiemann* 2012, 1125).

Aufgrund des in Deutschland greifenden Welteinkommensprinzips mit überwiegender Verwendung der Freistellungsmethode zur Vermeidung der Doppelbesteuerung (vgl. *Spengel* 2005, 105) könnten mit zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen ebenso steuervermeidende Intentionen erfasst werden (vgl. hierzu auch *Gliederungspunkt* 2). Diese Steuervermeidung könnte dementsprechend als gewähltes Mittel zur Vermeidung von Verlusten verwendet werden anstelle von Bilanzpolitik, was zu einer Fehlinterpretation der oben genannten Ergebnisse führen könnte. Daher werden im Folgenden die durchschnittlichen Konzernsteuerquoten des laufenden Steueraufwands – als gängiges Mass zur Messung von Steuervermeidung (vgl. *Hanlon/Heitzman* 2010, 140) – der jeweiligen  $EM_{it}$ -Gruppen berechnet, um derartigen Bedenken zu begegnen. Unternehmen nutzen im Rahmen ihrer Steuerplanung zunehmend die Konzernsteuerquote als Zielgrösse und liefern sich Wettbewerbe, die möglichst geringste Quote als Indiz für optimierte Steuerpolitik aufzuweisen (vgl. *Lühn* 2007b, 550; *Sureth et al.* 2009, 53; *Zielke* 2009, 64; *Mammen* 2010, 284; zu einer empirischen Auswertung vgl. *Walz et al.* 2013, 250 f.). Da die laufende Konzernsteuerquote aufgrund ihrer Berechnungsweise ( $\text{Laufende Konzernsteuerquote}_{it} = \text{laufender Steueraufwand}_{it} / \text{Periodenergebnis vor Steuern}_{it}$ ) keine eindeutige Interpretierbarkeit bei Periodenergebnissen um Null zulässt, werden im Folgenden die dreijährigen laufenden Konzernsteuerquoten in Anlehnung an die Berechnungsmethode von *Dyregang et al.* (2008) verwendet. Hierfür werden zusätzlich zu dem laufenden Steueraufwand der Periode, in der (kein) „earnings management“ betrieben wurde ( $t_0$ ), die laufenden Steueraufwendungen der beiden vorangehenden ( $t-1$  und  $t-2$ ) Perioden addiert und durch die Summe der Periodenergebnisse aller drei Perioden geteilt.<sup>16</sup> Eine entsprechende univariate Analyse zeigt, dass Unternehmen mit schwach positiven Gewinnen im Mittel eine signifikant höhere dreijährige laufende Konzernsteuerquote aufweisen (40,10 % zu -20,90 % mit  $p < 0,01$  bei Verwendung eines *Mann-Whitney-U-Tests*). Auch bei Ersetzen der Konzernsteuerquoten durch 1 und 0, sofern diese Werte über 1 oder unter 0 annehmen (vgl. für diese Vorgehensweise u.a. *Dyregang et al.* 2008; *Lassila et al.* 2010; *McGuire et al.* 2012), weisen  $EM_{it} = 1$  Unternehmen in allen Fällen signifikant höhere Konzernsteuerquoten auf (34,38 % zu 26,10 % mit  $p < 0,01$  bei Verwendung eines *Mann-Whitney-U Tests*). Auch bei einer Integration der genannten Konzernsteuerquote als Kontrollvariable in das obige Regressionsmodell weist diese nur in Kombination mit  $BTD_{it}$  schwache Signifikanz auf und kann den Zusammenhang von  $BTD_{it}$  und  $EM_{it}$  nicht schwächen (vgl. *Tabelle 7 Panel A*).

Mit Hilfe einer Orthogonalisierung, bei der im Rahmen zweier Regressionen  $BTD_{it}$  und  $PermDiff_{it}$  als abhängige Variablen und die Konzernsteuerquote als unabhängige Variable mit industrie- und jahresfixen Effekten verwendet werden, wird der durch Steuerplanung verursachte Informationsgehalt der „book-tax difference“ und der zeitlich unbegrenzten

16 Da für 23 Beobachtungspunkte der  $EM_{it}$ -Unternehmen keine Daten für bis zu zwei Vorjahre verfügbar sind, reduziert sich der Datenumfang – die Analysen die Konzernsteuerquote betreffend – auf 392 Beobachtungspunkte.

(permanenten) Differenzen extrahiert (vgl. hierzu in Anlehnung an diese Vorgehensweise zur Extrahierung des durch Bilanzpolitik verursachten Teils der „book-tax difference“ *Desai/Dharmapala* 2006, 159). Auch bei Verwendung der entstehenden Residuen als Massgrösse für „book-tax differences“ und zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen weisen diese hoch signifikante Ergebnisse auf (vgl. *Tabelle 7 Panel B*). Gleichfalls führt die Reduzierung der Anzahl der Datenpunkte auf die Beobachtungen, welche die 80 % grössten dreijährigen Konzernsteuerquoten aufweisen (als Indiz dafür, dass diese sich weniger stark in Steuervermeidung engagieren; vgl. *Blaylock et al.* 2012, 103), zu ebenfalls qualitativ vergleichbaren Ergebnissen (vgl. *Tabelle 7 Panel C*). All diese vorhergehenden Tests bestätigen, dass die in *Tabelle 6* erlangten signifikanten Assoziationen zwischen  $BTD_{it}$  bzw.  $PermDiff_{it}$  mit der untersuchten Form der Bilanzpolitik nicht auf steuerplanerisches Verhalten zurückgeführt werden können.

