Eine empirische Analyse des Einflusses der Rechnungslegung, Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung auf die Zeitreihen-eigenschaften der Erfolgsgrößen und des Cash Flows von Unternehmen

Inauguraldissertation

zur Erlangung des akademischen Grades

eines Doktors der Wirtschaftswissenschaften

des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften

der Universität Osnabrück

vorgelegt von

Dipl.-Kfm. Sebastian Brauer

Osnabrück,

Januar 2011

Dekan:	Prof. Dr. Frank Teuteberg
Referent:	Prof. Frank Westermann, Ph.D.
Koreferent:	Hon.-Prof. Dr. Carl-Friedrich Leuschner

Tag der mündlichen Prüfung:	5. Oktober 2011

Abstract

Diese Arbeit untersucht, ob (i) das Ausmaß von conditional conservatism und (ii) die Prognosegenauigkeit sowie (iii) Persistenz der Erfolgsgrößen und Cash Flows durch unternehmensspezifische rechtliche Rahmenbedingungen wie die (i) Rechnungslegung, (ii) Kapitalmarktorientierung und (iii) Abschlussprüfung beeinflusst werden. Zum einen lässt sich im Rahmen der Analyse durch die Gegenüberstellung zweier Unternehmensgruppen die Implikationen der IFRS und des HGB und zum anderen aber auch die der Anreizsteuerung über die Agencybeziehungen des Unternehmens zu den Bilanzadressaten auf die Finanzberichterstattung der Unternehmen beschreiben. Es soll demnach explizit der Frage nachgegangen werden, ob diese Implikationen die Informationsfunktion der Finanzberichterstattung hinsichtlich einer Erhöhung der Earnings Quality unterstützen und somit eine weitere Regulierung dieser rechtlichen Rahmenbedingungen sinnvoll erscheint.

Es wird innerhalb dieser Arbeit zudem gezeigt, dass das Modell von Basu (1997) nicht für eine angemessene Persistenzmessung geeignet ist, sondern vielmehr die unit root-Spezifikationen von Dickey und Fuller (1979, 1981) oder die Threshold-Modelle von Enders und Granger (1998) herangezogen werden sollten. Darüber hinaus wird eine Vielzahl von Spezifikationstests vorgestellt, die u.a. einen multivariaten Ansatz zur Outlierkorrektur und verschiedene Formen der Berücksichtigung von fixed effects in den Regressionen umfasst.

Die Resultate der empirischen Untersuchung der deutschen Unternehmen sprechen für eine höhere Persistenz der Erfolgsgrößen der börsennotierten HGB-Bilanzierer sowohl im Vergleich mit den börsennotierten IFRS-Bilanzierern als auch mit den nicht börsennotierten Unternehmen. Conditional conservatism wird jeweils für jede Unternehmensgruppe, jedoch nicht im Verhältnis der Gruppen zueinander, nachgewiesen. Die Rechnungslegung, Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung besitzen folglich keinen eindeutigen Einfluss auf das Ausmaß von conditional conservatism. Eine weitgehend fehlende Assoziation der drei getesteten rechtlichen Rahmenbedingungen offenbart sich ebenfalls innerhalb der angewendeten Modelle zur Prognose des Cash Flows. Die die Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen und Cash Flows determinierenden Faktoren sind dahingehend eher in der operativen Geschäftstätigkeit eines Unternehmens, bei anderen rechtlichen Rahmenbedingungen oder makroökonomischen Effekten wie der konjunkturellen Entwicklung zu suchen.

In der Gegenüberstellung der verschiedenen ökonometrischen Methoden zeigt sich, dass vor allem die Hadi (1994)-Outlierkorrektur das R^2 erhöht und den Prognosefehler im Verhältnis zur in der Accounting-Literatur vorherrschenden Standardoutlierkorrektur senkt. Die unit root-Spezifikationen nach Dickey und Fuller (1979, 1981) bieten im Vergleich zur Spezifikation von Basu (1997) ebenfalls höhere R^2 und geringere Prognosefehler.

Des Weiteren weisen ökonometrische Modelle, welche die Implikationen von conditional conservatism berücksichtigen, jeweils bessere Resultate als Modelle ohne eine Integration dieser Komponente auf. Die in dieser Arbeit vorgestellten Spezifikationstests und alternativen Modelle führen somit durchweg zu einer Verbesserung der betrachteten Gütekriterien und sollten bei einer empirischen Analyse, insbesondere von Paneldaten, zukünftig in der Accounting-Literatur ihre Berücksichtigung finden.

Wesentliche Abschnitte dieser Dissertation basieren auf den beiden folgenden Aufsätzen:

(I) „A Note on the Time Series Measure of Conservatism“, CESifo Working Paper No. 2968, zusammen mit Frank Westermann und

(II) „Does the Introduction of IFRS Change the Timeliness of Loss Recognition? Evidence from German Firms“, Institute of Empirical Economic Research Working Paper No. 87, zusammen mit Frank Westermann und Carl-Friedrich Leuschner.

Keywords: Conditional conservatism, Earnings Quality, asymmetrische Persistenz, Prognosegenauigkeit, Entscheidungsnützlichkeit, unit root, IFRS, HGB, Paneldaten, Outlierkorrektur, fixed effects

JEL Classification: C22, C23, K22, M41, M48

Danksagung

Während der Arbeit an dieser Dissertation haben mich viele Menschen begleitet, denen ich an dieser Stelle meinen Dank aussprechen möchte. Zunächst möchte ich mich bei meinem Doktorvater Frank Westermann für die zahlreichen Anmerkungen und die offenen Diskussionen bei der Erstellung dieser Dissertation und den beiden gemeinsamen Aufsätzen, die im Rahmen meiner Tätigkeit als externer Doktorand am Lehrstuhl Internationale Wirtschaftspolitik und Mitglied des Instituts für Empirische Wirtschaftsforschung der Universität Osnabrück entstanden sind, bedanken. Ohne seine Unterstützung und die Begeisterung für das Thema der Dissertation wäre diese Zeit nicht eine derartige Bereicherung gewesen. Meinem Zweitgutachter Carl-Friedrich Leuschner danke ich dafür, dass er mich nach meinem Studium an der Universität Osnabrück wieder zurück an die alten Wirkungsstätten geholt hat und es mir als Initiator des Verfahrens erst ermöglicht hat, diese Dissertation neben meiner beruflichen Tätigkeit zu verfassen.

Den aktuellen und früheren Mitarbeitern des Lehrstuhls Internationale Wirtschaftspolitik und Kollegen des Instituts für Empirische Wirtschaftsforschung, denen ich in den vergangenen Jahren begegnen durfte, gilt ebenfalls mein Dank für die freundlichen Gespräche und die angenehme Zeit während meiner Aufenthalte in Osnabrück. Insbesondere möchte ich Katharina Diekmann für ihre lockere Art und ihren Humor danken, der den stressigen Büroalltag doch sehr viel erträglicher machte. Den Mitarbeitern des Lehrstuhls Rechnungswesen und Controlling, allen voran Benedikt Niemann, möchte ich für die ständige Versorgung mit koffeinhaltigen Getränken danken.

Während meiner Studienzeit und auch beim Korrekturlesen dieser Arbeit konnte ich mich immer auf Heiner Oldiges, Matthias kleine Steinkamp, Tobias Stork gen. Wersborg und Jürgen Werner verlassen. Vielen Dank für die unvergessliche Zeit!

Wie auch in unzähligen anderen Dissertationen, werden die wichtigsten Menschen auch hier zum Schluss genannt. Meiner Lebensgefährtin Katharina möchte ich für den seelischen Beistand und für ihr Verständnis in den vergangenen Monaten danken. Meinen Eltern Marianne und Gerd Dieter gebührt der wohl größte Dank. Die beiden haben mich immer in dem Gedanken bestärkt, diese Promotion zu beginnen und mich während dieser Zeit, wie bereits mein gesamtes Leben lang, bedingungslos unterstützt. Ihnen ist diese Arbeit gewidmet.

Münster, Oktober 2011 *Sebastian Brauer*

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis **8**

Tabellenverzeichnis **9**

Abkürzungsverzeichnis **11**

1 Einleitung **14**

2 Determinanten der Earnings Quality **19**

2.1 Definition und Notwendigkeit 19

2.2 Rechnungslegung 24

2.2.1 Fair Value 25

2.2.2 Bilanzierung von ausgewählten Vermögenswerten 29

2.2.3 Umstellungseffekte von HGB auf IFRS 34

2.3 Kapitalmarktorientierung 36

2.3.1 Transparenzanforderungen der Börse 37

2.3.2 Finanzierung und Informationsvermittlung 40

2.4 Abschlussprüfung 46

3 Persistenzmessung und Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows **51**

3.1 Modelle der Persistenzmessung 51

3.2 Cash Flow- und Accruals-Modelle 67

4 Resultate von früheren Studien **76**

4.1 Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals 76

4.1.1 Erfolgsgrößen 76

4.1.2 Cash Flow und Accruals 80

4.2 Determinanten der Earnings Quality 85

4.2.1 Rechnungslegung 85

4.2.2 Kapitalmarktorientierung 86

4.2.3 Abschlussprüfung 89

4.3 Diskussion 90

5 Empirische Untersuchung **97**
5.1 Sample und Deskriptive Statistik 97
5.1.1 Stichprobenauswahl 97
5.1.2 Outlierkorrektur 101
5.1.3 Variablen der Untersuchung 106
5.1.4 Weiterführende deskriptive Statistik 117
5.2 Methodik und Spezifikationstests 125
5.2.1 OLS- und FE-Schätzung 125
5.2.2 Arellano und Bond (1991)-Schätzung 134
5.3 Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen 137
5.3.1 Persistenzmessung der Erfolgsgrößen 137
5.3.2 Messung von conditional conservatism über das Accruals-Modell 180
5.3.3 Prognose der Erfolgsgröße 187
5.3.4 Zusammenfassung der Resultate für die Erfolgsgrößen 199
5.4 Zeitreiheneigenschaften des Cash Flows 203
5.4.1 Persistenzmessung des Cash Flows 203
5.4.2 Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße 223
5.4.3 Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals 229
5.4.4 Zusammenfassung der Resultate für den Cash Flow 240

6 Schlussbetrachtung **244**

Anhang **250**

Literaturverzeichnis **268**

Abbildungsverzeichnis

1 Vereinfachte Darstellung der Determinanten von Earnings Quality 23
2 Impulsantwortfunktion eines Schocks für ein negatives α, mit $\alpha < 1$, der Basu (1997)-Spezifikation 56
3 Impulsantwortfunktion eines Schocks für ein negatives α, mit $\alpha < 1$, in der unit root-Spezifikation 57
4 Zeitreihen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für IFRS-/HGB-Unternehmen 59
5 Histogramm der IFRS-/HGB-Beobachtungen 98
6 Darstellung des Untersuchungsgegenstandes 100
7 Verteilung der Beobachtungen ohne Outlierkorrektur 104
8 Verteilung der Beobachtungen mit Standardoutlierkorrektur 104
9 Verteilung der Beobachtungen mit Outlierkorrektur nach Hadi (1994) 105

Tabellenverzeichnis

1 Übersicht der getesteten Hypothesen (Persistenzmessung) 66
2 Übersicht der getesteten Hypothesen (Cash Flows und Accruals) 74
3 Überblick der dargestellten Studien 94
4 Deskriptive Statistik der untersuchten Variablen 109
5 Korrelationsmatrizen der Persistenzmessung, der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße sowie der Accruals und Cash Flows für die deutschen Unternehmen . . 112
6 Korrelationsmatrizen der Erfolgsgrößen für die S&P 500-Unternehmen 116
7 Korrelationsmatrizen der Variablen aus der Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows über Cash Flows und Accruals 118
8 Ertragslage 120
9 Vermögenslage 122
10 Weitere Kennzahlen 124
11 F-Test auf fixed effects 131
12 Fisher-Test 138
13 Persistenz der Erfolgsgrößen 141
14 Persistenz der Erfolgsgrößen (ADF) 149
15 Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen für IFRS-/HGB-Unternehmen 153
16 Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen für (nicht) börsennotierte Unternehmen 159
17 Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen für (nicht) geprüfte Unternehmen . . . 165
18 Asymmetrische Persistenzmessung der Erfolgsgrößen für S&P 500-Unternehmen . . 171
19 Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen (ADF) 176
20 Messung von conditional conservatism über Accruals und Cash Flows 184
21 Prognose der Erfolgsgröße über Cash Flows und Accruals für IFRS-/HGB-Unternehmen 189
22 Prognose der Erfolgsgröße über Cash Flows und Accruals für (nicht) börsennotierte Unternehmen 193
23 Prognose der Erfolgsgröße über Cash Flows und Accruals für (nicht) geprüfte Unternehmen 197
24 Persistenz des Cash Flows 205
25 Persistenz des Cash Flows (ADF) 209
26 Asymmetrische Persistenz des Cash Flows für IFRS-/HGB-Unternehmen 211
27 Asymmetrische Persistenz des Cash Flows für (nicht) börsennotierte Unternehmen . 215
28 Asymmetrische Persistenz des Cash Flows für (nicht) geprüfte Unternehmen 218

29 Asymmetrische Persistenz des Cash Flows (ADF) 221
30 Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße 226
31 Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals für IFRS-/HGB-Unternehmen 231
32 Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals für (nicht) börsennotierte Unternehmen 234
33 Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals für (nicht) geprüfte Unternehmen 238

Abkürzungsverzeichnis

a.F.	alte Fassung
AB	Arellano-Bond
Abs.	Absatz
ADF	augmented Dickey-Fuller
AfA	Absetzung für Abnutzung
AG	Application Guidance
AICPA	American Institute of Certified Public Accountants
AR	autoregressiv
Beob.	Beobachtungen
BilMoG	Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz
BLUE	Best Linear Unbiased Estimator
bspw.	beispielsweise
bzgl.	bezüglich
bzw.	beziehungsweise
CEO	Chief Executive Officer
DAX	Deutscher Aktienindex
DCF	Discounted Cash Flow
DF	Dickey-Fuller
Dipl.-Kfm.	Diplom-Kaufmann
DPR	Deutsche Prüfstelle für Rechnungswesen
EBIT	Earnings Before Interest and Taxes
EC	European Commission
ED	Exposure Draft
EStG	Einkommensteuergesetz
et al.	et alii
EU	Europäische Union
EUR	Euro
EZB	Europäische Zentralbank
F	Framework
f.	folgende
F&E	Forschung & Entwicklung
FAQ	Frequently Asked Questions

FASB ..... Financial Accounting Standards Board
FD ..... First Difference
FE ..... Fixed Effects
GAAP ..... Generally Accepted Accounting Principles
GEX ..... German Entrepreneurial Index
GLS ..... Generalized Least Squares
GMM ..... Generalized Method of Moments
HFA ..... Hauptfachausschuss
HGB ..... Handelsgesetzbuch
i.d.R. ..... in der Regel
i.S. ..... im Sinne
i.S.d. ..... im Sinne der/des
i.S.v. ..... im Sinne von
IAS ..... International Accounting Standards
IASB ..... International Accounting Standards Board
IDW ..... Institut der Wirtschaftsprüfer
IFRS ..... International Financial Reporting Standards
IPO ..... Initial Public Offering
KfW ..... Kreditanstalt für Wiederaufbau
LSDV ..... Least Square Dummy Variables
MA ..... moving average
MAE ..... Mean Absolute Error
MAPE ..... Mean Absolute Percentage Error
Max. ..... Maximum
MD ..... Mahalanobis-Distanz
Min. ..... Minimum
Mio. ..... Millionen
Mrd. ..... Milliarden
MSPE ..... Mean Square Percentage Error
MTAR ..... momentum-threshold-autoregressive
MVE ..... Minimum Volume Ellipsoid
n.F. ..... neue Fassung
OLS ..... Ordinary Least Squares
PCAOB ..... Public Company Accounting Oversight Board
PER ..... Price-Earnings-Ratio

PTB ..... Price-to-Book-Ratio
PublG ..... Publizitätsgesetz
RH ..... Rechnungslegungshinweis
RMSE ..... Root Mean Square Error
ROE ..... Return on Equity
ROI ..... Return on Investment
S ..... Standard
S. ..... Seite/Satz
SME ..... Small and Medium-sized Entities
sog. ..... sogenannt
TAR ..... threshold-autoregressive
TEUR ..... Tausend Euro
Tz. ..... Textziffer
u.a. ..... unter anderen/anderem
u.U. ..... unter Umständen
UK ..... United Kingdom
US ..... United States
US-GAAP ..... United States Generally Accepted Accounting Principles
USA ..... United States of America
VAR ..... vektorautoregressiv
VECM ..... Vector Error Correction Model
vgl. ..... vergleiche
VIF ..... Variance Inflation Factor
WpHG ..... Wertpapierhandelsgesetz
WpPG ..... Wertpapierprospektgesetz
Xetra ..... Exchange Electronic Trading
z.B. ..... zum Beispiel

1 Einleitung

Die Turbulenzen an den Finanzmärkten während der bereits seit 2007 andauernden Krise, die zu großen Schwankungen im Ausweis der Erfolgsgrößen und einer Belastung der Unternehmenssubstanz geführt hat, lösten eine verschärfte Diskussion über die Verlässlichkeit der Rechnungslegung und die Wirksamkeit der rechtlichen Rahmenbedingungen von Finanzmärkten aus. Diese Arbeit stellt drei Attribute vor, die mit einer hohen Verlässlichkeit und Entscheidungsnützlichkeit der Rechnungslegung für den Bilanzadressaten in Verbindung gebracht werden. Zu diesen Attributen gehören (i) die Prognosegenauigkeit und (ii) Persistenz der Erfolgsgrößen sowie (iii) die Eignung der Erfolgsgrößen, den Anforderungen einer vorsichtigen Rechnungslegung gerecht zu werden. Diese drei Attribute werden auf Grund des im Rahmen der Krise gewachsenen Wunsches nach einer stetigen, leicht zu analysierenden Erfolgsgröße, die simultan eine Möglichkeit zur Reservebildung bietet, gewählt. Wie diese drei Attribute durch die rechtlichen Rahmenbedingungen beeinflusst werden können, wird anhand von drei ausgewählten Determinanten der Earnings Quality aufgezeigt. Zu diesen Determinanten gehören (i) die Rechnungslegung, (ii) die Kapitalmarktorientierung und (iii) die Abschlussprüfung. Die beiden letztgenannten Determinanten lassen sich dabei unter dem Begriff der Anreizsteuerung subsumieren.

Um den Einfluss der Rechnungslegung zu veranschaulichen, werden, da das deutsche Handelsrecht immer noch als Inbegriff einer vorsichtigen Rechnungslegung gehandelt und den IFRS eine gewisse Mitschuld an der Krise in der öffentlichen Wahrnehmung zugesprochen wird,[1] in dieser Arbeit die Vorschriften des HGB und der IFRS als Determinanten der Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen und ihrer Bestandteile, den Cash Flows und Accruals, gegenübergestellt. Durch die Umsetzung des Bilanzrechtsmodernisierungsgesetzes (BilMoG) und einer nur zaghaften Annäherung des deutschen Handelsrechts an die IFRS offenbart sich ein großes Misstrauen gegenüber der zeitwertbasierten Bilanzierung, deren vordergründige Betrachtung der Entscheidungsnützlichkeit aus Sicht der Investoren im zeitlichen Verlauf der Krise in Frage gestellt wurde.[2] Der Vergleich zwischen den beiden Rechnungslegungssystemen innerhalb der vorliegenden Arbeit stellt eine Erweiterung der Zusammenarbeit mit Frank Westermann und Carl-Friedrich Leuschner an dem Aufsatz „Does the Introduction of IFRS Change the Timeliness of Loss Recognition? Evidence from German Firms“, Institute of Empirical

[1] Vgl. u.a. Küting und Lauer (2009), Laux und Leuz (2009), Schildbach (2009b), Schruff (2009) und Véron (2008).

[2] Diese Arbeit grenzt sich von Studien zur Wertrelevanz der Finanzberichterstattung ab, da diese Studien vorrangig die Kapitalmarktreaktionen auf Änderungen der Rechnungslegung messen. Einen ersten Überblick zur grundlegenden Value Relevance-Literatur geben Holthausen und Watts (2001).

Economic Research Working Paper No. 87, dar.

Die krisenbedingte Wertvernichtung an den Kapitalmärkten und die hierdurch verhinderte günstige Eigenkapitalbeschaffung ließ zudem die Bereitschaft für einen Börsengang, der mit hohen Anforderungen an die Unternehmenspublizität verbunden ist, bei aufstrebenden mittelständischen Unternehmen sinken. Der Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen geht aus diesem Grund der Frage nach, ob die unterschiedlichen Anforderungen an die Unternehmensfinanzierung und -publizität bzw. die Anreizsteuerung durch die Determinante der Kapitalmarktorientierung die Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals beeinflusst. In der Literatur erfahren nicht börsennotierte Unternehmen nur eine geringe Berücksichtigung, die zum einen auf die öffentliche Wahrnehmung und zum anderen auf die Datenverfügbarkeit zurückzuführen ist. Diese Arbeit möchte deshalb die noch bestehende Lücke zum Kenntnisstand über die Eigenschaften von Finanzinformationen der nicht börsennotierten Unternehmen weiter schließen.

Seitdem einige Skandale bzgl. der vorsätzlichen Manipulation von Jahresabschlüssen in den vergangenen Jahren aufgedeckt wurden,[3] ist ein Vertrauensverlust in die Tätigkeit des Abschlussprüfers in der Öffentlichkeit und eine Vergrößerung der Erwartungslücke über die Annahme einer Gefährdung der Unabhängigkeit des Abschlussprüfers gegenüber dem Mandanten zu erkennen. Um festzustellen, ob die der Abschlussprüfung beigemessene Steigerung der Verlässlichkeit der Jahresabschlussinformationen weiterhin besteht oder möglicherweise nicht mehr gegeben ist, wird der Effekt auf die Eigenschaften der Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals durch die Determinante der Abschlussprüfung ebenfalls einer Analyse unterzogen.

Durch den Vergleich der Rechnungslegung mit den beiden Determinanten der Anreizsteuerung wird auf der einen Seite eine Unterscheidung der Effekte der zeitwertbasierten Bewertung bzw. der Bilanzierung zu fortgeführten Anschaffungs- und Herstellungskosten und auf der anderen Seite der divergierenden Anreize der Bilanzadressaten auf die Eigenschaften der Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals ermöglicht. Eine gemeinsame Untersuchung dieser Attribute und Determinanten der Earnings Quality bietet daher einen umfassenden Überblick über die Charakteristika von Unternehmen des deutschen Marktes, der zu diesem Zeitpunkt nach Wissen des Autors in diesem Umfang und dieser Gestalt in der Literatur noch nicht existiert.

Innerhalb der Gegenüberstellung der in der Literatur verwendeten Modelle zur Messung der Earnings Quality wird der Begriff Persistenz eindeutig definiert und von den Definitionen der bestehenden Ac-

[3] Hierzu sind in erster Linie der Skandal um Enron aus dem Jahr 2001 und die weiteren Fälle von Flowtex, Comroad, Worldcom und Xerox zu zählen. Vgl. Ruhnke, Schmiele und Schwind (2010), S. 394f.

counting-Literatur abgegrenzt. Es stellt sich hierbei heraus, dass das anerkannte Modell von Basu (1997) nicht für eine angemessene Persistenzmessung geeignet ist, sondern die unit root-Spezifikationen von Dickey und Fuller (1979, 1981) vorzuziehen sind. Darüber hinaus wird das schwellenwertorientierte Modell von Enders und Granger (1998) aus der empirischen Wirtschaftspolitik zur Messung von conditional conservatism vorgestellt und die Abbildung der unterschiedlichen Realisierung von Erträgen und Aufwendungen durch eine vorsichtige Rechnungslegung auf die Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows übertragen. Das bekannte Outlierkorrekturverfahren der Accounting-Literatur wird um die multivariate Outlierkorrektur Hadi (1994) und der mehrheitlich verwendete OLS-Schätzer um die Schätzung mit fixed effects- und den GMM-Schätzer nach Arellano und Bond (1991) ergänzt. Zur Herleitung dieser Schätzverfahren werden die modelltheoretischen Anforderungen von mikroökonomischen, dynamischen Paneldatensätzen an diese Methoden erläutert und ein Test auf fixed effects beschrieben. Die in diesen Abschnitten getätigten Aussagen beruhen auf dem Aufsatz „A Note on the Time Series Measure of Conservatism“, CESifo Working Paper No. 2968, der zusammen mit Frank Westermann verfasst wurde. Dieser Aufsatz enthält zudem die Resultate für die Analyse der US-amerikanischen Unternehmen.

Die Resultate der empirischen Untersuchung sprechen für eine höhere Persistenz der börsennotierten HGB-Bilanzierer sowohl im Vergleich mit den börsennotierten IFRS-Bilanzierern als auch mit den nicht börsennotierten Unternehmen. Ausprägungen einer vorsichtigen Rechnungslegung werden für jeweils jede Unternehmensgruppe, jedoch nicht im Verhältnis der Gruppen zueinander, nachgewiesen. Die drei getesteten Determinanten der Earnings Quality besitzen folglich keinen eindeutigen Einfluss auf das Ausmaß einer vorsichtigen Rechnungslegung. Die Accruals weisen im Vergleich zu den Cash Flows, wie bei Sloan (1996), eine geringere Assoziation mit dem zukünftigen Periodenergebnis auf. Dieses Resultat beruht auf den Eigenschaften der Accruals, die lediglich Periodisierungseffekte wiedergeben, und der Cash Flows, die hingegen einem tatsächlichen Zu- oder Abfluss von liquiden Mitteln entsprechen und somit einen weitaus größeren Anteil am Unternehmenserfolg besitzen. Die Zerlegung der Erfolgsgröße in den Cash Flow und die Accruals liefert bei der Schätzung des zukünftigen Unternehmenserfolgs nur bei der Determinante der Rechnungslegung schwache Anzeichen für eine modellseitige Berücksichtigung von conditional conservatism.

Eine weitgehend fehlende Assoziation der Determinanten der Earnings Quality mit den Zeitreiheneigenschaften der betrachteten Variablen offenbart sich auch innerhalb der Persistenzmessung des Cash Flows. Die Zahlungsmittelebene wird demnach nicht durch die Rechnungslegung oder durch die Agency-Beziehungen zu den Interessengruppen des Unternehmens beeinflusst. Im Gegensatz zur Prognose der Erfolgsgröße über den Cash Flow und die Accruals wird bei der Prognose des Cash Flows

eine Erhöhung des Bestimmtheitsmaßes und eine Senkung des Prognosefehlers durch die Verwendung der disaggregierten Erfolgsgröße nachgewiesen. In Bezug auf die Determinanten der Earnings Quality liegt allein bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern wiederum nur eine schwache Evidenz für die Berücksichtigung der Eigenschaften einer vorsichtigen Rechnungslegung in der Modellspezifikation vor. Die Faktoren zur Bestimmung und Erfüllung der Anforderungen der Bilanzadressaten an die Finanzberichterstattung sind demnach entweder in der operativen Entwicklung des Unternehmens oder bei anderen rechtlichen Rahmenbedingungen zu suchen, die nicht in Verbindung mit der Rechnungslegung, Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung stehen. Insbesondere scheint in einem Staat wie Deutschland mit einer starken Verknüpfung von Handels- und Steuerrecht eine Einflussnahme auf die Zeitreiheneigenschaften der betrachteten Variablen durch die steuerlichen Regelungen möglich.

Im Gegensatz zu den überwiegend nicht messbaren Auswirkungen der Determinanten der Earnings Quality auf die Jahresabschlussdaten zeigen die in dieser Arbeit vorgestellten empirischen Methoden gegenüber den bestehenden Verfahren der Accounting-Literatur eindeutige Steigerungen des Erklärungsgehalts. Vor allem die Hadi (1994)-Outlierkorrektur erhöht das Bestimmtheitsmaß und senkt den Prognosefehler im Verhältnis zur vorherrschenden Standardoutlierkorrektur. Die unit root-Spezifikationen nach Dickey und Fuller (1979, 1981) bieten im Vergleich zur Spezifikation von Basu (1997) ebenfalls höhere Bestimmtheitsmaße und geringere Prognosefehler. Die Modelle, welche die asymmetrische Realisierung von Erträgen und Aufwendungen einer vorsichtigen Rechnungslegung widerspiegeln, weisen jeweils bessere Resultate als die korrespondierenden Modelle mit symmetrischer Komponente auf. Die Hinzunahme von fixed effects senkt zwar den Prognosefehler, erhöht aber im Verhältnis zur OLS-Schätzung ohne fixed effects nur in wenigen Fällen das Bestimmtheitsmaß.

Das folgende Kapitel 2 beschreibt die Determinanten der Earnings Quality. Hierzu wird zunächst der Begriff der Earnings Quality definiert und ihre Notwendigkeit für die Finanzberichterstattung hergeleitet. In einem weiteren Schritt wird die Rechnungslegung mit dem Begriff des Fair Values, der Bilanzierung von ausgewählten Vermögenswerten und den Umstellungseffekten von HGB auf IFRS erläutert. Es schließt sich die Darstellung der Kapitalmarktorientierung über die Transparenzanforderungen der Börse und den sich aus der Finanzierungsstruktur ergebenden Agency-Beziehungen des Unternehmens sowie der Effekte der Abschlussprüfung auf die Informationen des Jahresabschlusses an. In Kapitel 3 werden die ökonometrischen Modelle zur symmetrischen bzw. asymmetrischen Persistenzmessung und die Cash Flow-/Accruals-Modelle zur Prognose von Erfolgsgrößen und Cash Flows vorgestellt. Kapitel 4 gibt einen Überblick über die Resultate von früheren Studien zu den Zeitreiheneigenschaften von Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals sowie den Einflüssen der Rech-

nungslegung, Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung. Die empirische Untersuchung folgt in Kapitel 5. Diese beinhaltet zunächst eine Veranschaulichung der deskriptiven Statistik der untersuchten Unternehmensgruppen, methodischen Grundlagen zur Outlierkorrektur bzw. zu den drei verwendeten Schätzverfahren und die Resultate der Spezifikationstests. Hierauf folgt die Analyse der Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen und des Cash Flows, die in beiden Fällen die Persistenzmessung und die Prognose der Variablen einschließt. Eine Zusammenfassung der Resultate vervollständigt die jeweilige empirische Untersuchung der Erfolgsgrößen und des Cash Flows. Abschließend werden in Kapitel 6 die Implikationen der Resultate für den Untersuchungsgegenstand dargelegt.

2 Determinanten der Earnings Quality

Dieses Kapitel bildet die theoretische Grundlage für den gewählten Vergleich des Einflusses der drei Determinanten – Rechnungslegung (HGB oder IFRS), Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung – der Earnings Quality auf die Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals von Unternehmen. Zu Beginn werden der Begriff der Earnings Quality und die drei in dieser Arbeit untersuchten Determinanten definiert sowie die Auswirkungen dieser auf die Beziehungen zu den Bilanzadressaten eines Unternehmens erörtert.

2.1 Definition und Notwendigkeit

In der Literatur existieren viele Gütekriterien, die zur Messung der Earnings Quality eingesetzt werden. Einige davon beruhen wie die Persistenz, Prognostizierbarkeit und Variabilität auf den Zeitreiheneigenschaften der Periodenergebnisse.[4] Ein anderes Kriterium betrachtet die Veränderungen der Accruals und ihren auf die Geschäftsentwicklung und bilanzpolitische Maßnahmen entfallenden Anteil als Maßstab für die Earnings Quality.[5] Eine weitere Forschungsrichtung verknüpft das Periodenergebnis, den Cash Flow und die Accruals mit den Aktienkursen eines Unternehmens, um die Kapitalmarktreaktionen auf die veröffentlichten Unternehmensergebnisse zu messen.[6] Eine asymmetrische Realisierung von Erträgen und Aufwendungen bzw. eine Unterbewertung von Vermögenswerten und eine Überbewertung von Verbindlichkeiten durch die Rechnungslegung ist das wohl populärste Beispiel für ein Kriterium der Earnings Quality.[7]

Von dieser Vielzahl von Gütekriterien werden in dieser Arbeit zum einen die Persistenz und die Prognosegenauigkeit, die auf den Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen sowie dem Cash Flow und den Accruals beruhen, und zum anderen der asymmetrische Ausweis von Erträgen und Aufwendungen i.S.v. conditional conservatism analysiert. Zur Erläuterung der Fragestellung, warum diese drei

[4] Für einen detaillierten Überblick über die Messkonzepte von Earnings Quality in Bezug auf die Zeitreiheneigenschaften der Periodenergebnisse siehe Schipper und Vincent (2003).

[5] In diesem Zusammenhang wird auch von Accruals Quality gesprochen, deren Konzept auf die Arbeiten von Dechow (1994); Dechow und Dichev (2002) zurückzuführen ist. Da die Zahl der Studien zur Bilanzpolitik fast unüberschaubar ist, soll an dieser Stelle lediglich auf das Werk von Ronen und Yaari (2007) verwiesen werden.

[6] Ein viel zitiertes Beispiel hierfür ist die Accrual Anomaly, die von Sloan (1996) erstmalig untersucht wird.

[7] Eine Suche nach dem Begriff „conservatism“ liefert in der Suchmaschine Google scholar ca. 231.000 Ergebnisse. Der auf der Ergebnisliste mit 1.259 Zitierungen erstgenannte Aufsatz ist derjenige von Basu (1997) (Stand: 10.09.2010).

Attribute geeignete Kennzahlen zur Messung von Earnings Quality darstellen, wird in diesem Abschnitt die Notwendigkeit von persistenten Erfolgsgrößen, die eine hohe Prognosegenauigkeit aufweisen und den Anforderungen von conditional conservatism gerecht werden, für die Rechnungslegung diskutiert.

Eine persistente Erfolgsgröße wird von den Bilanzadressaten als dauerhaft wiederkehrend angesehen und vorrangig als verlässliche Kennzahl zur Bewertung des Unternehmens herangezogen, die eine überlegene Entscheidungsnützlichkeit aufweisen soll.[8] Eine transitorische Erfolgsgröße weist nach der herrschenden Literaturmeinung auf Grund ihrer hohen Volatilität jedoch nicht diese Verlässlichkeit auf. Hierdurch sind die Bilanzadressaten zu einem zusätzlichen Erwerb von Informationen über das Unternehmen gezwungen, der mit weiteren Agency-Kosten verbunden ist.[9] Die Prognosegenauigkeit ist ebenso mit der Entscheidungsnützlichkeit der Erfolgsgröße verbunden, da jeder Bilanzadressat in die Lage versetzt werden muss, über die vergangenheitsorientierten Jahresabschlussdaten die zukünftigen Größen der Rechnungslegung angemessen zu schätzen. Die Vorhersagbarkeit ist daher als abnehmende Funktion der Varianz der Erfolgsgröße zu sehen, d.h., umso höher die Varianz, desto geringer die Prognosegenauigkeit.[10] Wie bei der Persistenz, werden weitere Agency-Kosten auf Grund der fehlenden Notwendigkeit zur Sammlung von ergänzenden Informationen über das Unternehmen vermieden, falls eine hohe Prognosegenauigkeit vorliegt. Die Persistenz und die Prognosegenauigkeit der Erfolgsgröße sind natürlich nicht nur von der Rechnungslegung abhängig, sondern auch von der operativen Entwicklung[11] des Unternehmens und vielen weiteren mikro- und makroökonomischen Faktoren, die im Rahmen von ökonometrischen Modellen abzubilden sind.

Die beiden Attribute der Persistenz und Prognostizierbarkeit der Erfolgsgröße lassen sich unter dem Begriff der Entscheidungsnützlichkeit und im weiteren Sinne unter dem Begriff der Informationsfunktion der Rechnungslegung zusammenfassen. Diese beiden Begriffe, welche im deutschen Handelsrecht nicht in dieser Gestalt verankert sind, rückten erst durch die IFRS in den Fokus der deutschsprachigen Literatur. Das deutsche Handelsrecht wird immer noch als der Inbegriff einer vorsichtigen Rechnungslegung definiert, die den Gläubigerschutz als primäre Funktion anführt. Die Implikationen des Vorsichtsprinzips auf die Rechnungslegung lassen sich als eine asymmetrische Persistenzmessung der Periodenergebnisse darstellen, wodurch die Einordnung in diese Arbeit auf der methodischen Ebene grundsätzlich geschaffen wäre. Die folgenden Überlegungen sollen daher der Frage nachgehen, wie

[8] Vgl. Schipper und Vincent (2003), S. 99.
[9] Vgl. Christensen, Feltham und Şabac (2005), S. 265.
[10] Vgl. Schipper und Vincent (2003), S. 100.
[11] Hierbei ist die Wahl der zu betrachtenden Periode entscheidend, da nicht abgesehen werden kann, in welchem Stadium des operating Cycle sich ein Unternehmen befindet. Zudem ist diese Annahme nicht für sämtliche Unternehmen identisch.

das Vorsichtsprinzip die Earnings Quality verbessern kann, oder ob im Gegensatz zu der Persistenz und Prognosegenauigkeit, dessen Nutzen für den Bilanzadressaten über die Reduzierung der Agency-Kosten herzuleiten ist, nicht auch negative Auswirkungen auf die Beziehungen zwischen dem Unternehmen und seiner Interessengruppen zu erwarten sind.

Zunächst ist es notwendig, den Begriff einer vorsichtigen Rechnungslegung bzw. des in der englischsprachigen Literatur etablierten Begriffs conservatism zu definieren. Die wohl geläufigste Definition von conservatism gibt Basu (1997): „I interpret conservatism as capturing accountants' tendency to require a higher degree of verification for recognizing good news than bad news in financial statements. Under my interpretation of conservatism, earnings reflect bad news more quickly than good news"[12]. Durch diese Definition wird deutlich, dass die Entscheidung für einen Ausweis von Erträgen und Aufwendungen ereignisabhängig ist und ein höherer Verifizierungsgrad von Erträgen im Verhältnis zu Aufwendungen für einen Ausweis durch die Rechnungslegung notwendig ist.[13] Aufwendungen tendieren dazu, bereits ausgewiesen zu werden, wenn sie wahrscheinlich sind und nicht erst bei der Realisierung der negativen Cash Flows in der Zukunft, wohingegen Erträge erst ausgewiesen werden, wenn der positive Cash Flow realisiert ist.[14] Die Definition von Basu (1997) entspricht folglich eher dem situationsabhängigen *conditional* conservatism. Als Beispiele für conditional conservatism können die Abschreibung des Vorratsvermögens auf den geringeren Marktwert, falls dieser unter dem fortgeführten historischen Buchwert liegt, oder außerplanmäßige Abschreibungen von Gütern des Anlagevermögens auf Grund eines aktuellen Wertminderungsbedarfs genannt werden. Zuschreibungen auf den Marktwert, der die fortgeführten Anschaffungskosten übersteigt, sind bei einer positiven Entwicklung des Vermögenswertes allerdings nicht möglich.

Watts (2003a) formuliert conservatism in seiner extremsten und in der Praxis historisch gewachsenen Form: „Anticipate no profit, but anticipate all losses"[15]. Diese Definition lässt vordergründig eine ereignisunabhängige, stetige Unterbewertung von Vermögenswerten erkennen, die dem *unconditional* conservatism[16] zuzuordnen ist. Das Ausmaß von unconditional conservatism wird als Differenz zwischen dem bilanziellen Nettovermögen und dessen Marktwert definiert und kann als originärer Goodwill verstanden werden.[17] Unconditional conservatism ist demnach mit einer asymmetrischen

[12] Basu (1997), S. 4.
[13] Vgl. Ball, Kothari und Robin (2000), S. 2; Pope und Walker (1999), S. 54.; Givoly und Hayn (2000), S. 291.
[14] Vgl. Watts (2003b), S. 289.
[15] Watts (2003a), S. 207.
[16] Die Unterscheidung von conditional und unconditional conservatism geht auf Beaver und Ryan (2005) zurück, die in der Literatur weitestgehend anerkannt ist. Studien, die das Ausmaß von unconditional und conditional conservatism auf die Rechnungslegung vergleichen, werden bspw. von Lara und Mora (2004) oder Gassen, Fülbier und Sellhorn (2006) durchgeführt.
[17] Vgl. Ball und Shivakumar (2006), S. 210; Beaver und Ryan (2005), S. 269.

Erfassung von Chancen und Risiken gleichzusetzen, welche zu einer Verschiebung von Ausschüttungen an die Anteilseigner auf Zeitpunkte führt, an denen eine hinreichende Sicherheit für das Vorliegen von positiven Ergebnisgrößen gegeben ist, die diese Ausschüttung auch ermöglichen. Ein vorzeitiger Abfluss von Vermögen wird so vermieden und die Anspruchsgrundlage von Gläubigern gestärkt.[18] Beispiele für unconditional conservatism sind die Nichtaktivierung von selbst erstellten immateriellen Vermögensgegenständen, denen zwar ein Marktwert, jedoch kein verlässlicher Buchwert beigemessen wird, oder die höheren Abschreibungsbeträge im Verhältnis zum tatsächlichen Wertverlust von Sachanlagen.

Zur Unterscheidung zwischen conditional und unconditional conservatism dient allein der Ereignisbezug. Ein Ereignis führt immer zu einer Revision des Erwartungswertes über den Barwert eines zukünftigen Cash Flows, der an die Anteilseigner fließt. Diese Erwartungswertrevision wird im Periodenergebnis wiedergegeben, wobei sich der Ergebniseffekt als ein prozentualer Faktor darstellt. Falls dieser Faktor bei negativen höher als bei positiven Erwartungswertrevisionen ist, soll in Anlehnung an Fülbier, Gassen und Sellhorn (2008) conditional conservatism vorliegen, und falls die Buchungen in Bezug auf den Ergebniseffekt ereignisunabhängig sind, liegt unconditional conservatism vor.[19]

Fraglich ist allerdings, ob das Vorsichtsprinzip des deutschen Handelsrechts ohne Weiteres dem einen oder anderen Begriff von conservatism direkt zuzuordnen bzw. gleichzusetzen ist. Bei der Betrachtung der beiden Definitionen und der Beispiele zeigt sich, dass eine Zuordnung des Vorsichtsprinzips in Anbetracht des Wortlauts von § 252 Abs. 1 Nr. 4 HGB, der eine Berücksichtigung von Gewinnen nur bei einer tatsächlichen Realisierung vorsieht, auf Grund der Unterstellung einer gewissen Ereignisabhängigkeit eher zum conditional conservatism erfolgen kann. Grundsätzlich sind aber auch die Implikationen des Vorsichtsprinzips und die entscheidenden Regelungen des deutschen Handelsrechts dazu geeignet, ereignisunabhängige Wertveränderungen abzubilden.[20] Zudem ist an den übergeordneten Definitionen von conservatism eine Interpretation von Vorsicht zu erkennen, die nicht mit dem deutschen Sprachgebrauch und der Verankerung des Vorsichtsprinzips im HGB deckungsgleich ist.

Die Ursache für eine vorsichtige Rechnungslegung ist für die englischsprachige Literatur vorrangig endogen determiniert, wohingegen in der deutschen Literatur meist voreilig auf die Regelungen des HGB als exogene Ursache für Vorsicht verwiesen wird. Wie im weiteren Verlauf der Arbeit deutlich

[18] Vgl. Wielenberg (2009), S. 3.

[19] Vgl. Fülbier, Gassen und Sellhorn (2008), S. 1319.

[20] Für eine Diskussion, welche Regelungen unter die Definition des unconditional oder conditional conservatism fallen, siehe Fülbier, Gassen und Sellhorn (2008). Ball und Shivakumar (2005) ordnen das deutsche Handelsrecht wegen des ihrer Meinung nach eher ereignisunabhängigen Charakters dem unconditional conservatism zu.

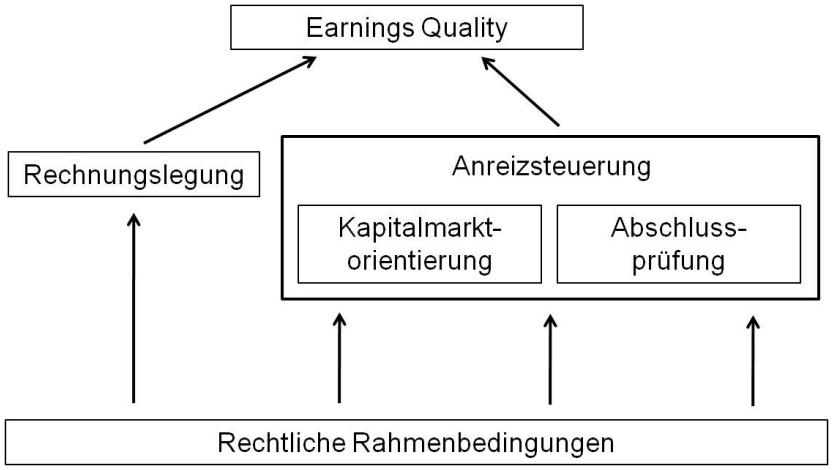

Abbildung 1: Vereinfachte Darstellung der Determinanten von Earnings Quality (Quelle: Eigene Darstellung)

wird, muss somit von den Standards abstrahiert und primär ein reales Phänomen betrachtet werden.[21] Eine explizite Zuordnung des deutschen Handelsrechts zu einer der beiden Definitionen soll infolgedessen an dieser Stelle unterbleiben. Auf Grund der gewählten Methodik der asymmetrischen Persistenzmessung, die auf die unterschiedliche Erfassung von Erträgen und Aufwendungen ausgelegt ist, wird allerdings in dieser Arbeit, unabhängig von einer Klassifizierung des HGB, der Definition des *conditional*[22] conservatism gefolgt.

Abbildung 1 verdeutlicht die Beziehungen der zu untersuchenden Determinanten der Earnings Quality, die spezifische Aspekte der rechtlichen Rahmenbedingungen wiedergeben. Zum einen wird die Earnings Quality direkt über die Rechnungslegung geprägt, wohingegen die beiden Einflussfaktoren der Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung indirekt über die induzierten Anreize der Bilanzadressaten des Unternehmens auf die Earnings Quality wirken. Unter der Kapitalmarktorientierung lassen sich weitere Faktoren wie die Kapitalstruktur des Unternehmens, die Regulierung des Finanzmarktes und der Anlegerschutz subsumieren. Der Abschlussprüfung lassen sich, aber nicht ausschließlich, das Prozessrisiko und ein damit einhergehender Reputationsverlust zuordnen, denen das Management oder auch der Abschlussprüfer des Unternehmens ausgesetzt sind. Die weiteren, beispielhaft genannten, institutionellen Faktoren werden von diversen Studien, die in diesem Kapitel kurz oder in Kapitel 4 ausführlich besprochen werden, eingehend analysiert, finden in dieser Arbeit jedoch nur eine indirekte Berücksichtigung.[23]

[21] Vgl. Fülbier, Gassen und Sellhorn (2008), S. 1318f.

[22] Im Folgenden ist unter der Bezeichnung conservatism, die Definition des conditional conservatism zu verstehen.

[23] Eine grundlegende Analyse, wie institutionelle Faktoren auf das Ausmaß von conservatism wirken, ist bei Bushman und Piotroski (2006) zu finden.

2.2 Rechnungslegung

Zu Beginn dieses Abschnitts soll zunächst der Einfluss von Rechnungslegungsstandards auf das Jahresergebnis in einem Vergleich des HGB und der IFRS diskutiert werden. Die aktuelle Entwicklung hinsichtlich der Finanzmarktkrise und die Auswirkungen auf die IFRS und das HGB, insbesondere durch das BilMoG, werden innerhalb einer Darstellung der Fair Value-Bilanzierung erörtert und Unterschiede zwischen den beiden Standards anhand von ausgewählten Beispielen aufgezeigt. Auf Grund der Vielzahl von Arbeiten zu den verschiedenen Bilanzzwecken – Informations-[24], Kapitalerhaltungs- und Gläubigerschutzfunktion – und zur Umsetzung des Vorsichtsprinzips mit seinen Komponenten des Anschaffungskosten-, Realisations- und Imparitätsprinzips wird auf eine detaillierte Erläuterung dieser Begriffe verzichtet.[25]

Bereits in den frühen 1990ern begannen global agierende, deutsche Unternehmen neben Konzernabschlüssen nach dem HGB im Einklang mit den jeweiligen Anforderungen der Kapitalmärkte auch Abschlüsse nach US-GAAP und den damaligen IAS aufzustellen. Mit dem Kapitalaufnahmeerleichterungsgesetz (KapAEG) im Jahre 1998 wurde erstmalig die Substitution des Konzernabschlusses nach dem HGB durch Abschlüsse gemäß den IAS bzw. US-GAAP ermöglicht. Für Unternehmen, die den Zugang zum in 1997 geschaffenen Neuen Markt anstrebten, war die Anwendung von IAS bereits verpflichtend. In 2001 wurden die IAS/IFRS bzw. US-GAAP für Unternehmen des SMAX und in 2003 für den Prime Standard der Frankfurter Börse ebenfalls verbindlich übernommen. Über die Verordnung 2002/1606/EC der Europäischen Kommission wurden die Mitgliedstaaten aufgefordert, die IFRS obligatorisch für Konzernabschlüsse von kapitalmarktorientierten Unternehmen für Geschäftsjahre einzuführen, die zum 01.01.2005[26] begonnen haben.[27] Zielsetzung der Verordnung war die Schaffung von mehr Transparenz und eine höhere Vergleichbarkeit der Jahresabschlüsse von kapitalmarktorientierten Unternehmen in der EU.

[24] Ein elementarer Bestandteil der Informationsfunktion ist die Entscheidungsnützlichkeit, die bspw. von Hitz (2007) ausführlich in Bezug auf den Fair Value und die historischen Anschaffungskosten behandelt wird.

[25] Für modelltheoretische Vergleiche der Bilanzzwecke siehe die grundlegenden Werke von Baetge, Kirsch und Thiele (2009), Küting und Weber (2010) sowie Schildbach (2009a).

[26] Nur ein geringer Anteil der kapitalmarktorientierten Unternehmen konnte die Ausnahmeregelung nach Art. 9 der Verordnung nutzen und die Umstellung erst für zum 01.01.2007 beginnende Geschäftsjahre durchführen. Zu diesen Unternehmen zählten bspw. US-GAAP-Bilanzierer und Unternehmen, deren Schuldtitel, aber nicht deren Eigenkapital, am Kapitalmarkt gehandelt werden.

[27] Für Abschlüsse anderer Unternehmen gilt ein Wahlrecht, welches zwischen den Mitgliedstaaten sehr unterschiedlich ausgeübt wird. Deutschland, Frankreich, Belgien, Schweden, Österreich und Ungarn wollen ihre nationalen Standards sichern, wohingegen Staaten wie Zypern und Malta die IFRS für sämtliche Arten von Abschlüssen vorgeben. Das UK, die Niederlande, Irland, Finnland und Dänemark haben sich für das Wahlrecht von befreienden IFRS Konzern- und Einzelabschlüssen für nicht kapitalmarktorientierte Unternehmen entschieden. Vgl. Hennrichs (2008), S. 416.

2.2.1 Fair Value

Da der Fair Value als der entscheidende Maßstab zur Aufrechterhaltung der Informationsfunktion des Jahresabschlusses angesehen wird und aus diesem Grund den IFRS im Verhältnis zum HGB eine bessere Eignung für Investitionsentscheidungen nachgesagt wird[28], sollen zunächst die grundsätzlichen Unterschiede zwischen den IFRS und dem HGB in Bezug auf die Bewertung von Vermögensgegenständen und Verbindlichkeiten diskutiert werden. Die Definition des Fair Values ist in den IFRS nicht übergreifend geregelt, jedoch sind die diversen Definitionen für spezifische Sachverhalte in der Gesamtbetrachtung i.d.R. als deckungsgleich anzusehen.[29] Der Fair Value ist demnach als jener Betrag, „zu dem zwischen sachverständigen, vertragswilligen und voneinander unabhängigen Geschäftspartnern ein Vermögenswert getauscht oder eine Schuld abgelöst bzw. übertragen werden könnte“[30], zu definieren. Diese Definition ist gleichbedeutend mit einem Markt- oder Verkehrswert, der sich innerhalb von marktüblichen, aber hypothetischen Transaktionen zwischen voneinander unabhängigen und sachverständigen Marktteilnehmern ergibt.[31]

Die durch das IASB vom FASB übernommene Ermittlung des Fair Values gliedert sich in drei Level. Im ersten Level werden die Marktpreise des zu bewertenden Vermögensgegenstandes bzw. der Verbindlichkeit, im zweiten Level Marktpreise von vergleichbaren Objekten und im dritten Level, falls keine beobachtbaren Marktparameter vorliegen, mit Hilfe von Bewertungsmodellen intern generierte Werte herangezogen.[32] Die in der Literatur angenommene höhere Wertrelevanz des Fair Values im Verhältnis zu den fortgeführten Anschaffungskosten, die über eine hohe Verlässlichkeit gesichert sein sollte, liegt aber nur dann vor, wenn der Bewertung beobachtbare Marktdaten zu Grunde gelegt werden. Veränderungen des Fair Values, die auf subjektiven Schätzungen beruhen, sind hingegen nicht wertrelevant und lassen auf eine opportunistische Nutzung von Ermessensspielräumen schließen.[33] Daher scheint der Fair Value bei *effizienten* Märkten auf Grund des zeitnahen Ausweises der Wertveränderungen gegenüber den fortgeführten Anschaffungskosten vorzuziehen.[34]

[28] Vgl. Kußmaul und Weiler (2009a), S. 163. Angesichts der Ausschüttungs- und Steuerbemessung anhand des Einzelabschlusses eines Unternehmens dient der Konzernabschluss auch beim HGB allein der Informationsfunktion. Vgl. Böcking und Flick (2009), S. 185.

[29] Der grundlegende Exposure Draft ED/2009/5 zur einheitlichen Bestimmung des Fair Values wurde am 28.05.2009 und der ergänzende Exposure Draft ED/2010/7 zu den Unsicherheiten der Fair Value-Herleitung gemäß Level 3 wurde am 29. Juni 2010 veröffentlicht. Eine endgültige Version eines Standards wird nach der Kommentierung und den Diskussionen mit dem FASB für das erste Quartal 2011 erwartet.

[30] IAS 16.6, IAS 32.11 und IAS 39.9.

[31] Vgl. Kußmaul und Weiler (2009a), S. 168.

[32] Vgl. IAS 39.AG69-82.

[33] Vgl. Danbolt und Rees (2008), S. 271. Der Begriff der Relevanz wird im Framework der IFRS in F.26-30 und der Verlässlichkeit in F.31-38 definiert.

[34] Vgl. Zimmermann und Schymczyk (2009), S. 507.

Der entscheidende Unterschied zwischen dem HGB[35] und den IFRS ist die mögliche Erfassung von unrealisierten Wertsteigerungen im Rahmen der Fair Value-Bilanzierung nach den IFRS. Im Gegensatz zu den IFRS wird über das Realisations- und Imparitätsprinzip des HGB gewährleistet, dass zu erwartende, aber noch unrealisierte Werterhöhungen nicht, unrealisierte Wertminderungen hingegen direkt erfasst werden. Diese asymmetrische Behandlung der Wertentwicklung eines Vermögensgegenstandes oder Schuld wird als Stärkung der Gläubigerschutzfunktion angesehen, da ansonsten der zur Ausschüttung an die Anteilseigner zur Verfügung stehende Betrag die stillen Reserven eines Unternehmens übersteigt.[36]

Über die Einführung des BilMoG hat der Begriff des Fair Values, der jedoch nicht zwingend mit dem Begriff des beizulegenden Zeitwerts gleichzusetzen ist, auch in das HGB Einzug gehalten. Der beizulegende Zeitwert gemäß § 253 Abs. 3 S. 3 und Abs. 4 S. 2 HGB n.F. dient im HGB eher einer Überprüfung der Werthaltigkeit, wohingegen der Fair Value mehr als Maßstab einer Steigerung des Nutzenpotenzials zu betrachten ist. Mögliche Wertsteigerungen über die fortgeführten Anschaffungskosten hinaus sind auch nach der Einführung des BilMoG i.d.R. im HGB nicht zu erfassen.[37] Zur Ermittlung des beizulegenden Zeitwerts dürfen gleichwohl unternehmensspezifische Aspekte berücksichtigt werden, die beim Fair Value auf Grund der Perspektive des Marktes nicht relevant sind. Zudem berührt der beizulegende Zeitwert nur Vermögensgegenstände und ist nicht, wie der Fair Value, auf Verbindlichkeiten zu übertragen. Darüber hinaus widerspricht das Aktivierungsverbot der Transaktionskosten gemäß IAS 39.43 der Berücksichtigung von Anschaffungsnebenkosten zur Ermittlung des beizulegenden Zeitwerts.[38]

Den IFRS wird ein erheblicher Zusammenhang mit der seit 2007 andauernden Finanzmarktkrise nachgesagt, und bereits 2001 wurde im Economist vor den Gefahren der Fair Value-Bilanzierung, die das gesamte Bankensystem erschüttern könnte, gewarnt.[39] Zwar wird die Fair Value-Bilanzierung nicht als Ursache für die Krise betrachtet, sie hat aber dazu beigetragen, die Entstehung der Krise zu begünstigen und die Auswirkungen zu verschärfen. Da die Marktwerte in einem Boom lediglich unkritisch übernommen, unrealisierte Gewinne erfasst und notwendige Wertberichtigungen verschleppt werden,

[35] Für die Diskussion dieses Abschnitts wird der Gesetzesstand vor Wirksamwerden des BilMoG zum 01.01.2010 herangezogen. Auf Neuregelungen wird explizit im Text eingegangen.

[36] Vgl. Kußmaul und Weiler (2009a), S. 166. Eine mit dem IFRS vergleichbare Zeitwertbilanzierung ist dem HGB jedoch nicht fremd. Bereits 1861 und 1900 wurden Bewertungskonzepte mit einer Bilanzierung von Aktiva und Passiva zu Zeitwerten implementiert, welche sich für nicht dem Aktiengesetz unterliegende Unternehmen bis 1986 fortsetzte. Vgl. Zülch und Hoffmann (2009), S. 189f.

[37] Vgl. Küting und Lauer (2009), S. 552f. Ausnahmen stellen die Bilanzierung von Bewertungseinheiten nach § 254 S. 1 HGB n.F. und des Planvermögens zur Deckung von Pensionsverpflichtungen gemäß § 253 Abs. 1 S. 4 HGB n.F. dar. Siehe dazu Abschnitt 2.2.2.

[38] Vgl. Küting und Lauer (2009), S. 553.