*Tabelle 7:* Ergebnisse unter Berücksichtigung von möglichen steuervermeidenden Ambitionen

**Panel A: Kontrolle auf steuervermeidende Ambitionen**

		BTD		DTE		PermDiff	
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$N = 392$							
$TPA_{it}$	+	0,4313	(0,143)	0,7631***	(0,006)	0,6789**	(0,015)
$Tax_{it}$	+	41,7890***	(0,000)	-3,6212	(0,706)	24,7321***	(0,000)
$KSQ_{it}$		0,0957*	(0,086)	0,0941	(0,136)	0,0517	(0,380)
Pseudo $R^2$		0,287		0,079		0,212	
$\chi^2$ -Statistik		68,55	(0,000)	34,47	(0,124)	61,62	(0,000)
$DPA_{it}^{DRT}$	+	0,5323*	(0,065)	0,6169**	(0,048)	0,5897**	(0,040)
$Tax_{it}$	+	41,9802***	(0,000)	-2,5970	(0,783)	24,7037***	(0,000)
$KSQ_{it}$		0,0960*	(0,083)	0,0939	(0,130)	0,0527	(0,365)
Pseudo $R^2$		0,291		0,077		0,211	
$\chi^2$ -Statistik		70,65	(0,000)	30,00	(0,268)	61,47	(0,000)
$DPA_{it}^{KLW}$	+	0,7596**	(0,011)	0,8901***	(0,003)	0,8053***	(0,006)
$Tax_{it}$	+	41,9087***	(0,000)	-2,8751	(0,763)	24,6233***	(0,000)
$KSQ_{it}$		0,0970*	(0,082)	0,0957	(0,127)	0,0545	(0,352)
Pseudo $R^2$		0,292		0,081		0,214	
$\chi^2$ -Statistik		72,48	(0,000)	36,01	(0,092)	64,71	(0,000)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Probit Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_{11} KSQ_{it} + \beta_k \sum_k Ind_{it} + \beta_t \sum_t Jahr_{it} + \varepsilon_{it}$$



## Panel B: Extrahierung steuervermeidender Ambitionen

BTD			PermDiff		
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$N = 392$					
$KSQ_{it}$	+	0,0010*	(0,090)	0,0020*	(0,057)
Konstante		0,0154***	(0,002)	0,0278***	(0,000)
Adjusted $R^2$		0,045		0,023	
F-Test		1,71	(0,057)	1,57	(0,073)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

OLS-Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung zur Extrahierung steuervermeidender Ambitionen in  $BTD_{it}$  und  $PermDiff_{it}$ :

$$BTD_{it} = \beta_0 + \beta_1 KSQ_{it} + \beta_k \sum_k Ind_i + \beta_l \sum_l Jahr_t + \varepsilon_{it};$$

$$PermDiff_{it} = \beta_0 + \beta_1 KSQ_{it} + \beta_k \sum_k Ind_i + \beta_l \sum_l Jahr_t + \varepsilon_{it};$$

wobei  $\varepsilon_{it}$  plus  $\beta_0$  je nach Modell zu  $BTD\_EM_{it}$  oder  $PermDiff\_EM_{it}$  wird.

BTD_EM			PermDiff_EM		
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$N = 392$					
$TPA_{it}$	+	0,4363	(0,137)	0,6845**	(0,015)
$Tax\_EM_{it}$	+	41,9435***	(0,000)	24,6917***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,284		0,207	
$\chi^2$ -Statistik		66,56	(0,000)	58,15	(0,000)
$DPA_{it}^{DRT}$	+	0,5334*	(0,065)	0,5908**	(0,040)
$Tax\_EM_{it}$	+	42,1372***	(0,000)	24,6488***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,288		0,206	
$\chi^2$ -Statistik		68,91	(0,000)	58,42	(0,000)
$DPA_{it}^{KLW}$	+	0,7566**	(0,012)	0,8005***	(0,007)
$Tax\_EM_{it}$	+	42,0720***	(0,000)	24,5681***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,289		0,209	
$\chi^2$ -Statistik		70,30	(0,000)	61,08	(0,000)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Probit Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax\_EM_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_i + \beta_l \sum_l Jahr_t + \varepsilon_{it}$$

## Panel C: Eliminierung von Unternehmen mit den geringsten Konzernsteuerquoten

BTD			DTE			PermDiff		
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	
$N = 314$								
$TPA_{it}$	+	0,3097	(0,424)	0,6386*	(0,087)	0,5499	(0,128)	
$Tax_{it}$	+	36,4904***	(0,001)	-11,9144	(0,249)	23,3520***	(0,001)	
Pseudo $R^2$		0,267		0,096		0,222		
$\chi^2$ -Statistik		63,41	(0,000)	31,90	(0,161)	56,77	(0,000)	

		BTD		DTE		PermDiff	
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
N = 314							
DPA <sub>it</sub> <sup>DRT</sup>	+	0,5434	(0,138)	0,5664	(0,179)	0,5408	(0,180)
Tax <sub>it</sub>	+	36,6909***	(0,001)	-10,6388	(0,299)	23,2852***	(0,001)
Pseudo R <sup>2</sup>		0,272		0,096		0,223	
$\chi^2$ -Statistik		67,34	(0,000)	32,72	(0,138)	58,56	(0,000)
DPA <sub>it</sub> <sup>KLW</sup>	+	0,8821**	(0,029)	0,9893**	(0,019)	0,9209**	(0,027)
Tax <sub>it</sub>	+	36,5364***	(0,001)	-11,3252	(0,274)	23,2332***	(0,001)
Pseudo R <sup>2</sup>		0,274		0,102		0,227	
$\chi^2$ -Statistik		69,07	(0,000)	33,27	(0,124)	59,50	(0,000)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Probit Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung, wobei nur die EM<sub>it</sub>-Unternehmen einbezogen werden, welche die 80 % grössten laufenden Konzernsteuerquoten aufweisen:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_i + \beta_l \sum_t Jahr_t + \varepsilon_{it}$$

Mit Variablen:

EM<sub>it</sub>=definiert als 1 für verlustvermeidende Bilanzpolitik, ansonsten 0; Acc<sub>it</sub>=je nach Modell die Variable TPA<sub>it</sub>, DPA<sub>it</sub><sup>DRT</sup> oder DPA<sub>it</sub><sup>KLW</sup>; TPA<sub>it</sub>=totale Periodenabgrenzung; DPA<sub>it</sub><sup>DRT</sup>=diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem modifizierten Jones-Modell nach Dechow *et al.* (2003); DPA<sub>it</sub><sup>KLW</sup>=diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem Modell nach Kothari *et al.* (2005); Tax<sub>it</sub>=je nach Modell die Variable BT<sub>it</sub>, DTE<sub>it</sub> oder PermDiff<sub>it</sub>; Tax<sub>EM</sub><sub>it</sub>=je nach Modell die Variable BTD<sub>EM</sub><sub>it</sub> oder PermDiff<sub>EM</sub><sub>it</sub>; BTD<sub>it</sub>=totale „book-tax difference“; DTE<sub>it</sub>=latenter Steueraufwand; PermDiff<sub>it</sub>=zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen; BTD<sub>EM</sub><sub>it</sub>=totale „book-tax difference“ orthogonalisiert mit der laufenden Konzernsteuerquote; PermDiff<sub>EM</sub><sub>it</sub>=zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen orthogonalisiert mit der laufenden Konzernsteuerquote; KSQ<sub>it</sub>=dreijährige laufende Konzernsteuerquote in Anlehnung an die Berechnungsmethode von Dyreng *et al.* (2008); Age<sub>it</sub>=Unternehmensalter; Ausland<sub>it</sub>=Auslandsumsatz, definiert als 1, sofern Umsätze im Ausland erwirtschaftet werden, ansonsten 0; Big4<sub>it</sub>=Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft, definiert als 1, sofern das Unternehmen von einer Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft geprüft wird, ansonsten 0; CF<sub>it</sub>=Cash Flow aus der operativen Geschäftstätigkeit; Lev<sub>it</sub>=Verschuldungsgrad; OPZyklus<sub>it</sub>=operativer Zyklus; Size<sub>it</sub>=Grösse des Unternehmens; Wachstum<sub>it</sub>=Wachstumsrate; Ind<sub>i</sub>=industriefixe Effekte; Jahr<sub>t</sub>=jahresfixe Effekte.

Kontrollvariablen sowie industrie- und jahresfixe Effekte sind in den Modellen enthalten, werden jedoch nicht berichtet.

### 3.5 Sensitivitätsanalyse

Zur Bestätigung der dargestellten Ergebnisse wurden im Rahmen von Sensitivitätstests die Berechnungen ebenso mit Hilfe logistischer und OLS-Regressionen durchgeführt. Auch bei Durchführung der Regressionen auf derartigem Wege lassen sich die soeben beschriebenen Ergebnisse festhalten. Ferner liefern Änderungen des Definitionsbereichs der Variablen EM<sub>it</sub> auf [0; 0,01) und [0; 0,03) gemäss Burgstahler/Dichev (1997) unter entsprechender Verringerung und Erhöhung der Beobachtungsanzahl auf 202 und 672 ebenfalls gleiche Ergebnisse hinsichtlich BTD<sub>it</sub> und PermDiff<sub>it</sub> (vgl. Tabelle 8 Panel A und Panel B). Ausschliesslich bei einer Definition von EM<sub>it</sub> als 1, wenn das skalierte Einkommen zwischen [0; 0,01) liegt, zeigt hingegen auch der latente Steueraufwand einen signifikanten Zusammenhang.

Tabelle 8: Sensitivitätstest

Panel A:  $EM_{it}$  definiert als 1 für ein skaliertes Einkommen zwischen [0; 0,01)

		BTD		DTE		PermDiff	
$N = 202$		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$TPA_{it}$	+	0,5805	(0,223)	0,9733**	(0,047)	0,7764	(0,115)
$Tax_{it}$	+	24,4555**	(0,012)	-36,0451**	(0,025)	23,9228***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,198		0,179		0,237	
$\chi^2$ -Statistik		49,10	(0,003)	46,28	(0,006)	54,94	(0,001)
$DPA_{it}^{DRT}$	+	1,0878**	(0,011)	1,3137***	(0,005)	1,1681**	(0,012)
$Tax_{it}$	+	23,1940**	(0,016)	-33,6877**	(0,029)	23,1070***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,215		0,196		0,252	
$\chi^2$ -Statistik		55,87	(0,000)	50,25	(0,002)	58,92	(0,000)
$DPA_{it}^{KLW}$	+	1,0411**	(0,036)	1,2260**	(0,023)	1,1602**	(0,024)
$Tax_{it}$	+	24,8004***	(0,009)	-35,4629**	(0,025)	24,2235***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,207		0,184		0,247	
$\chi^2$ -Statistik		53,66	(0,001)	47,71	(0,004)	58,25	(0,000)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Probit Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_{it} + \beta_t \sum_t Jahr_t + \epsilon_{it}$$

Panel B:  $EM_{it}$  definiert als 1 für ein skaliertes Einkommen zwischen [0; 0,03)

		BTD		DTE		PermDiff	
$N = 672$		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$TPA_{it}$	+	0,8221***	(0,006)	1,0409***	(0,000)	0,9447***	(0,000)
$Tax_{it}$	+	49,2905***	(0,000)	-0,4421	(0,944)	29,1482***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,425		0,093		0,299	
$\chi^2$ -Statistik		119,82	(0,000)	63,22	(0,000)	114,97	(0,000)
$DPA_{it}^{DRT}$	+	0,7368***	(0,004)	0,6963***	(0,001)	0,4854**	(0,046)
$Tax_{it}$	+	49,5857***	(0,000)	1,4715	(0,821)	28,6967***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,428		0,085		0,289	
$\chi^2$ -Statistik		123,39	(0,000)	56,00	(0,000)	106,62	(0,000)

		BTD		DTE		PermDiff	
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$N = 672$							
$DPA_{it}^{KLW}$	+	1,0586***	(0,001)	1,1638***	(0,000)	1,0421***	(0,000)
$Tax_{it}$	+	49,3906***	(0,000)	-0,3778	(0,952)	28,9788***	(0,000)
Pseudo $R^2$		0,429		0,094		0,300	
$\chi^2$ -Statistik		124,83	(0,000)	65,42	(0,000)	118,34	(0,000)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