[39] Vgl. Economist (2001), S. 53f.

zeichnet sich eine nahende Krise erst gar nicht in einer Finanzberichterstattung gemäß den IFRS ab.[40] Ruhnke und Canitz (2010) zeigen, dass Unternehmen zwar bei objektiven Anzeichen für eine Wertminderung Impairmenttests durchführen, jedoch kein Wertminderungsbedarf auf Grund der gesetzten Modellannahmen in der Level 2- und 3-Bewertung zur Herleitung des Fair Values ermittelt wird. Dies führt zu einer Verschleppung der Wertberichtigungen, die bei Fortschreiten der Krise umso größer ausfallen und die Krise prozyklisch verstärken.[41]

Die Transparenz des Fair Values kann allerdings auch als Ansatzpunkt zur Reservebildung bei Kreditinstituten genutzt werden. Der Ausgleich von Wertverlusten in der Krise über das Heben von stillen Reserven ist innerhalb einer Fair Value-Bilanzierung grundsätzlich nicht möglich, da die stillen Reserven durch den Fair Value unmittelbar offengelegt werden. Zur Abmilderung des krisenbedingten Kapitalbedarfs könnten daher in Zeiten eines Booms schrittweise steigend Mittel in eine Reserve übertragen werden, die in einer Krise bedarfsgerecht aufgelöst wird. So würde der Gefahr einer Kreditklemme in der Krise vorgebeugt und die Stabilität des Finanzsystems durch die Erhöhung der Eigenmittel während des Booms gesichert.[42]

Geeignete Vorsorgemaßnahmen existieren bereits im deutschen Handelsrecht in Form der Vorsorge für allgemeine Bankrisiken (§ 340f HGB) und des Sonderpostens für allgemeine Bankrisiken (§ 340g HGB). Da die IFRS keine branchenspezifischen Standards darstellen, sehen die IFRS keine vergleichbare Regelung zur Bildung einer Reserve zur Glättung von ökonomischen Zyklen für Kreditinstitute vor. Risiken aus der Kreditvergabe werden in den IFRS vorrangig als Wertberichtigungen auf die Forderungen abgebildet, die zyklische Schwankungen nicht antizipieren (u.a. IAS 39.63).[43] Wie für Finanzinstrumente der Kategorie „available for sale“ umgesetzt, könnten die Wertveränderungen des Fair Values zur Abmilderung von Schwankungen des Jahresüberschusses in einer Neubewertungsrücklage erfasst werden, die jeweils nur den Saldo der Wertänderungen ausweist.[44] Ergebniswirksam werden die Wertveränderungen erst durch den Verkauf des Vermögenswertes über eine mögliche Buchung in die Gewinnrücklage.[45]

[40] Vgl. Böcking und Flick (2009), S. 186f; Küting und Lauer (2009) S. 561; Schildbach (2009b), S. 596.

[41] Vgl. Ruhnke und Canitz (2010), S. 21f.

[42] Vgl. Zimmermann und Schymczyk (2009), S. 508; Schruff (2009), S. 573. Die englische Finanzaufsicht hat sich bereits für die „economic cycle reserve“ ausgesprochen. Vgl. Financial Services Authority (2009), S. 61-67.

[43] Mit Einführung des IFRS 9 wird zur Bestimmung von Wertminderungen das incurred loss model der jetzigen Praxis durch ein expected loss model ersetzt, welches auf den Schätzungen des Bilanzierenden bzgl. der zukünftigen Cash Flows aus dem Darlehen beruht. Vgl. Exposure Draft ED 2009/12, B2.

[44] Diese Möglichkeit wird mit der Einführung des IFRS 9 und der Abschaffung der Kategorie „available for sale“ für die Finanzinstrumente entfallen. Sämtliche Änderungen des Fair Values werden dann über die Gewinn- und Verlustrechnung erfasst. Vgl. IFRS 9.5.4.1.

[45] Vgl. Kußmaul und Weiler (2009b), S. 213.

Eine hohe Verlässlichkeit des Fair Values ist gerade bei sehr volatilen bzw. illiquiden Märkten, wie im Fall von Kreditportfolios während der Krise, nur schwer zu bewerkstelligen.[46] Gerade bei der Feststellung, dass kein aktiver Markt vorliegt und somit die Level 2- oder 3-Bewertung anzuwenden ist, besteht ein erheblicher Ermessensspielraum. Ein stark gesunkenes Transaktionsvolumen lässt zwar auf eine geringere Aktivität, jedoch nicht zwingend auf eine Inaktivität des Marktes schließen.[47] Vielmehr ist auch darauf abzustellen, ob die beobachtbaren Preise auf einseitig bedingten Notverkäufen, sog. forced transactions gemäß IAS 30.AG72, beruhen, zu denen z.B. das Ankaufprogramm der EZB für kreditbesicherte Bankanleihen im Juli 2009 gezählt werden kann. Für die durch die Krise am stärksten betroffenen Banken wie Bear Stearns, Lehman und Merrill Lynch stieg zwischen dem ersten Quartal 2007 und 2008 der Betrag von modellbewerteten Finanzinstrumenten um ca. 70%. Die Citigroup hat allein Vermögenswerte in Höhe von 53 Mrd. $ zwischen dem dritten Quartal 2007 und dem ersten Quartal 2008 in die modellgestützte Level 3-Bewertung transferiert.[48]

Auf Grund der massiv sinkenden Verlässlichkeit der Rechnungslegung durch die vom IASB angepriesenen Maßnahmen – die Umwidmung der Finanzinstrumente und die ausgeweitete Modellbewertung – zur Abschwächung der Krise, wird der Verfall der Marktpreise weiter beschleunigt und das Misstrauen in die Jahresabschlüsse der Banken zusätzlich verstärkt.[49] Des Weiteren ermöglicht das Hinauszögern des Verlustausweises über die Verwendung von Bewertungsmodellen es den Banken, auch weiterhin risikobehaftete Kredite zu vergeben. Nach dem Abbau der Blase an den Finanzmärkten sind die Banken infolge des gestiegenen Risikos in der Krise zu einer Reduzierung der Vergabe von Krediten gezwungen, die wiederum die Gesamtwirtschaft belastet.[50] Aber auch wenn ein aktiver Markt vorliegt, muss dieser nicht als repräsentativ für die Bewertung angesehen werden, da bspw. in IFRS 3.27 ein Börsenkurs als „unzuverlässiger Indikator für den Fair Value“ klassifiziert wird, sobald dieser durch Blasenbildung oder anderes irrationales Verhalten getrieben ist. Offen bleibt allerdings die Frage, ob ein Modellwert, der ebenfalls psychologischen Unter- bzw. Übertreibungen unterliegt, immer einem Marktwert, sei er auch auf übertriebenen Marktreaktionen begründet, vorzuziehen ist.[51] Angesichts der immer noch bestehenden Objektivierbarkeit des Marktwerts im Vergleich zum Modellwert scheint der Marktwert jedoch zumindest eine höhere Relevanz und Verlässlichkeit aufzuweisen.

[46] Vgl. Kußmaul und Weiler (2009a), S. 165.

[47] Vgl. Schruff (2009), S. 570. Die Definition eines aktiven Marktes stellt die Bedingungen, dass notierte Preise leicht und regelmäßig verfügbar sind und diese Preise aktuellen, regelmäßig auftretenden Markttransaktionen auf at-arm's-length-Basis entsprechen (IAS 39.AG71).

[48] Vgl. Laux und Leuz (2010), S. 107.

[49] Vgl. Zimmermann und Schymczyk (2009), S. 507. Zudem ist der Aufwand für die Level 2- und 3-Bewertung sowohl für den Bilanzierenden als auch für den Abschlussprüfer weitaus größer als bei einer Level 1-Bewertung. Zu den Schwierigkeiten bei der Prüfung von Maßstäben für den Fair Value siehe bspw. Martin, Rich und Wilks (2006).

[50] Vgl. Kußmaul und Weiler (2009b), S. 210f; Véron (2008), S. 64.

[51] Vgl. Schruff (2009), S. 570; Véron (2008), S. 65.

2.2.2 Bilanzierung von ausgewählten Vermögenswerten

Selbst erstellte immaterielle Vermögenswerte waren bis zur Einführung des BilMoG gemäß dem HGB von der Aktivierung ausgeschlossen (§ 248 Abs. 2 HGB a.F.), wohingegen diese nach den IFRS unter bestimmten Bedingungen aktiviert werden konnten. Bei der Aktivierung ist zwischen Vermögenswerten, die in der Forschungs- oder Entwicklungsphase entstehen, zu unterscheiden. Vermögenswerte, die innerhalb der Forschungsphase entstehen, sind grundsätzlich nicht ansetzbar und ihre Kosten sind Aufwendungen der jeweiligen Periode (IAS 38.54f). Die in der Entwicklungsphase eines Projektes generierten Vermögenswerte sind hingegen unter den Voraussetzungen der

- technischen Realisierbarkeit
- Ressourcenverfügbarkeit
- Nutzungsabsicht
- Nutzungsfähigkeit
- Nutzungsmöglichkeit
- zuverlässigen Bewertbarkeit

ansetzbar (IAS 38.57). Probleme bestehen bei der Festlegung, ob und wann ein identifizierbarer Vermögenswert vorliegt, der dem Unternehmen einen zukünftigen Nutzen bietet. Zudem ist die Bestimmung der Herstellungskosten problematisch, da die Kosten für die interne Herstellung nicht immer von einem potenziellen Geschäfts- oder Firmenwert oder der üblichen operativen Tätigkeit separiert werden können.[52] Falls eine Unterscheidung von Forschungs- und Entwicklungskosten nicht möglich ist, sind die gesamten Kosten der Forschungsphase zuzurechnen und somit nicht aktivierbar (IAS 38.53). Die Höhe der Herstellungskosten des Vermögenswertes ergibt sich aus den Kosten, die ab dem Zeitpunkt der Erfüllung der Ansatzkriterien anfallen (IAS 38.65). Wie auch bei den Sachanlagen, ist die Folgebewertung anhand der fortgeführten Anschaffungs- oder Herstellungskosten oder zum Fair Value möglich (IAS 38.74f). Falls eine begrenzte Nutzungsdauer vorliegt, ist der Vermögenswert um planmäßige Abschreibungen zu mindern (IAS 38.97). Bei einer unbestimmten Nutzungsdauer muss eine jährliche Überprüfung des Vermögenswertes im Rahmen eines Impairmenttests nach IAS 36 vorgenommen werden (IAS 38.107-110).[53]

[52] Vgl. Schmeisser (2007), S. 10.

[53] Castedello und Beyer (2009) zeigen, dass die für eine Bewertung von selbsterstellten immateriellen Vermögenswerten eingerichteten internen Prozesse auch für die Steuerung von Kundenbeziehungen und Marken genutzt werden können und so eine starke Verknüpfung von externem Rechnungswesen und z.B. dem Marketing erfolgen kann. Vgl. Castedello und Beyer (2009), S. 168.

Die Bilanzierung von Entwicklungskosten gemäß den IFRS analysieren Haller, Froschhammer und Groß (2010) für deutsche börsennotierte Unternehmen des DAX, MDAX, SDAX und TecDAX von 2005 bis 2007. Sie stellen dabei eine Erhöhung der Anzahl der untersuchten Unternehmen fest, die Entwicklungskosten aktivieren. Obwohl formell eine Aktivierungspflicht nach Unternehmenszusammenschlüssen besteht, bilanzieren allerdings 2007 nur 62,4% des Samples die Entwicklungskosten. Dies deutet entweder auf die sehr restriktiven Kriterien des IAS 38 oder auf einen hohen Ermessensspielraum hin.[54] Die Branchen Industrie, Automobil und Transport besitzen den höchsten Anteil von selbsterstellten immateriellen Vermögensgegenständen am Gesamtvermögen. In den Branchen Hightech und Industrie ist trotz der Abschreibungen auf diese Vermögenswerte ein wesentlicher Ergebniseffekt erkennbar, der die bilanzpolitische Bedeutung des Forschungs- und Entwicklungsbereichs verdeutlicht.[55] Für die Unternehmen des DAX zeigen Frey und Oehler (2009) im gleichen Zeitraum, dass der Anteil der gesamten immateriellen Vermögenswerte an der Bilanzsumme zunimmt. Darüber hinaus steigt zwar der Umfang an Informationen – Länge der Detailplanungsphase, Wachstumsrate, Diskontierungssatz – zur Bewertung der zukünftigen Cash Flows im Rahmen der Fair Value-Bilanzierung, jedoch bestehen weiterhin Ungenauigkeiten und Interpretationsmöglichkeiten.[56]

Nach Einführung des BilMoG nähern sich die Regelungen des HGB an die IFRS an und ermöglichen eine Erfassung der selbsterstellten immateriellen Vermögensgegenstände (§ 248 Abs. 2 HGB n.F.). Von der Aktivierung ausgenommen sind selbst geschaffene Marken, Drucktitel, Verlagsrechte, Kundenlisten oder vergleichbare immaterielle Vermögensgegenstände des Anlagevermögens (§ 248 Abs. 2 S. 2 HGB). Der Begriff der Entwicklung wird in § 255 Abs. 2a S. 2 HGB explizit definiert und bezieht sich auf die „Anwendung von Forschungsergebnissen oder von anderem Wissen“ hinsichtlich der Neu- oder Weiterentwicklung von Gütern oder Verfahren, die zu wesentlichen Änderungen führen müssen. Die Definition der Forschungsphase in § 255 Abs. 2a S. 3 HGB ist deutlich von der Entwicklung abgegrenzt und mit derjenigen der IFRS vergleichbar, da auch in diesem Stadium lediglich „Erkenntnisse oder Erfahrungen allgemeiner Art“ gesammelt werden. Eine Verwertbarkeit oder ein Nutzungspotenzial der Vermögensgegenstände dieser Phase wird demnach abgelehnt. Wird ein Vermögensgegenstand der Entwicklungsphase zugeordnet, sind die Aufwendungen aus dieser Phase als Herstellungskosten zu aktivieren, wohingegen Forschungskosten Aufwand der jeweiligen Periode darstellen. Wie auch bei den IFRS, ist eine Aktivierung eines selbsterstellten immateriellen Vermögensgegenstandes bei der fehlenden Möglichkeit zur Trennung der Forschungs- und Entwicklungskosten nicht vorzunehmen (§ 255 Abs. 2a S. 4 HGB). Die Regelungen zu plan- oder außerplanmäßi-

[54] Vgl. Haller, Froschhammer und Groß (2010), S. 683.
[55] Vgl. Haller, Froschhammer und Groß (2010), S. 689.
[56] Vgl. Frey und Oehler (2009), S. 323.

gen Abschreibungen der selbsterstellten immateriellen Vermögensgegenstände ergeben sich aus den grundsätzlichen Regelungen zur Bewertung des Anlagevermögens gemäß § 253 Abs. 3 HGB.

Die Neuregelungen des HGB und die IFRS führen zu einem Ausweis von unrealisierten Vermögenssteigerungen, deren Höhe von Informationen des internen Rechnungswesens abhängig ist. Diese Informationen bieten auf Grund der subjektiven Einschätzungen zur Differenzierung zwischen der Forschungs- oder Entwicklungsphase des Vermögenswertes wiederum ein hohes Potenzial für Manipulationen.[57] Für die Bilanzadressaten wird es aus diesem Grund schwierig bzw. annähernd unmöglich, die Werthaltigkeit der immateriellen Vermögenswerte anhand von objektivierbaren Maßstäben nachzuvollziehen.

Im Rahmen der Bilanzierung des Sachanlagevermögens wird bei den IFRS innerhalb des revaluation models, sobald der Fair Value den Betrag der Anschaffungs-/Herstellungskosten übertrifft, der höhere Betrag des Fair Values angesetzt, wohingegen es auch nach Einführung des BilMoG laut HGB nicht möglich ist, die Anschaffungs-/Herstellungskosten zu überschreiten. Der Fair Value einer Sachanlage ist bei den IFRS entweder über Gutachten, denen Marktparameter zu Grunde liegen, oder über das Ertragswertverfahren bzw. die fortgeführten Wiederbeschaffungskosten zu bestimmen (IAS 16.32f). Die Verfahren zur Ermittlung des Fair Values unterliegen wiederum subjektiv geprägten Annahmen, deren Herleitung von den Bilanzadressaten nicht nachvollzogen werden kann. Die IFRS schreiben zwar keine Abschreibungsmethoden oder einheitliche Nutzungsdauern für verschiedene Arten von Sachanlagen vor, jedoch hat eine Überprüfung der Plausibilität der verwendeten Parameter an jedem Stichtag zu erfolgen (IAS 16.50f und IAS 16.60). Für die IFRS ist gemäß IAS 8.38 der Effekt eines Wechsels der Abschreibungsmethode immer Ertrag oder Aufwand der betreffenden Periode, wodurch der Bilanzersteller vielfältige Ermessensspielräume erhält, diese Erträge oder Aufwendungen auf verschiedene Perioden zu verteilen. Das HGB gibt ebenso keine verpflichtenden Nutzungsdauern oder Abschreibungsmethoden (§ 253 Abs. 3 S. 2 HGB) vor, allerdings wird durch die AfA-Tabellen des Steuerrechts für eine Reihe von Sachanlagen eine Verallgemeinerung der Nutzungsdauern durchgesetzt. Da die degressive Abschreibungsmethode nach deutschem Steuerrecht zeitweilig untersagt war und bei Anwendung in den zulässigen Zeiträumen[58] zusätzlichen Anforderungen unterliegt, ist auch im Handelsrecht die lineare Methode nach § 7 Abs. 1 S. 1 EStG vorherrschend.

[57] Da der deutsche Gesetzgeber keinen eindeutigen Kriterienkatalog vorgegeben hat, empfehlen von Eitzen, Moog und Pyschny (2010) die Implementierung eines F&E-Controlling in Anlehnung an IAS 38 zur Dokumentation der Trennung zwischen der Forschungs- und Entwicklungsphase eines Projektes. Vgl. von Eitzen, Moog und Pyschny (2010), S. 359f. Diese Anforderungen sollten jedoch für ein mittelständisches Unternehmen unter Zeit- und Kostengesichtspunkten nur schwer zu realisieren sein.

[58] Die degressive Abschreibung wurde für Anschaffungen in den Jahren 2009 und 2010 temporär wieder eingeführt.

Die Bestimmung des Wertminderungsbedarfs von immateriellen Vermögenswerten und Sachanlagen sowie dem Goodwill[59] ergibt sich über den Vergleich des erzielbaren Betrags mit den fortgeführten Anschaffungskosten gemäß IAS 36.1. Liegt der erzielbare Betrag, der sich aus dem höheren Betrag von Nettoveräußerungs- und Nutzungswert ergibt, unterhalb der fortgeführten Anschaffungskosten, wird eine Wertminderung vorgenommen (IAS 36.59). Der Nettoveräußerungs- und Nutzungswert ergibt sich jeweils aus dem Barwert der zukünftigen Cash Flows, die durch den Bilanzersteller zu planen und dessen Parameter zur Diskontierung festzulegen sind (IAS 36.25-33). In einer deskriptiven Analyse zeigen Müller und Reinke (2010) auffällige Unterschiede zwischen den Zeiträumen der Detailplanungsphase von zwei bis zehn Jahren, der Wachstumsrate in der Fortschreibungsphase von 0,00% bis 5,70% und den Diskontierungssätzen vor – 7,00% bis 24,50% – und nach Steuern – 4,60% bis 16,40% – für den deutschen Kapitalmarkt im Geschäftsjahr 2007.[60] Diese Resultate lassen ein hohes Potenzial für bilanzpolitische Maßnahmen erkennen, welche die Verlässlichkeit der Finanzberichterstattung beeinträchtigen. Zur Vermeidung dieses bilanzpolitischen Potenzials wäre eine Bindung der Diskontierungssätze an die Vorgaben der Bundesbank, wie es nach der Einführung des BilMoG für die Pensionsrückstellungen der Fall ist, möglich.[61]

Die wohl größte Aufmerksamkeit erlangte die Fair Value-Bilanzierung in Bezug auf die Bewertung von Finanzinstrumenten innerhalb der jüngsten Finanzmarktkrise.[62] Die erstmalige Bewertung von Finanzinstrumenten erfolgt zum Fair Value und die Folgebewertung in Abhängigkeit von der jeweils zugeordneten Bewertungskategorie. Die Folgebewertung kann hierbei zum einen weiterhin zum Fair Value oder zum anderen zu den fortgeführten Anschaffungskosten erfolgen (IAS 39.9 und IAS 39.43). Der Fair Value entspricht bei der Zugangsbewertung dem sich auf einem aktiven Markt ergebenden Preis des Finanzinstruments (IAS 39.AG71). Die Änderungen des Fair Values werden in der Folgebewertung entweder bei einer Kategorisierung des Finanzinstruments als „fair value through profit and loss“ direkt in der Gewinn- und Verlustrechnung oder bei einer Kategorisierung als „available for sale“ im Eigenkapital erfasst (IAS 39.55).[63]

[59] Da in diesem Abschnitt lediglich auf die grundsätzlichen Ermessenspielräume beim Impairmenttest hingewiesen werden soll, wird auf eine Darstellung des komplexen Verfahrens beim Goodwill verzichtet.

[60] Vgl. Müller und Reinke (2010), S. 28-30.

[61] Vgl. Müller und Reinke (2010), S. 32. Des Weiteren ist in Anlehnung an die Unternehmensbewertung gemäß IDW S 1 auch eine Verwendung von risikolosen Zinssätzen aus den Zinsstrukturschätzungen der Deutschen Bundesbank über die Svensson-Methode denkbar. Vgl. Obermaier (2009), S. 550f.

[62] Im November 2009 wurde die erste Version des Standards IFRS 9 veröffentlicht, der den IAS 39 ablöst und erst mit dem Geschäftsjahr 2013 wirksam wird. Die in diesem Abschnitt diskutierten Regelungen beziehen sich deshalb noch auf den Stand des IAS 39, wie er für das Geschäftsjahr 2010 anwendbar ist.

[63] Durch den IFRS 9 werden die Ermessensspielräume bei der Kategorisierung deutlich eingeschränkt, da nur noch die Wahl zwischen einer Fair Value-Bewertung mit einer Erfassung der Wertänderungen in der Gewinn- und Verlustrechnung oder einer Bewertung zu fortgeführten Anschaffungskosten möglich ist. Eine Umklassifizierung der Finanzinstrumente ist darüber hinaus untersagt. Vgl. IFRS 9.4.1 und 9.4.9.

Nach den dramatischen Wertberichtigungen im Rahmen der Finanzmarktkrise wurden vom IASB im Oktober 2008 weitreichende Änderungen der Bewertungsmaßstäbe des IAS 39 beschlossen. Nichtderivative Finanzinstrumente, die als „fair value through profit or loss“ oder „available for sale“ klassifiziert sind, können in eine andere Kategorie umgewidmet werden, wenn diese nicht länger zu Handelszwecken gehalten werden.[64] Diese Finanzinstrumente werden zum Tag der Reklassifizierung mit ihrem Fair Value erfasst, der als Basis für die weitere Bewertung, bspw. zu fortgeführten Anschaffungskosten bei langfristiger Halteabsicht in der Kategorie „loans and receivables“ oder bei einer Halteabsicht bis zur Endfälligkeit in der Kategorie „held to maturity“, herangezogen wird (IAS 39.50C-F). In diesem Zusammenhang stellt sich jedoch die Frage, ob das IASB selbst dem Konzept des Fair Values und der von ihm vermittelten Informationen, auch für eine mögliche Stabilisierung der Krise, nicht mehr traut.[65]

Von einer Umklassifizierung können auch Finanzinstrumente betroffen sein, für die kein aktiver Markt mehr zur Verfügung steht. Für diese Finanzinstrumente ist eine Bewertung über marktbasierte Multiplikator-, Optionspreis-, und DCF-Modelle (mark-to-model), die von Praxis und Wissenschaft anerkannt sind, zur Ermittlung eines Transaktionspreises möglich (IAS 39.AG74). Die den Modellen zu Grunde gelegten Parameter beinhalten immer auch Erwartungen des Marktes über zukünftige Cash Flows, die potenziell unrealisierte Gewinne abbilden. Diese Erwartungen vermindern infolgedessen die Verlässlichkeit der Finanzberichterstattung, da diese Parameter nur eine bedingte Objektivität wiedergeben.

Die Bilanzierung von Finanzinstrumenten gemäß dem HGB folgt den üblichen Regelungen der Bilanzierung des Anlage- und Umlaufvermögens, so dass auch Umwidmungen, die über eine geänderte Halteabsicht begründet werden, zwischen dem Anlage- und Umlaufvermögen möglich sind.[66] Falls ein Finanzinstrument dem Anlagevermögen zugeordnet wird, muss das Unternehmen die Dauerhalteabsicht und -fähigkeit, z.B. über Liquiditätsrechnungen, dokumentieren. Eine Wertberichtigung ist bei Instrumenten des Anlagevermögens nur bei einer voraussichtlich dauerhaften Wertminderung i.S.d. gemilderten Niederstwertprinzips durchzuführen.[67] Die Finanzinstrumente, die im Umlaufvermögen zum strengen Niederstwertprinzip gehalten werden, sind bereits bei einer nicht dauerhaften Wertminderung zeitnah im Wert zu berichtigen. Gemäß dem IDW hat eine Änderung der Veräußerungs- zu einer Halteabsicht und eine hiermit verbundene Reklassifizierung des Finanzinstruments in

[64] Die Umklassifizierung wurde mit den Amendments zu IAS 39 und IFRS 7 vom 13.10.2008 umgesetzt.
[65] Vgl. Zimmermann und Schymczyk (2009), S. 507.
[66] Das IDW hat zur Umwidmung von Finanzinstrumenten während der Krise im RH HFA 1.014 vom 09.01.2009 Stellung genommen.
[67] Vgl. Gilgenberg und Weiss (2009), S. 185f.

der Bilanzierung nach den IFRS auch eine Umgliederung in der HGB-Bilanzierung vom Umlauf- ins Anlagevermögen zur Folge. Umgekehrt soll dies allerdings nicht gelten.[68]

Eine Bewertung zum beizulegenden Zeitwert von Finanzinstrumenten, die zu Handelszwecken erworben werden, wurde nach langen Diskussionen nicht in das HGB n.F. übernommen. Die Wertveränderungen sind weiterhin durch Zu- und Abschreibungen abzubilden, wobei der derzeitige Wert die historischen Anschaffungskosten nicht überschreiten darf (§ 253 Abs. 3 und Abs. 4 HGB n.F.).[69] Erstmalig wird die Bilanzierung von Bewertungseinheiten mit der Einführung des BilMoG kodifiziert. Da das Gesetz keine spezifischen Regelungen zur Behandlung von Bewertungseinheiten vorgibt, werden in der Literatur zwei unterschiedliche Methoden zur Bilanzierung der Bewertungseinheiten diskutiert. Innerhalb der Durchbuchungsmethode würde laut § 254 S. 1 HGB n.F. die Sicherungsbeziehung zum beizulegenden Zeitwert bilanziert. Je nach Wertentwicklung des Sicherungsgeschäfts wird somit entweder ein ergebniswirksamer Aktiv- oder Passivausweis des Derivats erfolgen. Die Einfrierungsmethode berücksichtigt die Sicherungsbeziehung hingegen weder in der Bilanz noch in der Gewinn- und Verlustrechnung, wodurch sich der Ergebniseffekt erst bei einer Auflösung der Sicherungsbeziehung zeigt.[70] Ebenso sind Altersversorgungsverpflichtungen, die sich an dem beizulegenden Zeitwert der zur Deckung der Verpflichtungen gehaltenen Wertpapiere orientieren, zum beizulegenden Zeitwert anzusetzen (§ 253 Abs. 1 S. 3 HGB n.F.). Unrealisierte Gewinne aus der Bilanzierung der Derivate oder des Deckungsvermögens, aber auch den selbst erstellten immateriellen Vermögensgegenständen, unterliegen einer Ausschüttungssperre nach § 268 Abs. 8 HGB, die den Zweck der Kapitalerhaltung im HGB sichert.

2.2.3 Umstellungseffekte von HGB auf IFRS

Eine Reihe von Studien[71] hat die Umstellung der jeweiligen nationalen Rechnungslegung auf die IFRS analysiert. Für deutsche Unternehmen führt die Erstumstellung von HGB auf IFRS nach Burger, Feldrappe und Ulbrich (2006) in der Zeit vor der obligatorischen Anwendung der IFRS zu einer mangelnden Nachvollziehbarkeit der Wahlrechtsausübung, einer Beeinträchtigung der Vergleichbar-

[68] Vgl. IDW RH HFA 1.014, Tz. 24.

[69] Dessen ungeachtet könnte ein liquider Markt für Banken Anreize bieten, ausgewählte Wertpapiere zu verkaufen, um diese dann zu einem höheren Kurs zurückzukaufen, wodurch das Verbot des Ausweises von unrealisierten Gewinnen im HGB umgangen wird. Vgl. Laux und Leuz (2010), S. 97.

[70] Vgl. Kopatschek, Struffert und Wolfgarten (2010), S. 328.

[71] Die genannten Studien verwenden nicht oder nur in Einzelfällen oder Robustheitsanalysen die in dieser Arbeit eingesetzten Methoden zur Messung von conditional conservatism. Ihre Resultate sollen aus diesem Grund in diesem Abschnitt nur kurz diskutiert werden. Für einen weiteren Überblick der Umstellungseffekte von den nationalen GAAP auf die IFRS in Europa siehe Soderstrom und Sun (2007) oder Schipper (2005).

keit der Abschlüsse und in einzelnen Fällen zu massiven Wertänderungen sowie zu Verschiebungen zwischen den Bilanzpositionen.[72] Hinsichtlich der durch die Deutsche Prüfstelle für Rechnungswesen (DPR) aufgedeckten Fehler bei der IFRS-Anwendung von börsennotierten Unternehmen bestätigen von Keitz und Wenk (2010), dass in 23% der Jahresabschlüsse Fehler auf Grund der Komplexität der Standards und der unzureichenden Kenntnisse des Bilanzierenden vorhanden sind. Diese Fehler beziehen sich in erster Linie auf die Angaben im Anhang oder die Bewertung von Vermögenswerten. Auffällig ist die hohe Fehlerquote bei der Bilanzierung von Finanzinstrumenten und bei kleineren und mittelgroßen Unternehmen mit einem Umsatz unter 250 Mio. EUR.[73] Diese Untersuchung bestätigt die Schwierigkeiten bei der Auslegung der Ermessenspielräume der IFRS und der Kommunikation mit dem Abschlussprüfer. Die oben dargestellte, derzeitige Entwicklung der IFRS mit einem noch weiter gesteigerten Grad an Komplexität und Ermessensspielräumen wird demzufolge eher zu einer Häufung der Fehler führen. Dies ist bereits an den überproportional gestiegenen Fehlern in den Abschlüssen von 2009 mit Bezug auf die Risiko- und Prognoseberichterstattung innerhalb der Krise zu erkennen.[74]

Hung und Subramanyam (2007) verifizieren bei den IFRS- im Vergleich zu den HGB-Konzernabschlüssen eine signifikante Steigerung der Bilanzsumme, des Eigenkapitals und der Variabilität des Eigenkapitals sowie der Erfolgsgrößen im Zeitraum vor der obligatorischen Anwendung der IFRS.[75] Für den Zeitraum der verpflichtenden Umstellung von HGB auf IFRS zwischen den Geschäftsjahren 2004 und 2005 lässt sich für deutsche Unternehmen durch Haller, Ernstberger und Froschhammer (2009) ebenfalls eine Erhöhung des Eigenkapitals und des Konzernjahresüberschusses nachweisen. Diese Erhöhung ist vor allem auf die immateriellen Vermögenswerte und den aktivierten Geschäfts- und Firmenwert zurückzuführen.[76] In weiteren Staaten der EU führt die obligatorische Einführung der IFRS gleichermaßen zu einer Erhöhung des Eigenkapitals und einer Reduzierung der Eigenkapitalkosten, die allerdings von den rechtlichen Rahmenbedingungen der einzelnen Länder abhängig und nur für Länder mit einem starken Enforcement gegeben ist.[77]

In einem zeitlichen Vergleich der Perioden von 2000-2004 und 2005-2007 lässt sich von Chen et al. (2010) für Mitgliedstaaten der EU nach der obligatorischen Einführung der IFRS eine Abnahme der schwellenwertorientierten Bilanzpolitik, aber auch eine *Verringerung* von conditional conservatism nachweisen. Im Einklang mit den Resultaten anderer Studien beruhen die Veränderungen auf der

[72] Vgl. Burger, Feldrappe und Ulbrich (2006), S. 140f.
[73] Vgl. von Keitz und Wenk (2010), S. 513-516.
[74] Vgl. von Keitz und Wenk (2010), S. 521.
[75] Vgl. Hung und Subramanyam (2007), S. 623.
[76] Vgl. Haller, Ernstberger und Froschhammer (2009), S. 278; Küting und Zwirner (2007), S. 101.
[77] Vgl. Daske et al. (2008), S. 1085f; Li (2010), S. 607.

Anwendung der IFRS und nicht auf den Anreizen des Managements, institutionellen Faktoren oder dem Kapitalmarkt.[78] Jeanjean und Stolowy (2008) zeigen jedoch, dass ein signifikanter Einfluss der Anreize des Managements und der institutionellen Faktoren auf die Informationsfunktion der Rechnungslegung besteht und allein die Einführung der IFRS nicht zwingend zu einer überlegenen Informationsversorgung führt.[79] Ähnlich sind die Resultate von Ding et al. (2007), die in Ländern mit einem schwach ausgeprägten Kapitalmarkt und einer hohen Konzentration der Anteilseigner eine Steigerung der Bilanzpolitik und eine Verminderung der unternehmensspezifischen Informationen für die Investoren nach der verpflichtenden Einführung der IFRS belegen.[80] Darüber hinaus verhält sich nach Kvaal und Nobes (2010) die Anwendung der IFRS nicht homogen in der gemeinsamen Betrachtung der untersuchten Staaten. Viele Unternehmen nutzen die Möglichkeit, die Regelungen der nationalen Standards in der Übergangsphase weiter unter den IFRS anzuwenden, so dass die Rechnungslegung auch trotz der Anwendung der IFRS immer national geprägt ist.[81] Dies konstatieren auch Ding, Jeanjean und Stolowy (2005), die neben den regulatorischen Bedingungen auch die Kultur des Landes zur Erklärung der Unterschiede zwischen den nationalen Standards und den IFRS als entscheidenden Faktor ansehen.[82] Eine Anpassung der nationalen Standards scheint demnach einer Übernahme der IFRS zur Verbesserung der Entscheidungsnützlichkeit von Finanzinformationen vorzuziehen.

2.3 Kapitalmarktorientierung

Die Rechnungslegung von nicht börsennotierten Unternehmen findet bis auf wenige Ausnahmen[83] keine Beachtung in der empirischen Literatur. Dies ist zum einen mit der geringen Datenverfügbarkeit, zum anderen aber auch mit der Fokussierung der öffentlichen Wahrnehmung auf die Kapitalmärkte zu begründen. Die Untersuchung der Determinante der Kapitalmarktorientierung zielt in erster Linie darauf ab, die im Verhältnis stärker ausgeprägte Eigenkapitalfinanzierung von börsennotierten[84] Unternehmen mit der vorrangig auf die Aufnahme von Fremdkapital bezogene Finanzierung von nicht börsennotierten Unternehmen zu vergleichen. Aus der unterschiedlichen Kapitalstruktur ergeben sich

[78] Vgl. Chen et al. (2010), S.221.
[79] Vgl. Jeanjean und Stolowy (2008), S. 480.
[80] Vgl. Ding et al. (2007), S. 2.
[81] Vgl. Kvaal und Nobes (2010), S. 173.
[82] Vgl. Ding, Jeanjean und Stolowy (2005), S. 325.
[83] Vgl. dazu Kapitel 4.
[84] Der Gesetzgeber hat mit der Einführung des BilMoG erstmalig eine zentrale Definition einer kapitalmarktorientierten Kapitalgesellschaft in § 264d HGB geschaffen. Aus dieser Definition ergibt sich eine Reihe von Rechtsfolgen, u.a. die Erweiterung des Einzelabschlusses um eine Kapitalflussrechnung und einen Eigenkapitalspiegel, die Definition als großes Unternehmen, unabhängig von den Größenklassen des § 267 HGB, und die Erläuterung des internen Kontroll- und Risikomanagementsystems im Lagebericht. Vgl. Zwirner (2010), S. 3.

vielfältige Anforderungen an die Rechnungslegung und die Vermittlung von Informationen an die Eigen- und Fremdkapitalgeber.

Wie bereits in Abschnitt 2.2 beschrieben, ist ein Abbau von Informationsasymmetrien durch entscheidungsnützlichere Informationen über eine Bilanzierung gemäß den IFRS[85] unter bestimmten Bedingungen möglich. Es bleibt jedoch die Frage offen, wie börsen- und nicht börsennotierte Unternehmen auch gemäß dem HGB entscheidungsnützliche Informationen bereitstellen können und ob dies überhaupt für die nicht börsennotierten Unternehmen notwendig ist. Um die Unterschiede zwischen den Anforderungen der Bilanzadressaten von börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen messen zu können, muss die Annahme gesetzt werden, dass das HGB genug Flexibilität besitzt, um die unterschiedliche Nachfrage der Interessengruppen nach diesen Informationen abzubilden.[86] Da ausschließlich der Einzelabschluss eines Unternehmens in Deutschland zur Steuerbemessung herangezogen wird, eine rechtsformabhängige Besteuerung erfolgt und nur Kapitalgesellschaften auf Grund der Bedingung der Abschlussprüfung in diesem Unternehmensvergleich betrachtet werden, unterliegen die börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen den gleichen steuerlichen Regelungen. Demzufolge werden die Einflüsse der Besteuerung in diesem Abschnitt vernachlässigt.

2.3.1 Transparenzanforderungen der Börse

Durch die Auswirkungen der Finanzmarktkrise befindet sich angesichts der zeitweilig beeinträchtigten Versorgung mit Liquidität in 2009 über die Banken auch der Mittelstand im Zugzwang, seine Finanzierung umzustellen.[87] Möglicherweise stellt ein Gang an die Börse für viele Unternehmen einen gangbaren Ausweg aus der Abhängigkeit von der Fremdfinanzierung dar, der die teurere Fremdfinanzierung reduziert und die Bonität über die gestiegene Eigenkapitalquote erhöht. Weitere Ursachen für einen Börsengang sind vorrangig eine langfristige Wachstumsstrategie oder die Förderung des Bekanntheitsgrades und Images des Unternehmens. Im Zeitraum von 1986 bis Ende 2009 haben bereits 850 Unternehmen mit einem Neuemissionsvolumen von ca. 105,9 Mrd. EUR einen Börsengang an einer deutschen Börse vollzogen.[88] Die Möglichkeit zur Emission von Wertpapieren besteht an sieben Handelsplätzen in Deutschland, wobei mit mehr als 90% Umsatzanteil der wichtigste Handelsplatz

[85] Das IASB hat am 09.07.2009 einen Entwurf der IFRS für small and medium-sized entities (IFRS for SMEs) veröffentlicht. Eine verbindliche Umsetzung für europäische Mittelständler ist allerdings noch in der Diskussion. Für Erläuterungen des Standards und den Nutzen für SMEs siehe u.a. Beiersdorf, Eierle und Haller (2009), Fülbier, Gassen und Ott (2010) oder Janssen und Gronewold (2010).

[86] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 98.

[87] Zur Gefahr einer Kreditklemme in Deutschland siehe Plankensteiner und Zimmermann (2009).

[88] Vgl. Waschbusch, Staub und Karmann (2009), S. 689f.

die Frankfurter Börse, insbesondere ihre elektronische Plattform Xetra, ist. Im August 2010 sind an der Frankfurter Börse 346 Unternehmen im Prime Standard, 303 im General Standard und 119 im Entry Standard mit einer Marktkapitalisierung von insgesamt 960,96 Mrd. EUR gelistet. Im Vergleich zum Vorjahr sind die Zahlen im General und Prime Standard rückläufig, wohingegen die Anzahl im Entry Standard leicht gestiegen ist.[89]

Der Entry Standard gehört zu den Regulated Unofficial Markets (Freiverkehr), die von den Börsen selbst privatrechtlich reguliert werden. Der Prime und General Standard lassen sich hingegen zu den EU-Regulated Markets zählen.[90] Im General Standard sind alle Unternehmen enthalten, die die gesetzlich normierten Mindestanforderungen des EU-regulierten Marktes erfüllen. Diese Mindestanforderungen[91] setzen sich aus der

- Anwendung der IFRS
- Veröffentlichung eines Halbjahresberichts
- Veröffentlichung von Zwischenmitteilungen für das erste und dritte Quartal über die allgemeine Finanzlage und die wesentlichen Ereignisse des Berichtszeitraums
- Veröffentlichung von Ad hoc-Mitteilungen über Sachverhalte, die den Börsenkurs beeinflussen
- Veröffentlichung von Mitteilungen über das Unter-/Überschreiten von Meldeschwellen

zusammen. Zusätzlich müssen im Prime Standard auch die internationalen Transparenzanforderungen erfüllt werden. Zu diesen Anforderungen zählen bspw. die

- Berichterstattung in deutscher und englischer Sprache
- Veröffentlichung von Quartalsberichten in deutscher und englischer Sprache
- Veröffentlichung von Ad hoc-Mitteilungen und Meldungen über Insiderinformationen in deutscher und englischer Sprache
- Durchführung mindestens einer Analystenkonferenz pro Jahr
- Veröffentlichung eines aktuellen Unternehmenskalenders im Internet.

Entscheidend bei der Wahl des Zugangs zu einer Börse sind demnach die Transparenzanforderungen des regulierten Marktes, der für die Mehrheit der mittelständischen Unternehmen auf Grund der immensen Kosten nicht zu realisieren ist. Die Unternehmensgröße ist jedoch kein Argument gegen

[89] Vgl. http://deutsche-boerse.com, Key Figures.

[90] Vgl. http://deutsche-boerse.com, Prime und General Standard. Weitere spezialisierte Mittelstandssegmente sind an den Börsen München und Stuttgart zu finden. Vgl. Waschbusch, Staub und Karmann (2009), S. 691.

[91] Zu den Mindestanforderungen und den internationalen Transparenzanforderungen siehe: General Standard und Prime Standard – Zugang zum europäischen Kapitalmarkt, S. 6f., http://deutsche-boerse.com.

einen Börsengang. Der Umsatz eines Unternehmens des Entry Standards liegt im Durchschnitt vor dem Börsengang gerade einmal bei 19,5 Mio. EUR und die Bilanzsumme bei 24,2 Mio. EUR.[92] Der Entry Standard wird daher auf der einen Seite von den Unternehmen eher als Sprungbrett gesehen, um im Zeitablauf einen Wechsel in den Prime Standard anzustreben.[93] Auf der anderen Seite fungiert der Entry Standard in Abschwungphasen auch als Rückzugsmöglichkeit für Unternehmen, die ein Downgrade aus dem Prime Standard auf Grund von Kosteneinsparungen erfahren haben.[94] In Hinblick auf die geringeren Transparenzanforderungen des Entry Standards verwundert es nicht, dass die Deutsche Börse selbst nur risikobewussten und qualifizierten Anlegern i.S.d. § 2 Nr. 6 WpPG eine Investition in Unternehmen dieses Segments empfiehlt.[95] Da der Entry Standard als Regulated Unofficial Market kein organisierter Markt i.S.d. § 2 Abs. 5 WpHG ist, greift die Legaldefinition der Kapitalmarktorientierung aus § 264d HGB nicht, und die dort gelisteten Unternehmen unterliegen nicht den damit verbundenen Rechtsfolgen. Die Größenverhältnisse zwischen den an der Frankfurter Börse in den drei Segmenten gehandelten Unternehmen werden überdeutlich, wenn die Unternehmen anhand der Marktkapitalisierung gegenübergestellt werden. Zwar machen die 520 Small Caps im März 2009 von der Anzahl 70,4% der notierten Unternehmen aus, bilden aber nur 1,8% der gesamten Marktkapitalisierung ab. Im Gegensatz dazu erreichen die 44 Large Caps eine Marktkapitalisierung von 531,63 Mrd. EUR, die einem Anteil von 84,3% entspricht.[96]

Die Small Caps scheinen sich auf das vorgegebene Mindestmaß an Transparenz zu beschränken, wie die Untersuchung von Oetken und Frank (2009) zeigt. Falls überhaupt Daten veröffentlicht werden, beziehen sich diese lediglich auf die Bilanz, Gewinn- und Verlustrechnung oder die Kapitalflussrechnung. Weitere Kennzahlen, z.B. zur Rentabilität, und auch qualitative Aussagen werden i.d.R. nicht veröffentlicht.[97] Eine vermehrte Vergangenheitsorientierung ist auch bei den Unternehmenspräsentationen der Small Caps ersichtlich, die keine relevanten Kennzahlen, insbesondere für die Prognose des zukünftigen Erfolges sowie dessen mikro- und makroökonomische Einflussfaktoren, berücksichtigen. Die Small Caps besitzen zudem nur eine geringe Analysten-Coverage, die das Interesse der Investoren sinken und die Transaktionskosten sowie Illiquidität steigen lässt.[98] Ein Vergleich von eigentümerdominierten Unternehmen des GEX, eines Index des Prime Standards, mit dem DAX verdeutlicht ein

[92] Vgl. http://deutsche-boerse.com, Entry Standard. Stand: 30. August 2008. Der Median ist sogar für beide Werte mit 8,1 Mio. EUR und 9,2 Mio. EUR weitaus geringer.
[93] Vgl. Wegmann und Kaehlert (2008), S. 19.
[94] Vgl. Bönig (2009), S. 32f.
[95] Vgl. http://deutsche-boerse.com, FAQ-Katalog zum Entry Standard S. 2.
[96] Die Größenklassen gliedern sich in die Small Caps mit einer Marktkapitalisierung bis 100 Mio. EUR, den Mid Caps zwischen 100 Mio. EUR und 2 Mrd. EUR und den Large Caps mit über 2 Mrd. EUR. Vgl. Oetken und Frank (2009), S. 374.
[97] Vgl. Oetken und Frank (2009), S. 375f.
[98] Vgl. Oetken und Frank (2009), S. 376.

verhältnismäßig stärkeres Wachstum des GEX seit der Gründung des Index in 2005 bis Mitte 2007 gegenüber dem DAX.[99]

Die Zahl der IPOs ist in den vergangenen Jahren im Zuge der Finanzmarktkrise stark zurückgegangen. In 2008 sind lediglich fünf und in 2009 vier IPOs an der Frankfurter Börse durchgeführt worden. Bis Ende Juli 2010 haben allerdings schon neun Unternehmen den Schritt an die Börse gewagt.[100] Gerade in der Krise wiegen die Argumente gegen einen Börsengang schwer, da zu diesem Zeitpunkt die Erstbewertung der Anteile und die Nachfrage der potenziellen Investoren eher gering ausfallen. Ferner ist für den Börsengang eine aussagekräftige Equity Story entscheidend, die die Chancen und Risiken der zukünftigen Unternehmensentwicklung wiedergibt und den Grundstein für eine gelungene Investor Relations Arbeit legt.[101]

2.3.2 Finanzierung und Informationsvermittlung

Die börsennotierten Unternehmen unterscheiden sich von den nicht börsennotierten Unternehmen zunächst vordergründig durch die Verteilung des Anteilsbesitzes, der bei den nicht börsennotierten Unternehmen primär durch einen kleineren Kreis von Anteilseignern gehalten wird. Zumal die oben genannten Transparenzanforderungen hohe Transaktionskosten zur Beseitigung von Informationsasymmetrien im Rahmen der Außenfinanzierung bedingen, ist eine Minimierung dieser Verpflichtungen gegenüber Dritten und deren Mitwirkungsrechte geboten. Aus diesem Grund werden nicht börsennotierte Unternehmen eher dazu neigen, die Innen- und die Außenfinanzierung mit Fremdkapital wegen des geringeren exogenen Risikos für die Kapitalgeber der eigenkapitalbasierten Außenfinanzierung vorzuziehen.[102]

Das Ziel dieses Abschnitts ist eine Veranschaulichung der unterschiedlichen Nachfrage von Eigen- und Fremdkapitalgebern nach zeitnahen Informationen. Wie bei Ball und Shivakumar (2005) wird angenommen, dass die Eigenkapitalgeber von börsennotierten Unternehmen eine größere Nachfrage nach Finanzinformationen besitzen als Eigenkapitalgeber von nicht börsennotierten Unternehmen. Da im deutschen Mittelstand[103] ca. 95% der Unternehmen eignergeführt sind, verfügen die Eigenkapi-

[99] Vgl. Böttcher und Linnemann (2008), S. 164.
[100] Vgl. Waschbusch, Staub und Karmann (2009), S. 695. Zwischen Unsicherheiten auf den Märkten für Staatsanleihen und verbesserten Konjunkturaussichten, Meldung vom 17.08.2010, http://deutsche-boerse.com.
[101] Vgl. Waschbusch, Staub und Karmann (2009), S. 697.
[102] Vgl. Börner, Grichnik und Reize (2010), S. 227. Börner, Grichnik und Reize (2010) zeigen für das KfW-Mittelstandspanel, dass die Fremdfinanzierung dieser Unternehmen durch die Größe, das Alter, die Eigentümerstruktur, den Innovationsgrad und die Rentabilität des Unternehmens beeinflusst wird.
[103] Das Institut für Mittelstandsforschung in Bonn (IfM) definiert Unternehmen mit einem Umsatz unter 50 Mio. EUR und

talgeber der nicht börsennotierten Unternehmen über vollumfängliche Informationen bzgl. der Unternehmensentwicklung.[104] Die Eigenkapitalgeber von börsennotierten Unternehmen sind auf Grund der Trennung von Anteilsbesitz und Unternehmensführung hingegen ex ante schlechter informiert. Die flachen Hierarchien bei den nicht börsennotierten Unternehmen gewährleisten eine direkte, persönliche Kommunikation mit Kunden, Lieferanten und den Hausbanken. Die Fremdkapitalgeber von börsennotierten Unternehmen müssen sich hingegen angesichts der indirekten Kommunikation auf die veröffentlichten Finanzinformationen fokussieren, wodurch die Nachfrage nach einer entscheidungsnützlichen Rechnungslegung steigt.

Die Informationsasymmetrien sind bei den nicht börsennotierten Unternehmen infolge der Personenidentität zwischen Eigner und Geschäftsführung nur schwach oder gar nicht vorhanden, so dass die Ausschüttungsbemessung zur Kontrolle der Eigner-Management-Beziehung bei diesen Unternehmen nur von untergeordneter Bedeutung ist.[105] Da die Transaktionen zwischen den börsennotierten Unternehmen und ihren Eigenkapitalgebern jedoch at-arm's-length erfolgen, sind auch die Informationsasymmetrien weitaus größer. Dies bedeutet wiederum, umso größer die Informationsasymmetrie, desto höher ist die Nachfrage nach conditional conservatism. Hinsichtlich der größeren Informationsasymmetrien bei den börsennotierten Unternehmen werden stärkere Überwachungsmechanismen benötigt, die eine tatsächliche Umsetzung der regulatorischen Rahmenbedingungen sicherstellen. Conditional conservatism kann dabei als ein Mechanismus angesehen werden.

Der Ausgangspunkt für diese Argumentation ist die Reduzierung der Agency-Problematik zwischen Eigen- und Fremdkapitalgebern durch die Finanzberichterstattung.[106] Durch rechnungslegungsbasierte Vereinbarungen lassen sich moral hazards hinsichtlich übermäßiger Ausschüttungen und einer Risikoverlagerung zwischen Anteilseignern und Gläubigern vermindern. Da Manager von börsennotierten Unternehmen nur eine geringfügige bzw. keine Beteiligung an ihrem Unternehmen halten, sind sie im Verhältnis zu Managern von nicht börsennotierten, eignergeführten Unternehmen nur anteilig von einem finanziellen Schaden betroffen. Dies führt zu opportunistischem Verhalten, welches genutzt wird, um die Erfolgsgrößen des Unternehmens zu erhöhen. Aktienbasierte Anreizsysteme können hier entgegenwirken und ein zu optimistisches oder opportunistisches Verhalten reduzieren. Ein moral hazard wird, ungeachtet der aktienbasierten Anreizsysteme, trotzdem bestehen bleiben, da die Erfolgsgrößen

500 Mitarbeitern als mittelständische Unternehmen.

[104] Vgl. Böttcher und Linnemann (2008), S. 164.

[105] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 97. Eine Reduktion der Informationsasymmetrien erfolgt in Ländern wie Japan (keiretsu), Korea (chaebol) oder China (guanxi) über Insider-Netzwerke, so dass der Bedarf nach conditional conservatism für diese Unternehmen geringer sein dürfte, da diese Insiderinformationen als Substitute für eine externe Finanzberichterstattung verstanden werden. Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 98.

[106] Für einen grundlegenden Überblick der Agency-Beziehungen eines Unternehmens siehe die Arbeiten von Jensen und Meckling (1976) oder Smith und Warner (1979).

neben der Allokation des Kapitals zwischen Investoren und Management auch immer – direkt oder indirekt – den variablen und nicht variablen Anteil der Vergütung des Managements berühren.[107]

Auf Grund der erschwerten Wahrnehmung von potenziellen Schäden durch die Anteilseigner von börsennotierten Unternehmen entsteht die Notwendigkeit für eine verzögerte Auszahlung der Vergütung des Managements bis verifizierbare Nachweise in Form von Finanzinformationen für den Erfolg der Managemententscheidungen vorliegen. Die zeitlich verzögerte Entlohnung des Managers stellt eine Art Absicherung der Anteilseigner gegenüber dem Management dar.[108] Ohne den hohen Verifizierungsgrad, der per Definition von einer vorsichtigen Rechnungslegung gefordert wird, könnte das Management die Schätzungen von zukünftigen Cash Flows erhöhen und Vergütungen vereinnahmen, die zu negativen Barwerten von laufenden Investitionen führen. Durch den frühzeitigen Verlustausweis mehren sich die kritischen Einschätzungen der Analysten in Bezug auf die Unternehmensperformance, die eine Verschlechterung des Ratings bzw. der Bonität und eine Erhöhung des Drucks auf das Management von börsennotierten Unternehmen zur Folge haben. Darüber hinaus verlieren dauerhaft zu optimistische Prognosen des Managements auf diesem Weg an Glaubwürdigkeit.[109]

Ein weiterer moral hazard ergibt sich aus der Möglichkeit zur Verschiebung des Verlustausweises von Projekten mit einem negativen Barwert durch das Management, bis die Verantwortung für das Projekt von einem neuen Manager übernommen werden muss. Zu diesen Investitionen können z.B. luxuriöse Büros oder Firmenwagen zählen. Im Gegensatz hierzu können auch Investitionen unterlassen werden, wenn Manager mit einer begrenzten Amtszeit Projekte mit einem positiven, jedoch kurzfristig negativen, Barwert nicht tätigen, da der langfristige Erfolg dem zukünftigen Manager zugeschrieben wird.[110] Diese horizon-Problematik wird durch die zeitnahe Aufwandsrealisierung abgemildert, indem diese den Verlust, unabhängig von der Entscheidung des Managements, bereits dann erfasst, wenn die Erwartungen des zukünftigen Cash Flows nach unten korrigiert werden. Eine vorsichtige Rechnungslegung erhöht somit den Anreiz für das Management, den Verlust schnell zu begrenzen und den Abfluss von Kapital aus dem Unternehmen zu verhindern.[111] Zumal hingegen ein Gesellschafter-Geschäftsführer eines nicht börsennotierten Unternehmens, der u.U. selbst das Unternehmen gegründet hat oder es über Generationen fortführen möchte, nur eine bedingte Möglichkeit besitzt, die Verantwortung für verlustreiche Projekte weiterzureichen, wird dieser bereits aus eigenem Interesse Verluste zeitnah realisieren. Die Nachfrage nach einer vorsichtigen Rechnungslegung ist daher für

[107] Vgl. Sen (2005), S. 230.
[108] Vgl. Pae, Thornton und Welker (2005), S. 699. Conditional conservatism ist in diesem Zusammenhang als untere Wertgrenze für die Messung des Erfolgs des Managements anzusehen. Vgl. Bushman und Piotroski (2006), S. 112.
[109] Vgl. Ball, Kothari und Robin (2000), S. 47.
[110] Vgl. Leuz (2001), S. 172-175.
[111] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 87.

nicht börsennotierte Unternehmen eher gering.[112]

Eine vorsichtige Rechnungslegung verbessert bei der Darlehensvergabe die Effizienz der Kreditvereinbarungen, da Unter-/Überschreitungen von rechnungslegungsbasierten Schwellenwerten durch den zeitnahen Ausweis von Aufwendungen schneller aufgedeckt werden und außerdem das opportunistische Verhalten des Managements eingedämmt wird.[113] Eine Veröffentlichung von weniger verlässlichen Informationen führt deshalb zu höheren Fremdkapitalkosten, aber auch zu einem Trade-Off zwischen den Kosten zur Verifizierung der Finanzinformationen und den Finanzierungskosten.[114]

Für die börsennotierten Unternehmen liegen zusätzlich zu den eigenen Veröffentlichungen gemäß den Transparenzanforderungen auch harte, belastbare Informationen über große Kreditinstitute oder weitere Finanzmarktintermediäre, wie z.B. Analysten, vor. Zu diesen Informationen zählen vor allem Prognosen des Periodenergebnisses oder Kauf-, Halte- oder Verkaufempfehlungen.[115] Aus diesem Grund ist es für börsennotierte Unternehmen vorteilhafter, Fremdkapital von größeren Kreditinstituten aufzunehmen, da diese Skaleneffekte bei der Bereitstellung der zusätzlichen Informationen nutzen können. Für nicht börsennotierte Unternehmen ist es andererseits effizienter, eine langfristige Beziehung mit einer geringen Anzahl von kleineren Kreditinstituten einzugehen, die sich eher auf das Unternehmen spezialisieren, um weiche Informationen über die Finanzberichterstattung hinaus zu erhalten.[116] Die enge Kommunikation der nicht börsennotierten Unternehmen mit ihren Hausbanken ermöglicht eine zeitnähere Anpassung der Kreditkonditionen als es eventuell über eine vorsichtige Rechnungslegung denkbar wäre, wodurch die Nachfrage nach conditional conservatism sinkt.[117]

Die Beziehung des Eigners eines nicht börsennotierten Unternehmens zum Unternehmen ist in Anbetracht einer gewissen Illiquidität der Anteile, die einen schnellen Ausstieg aus dem Investment verhindert und somit auch das Interesse des Eigners an einer langfristigen Bindung an den Fremdkapitalgeber steigert, eher von langfristiger Natur.[118] Ein Argument gegen die Ausweitung der Außenfinanzierung über die Aufnahme von Eigenkapital durch einen Börsengang ist die Verschiebung des Risikoprofils der Gesellschafter-Geschäftsführer der nicht börsennotierten Unternehmen über die Neuordnung der Eignerstruktur nach einem Börsengang. Zudem wird durch einen Zufluss von Kapi-

[112] Vgl. LaFond und Roychowdhury (2008), S. 105.
[113] Vgl. Nikolaev (2010), S. 138. Für eine gegenteilige Ansicht zur Verringerung der Effizienz von Kreditvereinbarungen durch conservatism siehe Gigler et al. (2009).
[114] Vgl. Peek, Cuijpers und Buijink (2010), S. 52; Ball, Robin und Sadka (2008), S. 177.
[115] Vgl. Watts (2003a), S. 214.
[116] Vgl. Berger et al. (2005), S. 240.
[117] Zur Diskussion, ob conditional conservatism tatsächlich die Effizienz der Vertragsgestaltung mit Gläubigern erhöht oder warum nicht eher unternehmensspezifische Gestaltungen vorzuziehen sind, siehe Beatty, Weber und Yu (2008).
[118] Vgl. Wang (2006), S. 626f.