Probit Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung:

$$EM_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_i + \beta_t \sum_t Jahr_t + \epsilon_{it}$$

### Panel C: Tatsächliches skaliertes Einkommen

		BTD		DTE		PermDiff	
		$\beta$	$p$	$\beta$	$p$	$\beta$	$p$
$N = 415$							
$TPA_{it}$	+	0,0019	(0,261)	0,0070***	(0,002)	0,0057***	(0,008)
$Tax_{it}$	+	0,2817***	(0,000)	0,0315	(0,653)	0,1555***	(0,000)
Adjusted $R^2$		0,347		0,044		0,201	
F-Test		6,3097	(0,000)	2,2889	(0,001)	5,1405	(0,000)
$DPA_{it}^{DRT}$	+	0,0025*	(0,096)	0,0048**	(0,029)	0,0041**	(0,030)
$Tax_{it}$	+	0,2823***	(0,000)	0,0416	(0,556)	0,1571***	(0,000)
Adjusted $R^2$		0,350		0,036		0,198	
F-Test		6,6301	(0,000)	1,9371	(0,005)	4,9607	(0,000)
$DPA_{it}^{KLW}$	+	0,0028	(0,102)	0,0068***	(0,005)	0,0055**	(0,012)
$Tax_{it}$	+	0,2814***	(0,000)	0,0384	(0,585)	0,1560***	(0,000)
Adjusted $R^2$		0,349		0,041		0,200	
F-Test		6,4716	(0,000)	2,1662	(0,001)	5,0822	(0,000)

Alle  $p$ -Werte basieren auf robusten Schätzungen; \*  $p \leq 0,10$ ; \*\*  $p \leq 0,05$ ; \*\*\*  $p \leq 0,01$  (zweiseitig)

OLS-Regression unter Verwendung folgender Regressionsgleichung:

$$J\ddot{U}_{it} = \beta_0 + \beta_1 Acc_{it} + \beta_2 Tax_{it} + \beta_3 Age_{it} + \beta_4 Ausland_{it} + \beta_5 Big4_{it} + \beta_6 CF_{it} + \beta_7 Lev_{it} + \beta_8 OPZyklus_{it} + \beta_9 Size_{it} + \beta_{10} Wachstum_{it} + \beta_k \sum_k Ind_i + \beta_t \sum_t Jahr_t + \epsilon_{it}$$

Mit Variablen:

$EM_{it}$ =definiert als 1 für verlustvermeidende Bilanzpolitik, ansonsten 0;  $J\ddot{U}_{it}$ =Jahresüberschuss des Unternehmens  $i$  in Periode  $t$  skaliert mit der Bilanzsumme der Vorperiode für die  $EM_{it}$ -Gruppen;  $Acc_{it}$ =je nach Modell die Variable  $TPA_{it}$ ,  $DPA_{it}^{DRT}$  oder  $DPA_{it}^{KLW}$ ;  $TPA_{it}$ =totale Periodenabgrenzung;  $DPA_{it}^{DRT}$ =diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem modifizierten Jones-Modell nach Dechow *et al.* (2003);  $DPA_{it}^{KLW}$ =diskretionäre Periodenabgrenzung gemäss dem Modell nach Kothari *et al.* (2005);  $Tax_{it}$ =je nach Modell die Variable  $BTD_{it}$ ,  $DTE_{it}$  oder  $PermDiff_{it}$ ;  $BTD_{it}$ =totale „book-tax difference“;  $DTE_{it}$ =latenter Steueraufwand;  $PermDiff_{it}$ =zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen;  $Age_{it}$ =Unternehmensalter;  $Ausland_{it}$ =Auslandsumsatz, definiert als 1, sofern Umsätze im Ausland erwirtschaftet werden, ansonsten 0;  $Big4_{it}$ =Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft, definiert als 1, sofern das Unternehmen von einer Big4-Wirtschaftsprüfungsgesellschaft geprüft wird, ansonsten 0;  $CF_{it}$ =Cash Flow aus der operativen Geschäftstätigkeit;

$Lev_{it}$  = Verschuldungsgrad;  $OPZyklus_{it}$  = operativer Zyklus;  $Size_{it}$  = Grösse des Unternehmens;  $Wachstum_{it}$  = Wachstumsrate;  $Ind_i$  = industriefixe Effekte;  $Jahr_t$  = jahresfixe Effekte.

Kontrollvariablen sowie industrie- und jahresfixe Effekte sind in den Modellen enthalten, werden jedoch nicht berichtet.

In einem weiteren Test wurde die Dummy-Variablen-Kodierung der abhängigen Variablen  $EM_{it}$  aufgehoben und stattdessen das tatsächliche skalierte Einkommen als Regressand verwendet. Im Rahmen von OLS-Regressionen mit robusten Standardfehlern werden die dargestellten Ergebnisse ebenfalls bestätigt. Dadurch kann gezeigt werden, dass die Ergebnisse nicht durch die statistisch gewählte Methode im Sinne einer kategorialen Einstufung der abhängigen Variablen in eine Dummy Variable geleitet sind (vgl. *Tabelle 8 Panel C*).

#### 4. Zusammenfassung, Schlussfolgerung und Grenzen der Untersuchung

Ausgangspunkt des Untersuchungsvorhabens der vorliegenden Studie stellte die Vermutung dar, dass börsennotierte Unternehmen in Deutschland ergebniserhöhende Bilanzpolitik im IFRS-Abschluss betreiben. Für deren steuerliche Gewinnermittlung hat die ergebniserhöhende Bilanzpolitik des IFRS-Abschlusses jedoch keine Konsequenzen. Die dadurch entstehende Differenz zwischen den beiden Systemen der Rechnungslegung zeigt sich theoretisch in dem Ansatz latenter Steuern und der Abbildung zeitlich unbegrenzter (permanenter) Differenzen (bzw. den „book-tax differences“), die daher inkrementellen Informationsgehalt hinsichtlich des Zusammenhangs mit Bilanzpolitik liefern könnten.