tal zur Beibehaltung oder Erhöhung ihres Anteils nach einem Börsengang das Risiko für den Eigner gesteigert. Ohne Zuführung von neuem Kapital verliert er jedoch einen Teil seiner Kontrolle über das Unternehmen.[119] Auf der anderen Seite führt die restriktive Informationsbereitstellung der nicht börsennotierten Unternehmen für externe Eigenkapitalgeber, die auf der Suche nach einer geeigneten Investition sind, zu hohen Transaktionskosten, denen vielfach nur geringe Finanzierungsvolumina gegenüberstehen, so dass das Eigenkapital weiterhin in den Händen der bestehenden Anteilseigner verbleibt. Darüber hinaus führt das personengebundene Wissen innerhalb der Unternehmensführung zusätzlich zu einer Verringerung der Transparenz und einer Erhöhung des Risikos.[120]

Ein entscheidender Unterschied zwischen den Anforderungen von Eigen- und Fremdkapitalgebern an die Finanzberichterstattung ist die Tatsache, dass die Gläubiger immer nur eine gleichbleibende, vertraglich fixierte Zahlung von dem Unternehmen erhalten, wohingegen die Anteilseigner in Abhängigkeit der Unternehmensentwicklung schwankende Ausschüttungen vereinnahmen.[121] Im Fall der Gläubiger wird von einer asymmetrischen Kompensation gesprochen, da die Zinszahlung einerseits in der maximalen Höhe begrenzt ist, jedoch andererseits ein vollständiger Verlust des Kapitals bei Ausfall des Unternehmens droht. Gläubiger sind also vorrangig an einer Gewährleistung durch die Rechnungslegung interessiert, dass die Vermögenswerte des Unternehmens immer größer als die vereinbarte Vertragssumme sind.[122]

Die Festlegung der Ausschüttungshöhe steht gerade im deutschen Handelsrecht im Zwiespalt zwischen der Stärkung des Gläubigerschutzes und einer angemessenen Ausschüttung an die Anteilseigner. Conditional conservatism reduziert ceteris paribus die Höhe der Ausschüttungen, da dieser einen Ertrag erst in Perioden erfasst, in denen der Cash Flow dem Unternehmen zufließt, aber Aufwendungen bereits bei zukünftig zu erwartenden, negativen Cash Flows ausweist.[123] Falls freie Cash Flows von der Ausschüttungsbegrenzung durch eine vorsichtige Rechnungslegung betroffen sind, treten Überinvestitionen auf, welche sich positiv auswirken, wenn vorteilhafte Investitionen durchgeführt werden, die ohne Restriktion auf Grund der Teilung der Rückflüsse mit den Gläubigern unterlassen worden wären. Dagegen sind negative Folgen bei voreiligen Investitionen in unrentable Projekte zu erwarten, welche in zukünftigen Perioden auch die Position der Gläubiger schwächen.[124] Zudem kann eine vorsichtige Rechnungslegung besser informierte Gläubiger auf Kosten der schlechter informier-

[119] Vgl. Nichols, Wahlen und Wieland (2009), S. 93.
[120] Vgl. Börner, Grichnik und Reize (2010), S. 227.
[121] Für eine detaillierte theoretische Diskussion, ob die Nachfrage nach conditional conservatism eher durch Gläubiger oder Anteilseigner getrieben wird, siehe Ball, Robin und Sadka (2008).
[122] Vgl. Watts (2003a), S. 212.
[123] Vgl. Watts (2003a), S. 211.
[124] Vgl. Wielenberg (2009), S. 4.

ten Gläubiger bevorteilen. Gerade die Hausbanken, die wesentlich besser als viele andere Gläubiger über die Unternehmensentwicklung, insbesondere über die stillen Reserven, informiert sind, besitzen auf Grund des Informationsvorsprungs viel früher die Möglichkeit, ihre Kredite zu kündigen und ihre Position mit der Verwertung der stillen Reserven zu sichern.[125]

Wie auch im vorherigen Abschnitt, werden an dieser Stelle Resultate von Studien zu der diskutierten Agency-Problematik der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen kurz diskutiert, die zufolge ihrer abweichenden Methodik nicht in Kapitel 4 besprochen werden. Ball, Robin und Sadka (2008) bestätigen, dass die Nachfrage nach conditional conservatism eher durch die Fremdkapitalgeber geprägt ist, da diese eine asymmetrische Verlustfunktion besitzen und der Kapitalmarkt vorrangig die gesamten Unternehmensinformationen und nicht nur die Informationen aus den Geschäftsberichten verarbeitet.[126] Nach LaFond und Watts (2008) wächst das Ausmaß von conditional conservatism mit einer steigenden Informationsasymmetrie zwischen Eigner und Manager, wobei sich die Erhöhungen des conditional conservatism und die Asymmetrien gegen ein Gleichgewicht zu bewegen scheinen.[127] Unternehmen mit einem geringen Ausmaß von conservatism entscheiden sich laut Bharath, Sunder und Sunder (2008) eher für die Fremdkapitalaufnahme durch Bankdarlehen als für die Aufnahme von zusätzlichem Eigenkapital. Dies ist auf den Insider Access der Banken zu Unternehmensinformationen zurückzuführen, der die Nachfrage nach einer vorsichtigen Rechnungslegung verringert.[128]

Für den amerikanischen Markt finden Beatty, Weber und Yu (2008), dass Modifikationen der Kreditvereinbarungen wahrscheinlicher sind, wenn die Agency-Kosten höher und das Prozessrisiko sowie die Steuer- und Eigenkapitalanforderungen geringer sind. Die unternehmensspezifische Vertragsgestaltung allein scheint die Anforderungen der Gläubiger an eine vorsichtige Rechnungslegung nicht zu erfüllen.[129] Zhang (2008) weist ein früheres Unter- bzw. Überschreiten von Schwellenwerten der Kreditvereinbarungen und ein Angebot von niedrigeren Zinssätzen der Gläubiger für Unternehmen mit einem höheren Ausmaß von conditional conservatism nach. Durch die frühzeitige Verletzung der Vertragsbedingungen profitiert der Gläubiger demnach durch eine zeitnahe Signalisierung des Ausfallrisikos und das Unternehmen über einen geringeren Zins.[130]

Für Unternehmen mit einem höheren Ausmaß von conditional conservatism verifizieren Biddle und Hilary (2006) eine Verbesserung der Effizienz der Investitionen durch die Reduzierung der Infor-

[125] Vgl. Bigus (2007a), S. 567.
[126] Vgl. Ball, Robin und Sadka (2008), S. 200.
[127] Vgl. LaFond und Watts (2008), S. 476.
[128] Vgl. Bharath, Sunder und Sunder (2008), S. 2f.
[129] Vgl. Beatty, Weber und Yu (2008), S. 154.
[130] Vgl. Zhang (2008), S. 27.

mationsasymmetrien von Managern und Kapitalgebern. Dieser Effekt ist in Staaten, in denen die Finanzierung hauptsächlich über Transaktionen at-arm's-length erfolgt, im Verhältnis zu Ländern, in denen Gläubiger vorrangig Fremdkapital begeben, größer.[131] Unternehmen, die stärkeren Konflikten zwischen den Interessengruppen hinsichtlich ihrer Ausschüttungspolitik unterliegen, zeigen nach Ahmed et al. (2002) ein größeres Ausmaß einer vorsichtigen Rechnungslegung. Des Weiteren führt eine vorsichtige Rechnungslegung zu einer Verringerung der Fremdkapitalkosten, wodurch die Beziehung von Fremd- und Eigenkapitalgebern verbessert werden kann.[132]

Die Mehrzahl der Studien zum Einfluss von conservatism auf die Vergütung des Managements weist eine Verminderung des opportunistischen Verhaltens durch eine vorsichtigere Rechnungslegung nach. Iyengar und Zampelli (2010) bestätigen, dass es den Unternehmen über die Limitierung von Bilanzpolitik und die Verbesserung der Verlässlichkeit der Finanzberichterstattung durch eine vorsichtige Rechnungslegung gelingt, die Vergütung des Managers stärker an die Performance des Unternehmens zu binden.[133] Dies stellt auch O'Connell (2006) für Unternehmen des UK fest, die vermehrt den Einfluss einer vorsichtigen Rechnungslegung bei der Festlegung der ertragsbasierten Vergütung des CEO durch das compensation committee berücksichtigen.[134] LaFond und Roychowdhury (2008) konstatieren eine Verringerung von conservatism mit einem steigendem Ausmaß der Trennung von Anteilsbesitz und Unternehmensführung, die mit einer steigenden Nachfrage nach einer vorsichtigen Rechnungslegung durch die Anteilseigner einhergeht.[135]

2.4 Abschlussprüfung

Damit ein Jahresabschluss und der Lagebericht der Prüfungspflicht[136] nach deutschem Recht gemäß § 316 HGB unterliegt, muss eine *Kapitalgesellschaft* gemäß § 267 HGB zwei der drei folgenden Merkmale an den Abschlussstichtagen von zwei aufeinanderfolgenden Geschäftsjahren überschreiten.

- Bilanzsumme von mehr als 4,84 Mio. EUR nach Abzug eines auf der Aktivseite ausgewiesenen Fehlbetrags

[131] Vgl. Biddle und Hilary (2006), S. 963.
[132] Vgl. Ahmed et al. (2002), S. 867.
[133] Vgl. Iyengar und Zampelli (2010), S. 121.
[134] Vgl. O'Connell (2006), S. 627.
[135] Vgl. LaFond und Roychowdhury (2008), S. 101.
[136] Eine Prüfungspflicht ergibt sich nach § 316 Abs. 2 HGB grundsätzlich für Konzernabschlüsse und -lageberichte von Kapitalgesellschaften. Die Prüfungspflicht kann sich aber auch über das Publizitätsgesetz ergeben, wenn das Unternehmen die in § 1 PublG genannten Merkmale überschreitet.

- Umsatzerlöse von mehr als 9,68 Mio. EUR in den zwölf Monaten vor dem Abschlussstichtag
- Durchschnittliche Mitarbeiterzahl von mindestens 50

Speziell in Staaten wie Deutschland, die eine starke Verknüpfung von Steuer- und Handelsbilanz aufweisen, ist der Anreiz für eine sorgfältigere Prüfung durch den Abschlussprüfer höher, da auf Grund der Betriebsprüfung der Steuerbilanz auch Rückschlüsse auf die Handelsbilanz gezogen werden können.

Der Anreiz für den Abschlussprüfer, den Verifizierungsgrad i.S. einer vorsichtigen Rechnungslegung zu erhöhen und z.B. bilanzpolitische Maßnahmen auszuschließen, ergibt sich über die Haftung des Abschlussprüfers für eine fehlerhafte Berichterstattung und über den damit verbundenen Reputationsschaden, der infolge der beschränkten Haftung des Abschlussprüfers weitaus größer sein kann.[137] Obwohl die Wahrscheinlichkeit der Aufdeckung eines Fehlers und der Schaden auf Grund des öffentlichen Interesses bei börsennotierten Unternehmen größer sein dürften, ist er dennoch auch bei nicht börsennotierten Unternehmen nicht zu unterschätzen. Als Sanktionsmechanismus für das opportunistische Verhalten des Managements kann der Abschlussprüfer den Bestätigungsvermerk einschränken oder in besonders schwerwiegenden Fällen sogar versagen. Die Qualität der Prüfung ist abhängig von einer Reihe von Faktoren, wie der Spezialisierung des Abschlussprüfers, den vorhandenen technischen Ressourcen, der internen Qualitätssicherung oder der Größe der Prüfungsgesellschaft – Big4 oder kleine Gesellschaft.

Für die Untersuchung der Determinante der Jahresabschlussprüfung werden in dieser Arbeit Unternehmensgruppen herangezogen, die jeweils nicht börsennotiert sind. Hieraus ergibt sich in diesem Unternehmensvergleich lediglich eine schwach ausgeprägte Agency-Problematik zwischen den Interessentengruppen des Unternehmens. Da zwischen den Anteilseignern und der Unternehmensführung bei nicht börsennotierten Unternehmen i.d.R. Personenidentität besteht, ist die Agency-Problematik zwischen Eigner und Management in der Diskussion dieses Abschnitts zu vernachlässigen. Des Weiteren baut die Finanzierung von nicht börsennotierten Unternehmen vorrangig auf die Innenfinanzierung oder die Außenfinanzierung über Fremdkapitalaufnahme auf, so dass die Agency-Problematik zwischen potenziellen Eignern und Gläubigern ebenfalls nachrangig ist. Im Zusammenhang mit den Auswirkungen der Abschlussprüfung besteht die zu betrachtende Agency-Beziehung vielmehr zwischen dem Gesellschafter-Geschäftsführer und den Hausbanken des Unternehmens. Die Determinante der Abschlussprüfung wird aus diesen Gründen primär als Instrument zur Erhöhung des Verifizie-

[137] Für eine Diskussion der Implikationen der Haftung und des Reputationsverlustes auf die Anreize des Abschlussprüfers siehe Bigus (2006, 2007b) und für die grundsätzlich bestehende Erwartungslücke zwischen Bilanzadressaten und der Tätigkeit des Abschlussprüfers Ruhnke, Schmiele und Schwind (2010) oder Zhang (2007).

rungsgrads der Finanzberichterstattung i.S. einer vorsichtigen Rechnungslegung betrachtet. Darüber hinaus wird der Abschlussprüfer, wie die Analysten von börsennotierten Unternehmen, als Informationsintermediär angesehen, der die Agency-Beziehung zwischen dem Unternehmen und der Hausbank durch die Steigerung des Ausmaßes von conditional conservatism verbessert.[138]

Auf Grund der ausführlichen Darstellung der Agency-Beziehungen von börsen- im Verhältnis zu nicht börsennotierten Unternehmen im vorherigen Abschnitt 2.3 sollen im Folgenden in erster Linie die Resultate von empirischen Studien zur Wirkung der Abschlussprüfung auf eine vorsichtige Rechnungslegung und zu aktuellen Entwicklungen in der Branche diskutiert werden.

Die Wahl des Abschlussprüfers ist in Deutschland nach Ashbaugh und Warfield (2003) abhängig von der Struktur der Gläubiger. Unternehmen mit einer höheren Anzahl von Gläubigern, einer ausgeprägten Einflussnahme der Gläubiger auf das operative Geschäft und ausländischen Gläubigern wählen eher eine der größeren als eine kleine Prüfungsgesellschaft, wohingegen eignergeführte Unternehmen eher kleinere Prüfungsgesellschaften wählen.[139] Die Wirkungen der Reform der Abschlussprüfung durch das Gesetz zur Kontrolle und Transparenz im Unternehmensbereich (KonTraG) von 1998 werden durch Gassen und Skaife (2009) untersucht, die nach der Reform eine Zunahme der eingeschränkten Bestätigungsvermerke konstatieren. Nach der Reform haben sich zudem viele Unternehmen für eine größere Prüfungsgesellschaft entschieden und die Zahl der Gerichtsverfahren gegen Abschlussprüfer hat zugenommen.[140]

Die Durchführung von Peer Reviews, die einer Selbstregulierung durch die Wirtschaftsprüferbranche[141] unterliegen, scheint als weitere Kontrollinstanz zu einer Reduzierung von Fehlern in der Praxis zu führen.[142] Zusätzlich zu der Überprüfung durch die Peer Reviews besteht in Deutschland die Kontrolle durch die bereits oben erwähnte DPR. Lennox und Pittman (2010) stellen für die USA fest, dass die Mandanten der Abschlussprüfer die Prüfungen des PCAOB, welches mit der DPR vergleichbar ist, nicht als werthaltiges Signal für eine gute Qualität der Prüfung wahrnehmen. Der Aussagegehalt der Peer Reviews ist nach der Einführung der Prüfungen durch das PCAOB leicht gesunken, da beide Kontrollmaßnahmen in diversen Details deckungsgleich sind.[143]

[138] Eine Darstellung der Besteuerung von einzelnen Rechtsformen, die einen möglichen Einfluss auf die Rechnungslegung ausübt, soll auch trotz der in einem der betrachteten Samples vorliegenden Personengesellschaften, die im Verhältnis zu den Kapitalgesellschaften einer abweichenden Besteuerung unterliegen, in Bezug auf den Untersuchungsgegenstand dieser Arbeit nicht erfolgen.

[139] Vgl. Ashbaugh und Warfield (2003), S. 19.

[140] Vgl. Gassen und Skaife (2009), S. 893.

[141] In Deutschland unterliegt die Koordination von Peer Reviews der Wirtschaftsprüferkammer, die wie das AICPA in den USA eine Institution des Berufsstandes darstellt.

[142] Vgl. Casterella, Jensen und Knechel (2009), S. 713.

[143] Vgl. Lennox und Pittman (2010), S. 84.

Herrmann, Pornupatham und Vichitsarawong (2008) vergleichen das Ausmaß von conservatism für Hong Kong, Malaysia, Thailand und Singapur während und nach der Finanzkrise von 1997 und verifizieren eine Steigerung von conservatism nach der Krise. Insbesondere während der Krise ist eine vorsichtige Rechnungslegung bei den Mandanten von Big4-Prüfern stärker ausgeprägt als bei Mandanten von kleineren Prüfungsgesellschaften. In der Zeit nach der Krise sind hingegen keine Unterschiede zwischen den beiden Gruppen von Abschlussprüfern zu erkennen.[144] Der Skandal um Enron erschütterte 2001 und 2002 das Vertrauen in die Abschlussprüfung. Benston (2006) kann nachweisen, dass Enron die Fair Value-Bilanzierung für einen überhöhten Ausweis von Vermögenswerten missbraucht hat und dies nicht durch den damaligen Abschlussprüfer Arthur Andersen verhindert wurde.[145] Feldmann und Read (2010) bestätigen für die Zeit der medialen Präsenz des Skandals von 2002 und 2003 eine Erhöhung des vorsichtigen Verhaltens der Abschlussprüfer, welches sich allerdings nach dieser Periode auf das Niveau vor dem Skandal reduziert.[146] Ebenso belegt Krishnan (2007) für ehemalige Mandanten von Arthur Andersen eine Erhöhung von conservatism nach dem Enron-Skandal und dem Wechsel zu einem anderen Big4-Prüfer. Des Weiteren ist das Ausmaß der vorsichtigen Rechnungslegung größer als für ein Vergleichssample von Kunden anderer Prüfungsgesellschaften, welche keinen Wechsel des Prüfers durchgeführt haben.[147]

Eine Vielzahl von Studien untersucht die unterschiedliche Qualität von Abschlussprüfungen der Big4-Prüfer im Verhältnis zu kleineren Gesellschaften. Becker et al. (1998) und Krishnan (2003) weisen eine stärkere Vermeidung von Bilanzpolitik durch Big4-Prüfer als durch kleine Prüfungsgesellschaften nach, die sich wiederum auf die zukünftige Profitabilität des Unternehmens positiv auswirkt.[148] Die Reduzierung von Bilanzpolitik ist nach Tendeloo und Vanstraelen (2008) indessen nur in Ländern mit einer starken Verknüpfung von Handels- und Steuerbilanz zu finden, da die weitere Kontrolle der Steueraufsichtsbehörden einen Anreiz zur Vermeidung von Bilanzpolitik auch im Handelsabschluss schafft.[149] Falls Manager das Periodenergebnis durch opportunistisches Verhalten erhöhen möchten, neigen Big4-Prüfer auf Grund des größeren Prozessrisikos eher als kleine Gesellschaften dazu, den Bestätigungsvermerk einzuschränken.[150] Gegensätzliche Resultate zeigen Boone, Khurana und Raman (2010), die keine Unterschiede in der Qualität zwischen Big4-Prüfern und weiteren umsatzstarken Prüfungsgesellschaften, jedoch eine größere Erwartung der Investoren hinsichtlich einer höheren

[144] Vgl. Herrmann, Pornupatham und Vichitsarawong (2008), S. 43.
[145] Nach Bekanntwerden des Skandals wurde u.a. die Fair Value-Bilanzierung von Energiekontrakten untersagt und nur noch eine Bewertung zu fortgeführten Anschaffungskosten erlaubt. Vgl. Benston (2006), S. 483.
[146] Vgl. Feldmann und Read (2010), S. 267.
[147] Vgl. Krishnan (2007), S. 141.
[148] Vgl. Becker et al. (1998), S. 19; Krishnan (2003), S. 125.
[149] Vgl. Tendeloo und Vanstraelen (2008), S. 464.
[150] Vgl. Francis und Krishnan (1999), S. 135; Heninger (2001), S. 111.

Qualität der Big4-Prüfer, finden.[151]

Privatisierte, ehemals öffentliche Unternehmen neigen weniger (verstärkt) dazu, mit wachsendem staatlichen (ausländischen) Anteilsbesitz einen Big4-Prüfer zu wählen.[152] Dies wird durch Chan, Lin und Zhang (2007) bestätigt, die für Unternehmen mit einem verringerten staatlichen und einem gestiegenen institutionellen Anteilsbesitz eine wachsende Nachfrage nach einer höheren Prüfungsqualität zeigen. Einzelne Anteilseigner scheinen allerdings keinen Einfluss auf die Wahl des Abschlussprüfers zu besitzen.[153] Obwohl in der nahen Vergangenheit viele gerichtliche Verfahren gegen Mandanten von Big4-Prüfer angestrengt worden sind und der Eindruck entsteht, dass die Mandanten von Big4-Prüfern eher dem Prozessrisiko unterliegen, weisen Lennox und Pittman (2010) ein viermal geringeres Risiko für Mandanten von Big4-Prüfern im Vergleich zu anderen Prüfungsgesellschaften nach.[154]

Im Gegensatz zu der Annahme einer Verringerung der Unabhängigkeit des Abschlussprüfers mit steigender Dauer der Amtszeit stellen Chen, Lin und Lin (2008) ein Sinken der bilanzpolitischen Maßnahmen während der Amtszeit des Prüfers und auch nach einer internen Rotation für die gesamte Prüfungsgesellschaft fest.[155] Hunt und Lulseged (2007) finden eher bei kleinen als bei großen Prüfungsgesellschaften ein strikteres Verhalten im Umgang mit finanziell wichtigeren Mandanten. Beide Gruppen von Prüfungsgesellschaften sind darüber hinaus im gleichen Ausmaß dazu bereit, auch größeren Mandaten den Bestätigungsvermerk zu verweigern, falls die Anzeichen dafür vorliegen.[156] Zur Wahrung der Unabhängigkeit gegenüber dem Mandanten wird derzeit eine Beschränkung von Honoraren für sonstige Dienstleistungen neben der Abschlussprüfung angedacht.[157] Lu und Sapra (2009) beweisen jedoch, dass eine Begrenzung der nicht prüfungsnahen Dienstleistungen eine Verringerung der Prüfungsqualität und eine Senkung der Effizienz der Investitionen des Mandanten nach sich zieht.[158]

[151] Vgl. Boone, Khurana und Raman (2010), S. 330.
[152] Vgl. Guedhami, Pittman und Saffar (2009), S. 151.
[153] Vgl. Chan, Lin und Zhang (2007), S. 19.
[154] Vgl. Lennox und Pittman (2010), S. 243.
[155] Vgl. Chen, Lin und Lin (2008), S. 440.
[156] Vgl. Hunt und Lulseged (2007), S. 212.
[157] Siehe dazu die Aussagen zum Grünbuch der EU-Kommission zur Abschlussprüfung von Kämpfer, Kayser und Schmidt (2010).
[158] Vgl. Lu und Sapra (2009), S. 1933.

3 Persistenzmessung und Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows

Die in dieser Arbeit verwendeten Modelle zur Messung der Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgröße und des Cash Flows lassen sich in zwei Kategorien einteilen. Neben den symmetrischen und asymmetrischen Modellen zur Persistenzmessung der Erfolgsgröße und des Cash Flows werden Modelle diskutiert, die den Cash Flow über verzögerte Werte der aggregierten Erfolgsgröße und über die Disaggregation der Erfolgsgröße in den Cash Flow und die Accruals prognostizieren. Die Disaggregation in den Cash Flow und die Accruals lässt sich darüber hinaus auch für die Prognose der Erfolgsgröße nutzen. Die Accruals und der Cash Flow bieten, zusätzlich zu der asymmetrischen Persistenzmessung der Erfolgsgröße, die Möglichkeit, das Ausmaß von conditional conservatism zu schätzen.[159] Die Diskussion der verschiedenen Modelle zur Persistenzmessung basiert auf den Überlegungen des Aufsatzes „A Note on the Time Series Measure of Conservatism“, CESifo Working Paper No. 2968, welcher gemeinsam mit Frank Westermann erarbeitet wurde.

3.1 Modelle der Persistenzmessung

Am Beispiel der Zeitreihen von Erfolgsgrößen eines Unternehmens wird deutlich, dass der Unternehmenserfolg einer Periode die folgenden Perioden beeinflussen wird und die jeweiligen Perioden nicht unabhängig voneinander sind. Dies ergibt sich bspw. aus den Überlegungen, Teilbeträge der erwirtschafteten Gewinne an die Anteilseigner auszuschütten oder in das Unternehmen zu reinvestieren. Des Weiteren sorgt die Bilanzierung von Periodenabgrenzungen[160] für eine zeitliche Verzögerung der Realisierung von Erträgen und Aufwendungen im Verhältnis zu den Cash Flows.

Die in dieser Arbeit verwendeten Modelle zur Persistenzmessung werden in erster Linie zur Messung der Stationarität einer Zeitreihe eingesetzt. Die Bedingung der Stationarität ist erfüllt, wenn der

[159] Auf eine explizite Darstellung der Messung von conditional conservatism über die Ergebnis-Rendite-Beziehung nach Basu (1997) soll auf Grund der massiven Kritik durch Ball, Kothari und Nikolaev (2010), Dietrich, Muller und Riedl (2007) sowie Givoly, Hayn und Natarajan (2007) verzichtet werden.

[160] Der Begriff der Periodenabgrenzungen des deutschen Handelsrechts wird in dieser Arbeit mit dem aus der englischsprachigen Literatur bekannten Begriff der Accruals, obwohl diese sich nicht vollends entsprechen, vereinfachend gleichgesetzt.

Mittelwert, die Varianz und die Kovarianz der Variablen im Zeitablauf unverändert bleiben.[161] Der einfachste stationäre Prozess ist der white noise, dessen Erwartungswert und Autokovarianz die Eigenschaft $\varepsilon_t\ (0, \sigma_e^2)$ besitzen. Da keine Autokorrelation existiert, lassen sich durch diesen Prozess auf Basis vergangener Beobachtungen keine Aussagen über die zukünftige Entwicklung des Prozesses treffen.[162]

Der white noise bildet die Grundlage zur Bildung von autoregressiven (AR) und moving average (MA) Prozessen sowie der Kombination von beiden zu ARMA-Prozessen. Den autoregressiven Modellen liegt die Annahme zu Grunde, dass sich ein Wert in der Periode t aus der gewichteten Summe der betrachteten vorherigen Perioden und einem Störterm ergibt, der dem white noise entspricht. Die MA-Zeitreihen geben die Vorstellung wieder, dass ein Wert in der Periode t durch zufällige Schocks in den Störtermen der Vorperioden beeinflusst wird. Diese zufälligen Schocks wirken nicht nur in einer Periode, sondern besitzen auch einen Einfluss auf die Zukunft.[163] Über die Durchschnittsbildung entsteht aus dem white noise ein in Gleichung 3.1 beschriebener stationärer MA(q)-Prozess.

$$X_t = \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \cdots + \beta_q \varepsilon_{t-q}, \tag{3.1}$$

wobei ε white noise, β für einen zu schätzenden Koeffizienten und q ein Element aus den Beobachtungen wiedergibt. Die Autokovarianzfunktion γ einer MA(q)-Zeitreihe lässt sich wie folgt definieren:

$$\gamma(h) = \begin{cases} \sigma_\varepsilon^2 \sum\limits_{j=0}^{q-h} \beta_{j+h} \overline{\beta}_j & h = 0, 1, 2, \ldots, q \\ 0 & h > q. \end{cases}$$

Die Autokorrelationsfunktion lässt sich hieraus als

$$\rho(h) = \begin{cases} \frac{1}{\sum\limits_{j=0}^{q} \beta_j^2} \sum\limits_{j=0}^{q-h} \beta_{j+h} \overline{\beta}_j & h = 0, 1, 2, \ldots, q \\ 0 & h > q. \end{cases}$$

[161] Vgl. Enders (2010), S. 54. Im Fall eines Strukturbruchs, der zu nicht konstanten Mittelwerten führt, ist der Prozess somit nicht stationär. Für ausführliche Erläuterungen der Implikationen von Strukturbrüchen auf die Eigenschaften von Zeitreihen siehe Maddala und Kim (1998), Part IV.

[162] Vgl. Maddala und Kim (1998), S. 11f.

[163] Vgl. Kreiß und Neuhaus (2006), S. 28f.

herleiten. Beobachtungen in der Zeitreihe, deren Indizes weiter als q Einheiten auseinander liegen, sind demzufolge unkorreliert.[164] Eine autoregressive Zeitreihe erster Ordnung AR(1) lässt sich dagegen folgendermaßen charakterisieren.

$$X_t + \alpha X_{t-1} = \varepsilon_t \tag{3.2}$$

ε beschreibt erneut white noise und α einen Schätzparameter. Da die Beobachtung X_t nur von der Beobachtung aus der Vorperiode X_{t-1} und dem Störterm abhängt, stellt diese Zeitreihe folglich eine lineare Differenzengleichung erster Ordnung dar. Der entscheidende Unterschied zu einer MA(q)-Zeitreihe besteht darin, dass nicht sicher ist, ob für den gegebenen white noise und den Parameter eine derartige stationäre Zeitreihe existiert. Für Parameter von $|\alpha| < 1$ können stationäre AR(1)-Zeitreihen konstruiert werden.[165] Durch die Erweiterung der Gleichung 3.2 auf den Zeithorizont q ergibt sich:

$$X_t = \sum_{v=0}^{q} (-\alpha)^v \varepsilon_{t-v} + (-\alpha)^{q+1} X_{t-(q+1)}.$$

Bis auf den verbleibenden Term $(-\alpha)^{q+1} X_{t-(q+1)}$ kann demnach der AR(1)-Prozess als MA(q)-Prozess geschrieben werden. Unter der Bedingung $|\alpha| < 1$ und der Stationarität des verbleibenden Terms gilt für den Erwartungswert:

$$E|(-\alpha)^{q+1} X_{t-(q+1)}|^2 = |\alpha|^{2(q+1)} E|X_0|^2 \rightarrow_{q\rightarrow\infty} 0.$$

Die MA(q)-Zeitreihe konvergiert gegen X_t für $q \rightarrow \infty$ im quadratischen Mittel. Die Zeitreihe

$$X_t = \sum_{v=0}^{\infty} (-\alpha)^v \varepsilon_{t-v} \tag{3.3}$$

ist daher als Lösung für Gleichung 3.2 zu betrachten, wenn eine stationäre Lösung besteht. Diese gewichtete unendliche Reihe mit white noise wird als $MA(\infty)$-Prozess bezeichnet. Sobald $q \rightarrow \infty$ entspricht der Term auf der rechten Seite der Gleichung 3.3 dem Störterm aus Gleichung 3.2. Beide Gleichungen erfüllen somit die Bedingungen eines AR(1)-Prozesses. Die Autokovarianzfunktion

[164] Vgl. Kreiß und Neuhaus (2006), S. 22-24.

[165] Für die folgenden Aussagen zur Herleitung eines AR(1)-Prozesses über einen MA(q)-Prozess siehe Kreiß und Neuhaus (2006), S. 25f.

einer AR(1)-Zeitreihe nimmt die Gestalt

$$Cov(X_{t+h}, X_t) = \sigma_\varepsilon^2 \frac{-\alpha^h}{1-|\alpha|^2}, \qquad h = 0, 1, 2, \ldots$$

an. Hieraus ergibt sich die Autokorrelationsfunktion

$$\rho(h) = (-a)^h \qquad h = 0, 1, 2, \ldots.$$

Falls für den betrachteten AR(1)-Prozess Stationarität vorliegt, ist es somit unerheblich, welcher Zeitraum der Zeitreihe betrachtet wird. Nicht-stationäre Prozesse besitzen hingegen die Eigenschaft, dass diese mit der Erhöhung des Zeithorizonts nicht gegen die Varianz konvergieren.[166] Innerhalb von stationären AR(1)-Prozessen schwächt sich sowohl die Autokovarianz- als auch die Autokorrelationsfunktion mit wachsenden h exponentiell ab und konvergiert für $h \to \infty$ gegen null. Falls $\alpha = 0$, gibt die AR(1)-Zeitreihe white noise wieder.[167] Im Fall $\alpha = 1$ existiert keine stationäre Lösung und folglich kein AR(1)-Prozess. Derartige Prozesse werden als Random Walk oder Prozesse mit Einheitswurzel (unit root) bezeichnet.

Um Stationarität in Prozessen mit einer Einheitswurzel zu erzeugen, wird zum einen im Rahmen von trendstationären Prozessen der Mittelwert meist durch eine lineare Funktion der Zeit ersetzt und zum anderen die Zeitreihe differenziert. In der Regel ist eine einmalige Differenzierung ausreichend, um eine stationäre Zeitreihe zu generieren.[168] Sowohl bei trendstationären als auch integrierten Prozessen wird eine langfristige Prognose über eine Gerade mit konstantem Anstieg, bspw. bei einem Random Walk mit Drift, beschrieben. Durch jede neue Beobachtung wird die Gerade parallel verschoben, so dass sich der Achsenabschnitt stochastisch verhält.[169] Für die Erfolgsgrößen oder Cash Flows von Unternehmen könnte dies auf Grund von Wachstumsprozessen über Investitionen in das Anlagevermögen gelten. Darüber hinaus ist Wachstum bereits über Inflation denkbar.

Die zentrale Zeitreiheneigenschaft, die in dieser Arbeit untersucht wird, ist die Persistenz bzw. die

[166] Vgl. Enders (2010), S. 55f.
[167] Vgl. Kreiß und Neuhaus (2006), S. 26f.
[168] Vgl. Enders (2010), S. 189-192. Die Unterscheidung zwischen trendstationären und integrierten Prozessen hat neben den unterschiedlichen ökonometrischen Eigenschaften auch für die Interpretation von wirtschaftlichen Schwankungen eine große Bedeutung. So konnten Nelson und Plosser (1982) für die USA zeigen, dass die meisten makroökonomischen Zeitreihen integriert sind. Dagegen weisen Cheung und Chinn (1997) für das Bruttosozialprodukt der USA einen trendstationären Prozess nach.
[169] Vgl. Maddala und Kim (1998), S. 25.

mean reversion. Die mean reversion besagt, dass innerhalb eines ARMA-Prozesses der Erwartungswert und der Schätzer langfristig wieder zu ihrem konstanten Mittelwert tendieren. Mögliche Abweichungen vom Mittelwert sind deshalb nur kurzfristig oder transitorisch. Im gegensätzlichen Fall der vollkommenen Persistenz kehren der Erwartungswert und der Schätzer hingegen nicht zum Mittelwert zurück.[170] Im trendstationären Modell verhält sich der dynamische Multiplikator bzw. die Impulsantwortfunktion folgendermaßen:

$$\frac{\partial \alpha_t X_{t+h}}{\partial \varepsilon_t} = \psi_h \to 0 \quad \text{für } h \to \infty.$$

Dies führt dazu, dass die Wirkung eines Schocks mit der Zeit ausklingt und daher transitorisch bleibt. Bei ARMA-Prozessen klingt die Impulsantwortfunktion exponentiell ab. Der dynamische Multiplikator des integrierten Prozesses

$$\frac{\partial \alpha_t X_{t+h}}{\partial \varepsilon_t} = 1 + \psi_1 + \psi_2 + \ldots + \psi_h$$

konvergiert für $h \to \infty$ gegen $\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j = \Psi(1) \neq 0$. Ein Schock in t besitzt hierbei einen permanenten Effekt, wie es etwa bei einem Random Walk der Fall ist.[171] Wenn die Zeitreihe ΔX_t ein MA(q)-Prozess ist, wird die Persistenz durch $\Psi(1) = 1 + \alpha_1 + \ldots + \alpha_q$ bestimmt. In Abhängigkeit der Höhe des Koeffizienten kann die Persistenz größer oder kleiner eins sein. Falls die betrachtete Zeitreihe ΔX_t ein AR(1)-Prozess und $|\alpha| < 1$ ist, dann ergibt sich die Persistenz als $\Psi(1) = \sum_{j=0}^{\infty} \alpha^j = \frac{1}{1-\alpha}$. Für einen positiven Koeffizienten α ist die Persistenz größer als eins.[172]

Das am weitesten verbreitete Modell, welches in der Accounting-Literatur zur Persistenzmessung Anwendung findet, ist das Modell von Basu (1997). Ziel dieses Modells ist es, einen Nachweis für persistentes bzw. transitorisches Verhalten von Erfolgsgrößen eines Unternehmens zu erbringen.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.4}$$

Dem Modell aus Gleichung 3.4 liegt die Annahme zu Grunde, dass Fluktuationen der Erfolgsgrößen nur auf temporären Abweichungen von einem stetig wachsenden Gleichgewichtsniveau beruhen

[170] Vgl. Maddala und Kim (1998), S. 23.
[171] Vgl. Neusser (2009), S. 102f.
[172] Vgl. Neusser (2009), S. 105f.

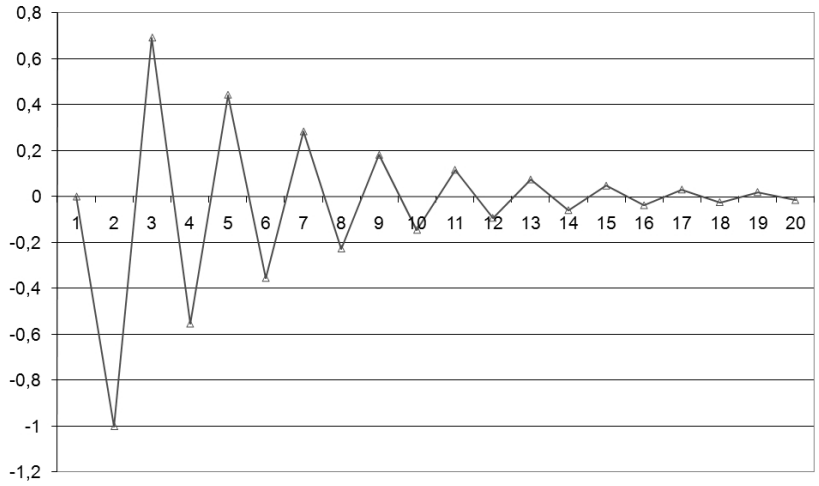

Abbildung 2: Impulsantwortfunktion eines Schocks für ein negatives α, mit $\alpha < 1$, der Basu (1997)-Spezifikation (Quelle: Brauer und Westermann (2010), S. 6)

und somit lediglich die Differenzen zu diesem Niveau betrachtet werden müssen.[173] Ein signifikant negativer Koeffizient α_1 belegt nach Basu (1997) ein hohes Ausmaß von mean reversion bzw. des transitorischen Verhaltens der betrachteten Variablen, welches mit einem größer werdenden Koeffizienten steigt. Falls $\alpha_1 = 0$, liegt Persistenz der Variablen vor.[174] Brauer und Westermann (2010) nutzen die oben beschriebene Invertierung des AR(1)-Prozesses zu einem MA(∞)-Prozess, um die Auswirkungen der Überdifferenzierung im Modell von Basu (1997) nachzuweisen. Über das rekursive Einsetzen von ΔX_{t-1} in den stationären Prozess ergibt sich:

$$\begin{aligned}
\Delta X_t &= \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \\
&= \alpha_1 (\alpha_1 \Delta X_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t \\
&= \alpha_1^2 \Delta X_{t-2} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\
&= \alpha_1^2 (\alpha_1 \Delta X_{t-3} + \varepsilon_{t-2}) + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\
&\ldots \\
&= \alpha_1^n \Delta X_{t-n} + \alpha_1^{n-1} \varepsilon_{t-n-1} + \ldots + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-2} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t, \\
Lim_{n\to\infty} \Delta X_{i,t} &= \sum_{n=1}^{\infty} \alpha_1^n \varepsilon_{t-n} + \varepsilon_t.
\end{aligned} \tag{3.5}$$

[173] Diese Annahme begründet sich auf eine der ersten Arbeiten zur Messung der Zeitreiheneigenschaften von Ball und Watts (1972), die einen Random Walk mit Drift für die Erfolgsgrößen eines Unternehmens bestätigen.

[174] Vgl. Basu (1997), S. 22.

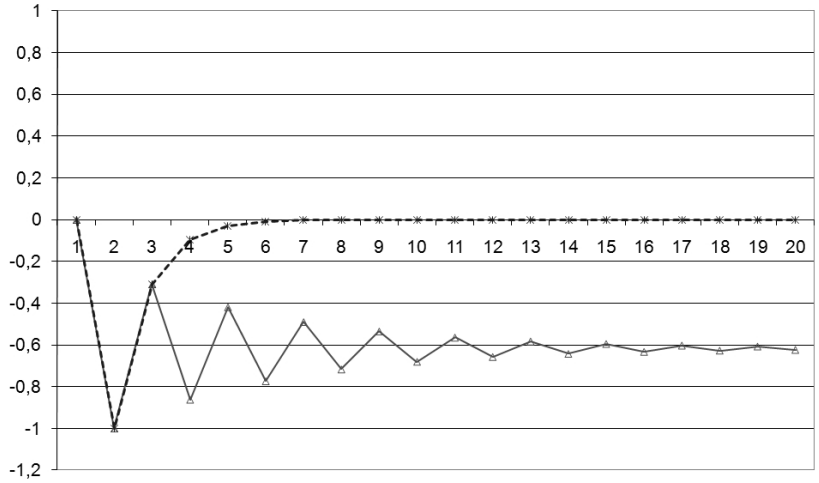

Abbildung 3: Impulsantwortfunktion eines Schocks für ein negatives α, mit $\alpha < 1$, in der unit root-Spezifikation (Quelle: Brauer und Westermann (2010), S. 7)

In dieser Darstellung des AR(1)-Prozesses über einen MA(∞)-Prozess wird deutlich, dass die Impulsantwortfunktion auf einen Schock für negative α_1 oszilliert, wenn der Koeffizient auf die n-te Verzögerung erweitert wird. In Perioden mit geraden Indizes werden positive und mit ungeraden Indizes negative Reaktionen gemessen.[175] Für eine Impulsantwortfunktion, die einem Koeffizienten von -0,692 entspricht[176], ergibt sich der in Abbildung 2 durch Dreiecke markierte, dargestellte Verlauf. Um zum Verlauf der Niveauvariablen zurückzukehren, zeigt sich über die Akkumulation der Veränderungen in Abbildung 3 zwar eine Verringerung des Ausmaßes der Oszillation, jedoch verbleibt der Graph im negativen Bereich und kehrt nicht zum Ausgangswert zurück. Eine positive, persistente Komponente verbleibt somit im Zeitablauf. Wie oben dargestellt, ergibt sich der Grad der Persistenz in diesem Modell über $\frac{1}{1-\alpha_1}$. Das Modell von Basu (1997) ist daher nicht geeignet, um langfristig auf die Persistenz von Veränderungen im Periodenergebnis von Unternehmen zu schließen.[177] Ein Modell, welches nicht den Restriktionen des Modells von Basu (1997) unterliegt, kann auf Basis des Dickey und Fuller (1979)-Einheitswurzeltests (DF-Test) hergeleitet werden. Der DF-Test basiert auf der Regression von X_t auf X_{t-1}, die noch weitere deterministische Variablen, wie eine eventuell um einen linearen Zeittrend ergänzte Konstante α_0, als Regressoren enthält

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{3.6}$$

[175] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 6.
[176] Dieser Wert stammt aus der Studie von Basu (1997), Tabelle 3 Panel B, S. 21.
[177] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 7.

Alternativ hierzu wird die DF-Spezifikation auch als

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.7}$$

geschrieben, wobei β_0 wiederum eine deterministische Variable ist.[178] Die alternative Formulierung aus Gleichung 3.7 ist äquivalent zu der obigen Darstellung aus Gleichung 3.6. Zu beachten ist dabei, dass $\beta_1 = \alpha_1 - 1$. Die Nullhypothese ist für beide Formulierungen das Vorliegen einer Einheitswurzel. Die Zeitreihe ist infolgedessen bei einer Nichtablehnung der Nullhypothese als integriert der Ordnung eins zu charakterisieren. Die Gegenhypothese ist ein trendstationärer Prozess oder ein stationärer Prozess mit einem konstanten Mittelwert. Der entscheidende Vorteil der alternativen Formulierung liegt darin, dass gegen null getestet wird und der dazugehörige t-Wert direkt abgelesen werden kann, wohingegen bei der Formulierung aus Gleichung 3.6 gegen eins getestet wird und die Teststatistik ρ über $T(\alpha_1 - 1)$ bestimmt werden muss.[179] Da die Teststatistik asymptotisch nicht normalverteilt ist, werden separate kritische Werte dieser Verteilung benötigt, welche bei Fuller (1976) oder Hamilton (1994) zu finden sind.[180] Die Auswahl der kritischen Werte bestimmt sich hierbei anhand der deterministischen Komponente und in Abhängigkeit vom wahren datengenerierenden Prozess.

In der DF-Spezifikation aus Gleichung 3.7 beschreibt der negative Koeffizient β_1 die in Abbildung 3 als gestrichelte Linie dargestellte Impulsantwortfunktion. Dieser Verlauf verdeutlicht einen einmaligen Schock in der Zeitreihe mit einer direkten Rückkehr zum Ausgangsniveau in der Folgeperiode und entspricht dem von Basu (1997) diskutierten Verlauf der Erfolgsgröße nach einem negativen Schock in der Zeitreihe.[181] Ein negativer Koeffizient β_1 impliziert demnach eine Rückkehr zum langfristigen Gleichgewicht, und jede Abweichung von diesem Gleichgewicht ist transitorisch. Das Ausmaß der mean reversion wächst mit einem größer werdenden β_1, und vollständige Persistenz der Schocks liegt bei $\beta_1 = 0$ vor.[182] Diese Überlegung unterscheidet sich von Basu (1997) derart, dass nicht die Beziehung der abhängigen und unabhängigen Variablen zur Erfassung der Auswirkungen der Finanzinformationen auf die Zeitreihe der Erfolgsgröße eines Unternehmens, sondern vielmehr die Verarbeitung der Finanzinformationen als Schock im Störterm betrachtet wird. Die Messung der Kompensation des Schocks im Störterm stellt demnach eine Alternative zu der Untersuchung der Autokorrelation zwischen den Variablen dar.[183]

[178] Vgl. Dickey und Fuller (1979), S. 430f.
[179] Vgl. Enders (2010), S. 206f.
[180] Cheung und Lai (1995) und MacKinnon (1994, 2010) haben für den DF-Test neue kritische Werte festgelegt.
[181] Vgl. hierzu Grafik 1B, S. 5 aus Basu (1997).
[182] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 8.
[183] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 18.

Für die Wahl der deterministischen Komponente ist es notwendig, die Eigenschaften der Zeitreihe zu kennen. Ein Prozess ohne Konstante impliziert bspw. einen stationären Prozess mit einem Mittelwert von null. Dies ist in der Praxis nur selten und auch in dieser Arbeit nicht zutreffend, wie in der Darstellung der einzelnen Zeitreihen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit am Beispiel der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen in Abbildung 4 deutlich wird, die ebenso keinen zeitlichen Trend erkennen lässt. Der Verlauf der vorliegenden Zeitreihen der Unternehmen entspricht somit eher einer Spezifikation mit Konstante. Die Spezifikation mit Konstante impliziert nunmehr, dass X_t ein stationärer Prozess mit einem Mittelwert von $\mu = \frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}$ ist.[184] Zur Vermeidung von Autokorre-

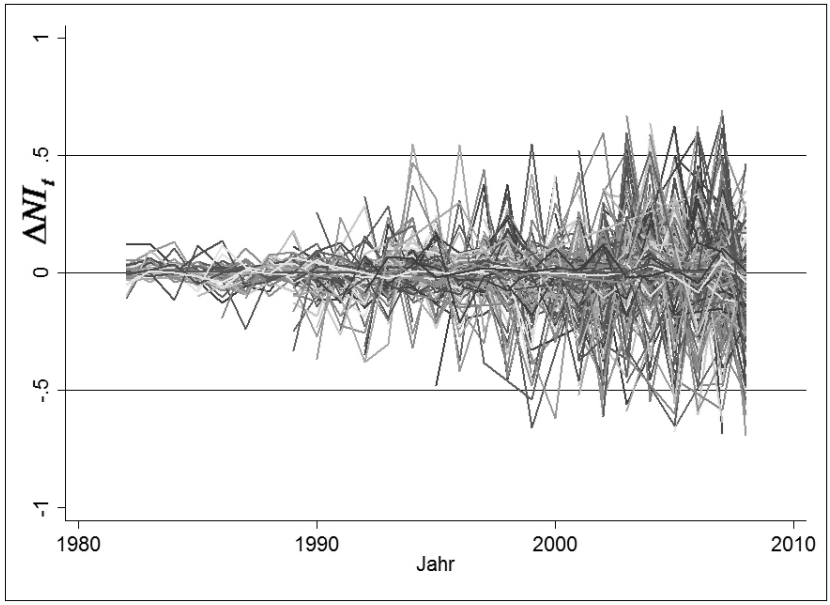

Abbildung 4: Zeitreihen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für IFRS-/HGB-Unternehmen (Quelle: Eigene Darstellung)

lation in den Störtermen können bei der alternativen Formulierung des DF-Tests weitere, verzögerte Differenzen der abhängigen Variable als Regressoren hinzugefügt werden. Diese Modifikation führt zum augmented Dickey-Fuller-Test (ADF-Test)[185]

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{3.8}$$

In dieser Arbeit wird lediglich der Fall eines AR(1)-Prozesses im Rahmen des ADF-Tests betrachtet.

[184] Vgl. Neusser (2009), S. 111f.
[185] Vgl. Dickey und Fuller (1981), S. 1065.

Die Interpretation von β_1 verändert sich im Vergleich zur Gleichung 3.7 nicht. Die Grenzverteilungen der Teststatistik werden durch die autoregressive Korrektur ebenfalls nicht beeinflusst.[186]

Wie von Brauer und Westermann (2010) in einer Simulation gezeigt wird, führt das Modell von Basu (1997) zu einer Überschätzung der Persistenz bzw. Unterschätzung der mean reversion, die auf der nicht notwendigen Ergänzung einer MA-Komponente durch die Überdifferenzierung und somit einer Verfälschung der Autokorrelation des Störterms beruht. Ferner ist in der Simulation zu erkennen, dass die unit root-Spezifikation bei fast vollständiger Persistenz immer noch in der Lage ist, den sehr geringen Anteil der mean reversion eindeutig zu messen, wohingegen die Spezifikation nach Basu (1997) dazu nicht mehr fähig ist. Des Weiteren sind die t-Werte des Koeffizienten in der Basu (1997)-wesentlich geringer als in der unit root-Spezifikation.[187] Aus den genannten Gründen ist es daher zwingend notwendig, die zu untersuchenden Variablen, um eine Unter- oder Überdifferenzierung der Variablen zu vermeiden, vor der Analyse auf Stationarität zu testen.

Die Spezifikationen von Basu (1997), des DF- und ADF-Tests werden für das US-Sample, da bei diesem Sample kein Vergleich von Unternehmensgruppen erfolgt, innerhalb der symmetrischen Persistenzmessung in der oben beschriebenen Form geschätzt.[188] Die Messung der Unterschiede in der Persistenz zwischen zwei Unternehmensgruppen erfolgt über die Hinzunahme der Dummy-Variable DS_i, die den Wert 1 oder 0 für das jeweilige Sample annimmt. Den Wert 1 erhalten jeweils die Unternehmensgruppen, bei denen in der Accounting-Literatur ein geringerer Grad von symmetrischer und asymmetrischer Persistenz der Erfolgsgrößen und Cash Flows angenommen wird. Zu diesen Gruppen zählen im Vergleich

(I) die börsennotierten HGB-Bilanzierer
(II) die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer und
(III) die nicht geprüften Unternehmen.

Den Wert 0 erhalten folglich im Vergleich

(I) die börsennotierten IFRS-Bilanzierer
(II) die börsennotierten HGB-Bilanzierer und

[186] Vgl. Enders (2010), S. 219. Als Alternative zum DF-Test gilt der Phillips-Perron-Test, der die gleichen asymptotischen Verteilungen wie die DF-Teststatistiken besitzt. Dieser Test berücksichtigt die Autokorrelation über eine nachträgliche nicht-parametrische Korrektur des OLS-Schätzers bzw. des t-Wertes und besitzt den Vorteil, dass dieser Test für allgemeine Prozesse gilt und so eine Modellierung des Prozesses umgangen wird. Vgl. Phillips (1987), S. 295f. Weitere bekannte unit root-Tests sind die Tests von Elliott, Rothenberg und Stock (1996) und Schmidt und Phillips (1992).
[187] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 16.
[188] Diese Vorgehensweise folgt der in Brauer und Westermann (2010), S. 9-15 dargestellten Analyse.

(III) die geprüften Unternehmen.

Die oben beschriebenen Modelle stellen sich nach der Ergänzung um die Dummy-Variable wie folgt dar. Die Gleichung 3.9 entspricht dabei der Gleichung 3.4,

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DS_i + \alpha_2 \Delta X_{i,t-1} + \alpha_3 DS_i * \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.9}$$

Gleichung 3.10 der Gleichung 3.7 und

$$\Delta X_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DS_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \beta_3 DS_i * X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.10}$$

Gleichung 3.11 der Gleichung 3.8

$$\Delta X_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DS_i + \beta_2 X_{i,t-1} + \beta_3 DS_i * X_{t-1} + \beta_4 \Delta X_{i,t-1} + \varepsilon_t. \tag{3.11}$$

Der Koeffizient α_2 bzw. β_2 gibt die Persistenz der Variablen für die Samples mit dem Wert 0 und die Summe von $\alpha_2 + \alpha_3$ bzw. $\beta_2 + \beta_3$ für die Samples mit dem Wert 1 wieder. Der Koeffizient α_3 bzw. β_3 misst den jeweiligen Unterschied der Persistenz zwischen den Samples. Obwohl in diversen Studien Annahmen zu der unterschiedlichen Persistenz zwischen den erwähnten Unternehmenssamples getroffen werden, soll in dieser Arbeit auf diese Annahmen verzichtet werden, da in der Literatur noch kein Konsens besteht und a priori die Attribute der Earnings Quality für die jeweiligen Unternehmensgruppen nicht determiniert werden sollen. Die Interpretation der Koeffizienten bzw. der Summe der Koeffizienten aus der symmetrischen Persistenzmessung ist auf Grund der Übersichtlichkeit in Tabelle 1 aufgeführt.

Zu Beginn der Darstellung der asymmetrischen Persistenzmessung soll erneut das Modell von Basu (1997) als Ausgangspunkt der Diskussion erörtert werden.

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-1} + \alpha_3 D_{t-1} * \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.12}$$

In diesem Modell wird angenommen, dass sich die Persistenz zwischen positiven und negativen Variablen unterscheidet. Eine Asymmetrie in der Persistenz der Erfolgsgrößen ergibt sich z.B. aus der unterschiedlichen Erfassung von Erträgen und Aufwendungen über die Implikationen einer vorsich-

tigen Rechnungslegung. Erträge werden erst ausgewiesen, wenn die mit ihnen verbundenen Cash Flows tatsächlich realisiert sind, wohingegen Aufwendungen bereits ausgewiesen werden, bevor der Cash Flow aus dem Unternehmen abfließt. Der Dummy D_{t-1} bezieht sich auf die verzögerten *Differenzen* der betrachteten Variablen und nimmt den Wert 1 bei einer negativen und den Wert 0 bei einer positiven Variable an. α_2 misst die Persistenz des Schocks in Perioden mit einer positiven Variablen und ist bei vollständig persistenten Variablen gleich null und insignifikant. Die Summe von α_2 und α_3 gibt die Persistenz des Schocks in Perioden mit einer negativen Variablen und α_3 den Unterschied bei der Verarbeitung von Schocks in den Störtermen zwischen positiven und negativen Variablen wieder.

Weicht der Koeffizient α_2 bzw. die Summe von α_2 und α_3 von null ab, liegt mean reversion bzw. ein transitorisches Verhalten der Schocks vor. Der Koeffizient α_3 wird in der Analyse der Erfolgsgrößen als Maßstab von conditional conservatism interpretiert, der bei einem höheren Grad des transitorischen Verhaltens der negativen in Relation zu den positiven Erfolgsgrößen als signifikant negativ erwartet wird.[189] Für den Cash Flow sollen keine Annahmen über eine unterschiedliche Ausprägung in positiven oder negativen Perioden getroffen werden, da die Einflussnahme durch die Determinanten der Earnings Quality auf den Cash Flow als eher gering eingeschätzt wird und die Persistenz sowie die Prognosegenauigkeit bei der Analyse des Cash Flows im Vordergrund steht.

Die DF-Spezifikation lässt sich ebenfalls über die Ergänzung eines Interaktionsterms derart gestalten, dass die Persistenz von positiven und negativen Variablen messbar wird. Das Modell besitzt die Form

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 D_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 D_{t-1} * X_{t-1} + \varepsilon_t, \tag{3.13}$$

wobei D_{t-1} wiederum eine Dummy-Variable ist, die sich in diesem Modell allerdings auf die verzögerten *Niveauvariablen* bezieht. Die Interpretation der β- ist mit denen der α-Koeffizienten aus Gleichung 3.12 identisch.

Darüber hinaus lässt sich auch die asymmetrische DF- auf eine ADF-Spezifikation durch die Hinzunahme von zusätzlichen verzögerten Werten der abhängigen Variablen erweitern. In dieser Arbeit findet wiederum nur die Erweiterung auf eine verzögerte Differenz Anwendung, welche in Gleichung 3.14 beschrieben wird.

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 D_{t-1} + \beta_2 X_{t-1} + \beta_3 D_{t-1} * X_{t-1} + \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \tag{3.14}$$

[189] Vgl. Basu (1997), S. 22.

Im Folgenden soll das Modell von Enders und Granger (1998) zur asymmetrischen Persistenzmessung vorgestellt werden.[190] Nach Enders und Granger (1998) ist das symmetrische Modell aus Gleichung 3.7 für die Betrachtung von asymmetrischen Komponenten in der Zeitreihe wie

$$\Delta X_t = \begin{cases} \beta_1 X_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{wenn } X_{t-1} \geq 0 \\ \beta_2 X_{t-1} + \varepsilon_t, & \text{wenn } X_{t-1} < 0 \end{cases} \tag{3.15}$$

ungeeignet und wird derart modifiziert, dass

$$\Delta X_t = \beta_0 + \beta_1 D_{t-1} * X_{t-1} + \beta_2 (1 - D_{t-1}) * X_{t-1} + \varepsilon_t. \tag{3.16}$$

Diese Modellspezifikation wird von Enders und Granger (1998) als Threshold-Autoregressive-Modell (TAR-Modell) bezeichnet.[191] Der Dummy ist in Gleichung 3.16 folgendermaßen definiert

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } X_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{wenn } X_{t-1} < 0 \end{cases} \tag{3.17}$$

und bezieht sich, wie die Dummies in den Gleichungen 3.13 und 3.14, auf die verzögerten Niveauvariablen der abhängigen Variablen. β_1 spiegelt in diesem Modell die Persistenz des Schocks in Perioden mit einer positiven Variablen und β_2 mit einer negativen Variablen wider. Falls die Schocks in der jeweiligen Periode persistent sind, entspricht β_1 bzw. β_2 null. In dieser Spezifikation wird ein direkter Test auf die Persistenz für positive und negative Schocks definiert, wohingegen die Modelle aus den Gleichungen 3.12 und 3.13 vielmehr auf die Unterschiede zwischen den positiven und negativen Schocks ausgelegt sind.