Vor diesem Hintergrund wurde in der vorliegenden Studie der Zusammenhang der „book-tax difference“, als wertmässigen Unterschied zwischen dem Ergebnis gemäss IFRS- und Steuerbilanz, mit Bilanzpolitik zum Erreichen eines positiven Jahresergebnisses in Kombination mit drei verschiedenen Periodenabgrenzungsmodellen untersucht. Hierbei wurde auch die Zweckmässigkeit der zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen und des latenten Steueraufwands hinsichtlich der Assoziation mit Bilanzpolitik betrachtet, um eine Aussage über die vorwiegend gewählte Methode zur Erreichung eines positiven Periodenergebnisses treffen zu können.

Im Rahmen der vorliegenden Studie konnte gezeigt werden, dass die „book-tax difference“ im Zusammenhang mit Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten steht. Dies lässt sich an der signifikanten Interaktion der „book-tax difference“ mit der Massgrösse zur Messung von Bilanzpolitik zum Ausweis schwach positiver Jahresergebnisse festmachen, was sich für die in der Literatur vielfach verwendeten diskretionären Periodenabgrenzungen nicht in dieser Eindeutigkeit (gemessen an der statistischen Signifikanz und den niedrigeren Koeffizienten) feststellen lässt. Die zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen zwischen IFRS- und Steuerbilanzergebnis stehen nach den Ergebnissen dieser Studie ebenso in starker bzw. hoch signifikanter Beziehung zur Massgrösse zur Messung von verlustvermeidender Bilanzpolitik, womit sich diese als Haupttreiber für den Erklärungsgehalt der „book-tax difference“ sehen lassen. Weitere Tests in diesem Zusammenhang legen dar, dass diese nicht durch Steuervermeidung verursacht sind. Der latente Steueraufwand hingegen scheint vor dem Hintergrund der Ergebnisse in keinem Zusammenhang mit Bilanzpolitik zur Vermeidung von Verlusten zu stehen.

Diese Analysen erweitern das Verständnis der Bedeutung der „book-tax difference“ zur Messung von „earnings management“. Es konnte gezeigt werden, dass die „book-tax difference“ eine neue Variable zur Messung von Bilanzpolitik als Alternative zu den mitunter stark kritisierten diskretionären Periodenabgrenzungen darstellt. Im Vergleich zu anderen



Untersuchungen, die zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen primär als Indiz für aggressive Steuerplanung sehen, belegt die vorliegende Studie den bereits in *Hanlon/Heitzman* (2010) angedeuteten Effekt, dass zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen im Besonderen einen positiven Effekt auf das Periodenergebnis haben und somit eher bilanzpolitischen Intentionen unterliegen (vgl. *Hanlon/Heitzman* 2010, 143). Die hier vorgenommene Analyse zeigt folglich auf, dass deutsche Unternehmen entgegen dem internationalen Vorbild zur Erreichung positiver Gewinne nicht Vorgänge vornehmen, die sich in der Bildung latenter Steuern ausdrücken (vgl. beispielsweise *Phillips et al.* 2003; *Noor et al.* 2007), sondern zu Methoden greifen, die zeitlich unbegrenzte (permanente) Differenzen nach sich ziehen (vgl. für entsprechende Beispiele auch *Gliederungspunkt 2*). Dies bestätigt die Verschiedenheit deutscher Untersuchungsdaten im Vergleich zu internationalen Studien insbesondere in Bezug auf steuerliche Größen. Folglich ist aufbauend auf der vorliegenden Studie weiterer Forschungsbedarf in der vollständigen Erschließung des unternehmerischen Verhaltens in Deutschland im Bereich „earnings management“, aber auch im Bereich Tax Accounting, zu sehen und die diesbezügliche Rolle der einzelnen zeitlich unbegrenzten (permanenten) Differenzen zwischen dem erwarteten und tatsächlichen Steueraufwand zu ermitteln.

Diese Ergebnisse und die an dieser Stelle vorgenommenen Ergebnisinterpretationen unterliegen jedoch gewissen Grenzen. So könnte sich ein wesentlicher Teil der Differenz zwischen dem Gewinn nach den Grundsätzen der internationalen Rechnungslegung (IFRS) und der Besteuerungsbasis („book-tax difference“) allein aus der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und den damit einhergehenden Buchungsvorgängen ergeben. Darüber hinaus sind einkommensteuerliche Finanzberichte nicht öffentlich zugänglich, sodass hinsichtlich der Bemessung des steuerlichen Ergebnisses auf Schätzwerte ausgehend von den IFRS-Finanzberichten abgestellt werden muss. Diese Aspekte könnten entsprechende Auswirkungen auf die Untersuchungsergebnisse und die damit einhergehenden Interpretationen haben. Des Weiteren bleibt trotz der genannten Vorteile der Methode der hier verwendeten Messung von Bilanzpolitik mit Hilfe von Diskontinuitäten dennoch anzumerken, dass diese hinsichtlich der zugrundeliegenden Annahmen Einschränkungen unterliegen. So müssen nicht alle identifizierten verlustvermeidenden Fälle tatsächlich aus bilanzpolitischen Intentionen resultieren. Zugleich können durch diese Methode, ebenso wie für die diskretionären Periodenabgrenzungen, keine sachverhaltsgestaltenden bilanzpolitischen Formen gemessen werden. Ebenso sachverhaltsdarstellende Bilanzpolitik beispielsweise mit Hilfe der bewussten, bilanzpolitisch motivierten Ausnutzung von Bilanzierungsregelungen kann durch diese Methoden nicht erfasst werden. Auch ständige Anreize zur Ergebniserhöhung jenseits eines Periodenergebnisses von Null sowie mögliche zukünftige nachteilige Umkehreffekte der heute betriebenen verlustvermeidenden Bilanzpolitik können durch die gewählte Messmethode nicht erfasst werden. Darüber hinaus besteht die Gefahr von „omitted variables“, da aufgrund der relativ kleinen Beobachtungsanzahl auf die Verwendung weiterer Kontrollvariablen verzichtet werden muss.