Im Modell von Enders und Granger (1998) ist für die Bestimmung der Signifikanz der asymmetrischen Persistenz zwischen positiven und negativen Perioden ein zusätzlicher Wald-Test für die Differenz $\beta_1 - \beta_2$ durchzuführen. Besteht keine signifikante Differenz zwischen den Koeffizienten ist die Ausprägung der Schocks in positiven und negativen Perioden vergleichbar. Da der Dummy allerdings

[190] Die asymmetrische Persistenzmessung ist eine in der empirischen Wirtschaftspolitik gebräuchliche Methode bei der Analyse von Zeitreihen, die von Neftçi (1984) erstmalig in Bezug auf die US-amerikanische Arbeitslosenquote thematisiert wird. In ihrer Studie wenden Enders und Granger (1998) das Modell auf Zinsniveaus an.

[191] Vgl. Enders und Granger (1998), S. 305. Grundlegende Threshold-Modelle werden bereits von Tong (1983, 1990) diskutiert.

in der Spezifikation von Enders und Granger (1998) den Wert 1 im Gegensatz zum Wert 0 in den obigen Modellen von Basu (1997) und Dickey und Fuller (1979, 1981) für die positiven verzögerten Differenzen bzw. Niveauwerte annimmt, ist $\beta_1 - \beta_2 > 0$, wenn die Schocks in negativen Perioden ein höheres transitorisches Verhalten in Relation zu den positiven Perioden besitzen. Infolge der nicht explizit notwendigen Integration des Dummy-Koeffizienten, der stattdessen direkt über eine Multiplikation mit den verzögerten Werten berücksichtigt wird, besitzt dieses Modell im Verhältnis zu den anderen Modellen den Vorteil einer geringeren Anzahl von zu schätzenden Koeffizienten. Des Weiteren beruht das Modell von Enders und Granger (1998) auf dem DF-Test und kann um autoregressive Prozesse höherer Ordnung erweitert werden.

In einem weiteren Schritt verändern Enders und Granger (1998) die Definition des Dummies aus Gleichung 3.17 wie folgt:

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{wenn } \Delta X_{t-1} \geq 0 \\ 0, & \text{wenn } \Delta X_{t-1} < 0. \end{cases} \tag{3.18}$$

Dieser Dummy bezieht sich auf die verzögerten Differenzen der abhängigen Variablen und beschreibt das Momentum-Threshold-Autoregressive-Model (MTAR-Modell).[192] Die Interpretation der Koeffizienten ändert sich durch die Dummy-Definition aus Gleichung 3.18 im Vergleich zu Gleichung 3.17 nicht. Die Verwendung des modifizierten Dummies lässt sich auf die DF- und ADF-Spezifikationen übertragen und vermindert angesichts des fehlenden direkten Bezugs zu den tatsächlichen Verlusten einen potenziellen survivorship bias.[193]

Wie bei den Modellen der symmetrischen Persistenzmessung, werden die Modelle dieses Abschnitts in der dargelegten Gestalt für das Sample der US-Unternehmen geschätzt, da für diese Unternehmen kein Vergleich von verschiedenen Gruppen durchführbar ist. Für die Untersuchung der asymmetrischen Persistenz der Erfolgsgrößen und Cash Flows der deutschen Unternehmen erfolgt die bereits in den Gleichungen 3.9, 3.10 und 3.11 beschriebene Ergänzung um einen Dummy zur Separierung der jeweiligen Samples. Der Vollständigkeit halber werden diese drei Modelle nachfolgend auch in

[192] Vgl. Enders und Granger (1998), S. 306.

[193] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 4. Der Dummy ermöglicht es, z.B. auch die Persistenz für Werte unter- und oberhalb des Durchschnitts zu messen. Für das in dieser Arbeit untersuchte US-Sample ist in Brauer und Westermann (2010) eine Analyse des Durchschnitts zu finden, deren Resultate sich nicht von den in Abschnitt 5.3.1 präsentierten Resultaten unterscheiden.

ihrer asymmetrischen Form dargestellt. Gleichung 3.19 wird dabei aus Gleichung 3.9,

$$\begin{aligned}\Delta X_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 \Delta X_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * \Delta X_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \\ \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * \Delta X_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \tag{3.19}$$

Gleichung 3.20 aus Gleichung 3.10,

$$\begin{aligned}\Delta X_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * X_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \\ \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * X_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \tag{3.20}$$

und Gleichung 3.21 aus Gleichung 3.11 hergeleitet.

$$\begin{aligned}\Delta X_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 X_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * X_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \\ \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * X_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * X_{i,t-1} + \Delta X_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}\end{aligned} \tag{3.21}$$

Die Gleichung 3.20 wird neben der Dummy-Definition, die sich auf die verzögerten Niveauvariablen bezieht, auch mit der Dummy-Definition von Enders und Granger (1998), die auf die verzögerten Differenzen Bezug nimmt, geschätzt.[194] Ebenso wie bei der symmetrischen Persistenzmessung, sollen keine Annahmen zur unterschiedlichen Ausprägung der Koeffizienten bzw. der Summe der Koeffizienten zwischen den Unternehmenssamples getroffen werden. Eine Verwendung der Schätzgleichung 3.16 nach Enders und Granger (1998) ist für die Modelle der Unternehmensvergleiche zwar umsetzbar, wird jedoch auf Grund der vorrangigen Untersuchung der *Unterschiede* zwischen zwei Unternehmensgruppen nicht vorgenommen. Die Interpretation der Koeffizienten bzw. der jeweiligen Summen der Koeffizienten für die Modelle der symmetrischen und asymmetrischen Persistenzmessung ist zur Wahrung der Übersichtlichkeit abschließend in Tabelle 1[195] dargestellt.[196]

[194] Vgl. Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 7.

[195] Eine Übersicht zu den getesteten Hypothesen der asymmetrischen Persistenzmessung wird ebenso bei Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 7 gegeben.

[196] Die Interpretation der Koeffizienten aus der asymmetrischen Persistenzmessung ist auch auf die Messung der Ergebnis-Rendite-Beziehung anwendbar, dessen Resultate für den Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen in Tabelle 4 des Anhangs enthalten sind. Die zusätzliche Bildung von Verhältnissen oder Differenzen der Koeffizienten zur Interpretation des Ausmaßes von conditional conservatism, wie z.B. bei Basu (1997) oder Gassen und Sellhorn (2006), ist hierbei nicht notwendig.

Tabelle 1: Übersicht der getesteten Hypothesen (Persistenzmessung)

Unternehmensvergleiche der deutschen Unternehmen	
Symmetrisches Modell	
$\alpha_1 = 0$ $\beta_1 = 0$	H_0: Schocks sind persistent für Gruppe 0.
$\alpha_1 + \alpha_3 = 0$ $\beta_1 + \beta_3 = 0$	H_0: Schocks sind persistent für Gruppe 1.
$\alpha_3 = 0$ $\beta_3 = 0$	H_0: Die Persistenz von Schocks besitzt den gleichen Grad für beide Gruppen.
Asymmetrisches Modell	
$\alpha_2 = 0$ $\beta_2 = 0$	H_0: Positive Schocks sind persistent für Gruppe 0.
$\alpha_2 + \alpha_3 = 0$ $\beta_2 + \beta_3 = 0$	H_0: Negative Schocks sind persistent für Gruppe 0.
$\alpha_2 + \alpha_6 = 0$ $\beta_2 + \beta_6 = 0$	H_0: Positive Schocks sind persistent für Gruppe 1.
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7 = 0$ $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7 = 0$	H_0: Negative Schocks sind persistent für Gruppe 1.
$\alpha_3 = 0$ $\beta_3 = 0$	H_0: Positive und negative Schocks besitzen den gleichen Grad von Persistenz für Gruppe 0.
$\alpha_3 + \alpha_7 = 0$ $\beta_3 + \beta_7 = 0$	H_0: Positive und negative Schocks besitzen den gleichen Grad von Persistenz für Gruppe 1.
$\alpha_6 = 0$ $\beta_6 = 0$	H_0: Die Persistenz von positiven Schocks besitzt den gleichen Grad für beide Gruppen.
$\alpha_7 = 0$ $\beta_7 = 0$	H_0: Die Persistenz von negativen Schocks besitzt den gleichen Grad für beide Gruppen.
US-Unternehmen	
Modell von Basu (1997) und unit root-Spezifikation	
$\alpha_2 = 0$ $\beta_2 = 0$	H_0: Positive Schocks sind persistent.
$\alpha_2 + \alpha_3 = 0$ $\beta_2 + \beta_3 = 0$	H_0: Negative Schocks sind persistent.
$\alpha_3 = 0$ $\beta_3 = 0$	H_0: Positive und negative Schocks besitzen den gleichen Grad von Persistenz.
Modell von Enders und Granger (1998)	
$\beta_1 = 0$	H_0: Positive Schocks sind persistent.
$\beta_2 = 0$	H_0: Negative Schocks sind persistent.
$\beta_1 - \beta_2 = 0$	H_0: Positive und negative Schocks besitzen den gleichen Grad von Persistenz.

3.2 Cash Flow- und Accruals-Modelle

Zur Erläuterung des Verhältnisses der Erfolgsgröße zu ihren beiden Bestandteilen, dem Cash Flow und den Accruals, soll zunächst das Modell zur Messung von conditional conservatism von Ball und Shivakumar (2005) erläutert werden, welches sich die Annahmen aus der asymmetrischen Persistenzmessung der Erfolgsgröße zu Nutze macht. Ball und Shivakumar (2005) stellen die Hypothese auf, dass die Unterschiede in der Verarbeitung von positiven und negativen Periodenergebnissen in der Zeitreihe zu einer asymmetrischen Korrelation von Cash Flows und Accruals führen. Vereinfachend lässt sich der Cash Flow CF_t als der Zahlungszu- oder abfluss, der aus der Periode $t-1$ (CF_t^{t-1}) abgegrenzt wird, der tatsächliche CF_t und der Zahlungsmittelfluss, der in die Periode $t+1$ (CF_t^{t+1}) übertragen wird, ausdrücken. Entscheidend ist dabei der Zeitpunkt der Vereinnahmung oder Zahlung der liquiden Mittel und die Realisierung im Periodenergebnis. Der CF_t^{t-1} beschreibt ein Auftreten des Cash Flows erst nachdem dieser im Periodenergebnis erfasst wird, wie es bspw. bei der Buchung einer Forderung der Fall ist. Umgekehrt entspricht der CF_t^{t+1} einer geleisteten Zahlung für die Anschaffung von Vorräten und somit einem Abfluss von liquiden Mitteln noch vor der Aktivierung des Vermögenswertes. Im Fall des CF_t erfolgt die Zahlung/Vereinnahmung des Cash Flows in derselben Periode wie die Buchung des Geschäftsvorfalls.[197]

Die Accruals werden als ein Instrument zur temporären Verschiebung der Realisierung des Cash Flows im Periodenergebnis durch die Rechnungslegung verstanden. Diese zeitliche Verschiebung generiert zwei Arten von Accruals. Zunächst entstehen Accruals bei der Realisierung eines Ertrags oder Aufwands, bevor die Zahlungsmittel erhalten oder gezahlt und diese im Periodenergebnis erfasst werden. Formal lässt sich dieser Zusammenhang wie folgt darstellen.

$$ACC^{O}_{CF_{t+1/t}} = CF^{t}_{t+1} + \varepsilon^{t}_{t+1}$$

Die Accruals und der Cash Flow besitzen hierbei das gleiche Vorzeichen. Die Accruals zu Beginn des Prozesses, die die Erwartungen des CF_{t+1} reflektieren, entsprechen dem tatsächlichen CF_{t+1} und einem Störterm, der den Unterschied zwischen den Erwartungen und der Realisierung des Cash Flows widerspiegelt. Bei Zahlung/Vereinnahmung des Cash Flows am Ende des Prozesses werden wiederum

[197] Vgl. Dechow und Dichev (2002), S. 37.

Accruals generiert, die diejenigen zu Beginn des Prozesses auflösen.

$$ACC^{C}_{CF_{t/t-1}} = -CF_t^{t-1} - \varepsilon_t^{t-1}$$

Die Accruals zum Ende des Prozesses besitzen im Verhältnis zu den mit ihnen verbundenen Cash Flows ein umgekehrtes Vorzeichen und entsprechen dem CF_t sowie einem Störterm, der die Differenz zwischen den Erwartungen der letzten Periode und der Realisierung des Cash Flows wiedergibt.[198] Die gesamten Accruals einer Periode beinhalten also einen Störterm, der in der folgenden Periode bestimmt wird (ε_{t+1}^{t}), und einen Störterm, der durch die Realisierung der CF_t verursacht wird (ε_t^{t-1}). Ein zu erwartender Schätzfehler ergibt sich dann, wenn die Cash Flows auftreten, nachdem die dazugehörigen Erträge und Aufwendungen realisiert werden, da in diesem Fall Schätzungen über die zu erwartenden Cash Flows erfolgen müssen. Bei einem Abfluss von liquiden Mitteln vor der Aktivierung eines Vermögenswertes (CF_t^{t+1}) entstehen demnach positive Accruals, die dem Zahlungsmittelabfluss entsprechen, während bei einer Aktivierung eines Vermögenswertes vor Erhalt der liquiden Mittel (CF_t^{t-1}) negative Accruals in Höhe des Zahlungsmittelzuflusses gebildet werden.[199] Auf Basis dieser Überlegungen wird von Dechow und Dichev (2002) folgendes ökonometrisches Modell aufgestellt:

$$ACC_t = CF_{t-1}^{t} - (CF_t^{t+1} + CF_t^{t-1}) + CF_{t+1}^{t} + \varepsilon_{t+1}^{t} - \varepsilon_t^{t-1}.$$

Vereinfachend stellen Dechow und Dichev (2002) dieses Modell als

$$ACC_t = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{t-1} + \gamma_2 CF_t + \gamma_3 CF_{t+1} + \varepsilon_t$$

dar.[200] Im Modell von Dechow und Dichev (2002) wird ein symmetrisches Verhalten der Accruals unterstellt, die den positiven und negativen Veränderungen der relevanten Bilanzpositionen gleichermaßen folgen. Auf Grund der Hinzunahme von weiteren Verzögerungen des Cash Flows als unabhängige Variablen besteht jedoch in dieser Spezifikation die Notwendigkeit einer Anpassung des Störterms um

[198] Vgl. Dechow und Dichev (2002), S. 38.
[199] Vgl. Dechow und Dichev (2002), S. 39.
[200] Dieses Modell wird in einigen Studien, z.B. auch in Homburg und Wrede (2007), zur Messung der Earnings Quality angewendet.

zusätzliche MA-Komponenten, so dass in dieser Arbeit auf das Modell

$$ACC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3.22}$$

zurückgegriffen wird. Dieses Modell beinhaltet lediglich den CF_t sowie die mit dem Cash Flow interagierende Dummy-Variable zur Separierung der Samples als unabhängige Variablen. Infolge der gegenseitigen Kompensation von Accruals und Cash Flows wird analog zu Dechow und Dichev (2002) eine negative Assoziation zwischen den Accruals und Cash Flows angenommen. Hinsichtlich der unterschiedlichen Ausprägung der Assoziation zwischen den Unternehmenssamples soll, wie im Abschnitt der Persistenzmessung, keine Annahme getroffen werden. Zur Erfassung der asymmetrischen Realisierung von Erträgen und Aufwendungen einer vorsichtigen Rechnungslegung wird das Modell aus Gleichung 3.22 durch Ball und Shivakumar (2005) folgendermaßen angepasst:

$$\begin{aligned} ACC_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 CF_{i,t} + \gamma_3 D_{i,t} * CF_{i,t} + \gamma_4 DS_i + \\ \gamma_5 DS_i * D_{i,t} + \gamma_6 DS_i * CF_{i,t} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned} \tag{3.23}$$

Die Asymmetrie in der Erfassung von Erträgen und Aufwendungen soll in diesem Modell auch eine Asymmetrie in der Relation zwischen Accruals und Cash Flows nach sich ziehen.[201] Dies ist damit zu begründen, dass innerhalb einer vorsichtigen Rechnungslegung Aufwendungen bereits erfasst werden, bevor ein Abfluss von liquiden Mittel erfolgt, wohingegen Erträge erst ausgewiesen werden, wenn die liquiden Mittel bereits zugeflossen sind. Die Dummy-Variable $D_{i,t}$ nimmt in diesem Modell Bezug auf die Niveauvariable des Cash Flows der aktuellen Periode und trennt diese in positive und negative Cash Flows. In Anlehnung an Ball und Shivakumar (2005) wird eine negative Assoziation zwischen den Accruals und Cash Flows in Perioden mit einem positiven Cash Flow erwartet. Jedoch wird im Gegensatz zu Ball und Shivakumar (2005), die einen positiven Unterschied zwischen Perioden mit positiven und negativen Cash Flows annehmen, ein negativer Unterschied auf Grund der Zunahme der negativen Assoziation zwischen Accruals und Cash Flows in Perioden mit einem negativen Cash Flow angenommen. Zu den Unterschieden zwischen den Samples sollen erneut keine Annahmen getroffen werden. Die Interpretation der Koeffizienten bzw. der Summe der Koeffizienten der in diesem Abschnitt diskutierten Modelle ist zur Wahrung der Übersichtlichkeit in Tabelle 2 am Ende des Abschnitts zu finden.

Problematisch ist die Frage nach der Endogenität der unabhängigen Variablen, da der Cash Flow zur

[201] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 86.

Berechnung der Accruals herangezogen wird. Eine Instrumentarisierung des Cash Flows über verzögerte Werte wäre somit denkbar, ist aber u.U. auf Grund des Charakters der Accruals, die grundsätzlich schon Veränderungen zwischen einer oder mehreren Perioden widerspiegeln, nicht notwendig. Da keine dynamischen Zusammenhänge eines AR(1)-Prozesses im Accruals-Modell vorliegen, ist eine Unterscheidung zwischen verschiedenen Modellen, die im Rahmen der Persistenzmessung diskutiert werden, ebenfalls nicht erforderlich.

Dies gilt auch für die Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße, bei der ebenso zwischen einem symmetrischen und asymmetrischen Modell unterschieden wird. Im symmetrischen Modell aus Gleichung 3.24 wird der Cash Flow über die Erfolgsgröße[202] aus der Vorperiode geschätzt, die jeweils durch den Dummy zur Separierung der Samples ergänzt wird.

$$CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 IX_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \tag{3.24}$$

Im Zuge der durch einen simultan steigenden Cash Flow wachsenden Erfolgsgröße wird ein positiver Zusammenhang zwischen dem Cash Flow und der Erfolgsgröße angenommen. Zur Abbildung der Asymmetrie in der Realisierung von Erträgen und Aufwendungen i.S. einer vorsichtigen Rechnungslegung wird das symmetrische Modell um einen Dummy zur Trennung von positiven und negativen Erfolgsgrößen der Vorperiode erweitert. Der Dummy bezieht sich, wie auch im Modell der Accruals und Cash Flows, auf die verzögerte Niveauvariable der unabhängigen Variablen.

$$\begin{aligned} CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 IX_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i + \\ \gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.25}$$

Für die Assoziation des Cash Flows und der positiven Erfolgsgröße werden positive Koeffizienten bzw. Summen von Koeffizienten erwartet. Der Einfluss der Erfolgsgröße auf den zukünftigen Cash Flow soll, da eine asymmetrische Realisierung von Erträgen und Aufwendungen vorliegt, in Perioden mit einer negativen Erfolgsgröße stärker positiv ausgeprägt sein. Im Hinblick auf die Unterschiede zwischen den Samples existieren sowohl für das symmetrische als auch das asymmetrische Modell, wie bei den anderen Modellen, keine Erwartungen bzgl. der Ausprägung der Koeffizienten.

Neben den in Abschnitt 3.1 vorgestellten autoregressiven Modellen zur Persistenzmessung von Er-

[202] In der empirischen Untersuchung wird das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit zur Prognose des Cash Flows genutzt.

folgsgrößen und Cash Flows besteht die Möglichkeit, den Cash Flow über den verzögerten Cash Flow und die Accruals zu prognostizieren. Diese Modelle, die die abhängige Variable nicht nur über Verzögerungen der abhängigen Variablen darstellen, sondern auch auf weitere verzögerte Variablen zurückgreifen, werden als vektorautoregressive (VAR-)Modelle bezeichnet. Die Wirkung einer Variablen wird statt mit einer statischen in den VAR-Modellen mit einer dynamischen Analyse von einzelnen Schocks auf die Zeitreihen untersucht. Wie bei den ARMA-Prozessen, wird die Wirkung der Schocks über Impulsantwortfunktionen veranschaulicht. Falls das Modell aus n Variablen besteht, liegen immer n^2 Impulsantwortfunktionen vor.[203] Der betrachtete stochastische Prozess wird erneut durch die beiden Momente – Mittelwert und Kovarianz – charakterisiert. Die Definition von Stationarität ist identisch mit der obigen Definition aus der Erläuterung der ARMA-Prozesse, so dass wiederum der Mittelwert und die Kovarianzfunktion in einem VAR-Modell konstant sind. Falls die Zeitreihen nicht stationär sind, können diese durch eine Transformation, wie bspw. die Differenzenbildung, zu stationären Prozessen überführt werden. Bei kointegrierten Variablen ist es gleichwohl möglich, die Beziehung von nicht-stationären Prozessen zu modellieren, solange eine Linearkombination der Prozesse stationär ist.[204] Dies kann über Fehlerkorrekturmodelle (VECM) erfolgen, dessen Linearkombinationen stationäre Prozesse wiedergeben.[205]

Die von Ball und Shivakumar (2005) diskutierte asymmetrische Korrelation zwischen den Accruals und Cash Flows resultiert aus der zeitnäheren Realisierung von Aufwendungen einer vorsichtigen Rechnungslegung, die mit einer häufigeren Bildung von Accruals im Verhältnis zu den Erträgen einhergeht. Diese asymmetrische Korrelation ist für die Aufwendungen auf Grund ihrer Realisierung, auch wenn keine Zahlungsmittelabflüsse in einer Periode vorliegen, in Relation zu den Erträgen größer, da diese nur ausgewiesen werden, wenn ein Zahlungsmittelzufluss in einer Periode erfolgt.[206] Diese Überlegungen, die bereits aus der Messung von conditional conservatism bekannt sind, lassen sich auf die Prognose des Cash Flows über verzögerte Werte des Cash Flows und der Accruals übertragen. Zunächst wird das symmetrische Modell in Gleichung 3.26 dargestellt.

$$\begin{aligned} CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \\ \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.26}$$

Korrespondierend zur Persistenzmessung, wird vollständige Persistenz der Schocks bei den Cash

[203] Vgl. Lütkepohl (2007), S. 53.
[204] Vgl. Maddala und Kim (1998), S. 26. Da die Resultate des Fisher-Tests aus Tabelle 12 auf stationäre Variablen auch in Niveaus hinweisen, wird keine ausführliche Diskussion von Kointegration vorgenommen.
[205] Vgl. Enders (2010), S. 366-368.
[206] Vgl. Ball und Shivakumar (2006), S. 212f.

Flows angenommen, wenn $\gamma_1 = 1$ bzw. die Summe $\gamma_1 + \gamma_4 = 1$. Zwischen den Cash Flows und den verzögerten Accruals wird in Anbetracht der Kompensation der Cash Flows durch die Accruals eine negative Assoziation erwartet. Über die bekannte Implementierung der asymmetrischen Komponente, die zwischen positiven und negativen Cash Flows unterscheidet, ergibt sich das folgende Modell.

$$\begin{aligned} CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \\ \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \\ \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \\ \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.27}$$

Die Interpretation der Koeffizienten des Cash Flows entspricht der asymmetrischen Persistenzmessung. Persistenz der Schocks in Perioden mit einem positiven Cash Flow wird nachgewiesen, falls $\gamma_2 = 1$ bzw. $\gamma_2 + \gamma_8 = 1$. Die asymmetrische Persistenz ergibt sich für das jeweilige Sample über γ_3 bzw. $\gamma_3 + \gamma_9$, die bei einer geringeren Persistenz der Schocks in Perioden mit einem negativen Cash Flow signifikant negativ sein werden. Da der Cash Flow und die Accruals Bestandteile der Erfolgsgröße sind, wird der Dummy $D_{i,t-1}$ analog zu Ball und Shivakumar (2006) zur Trennung von Perioden mit positiven und negativen Periodenergebnissen herangezogen. Die Kompensation der Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem positiven – γ_4 bzw. $\gamma_4 + \gamma_{10}$ – und negativen – γ_5 bzw. $\gamma_5 + \gamma_{11}$ – Periodenergebnis wird über die jeweiligen Koeffizienten der Accruals wiedergeben. Diese Koeffizienten werden bei einer vorliegenden Kompensation des Cash Flows durch die Accruals als negativ angenommen.[207] Aussagen zu den zu erwartenden Unterschieden zwischen den Samples werden auch in dieser Analyse nicht getätigt.

Die Definition des Dummies $D_{i,t-1}$ bezieht sich in der empirischen Untersuchung zum einen, wie auch in den unit root-Spezifikationen der Persistenzmessung nach Dickey und Fuller (1979, 1981), auf die verzögerten Niveauvariablen und zum anderen gemäß Enders und Granger (1998) auf die verzögerten Differenzen des Cash Flows. Grundsätzlich ist innerhalb der Schätzung der Modelle aus den Gleichungen 3.26 und 3.27 eine Übertragung der Spezifikationen aus der Persistenzmessung mit einer differenzierten abhängigen Variablen möglich. Mit Blick auf die ausführliche Diskussion der Modelle zur Persistenzmessung in Abschnitt 3.1 kann jedoch eine erneute Erläuterung im Zusammenhang mit den Cash Flows und Accruals entfallen. Zudem stellen die Modelle aus den Gleichungen 3.26 und 3.27 bereits, unabhängig von der theoretischen Herleitung durch Dechow und Dichev (2002) und Ball und Shivakumar (2006), eine Persistenzmessung des Cash Flows in Niveauvariablen mit der Be-

[207] Vgl. Ball und Shivakumar (2006), S. 236-239.

rücksichtigung der Accruals als Kontrollvariable dar. Bei der Persistenzmessung in Niveauvariablen ist jedoch zu beachten, dass der verzögerte Wert des Cash Flows gegen 1 und nicht gegen 0 getestet wird. Im Gegensatz zu Ball und Shivakumar (2006), die noch CF_{t-2} und ACC_{t-2} als weitere unabhängige Kontrollvariablen im Modell berücksichtigen, wird in dieser Arbeit auf Grund der hierdurch notwendigen Ergänzung des Störterms um eine MA-Komponente auf zusätzliche verzögerte Werte verzichtet.

Die Disaggregation der Erfolgsgröße in den Cash Flow und die Accruals kann ebenfalls für eine Schätzung des zukünftigen Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit genutzt werden. Das Modell stellt sich in der symmetrischen Form als

$$\begin{aligned} IX_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \\ \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.28}$$

dar und ist bzgl. der unabhängigen Variablen mit Gleichung 3.26 identisch. Wie bereits in der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße dargelegt, wird zwischen der Erfolgsgröße und dem Cash Flow eine positive Assoziation angenommen. Da die Accruals ebenso simultan mit der Erfolgsgröße ansteigen, wird der Zusammenhang zwischen der Erfolgsgröße und den Accruals auch positiv sein. Das asymmetrische Modell ergibt sich analog zu Gleichung 3.27 und wird ebenfalls mit den beiden Dummy-Definitionen, die sich auf die verzögerten Cash Flows in Niveaus und Differenzen beziehen, geschätzt. Das Modell nimmt folgende Gestalt an.

$$\begin{aligned} IX_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \\ \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \\ \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \\ \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \tag{3.29}$$

Die Assoziation der Erfolgsgröße ist in Perioden mit einem positiven Cash Flow positiv, wohingegen der Zusammenhang der Erfolgsgröße in Perioden mit einem negativen Cash Flow als negativ erwartet wird. Die Kompensation des Cash Flows durch die Accruals wird sich in Perioden mit einem positiven Periodenergebnis über positive Koeffizienten und in Perioden mit einem negativen Ergebnis über negative Koeffizienten widerspiegeln. Wie bereits erläutert, bestehen für die Modelle der Prognose der Erfolgsgröße keine Erwartungen in Bezug auf die unterschiedliche Ausprägung der Koeffizienten bzw. der Summe der Koeffizienten zwischen den Unternehmensgruppen.

Die Interpretation der einzelnen Koeffizienten und der Wald-Tests für die Summen der Koeffizienten der Modelle aus Abschnitt 3.2 wird abschließend in Tabelle 2 wiedergegeben.