## Literaturverzeichnis

- Bach, Stefan* (2013): Unternehmensbesteuerung: Hohe Gewinne – mäßige Steuereinnahmen, in: Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung Wochenbericht, Jg. 22 + 23, S. 3-12.
- Baetge, Jörg/Lienau, Achim* (2007): Praxis der Bilanzierung latenter Steuern im Konzernabschluss nach IFRS im DAX und MDAX, in: Die Wirtschaftsprüfung, Jg. 1, S. 15-22.
- Ball, Ray/Kothari, S. P./Robin, Ashok* (2000): The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 29, S. 1-51.
- Beneish, Messod D.* (2001): Earnings Management: A Perspective, in: The Managerial Finance, Vol. 27, S. 3-17.
- Blaylock, Bradley/Shevlin, Terry/Wilson, Ryan J.* (2012): Tax Avoidance, Large Positive Temporary Book-Tax Differences, and Earnings Persistence, in: The Accounting Review, Vol. 87, S. 91-120.
- Breitkreuz, Robert* (2012): Latente Steuern und Earnings Management – Stand der empirischen Forschung und Implikationen für die Bilanzanalyse, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Jg. 82, S. 1259-1296.
- Burgstahler, David C./Dichev, Ilia* (1997): Earnings management to avoid earnings decreases and losses, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 24, S. 99-126.
- Burgstahler, David C./Hail, Luzi/Leuz, Christian* (2006): The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms, in: The Accounting Review, Vol. 81, S. 983-1016.
- Burkhardt, Henriette* (2008): Bilanzansatz und Bewertung latenter Steuern nach IFRS und US-GAAP – Unterschiede, Gemeinsamkeiten, Perspektiven, Augsburg.
- Coenenberg, Adolf G./Haller, Axel/Schultze, Wolfgang* (2012): Jahresabschluss und Jahresabschlussanalyse – Betriebswirtschaftliche, handelsrechtliche, steuerrechtliche und internationale Grundsätze – HGB, IAS/IFRS, US-GAAP, DRS, 22. Aufl., Stuttgart.
- Daffin, Chris/Hobbs, David* (2011): Comparison of Public Sector Finance measures from the National Accounts and Whole of Government Accounts, in: Economic and Labour Market Review, Vol. 5, S. 1-7.
- DeAngelo, Linda E.* (1981): Auditor Size and Audit Quality, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 3, S. 183-199.
- Dechow, Patricia M./Dichev, Ilia* (2002): The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors, in: The Accounting Review, Vol. 77, Supplement, S. 35-59.
- Dechow, Patricia M./Richardson, Scott A./Tuna, Irem* (2003): Why Are Earnings Kinky? An Examination of the Earnings Management Explanation, in: Review of Accounting Studies, Vol. 8, S. 355-384.
- Dechow, Patricia M./Sloan, Richard G./Sweeney, Amy P.* (1995): Detecting earnings management, in: The Accounting Review, Vol. 70, S. 193-225.
- Desai, Mihir A./Dharmapala, Dhammika* (2006): Corporate tax avoidance and high-powered incentives, in: Journal of Financial Economics, Vol. 79, S. 145-179.
- Dhaliwal, Dan S./Gleason, Cristi A./Mills, Lillian F.* (2004): Last-Chance Earnings Management: Using the Tax Expense to Meet Analysts' Forecasts, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 21, S. 431-459.
- Durtschi, Cindy/Easton, Peter* (2005): Earnings Management? The Shapes of the Frequency Distributions of Earnings Metrics Are Not Evidence Ipso Facto, in: Journal of Accounting Research, Vol. 43, S. 557-592.

- Dyreng, Scott D./Hanlon, Michelle/Maydew, Edward L. (2008): Long-Run Corporate Tax Avoidance, in: *The Accounting Review*, Vol. 83, S. 61-82.
- Eckey, Hans Friedrich/Kosfeld, Reinhold/Dreger, Christian (2004): *Ökonometrie: Grundlagen – Methoden – Beispiele*, 3. Aufl., Wiesbaden.
- Eisele, Alexander (2012): Target Shooting? Benchmark-driven Earnings Management in Germany, Bamberg.
- Frank, Mary Margaret/Lynch, Luann J./Rego, Sonja Olhott (2009): Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting, in: *The Accounting Review*, Vol. 84, S. 467-496.
- Glaum, Martin/Lichtblau, Karl/Lindemann, Jens (2004): The Extent of Earnings Management in the U.S. and Germany, in: *Journal of International Accounting Research*, Vol. 3, S. 45-77.
- Graham, John R./Raedy, Jana S./Shackelford, Douglas A. (2012): Research in accounting for income taxes, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 53, S. 412-434.
- Greive, Martin (2013): Unternehmen rechnen sich um 92 Milliarden ärmer, in: *Die Welt Onlinepublikation*, <http://www.welt.de/116567976>, Zugriff am 18.9.2015.
- Hanlon, Michelle (2005): The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals, and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences, in: *The Accounting Review*, Vol. 80, S. 137-166.
- Hanlon, Michelle/Heitzman, Shane (2010): A review of tax research, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, S. 127-178.
- Heckemeyer, Jost H./Spengel, Christoph (2008): Ausmaß der Gewinnverlagerung multinationaler Unternehmen – empirische Evidenz und Implikationen für die deutsche Steuerpolitik, in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, Vol. 9, S. 37-61.
- Heltzer, Wendy (2009): Conservatism and Book-Tax Differences, in: *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Vol. 24, S. 469-504.
- Hribar, Paul/Collins, Daniel W. (2002): Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research, in: *Journal of Accounting Research*, Vol. 40, S. 105-134.
- Jacob, John/Jorgensen, Bjorn N. (2007): Earnings management and accounting income aggregation, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 43, S. 369-390.
- Kirsch, Hanno (2003): Steuerliche Berichterstattung im Jahresabschluss nach IAS/IFRS, in: *Deutsches Steuerrecht*, Jg. 17, S. 703-708.
- Komlos, John/Süssmuth, Bernd (2010): *Empirische Ökonomie – Eine Einführung in Methoden und Anwendungen*, Berlin und Heidelberg.
- Kothari, S. P./Leone, Andrew J./Wasley, Charles E. (2005): Performance matched discretionary accruals measures, in: *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 39, S. 163-197.
- Küting, Karlheinz (2011): Der Irrweg der IFRS, in: *Frankfurter Allgemeine Zeitung* vom 18.4.2011, S. 12.
- Küting, Karlheinz/Weber, Claus-Peter (2012): *Der Konzernabschluss – Praxis der Konzernrechnungslegung nach HGB und IFRS*, 13. Aufl., Stuttgart.
- Küting, Karlheinz/Zwirner, Christian (2003): Latente Steuern in der Unternehmenspraxis: Bedeutung für Bilanzpolitik und Unternehmensanalyse, in: *Die Wirtschaftsprüfung*, Jg. 56, S. 301-316.
- Küting, Karlheinz/Zwirner, Christian (2005): Zunehmende Bedeutung und Indikationsfunktion latenter Steuern in der Unternehmenspraxis, in: *Betriebs-Berater*, Jg. 28, S. 1553-1562.
- Küting, Karlheinz/Zwirner, Christian (2007): Analyse quantitativer Reinvermögenseffekte durch die Anwendung der IFRS, in: *KoR Zeitschrift für internationale und kapitalmarktorientierte Rechnungslegung*, Jg. 7, S. 142-154.

- Lassila, Dennis R./Omer, Thomas C./Shelley, Marjorie K./Smith, L. Murphy* (2010): Do Complexity, Governance, and Auditor Independence Influence whether Firms Retain Their Auditors for Tax Services?, in: *Journal of the American Taxation Association*, Vol. 32, S. 1-23.
- Leuz, Christian/Nanda, Dhananjay/Wysocki, Peter D.* (2003): Earnings management and investor protection: an international comparison, in: *Journal of Financial Economics*, Vol. 69, S. 505-527.
- Lühn, Andreas* (2007a): Umfang, Vergleichbarkeit und Aussagekraft der steuerlichen Angaben in Konzernabschlüssen: Eine empirische Untersuchung von IFRS- und US-GAAP-Abschlüssen, in: *Steuern und Wirtschaft*, Jg. 84, S. 161-171.
- Lühn, Andreas* (2007b): Der Einfluss latenter Steuern auf die Steuerplanung, in: *KoR Zeitschrift für internationale und kapitalmarktorientierte Rechnungslegung*, Jg. 10, S. 550-560.
- Mammen, Andreas* (2010): Die Konzernsteuerquote als Lenkungsinstrument im Rahmen des Risikomanagementsystems börsennotierter Muttergesellschaften, Wiesbaden.
- Manzon, Gil B./Plesko, George A.* (2002): The Relation between Financial and Tax Reporting Measures of Income, in: *Tax Law Review*, Vol. 55, S. 175-214.
- McGuire, Sean T./Omer, Thomas C./Wang, Dechun* (2012): Tax Avoidance: Does Tax-Specific Industry Expertise Make a Difference?, in: *The Accounting Review*, Vol. 87, S. 975-1003.
- McNichols, Maureen F.* (2000): Research Design Issues in Earnings Management Studies, in: *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 19, S. 313-345.
- Meyer, Marco/Loitz, Rüdiger/Linder, Robert/Zerwas, Peter* (2010): Latente Steuern – Bewertung, Bilanzierung, Beratung, 2. Aufl., Wiesbaden.
- Mills, Lillian F./Newberry, Kaye J.* (2001): The Influence of Tax and Nontax Costs on Book-Tax Reporting Differences: Public and Private Firms, in: *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 23, S. 1-19.
- Mills, Lillian F./Plesko, George A.* (2003): Bridging the Reporting Gap: A Proposal for More Informative Reconciling of Book and Tax Income, in: *National Tax Journal*, Vol. 56, S. 865-893.
- Noor, Rohaya Md/Mastuki, Nor'Azam/Aziz, Zanariah* (2007): Earnings management and deferred tax, in: *Malaysian Accounting Review*, Vol. 6, S. 1-17.
- Paananen, Mari/Lin, Henghsiu* (2009): The Development of Accounting Quality of IAS and IFRS over Time: The Case of Germany, in: *Journal of International Accounting Research*, Vol. 8, S. 31-55.
- Petersen, Mitchell A.* (2009): Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches, in: *The Review of Financial Studies*, Vol. 22, S. 435-480.
- Phillips, John D./Pincus, Morton/Rego, Sonja Olhofs* (2003): Earnings Management: New Evidence Based on Deferred Tax Expense, in: *The Accounting Review*, Vol. 78, S. 491-521.
- Phillips, John D./Pincus, Morton/Rego, Sonja Olhofs/Wan, Huishan* (2004): Decomposing Changes in Deferred Tax Assets and Liabilities to Isolate Earnings Management Activities, in: *The Journal of the American Taxation Association*, Vol. 26 Supplement, S. 43-66.
- Plesko, George A.* (2004): Corporate Tax Avoidance and the Properties of Corporate Earnings, in: *National Tax Journal*, Vol. 57, S. 729-737.
- Poddig, Thorsten/Dichtl, Hubert/Petersmeier, Kerstin* (2003): Statistik Ökonometrie Optimierung – Methoden und ihre praktische Anwendung in Finanzanalysen und Portfoliomanagement, 3. Aufl., Bad Soden.
- Pratt, Jamie* (2011): *Financial Accounting in an Economic Context*, 8. Aufl., Hoboken.

- Quick, Reiner/Wiemann, Daniela (2011): Zum Einfluss der Mandatsdauer des Abschlussprüfers auf die Prüfungsqualität, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Jg. 81, S. 915-943.
- Quick, Reiner/Wiemann, Daniela (2012): Einfluss der Mandatsdauer des Abschlussprüfers auf ergebniszielgrößenorientierte Bilanzpolitik, in: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Jg. 82, S. 1107-1142.
- Revsine, Lawrence/Collins, Daniel W./Johnson, W. Bruce (2012): Financial reporting and analysis, 5. Aufl., Upper Saddle River.
- Scholes, Myron S./Wolfson, Mark A./Erickson, Merle/Maydew, Edward L./Shevlin, Terry (2014): Taxes and Business Strategy, 5. Aufl., Boston et al.
- Sikka, Prem (2010): Smoke and mirrors: Corporate social responsibility and tax avoidance, in: Accounting Forum, Vol. 34, S. 153-168.
- Smith, Dan Throop/Butters, J. Keith (1949): Taxable and Business Income, National Bureau of Economic Research, New York.
- Spengel, Christoph (2005): Konzernsteuerquoten im internationalen Vergleich – Bestimmungsfaktoren und Implikationen für die Steuerpolitik, in: Oestreicher, A. (Ed.), Internationale Steuerplanung, Herne Berlin, S. 89-125.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2006): Hebesätze der Realsteuern – Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf, Excel-Datei, <https://webshop.it.nrw.de/details.php?id=13446>, Zugriff am 18.9.2015.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2007): Hebesätze der Realsteuern – Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf, Excel-Datei, <https://webshop.it.nrw.de/details.php?id=14207>, Zugriff am 18.9.2015.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2008): Hebesätze der Realsteuern – Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf, Excel-Datei, <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/FinanzenSteuern/AlteAusgaben/HebesaetzeRealsteuernAlt.html>, Zugriff am 18.9.2015.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2009): Hebesätze der Realsteuern – Information und Technik Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf, Excel-Datei, <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/FinanzenSteuern/AlteAusgaben/HebesaetzeRealsteuernAlt.html>, Zugriff am 18.9.2015.
- Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2010): Hebesätze der Realsteuern – Information und Technik Nordrhein-Westfalen, Düsseldorf, Excel-Datei, <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/FinanzenSteuern/AlteAusgaben/HebesaetzeRealsteuernAlt.html>, Zugriff am 18.9.2015.
- Sureth, Caren/Halberstadt, Alexander/Bischoff, Dennis (2009): Der Einfluss von Internationalisierung, Vermögens- und Kapitalstruktur auf die Konzernsteuerquote im Branchenvergleich, in: Steuer und Wirtschaft, Jg. 1, S. 50-62.
- Tang, Tanya/Firth, Michael (2011): Can book-tax differences capture earnings management and tax management? Empirical evidence from China, in: The International Journal of Accounting, Vol. 46, S. 175-204.
- Theurer, Marcus (2011): Konzerne schleusen über Irland Gewinne in Steueroasen, in: Frankfurter Allgemeine Zeitung vom 27.8.2011, S. 15.
- U.S. Congress Joint Committee on Taxation (1999): Study of present-law penalty and interest provisions as required by Section 3801 of the Internal Revenue Service Restructuring and Reform Act of 1998 (Including provisions relating to corporate tax shelters), JCS 3-99, Washington D.C.

- Wagenhofer, Alfred/Ewert, Ralf* (2015): Externe Unternehmensrechnung, 3. Aufl., Berlin, Heidelberg.
- Walz, Matthias/Briese, Jens/Haas, Martin* (2013): IAS 12 – Ertragsteuern, Kommentierung und Tax Accounting, Weinheim.
- Watts, Ross L.* (2003): Conservatism in accounting Part II: evidence and research opportunities, in: Account Horizons, Vol. 17, S. 287-301.
- White, Halbert* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, in: Econometrica, Vol. 48, S. 817-838.
- Wiemann, Daniela* (2011): Prüfungsqualität des Abschlussprüfers – Einfluss der Mandatsdauer auf die Bilanzpolitik, Wiesbaden.
- Wilson, Ryan J.* (2009): An Examination of Corporate Tax Shelter Participants, in: The Accounting Review, Vol. 84, S. 969-999.
- Wooldridge, Jeffrey M.* (2010): Econometric analysis of cross section and panel data, 2. Aufl., Cambridge, London.
- Zielke, Rainer* (2009): Internationale Steuerplanung mit Gesellschafter-Fremdfinanzierung in der Europäischen Union, Norwegen und der Schweiz, in: Steuer und Wirtschaft, Jg. 1, S. 63-79.
- Zinn, Benedikt/Spengel, Christoph* (2012): Book-tax Conformity: Empirical Evidence from Germany, ZEW Discussion Paper No. 12-051.
- Zwirner, Christian* (2007): IFRS-Bilanzierungspraxis – Umsetzungs- und Bewertungsunterschiede in der Rechnungslegung, Berlin.

**Lisa Frey, M.Sc.,** ist wissenschaftliche Mitarbeiterin und Doktorandin am Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre mit Schwerpunkt Accounting und Auditing an der Universität Passau, Tel.: +49 (0)851/509-2474, Fax: +49 (0)851/509-2472, E-mail: lisa.frey@uni-passau.de

**Manuela Möller, Prof. Dr.,** ist Lehrstuhlinhaberin des Lehrstuhls für Betriebswirtschaftslehre mit Schwerpunkt Accounting und Auditing an der Universität Passau, Tel.: +49 (0)851/509-2470, Fax: +49 (0)851/509-2472, E-mail: manuela.moeller@uni-passau.de

*Anschrift:* Universität Passau, Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre mit Schwerpunkt Accounting und Auditing, Innstraße 27, D-94032 Passau.