Tabelle 2: Übersicht der getesteten Hypothesen (Cash Flows und Accruals)

Accruals und Cash Flows	
Symmetrisches Modell	
$\gamma_1 = 0$	H_0: Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Accruals für Gruppe 0.
$\gamma_1 + \gamma_3 = 0$	H_0: Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Accruals für Gruppe 1.
$\gamma_3 = 0$	H_0: Cash Flows besitzen für beide Gruppen den gleichen Einfluss auf Accruals.
Asymmetrisches Modell	
$\gamma_2 = 0$	H_0: Positive Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Accruals für Gruppe 0.
$\gamma_2 + \gamma_3 = 0$	H_0: Negative Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Accruals für Gruppe 0.
$\gamma_2 + \gamma_6 = 0$	H_0: Positive Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Accruals für Gruppe 1.
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7 = 0$	H_0: Negative Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Accruals für Gruppe 1.
$\gamma_3 = 0$	H_0: Positive/negative Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Accruals für Gruppe 0.
$\gamma_3 + \gamma_7 = 0$	H_0: Positive/negative Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Accruals für Gruppe 1.
$\gamma_6 = 0$	H_0: Positive Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Accruals für beide Gruppen.
$\gamma_7 = 0$	H_0: Negative Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Accruals für beide Gruppen.
Cash Flows und Erfolgsgröße	
Symmetrisches Modell	
$\gamma_1 = 0$	H_0: Die Erfolgsgröße besitzt keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 0.
$\gamma_1 + \gamma_3 = 0$	H_0: Die Erfolgsgröße besitzt keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 1.
$\gamma_3 = 0$	H_0: Die Erfolgsgröße besitzt für beide Gruppen den gleichen Einfluss auf Cash Flows.
Asymmetrisches Modell	
$\gamma_2 = 0$	H_0: Positive Erfolgsgrößen besitzen keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 0.
$\gamma_2 + \gamma_3 = 0$	H_0: Negative Erfolgsgrößen besitzen keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 0.
$\gamma_2 + \gamma_6 = 0$	H_0: Positive Erfolgsgrößen besitzen keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 1.
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7 = 0$	H_0: Negative Erfolgsgrößen besitzen keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 1.
$\gamma_3 = 0$	H_0: Positive/negative Erfolgsgrößen besitzen den gleichen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 0.
$\gamma_3 + \gamma_7 = 0$	H_0: Positive/negative Erfolgsgrößen besitzen den gleichen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 1.
$\gamma_6 = 0$	H_0: Positive Erfolgsgrößen besitzen den gleichen Einfluss auf Cash Flows für beide Gruppen.
$\gamma_7 = 0$	H_0: Negative Erfolgsgrößen besitzen den gleichen Einfluss auf Cash Flows für beide Gruppen.
Erfolgsgröße, Cash Flow und Accruals	
Symmetrisches Modell	
$\gamma_1 = 0$	H_0: Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 0.
$\gamma_2 = 0$	H_0: Accruals besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 0.
$\gamma_1 + \gamma_4 = 0$	H_0: Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 1.
$\gamma_2 + \gamma_5 = 0$	H_0: Accruals besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 1.
$\gamma_4 = 0$	H_0: Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für beide Gruppen.
$\gamma_5 = 0$	H_0: Accruals besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für beiden Gruppen.
Asymmetrisches Modell	
$\gamma_2 = 0$	H_0: Positive Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 0.
$\gamma_2 + \gamma_3 = 0$	H_0: Negative Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 0.
$\gamma_3 = 0$	H_0: Positive/negative Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 0.

Fortsetzung Tabelle 2

$\gamma_4 = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 0 nicht durch Accruals in Perioden mit positivem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_5 = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 0 nicht durch Accruals in Perioden mit negativem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_2 + \gamma_8 = 0$	H_0: Positive Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 1.
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_8 + \gamma_9 = 0$	H_0: Negative Cash Flows besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 1.
$\gamma_3 + \gamma_9 = 0$	H_0: Positive/negative Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 1.
$\gamma_4 + \gamma_{10} = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 1 nicht durch Accruals in Perioden mit positivem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_5 + \gamma_{11} = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 1 nicht durch Accruals in Perioden mit negativem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_8 = 0$	H_0: Positive Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für beide Gruppen.
$\gamma_9 = 0$	H_0: Negative Cash Flows besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für beide Gruppen.
$\gamma_{10} = 0$	H_0: Cash Flows werden für beide Gruppen im gleichen Ausmaß durch Accruals in Perioden mit einem positiven Ergebnis kompensiert.
$\gamma_{11} = 0$	H_0: Cash Flows werden für beide Gruppen im gleichen Ausmaß durch Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis kompensiert.
Cash Flow, verzögerter Cash Flow und Accruals	
Symmetrisches Modell	
$\gamma_1 = 0$	H_0: Schocks sind persistent für Gruppe 0.
$\gamma_2 = 0$	H_0: Accruals besitzen keinen Einfluss auf Cash Flows für Gruppe 0.
$\gamma_1 + \gamma_4 = 0$	H_0: Schocks sind persistent für Gruppe 1.
$\gamma_2 + \gamma_5 = 0$	H_0: Accruals besitzen keinen Einfluss auf Erfolgsgrößen für Gruppe 1.
$\gamma_4 = 0$	H_0: Die Persistenz von Schocks besitzt den gleichen Grad für beide Gruppen.
$\gamma_5 = 0$	H_0: Accruals besitzen den gleichen Einfluss auf Erfolgsgrößen für beiden Gruppen.
Asymmetrisches Modell	
$\gamma_2 = 0$	H_0: Positive Schocks sind persistent für Gruppe 0.
$\gamma_2 + \gamma_3 = 0$	H_0: Negative Schocks sind persistent für Gruppe 0.
$\gamma_3 = 0$	H_0: Positive/negative Schocks besitzen den gleichen Grad von Persistenz für Gruppe 0.
$\gamma_4 = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 0 nicht durch Accruals in Perioden mit positivem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_5 = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 0 nicht durch Accruals in Perioden mit negativem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_2 + \gamma_8 = 0$	H_0: Positive Schocks sind persistent für Gruppe 1.
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_8 + \gamma_9 = 0$	H_0: Negative Schocks sind persistent für Gruppe 1.
$\gamma_3 + \gamma_9 = 0$	H_0: Positive/negative Schocks besitzen den gleichen Grad von Persistenz für Gruppe 1.
$\gamma_4 + \gamma_{10} = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 1 nicht durch Accruals in Perioden mit positivem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_5 + \gamma_{11} = 0$	H_0: Cash Flows werden für Gruppe 1 nicht durch Accruals in Perioden mit negativem Ergebnis kompensiert.
$\gamma_8 = 0$	H_0: Die Persistenz von positiven Schocks besitzt den gleichen Grad für beide Gruppen.
$\gamma_9 = 0$	H_0: Die Persistenz von negativen Schocks besitzt den gleichen Grad für beide Gruppen.
$\gamma_{10} = 0$	H_0: Cash Flows werden für beide Gruppen im gleichen Ausmaß durch Accruals in Perioden mit einem positiven Ergebnis kompensiert.
$\gamma_{11} = 0$	H_0: Cash Flows werden für beide Gruppen im gleichen Ausmaß durch Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis kompensiert.

4 Resultate von früheren Studien

In diesem Kapitel werden die Ergebnisse von Studien vorgestellt, die diverse Fragestellungen zu den in dieser Arbeit diskutierten Determinanten und Attributen der Earnings Quality untersuchen. Das Kapitel gliedert sich hierbei in die Darstellung von Studien, die primär die Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen analysieren, und Studien, die sich mit den Eigenschaften der Bestandteile der Erfolgsgrößen – Cash Flow und Accruals – beschäftigen. Diese Literaturübersicht besitzt nicht den Anspruch, einen vollständigen Überblick der für diesen Untersuchungsgegenstand relevanten Studien zu liefern, da die Zahl der Aufsätze zu umfangreich ist. Ebenso wird in diesem Kapitel angesichts der Fokussierung auf den Zeitreihenansatz auf eine Darstellung von Studien zur Messung von conditional conservatism über die Ergebnis-Rendite-Beziehung verzichtet.

4.1 Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen, Cash Flows und Accruals

4.1.1 Erfolgsgrößen

Die grundlegende Arbeit zu den Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen von Unternehmen stammt von Ball und Watts (1972). Der Studie liegt die Annahme zu Grunde, dass die Erwartungen bzgl. der Erfolgsgröße konstant sind und/oder eine Funktion der Zeit darstellen. Die Tests dieser Studie sind aus diesem Grund darauf ausgerichtet, die Unabhängigkeit der Abweichungen von einem konstanten Trend zu messen.[208] Die Autoren gelangen zu der Folgerung, dass der mit der Bilanzsumme standardisierte Jahresüberschuss und die Earnings per Share einem Random Walk sowie der nicht standardisierte Jahresüberschuss einem Random Walk mit Drift folgt.[209] Die Veränderungen des Periodenergebnisses sind demnach im Zeitablauf unabhängig voneinander. Ball und Watts (1972) betrachten auf Grund der Verfügbarkeit der Daten nur ein sehr kleines Sample von Unternehmen und treffen ihre Aussagen auf Basis von Mittelwerten und Medianen von unternehmensspezifischen Regressionen.[210]

[208] Vgl. Ball und Watts (1972), S. 668.

[209] Vgl. Ball und Watts (1972), S. 678f. In einem früheren Aufsatz finden Ball und Brown (1969) im Gegensatz zu Ball und Watts (1972) unterstützende Resultate für die Annahme eines AR(1)-Prozesses für die Jahresüberschüsse, welche durch Watts und Leftwich (1977) bestätigt wird.

[210] Vgl. Ball und Watts (1972), S. 667.

Eine bekanntere Arbeit, die ebenfalls als Evidenz für einen Random Walk der Erfolgsgrößen angesehen wird, ist die Studie von Albrecht, Lookabill und McKeown (1977). Ergänzend zu unternehmensspezifischen Schätzungen werden Querschnittsanalysen berücksichtigt, die Autokorrelationen bis zur achten Verzögerung einbeziehen.[211] Ein Random Walk mit Drift beschreibt den Prozess für die nicht standardisierten und ein Random Walk ohne Drift für die standardisierten Erfolgsgrößen bei fast allen Unternehmen am angemessensten. Lediglich in der Stahlindustrie lässt sich für einige Ausnahmen eine AR(1)-Darstellung nachweisen. Für die Prognosegenauigkeit ergeben sich keine auffälligen Unterschiede, so dass auch auf Basis dieser Eigenschaft ein Random Walk vorzuziehen ist. Diese Schlussfolgerung wird durch die Resultate der Autokorrelationen aus der Querschnittsanalyse untermauert.[212]

Im Gegensatz zu Ball und Watts (1972) sowie Albrecht, Lookabill und McKeown (1977) finden Brooks und Buckmaster (1976) Nachweise für das Vorliegen von mean reversion in den Zeitreihen von Periodenergebnissen.[213] Im Rahmen ihres Modells zur Ergebnisglättung werden iterativ Konstanten für jedes Unternehmen gebildet. Bei Unternehmen, die im äußeren Subsample zur jeweiligen normierten Konstante liegen, folgt die Zeitreihe keinem Random Walk. Zudem konvergieren die Beobachtungen aus dem Glättungsmodell wieder gegen die Niveauwerte vor der Iteration. Für die anderen Unternehmen, die näher an der iterativ ermittelten Konstanten liegen, entspricht die Zeitreihe allerdings einem Random Walk ggf. mit Drift.[214]

In einem Vergleich der Zeitreiheneigenschaften von Quartals- und Jahresergebnissen findet Foster (1977) auf Unternehmens- und Querschnittsebene Evidenz dafür, dass die Quartals- im Gegensatz zu den Jahresergebnissen keinem Random Walk folgen. Die Resultate der Querschnittsanalyse lassen auf voneinander abhängige Quartalsergebnisse und das Vorliegen einer saisonalen Komponente schließen, die Einfluss auf das Jahresergebnis nimmt. Die unternehmensspezifischen Analysen bestätigen diese Aussagen, wobei die am häufigsten gewählten Prozesse ein MA(1)-Prozess mit einer saisonalen MA(1)-Komponente und ein AR(1)-Prozess mit einer saisonalen MA(1)-Komponente sind. In den meisten Fällen ist es notwendig, erste oder saisonale Differenzen zu verwenden, um Stationarität zu erhalten.[215] Darüber hinaus weist ein Prognosemodell, welches sowohl die Abhängigkeit der Quar-

[211] Vgl. Albrecht, Lookabill und McKeown (1977), S. 226-228.
[212] Vgl. Albrecht, Lookabill und McKeown (1977), S. 241f.
[213] Bereits Beaver (1970) weist für die Rendite eines Unternehmens nach, dass diese über eine vollkommene mean reversion approximiert wird. Vgl. Beaver (1970), S. 86f.
[214] Vgl. Brooks und Buckmaster (1976), S. 1370.
[215] Vgl. Foster (1977), S. 8-10. O'Hanlon, Poon und Yaansah (1992) finden für das UK über einen Zeitraum von 1968-1988, dass der Prozess von jährlichen Earnings per Share bei 56% der Unternehmen einem AR(1)-Prozess entspricht und nur bei 13% der Unternehmen eine Differenzierung der Zeitreihe notwendig ist. Vgl. O'Hanlon, Poon und Yaansah (1992), S. 630f.

talsergebnisse voneinander als auch die saisonale Komponente berücksichtigt, genauere Resultate auf als Modelle, die nur eine von beiden Komponenten abbilden.[216]

Lev (1983) weist darauf hin, dass die oben erläuterten Studien jeweils nur unternehmensspezifische Eigenschaften der Zeitreihen betrachten und dass auf diese Art und Weise die generalisierte Aussage eines Random Walks immer nur für das „Durchschnittsunternehmen“ gilt. Lev (1983) sieht die Veränderungen im Periodenergebnis als Signal an den Markt an, wodurch eine Beziehung von ökonomischen Faktoren, wie die Art des Produkts (Gebrauchsgüter oder Dienstleistungen), der Einfluss von Wettbewerb, die Unternehmensgröße und die Kapitalintensität, mit den Eigenschaften des Periodenergebnisses messbar wird. Neben diesen ökonomischen Faktoren wird das durchschnittliche Verhältnis des Vorratsvermögens zu den Umsatzerlösen in die Regression einbezogen. Diese Variable wird als erster Schritt angesehen, den Effekt von Bilanzierungsregeln auf das Periodenergebnis zu schätzen.[217] Für die ersten Differenzen des Jahresüberschusses werden die Autokorrelationen und die Standardabweichungen der Parameter und der Residuen analog zu den anderen Studien berechnet.[218] Da keine Identifizierung des Prozesses für jedes Unternehmen erfolgt, wird, beruhend auf den Resultaten von Watts und Leftwich (1977), ein AR(1)-Prozess für die gesamten Unternehmen angenommen. Die Resultate der Studie lassen auf einen signifikanten Einfluss der Art des Produktes, des Wettbewerbs und der Kapitalintensität auf die Autokorrelationen des Jahresergebnisses schließen. Die Standardabweichungen werden hingegen nur von der Art des Produktes und der Unternehmensgröße beeinflusst. Ein Zusammenhang zwischen den Eigenschaften des Jahresergebnisses und den Bilanzierungsregeln wird nicht nachgewiesen.[219]

Anctil und Chamberlain (2005) analysieren den von Lev (1983) für das Vorratsvermögen noch nicht nachgewiesenen Einfluss der Bilanzierungsregeln auf die Periodenergebnisse erneut und stellen fest, dass die Koeffizienten der verzögerten Werte innerhalb der Persistenzmessung mit den Proxies für die Vermögenswerte und Verbindlichkeiten variieren. Die Persistenz erhöht sich hierbei durch die Bilanzierung von fortgeführten Anschaffungskosten, wobei die Sachanlagen positiv und das Fremdkapital negativ mit dem Grad der Persistenz assoziiert sind. Im Gegensatz zu Lev (1983) separieren Anctil und Chamberlain (2005) die fundamentale Persistenz der Zeitreihe von der durch die Rechnungslegung induzierte Persistenz über die Hinzunahme von Proxies für die Bilanzkennzahlen.[220]

Den Grundstein für den wachsenden Anteil von Studien, die das Thema einer vorsichtigen Rech-

[216] Vgl. Foster (1977), S. 10-12.
[217] Vgl. Lev (1983), S. 39.
[218] Vgl. Lev (1983), S. 41.
[219] Vgl. Lev (1983), S. 43f.
[220] Vgl. Anctil und Chamberlain (2005), S. 488.

nungslegung verfolgen, wird von Basu (1997) gelegt, der in erster Linie das Verhältnis von Jahresüberschüssen und Renditen eines Unternehmens betrachtet. Dieser Test wird seitdem in unzähligen Aufsätzen verwendet, wohingegen in diesem Abschnitt nur die Zeitreihenanalyse der asymmetrischen Persistenzmessung erläutert wird. Im Rahmen seiner Analyse findet Basu (1997) Evidenz für eine höhere Persistenz von positiven im Verhältnis zu negativen Differenzen der Earnings per Share. Das transitorischere Verhalten der negativen Veränderungen ist für Basu (1997) ein Indiz für eine schnellere Verarbeitung von „bad news“ in Relation zu „good news“ im Periodenergebnis. In den jeweiligen Regressionen der Samples mit positiven und negativen Differenzen der Earnings per Share stellt er deutlich höhere R^2 beim Sample der negativen Differenzen fest und folgert daraus eine größere Bedeutung der negativen Differenzen für das Ausmaß von conditional conservatism.[221]

Ghosh, Gu und Jain (2005) untersuchen die Persistenz der Earnings per Share für verschiedene Unternehmensgruppen, die anhand von Wachstumsraten der Earnings per Share und den Umsatzerlösen gebildet werden. Sie regressieren hierbei die Earnings per Share auf die verzögerten positiven und negativen Werte der Earnings per Share, jeweils in Niveauvariablen *und* differenzierten Variablen. Die Unterscheidung zwischen positiven und negativen Earnings per Share erfolgt dabei nicht anhand eines Dummies, sondern positive und negative Werte werden als separate Variablen betrachtet. Die jeweiligen Unternehmenssamples werden dagegen, wie auch in dieser Arbeit, über eine Dummy-Variable separiert.[222] Die Resultate verifizieren bei Unternehmen ohne ein stetiges Wachstum der Periodenergebnisse einen höheren Grad von mean reversion für die negativen im Vergleich zu positiven Niveauvariablen, welcher durch die Analyse der Wachstumsraten bestätigt wird. Für Unternehmen, die neben einem anhaltenden Wachstum des Periodenergebnisses auch ein stetiges Wachstum des Umsatzes aufweisen, erhöht sich die Persistenz der Earnings per Share entsprechend.[223]

Abstrahierend von den Zeitreiheneigenschaften eines einzelnen Unternehmens, analysieren Gil-Alana und Peláez (2008) den Einfluss von Schocks auf die aggregierten Quartalsdaten von Earnings per Share für den S&P 500 Index. Gil-Alana und Peláez (2008) überprüfen die Zeitreihe anhand von mehreren Einheitswurzeltests, unter ihnen auch der ADF-Test, auf eine unit root. Die verwendeten Tests lehnen die Nullhypothese einer unit root übereinstimmend ab und sprechen für die Annahme eines trendstationären Prozesses.[224] Da auch die unit root-Hypothese bis auf eine Ausnahme abgelehnt wird, soll

[221] Vgl. Basu (1997), S. 20-22.
[222] Vgl. Ghosh, Gu und Jain (2005), S. 38f.
[223] Vgl. Ghosh, Gu und Jain (2005), S. 45-49.
[224] Vgl. Gil-Alana und Peláez (2008), S. 429f. Neben dem ADF-Test wird der Test von Schmidt und Phillips (1992) und Elliott, Rothenberg und Stock (1996) angewendet. Alternativ findet der Test von Kwiatkowski et al. (1992) Anwendung, der als Nullhypothese einen trendstationären Prozess annimmt. In diesem Fall wird die Nullhypothese nicht verworfen. Vgl. Gil-Alana und Peláez (2008), S. 429.

ein Grad der Integration zwischen null und eins sowie ein hohes Ausmaß von mean reversion vorliegen. Ferner weisen die Resultate darauf hin, dass ein saisonales AR(1)-Modell mit Drift den Prozess am angemessensten beschreibt. Die Impulsantwortfunktionen des Modells zeigen eine nur langsame Annäherung gegen null, die sogar noch 50 Quartale nach dem Schock signifikant von null verschieden ist.[225] Zusätzlich zu der hier dargestellten Vorgehensweise über die Modellierung von ARMA-Modellen werden auch die Variance Ratio-Tests von Campbell und Mankiw (1987) verwendet, die auf ein Andauern des Schocks über den gesamten Business Cycle hindeuten.[226]

Das Verhältnis der Volatilität und Vorhersagbarkeit von Periodenergebnissen wird von Dichev und Tang (2009) über Beobachtungen analysiert, die anhand ihrer Volatilität in Quintile gruppiert werden. Innerhalb der Regressionen der aktuellen und verzögerten Niveauwerte des Jahresüberschusses zeigt sich innerhalb der kurzfristigen Prognosen eine geringere (höhere) Persistenz bei einer größeren (kleineren) Volatilität der Periodenergebnisse. Darüber hinaus übersteigt das Ausmaß der Ergebnisvolatilität die Volatilität des Cash Flows und der Accruals.[227] Innerhalb der langfristigen Prognosen ist die Auswirkung einer geringen Ergebnisvolatilität auf die Persistenz bis in die fünfte zukünftige Periode und durch hohe R^2 über den gesamten Prognosezeitraum zu erkennen. Die Periodenergebnisse mit einer hohen Volatilität besitzen hingegen einen hohen Grad von mean reversion.[228]

4.1.2 Cash Flow und Accruals

Im Rahmen der Approximation des Cash Flows, der erst seit 1987 über die Einführung von SFAS 95 für den US-amerikanischen Kapitalmarkt verpflichtend ausgewiesen wird, über verschiedene Anpassungen des Periodenergebnisses führen Bowen, Burgstahler und Daley (1986) eine Reihe von Tests zur Bestimmung des geeignetsten Parameters zur Prognose des Cash Flows durch. Traditionelle Kennzahlen, die den Cash Flow lediglich durch geringe Anpassungen des Jahresergebnisses approximieren, sind im Verhältnis zu den Kennzahlen mit detaillierteren Anpassungen relativ schwache Proxies für den Cash Flow.[229] Die besten Schätzer für den operativen Cash Flow sind in dieser Studie der Jahresüberschuss plus Abschreibungen und Wertberichtigungen sowie das Working Capital. Zusätzlich stellen Bowen, Burgstahler und Daley (1986) fest, dass sich der Cash Flow über ein auf einem Random Walk basierenden Prognosemodell am präzisesten beschreiben lässt.[230]

[225] Vgl. Gil-Alana und Peláez (2008), S. 431-433.
[226] Vgl. Gil-Alana und Peláez (2008), S. 437.
[227] Vgl. Dichev und Tang (2009), S. 164-166.
[228] Vgl. Dichev und Tang (2009), S. 160f.
[229] Vgl. Bowen, Burgstahler und Daley (1986), S. 718f.
[230] Vgl. Bowen, Burgstahler und Daley (1986), S. 722.

Basierend auf der Vorgehensweise der Persistenzmessung, vergleicht Finger (1994) die Prognoseeigenschaften von Periodenergebnissen und Cash Flows. Finger (1994) findet ebenfalls Hinweise für eine Darstellung des Jahresüberschusses über einen Random Walk, der sogar bessere out-of-sample Resultate für kurzfristige Schätzungen liefert als individuell modellierte Prozesse, wohingegen die unternehmensspezifischen Modelle innerhalb der langfristigen Schätzungen überlegen sind.[231] Die out-of-Sample Prognosen des Cash Flows über den Jahresüberschuss zeigen allerdings keine zwingende Verbesserung der Prognosefehler im Verhältnis zum Modell des Cash Flows. Die Prognose des Cash Flows über den aktuellen Cash Flow ist für kurze Prognosehorizonte genauer, wobei für größere Zeiträume die Jahresüberschüsse und Cash Flows etwa eine vergleichbare Genauigkeit zeigen.[232]

Im Einklang mit Finger (1994) sprechen die out-of-Sample Prognosen von Lorek und Willinger (2009) mit direkt beobachtbaren Cash Flows für eine höhere Genauigkeit der Cash Flow-Modelle im Vergleich zu der Prognose des Cash Flows über das Periodenergebnis. Die Zeitreihenmodelle, für die jeweils eine hold-out Periode über die ersten 10 Jahre gewählt wird, sind zudem genauer als die Querschnittsregressionen. Bezogen auf die Unternehmenscharakteristika, zeigen sich bei den größeren (kleineren) Unternehmen und Unternehmen mit einem kürzeren (längeren) operating Cylce präzisere (ungenauere) Prognosen. Eine Verbesserung der Prognosegenauigkeit ist im Zeitablauf von 1990 bis 2004 nicht zu erkennen.[233]

Ismail und Choi (1996) untersuchen verschiedene ökonomische Determinanten und ihren Einfluss auf den Cash Flow. Sie vergleichen hierzu die Autokorrelationen und die Varianz von Zeitreihen der Niveauvariablen sowie der Differenzen für Periodenergebnisse und Cash Flows von Unternehmen, die jeweils anhand der Größe, Höhe des Vorratsvermögen, Kapitalintensität, Wettbewerbsintensität und Art des Produkts in unterschiedliche Gruppen aufgeteilt werden.[234] Da für den Cash Flow sämtliche Charakteristika einen Einfluss auf die Zeitreihe haben und für das Jahresergebnis nur für die Größe und Art des Produkts ein Einfluss nachweisbar ist, zeigen ihre Resultate eine bessere Erklärung des Cash Flows als des Jahresergebnisses über die genannten Charakteristika. Eine Ursache für diese Unterschiede ist die mögliche Abschwächung des Einflusses auf das Periodenergebnis durch die Accruals, die durch den fehlenden Zusammenhang mit dem Vorratsvermögen und der Kapitalintensität deutlich wird.[235]

[231] Vgl. Finger (1994), S. 215-217.
[232] Vgl. Finger (1994), S. 215-220.
[233] Vgl. Lorek und Willinger (2009), S. 3. Zur Erkennung eines zeitlichen Trends werden die R^2, wie bei Kim und Kross (2005), auf die Zeitvariablen regressiert. Vgl. Lorek und Willinger (2009), S. 7.
[234] Vgl. Ismail und Choi (1996), S. 136.
[235] Vgl. Ismail und Choi (1996), S. 142f.

Dechow, Kothari und Watts (1998) modellieren die Prognose des Cash Flows über aktuelle Werte des Periodenergebnisses und des Cash Flows. Innerhalb des Modells, welches das Periodenergebnis in Cash Flow und Accruals zerlegt, sollen die Accruals einem Prozess des Umsatzes folgen, der einem Random Walk entspricht und so den operating Cycle eines Unternehmens beschreibt. Zudem werden in einer ergänzenden Analyse variable und fixe Kosten berücksichtigt. Die Resultate zeigen, dass dieses Modell präzisere Prognosen als der aktuelle Cash Flow liefert, wobei die Unterschiede zwischen den Modellen mit dem operating Cycle variieren.[236] Dechow, Kothari und Watts (1998) gliedern die Unternehmen gemäß der Ausprägung des operating Cycle und berechnen für jedes Sample den Prognosefehler und die Korrelationen zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen.[237]

Zur Prognose des Cash Flows disaggregieren Barth, Cram und Nelson (2001) die Accruals in die Veränderungen der Forderungen/Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen und des Vorratsvermögens sowie in die Abschreibungen, Wertberichtigungen und die sonstigen Accruals. Sie finden eine gesteigerte Prognosegenauigkeit für dieses Modell im Verhältnis zu einem Modell, welches lediglich die Gesamtgröße des Periodenergebnisses zur Prognose des Cash Flows betrachtet.[238] Das Modell mit den aggregierten Periodenergebnissen unterschlägt folglich die Informationen, die in den einzelnen Komponenten der Accruals stecken. Jede dieser Komponenten zeigt einen signifikanten Zusammenhang mit dem Cash Flow, wobei die Erhöhungen der Forderungen und des Vorratsvermögens und die Verringerungen der Verbindlichkeiten sowie die Abschreibungen und Wertberichtigungen mit höheren Cash Flows assoziiert sind.[239] Die Resultate bleiben auch bei einer Berücksichtigung des operating Cycle anhand einer Separierung der Unternehmen gemäß der Ausprägung der Accruals und der Branche in verschiedene Subsamples unverändert.[240]

Für nicht börsennotierte Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes in Deutschland[241] untersuchen Homburg und Wrede (2007) die Prognose von zukünftigen Cash Flows über aktuelle Jahresabschlussdaten. Wie auch Barth, Cram und Nelson (2001) finden Homburg und Wrede (2007), dass ein Modell,

[236] Vgl. Dechow, Kothari und Watts (1998), S. 166.

[237] Vgl. Dechow, Kothari und Watts (1998), S. 147-149.

[238] Vgl. Barth, Cram und Nelson (2001), S. 28. Al-Attar und Hussain (2004) benutzen das um fixed effects und eine zeitliche Trendvariable ergänzte Modell von Barth, Cram und Nelson (2001) für das UK und bestätigen die Resultate von Barth, Cram und Nelson (2001), S. 901f.

[239] Vgl. Barth, Cram und Nelson (2001), S. 28f. Eine Aufspaltung der aggregierten Periodenergebnisse in Cash Flows und Accruals führt bereits zu einer Verbesserung gegenüber dem Modell, welches nur die aggregierten Periodenergebnisse beinhaltet. Die Disaggregation der Accruals übertrifft jedoch auch die Resultate des Modells mit aggregierten Accruals. Vgl. Barth, Cram und Nelson (2001), S. 29.

[240] Vgl. Barth, Cram und Nelson (2001), S. 43-52. Auch Kim und Kross (2005) vergleichen den zeitlichen Trend in den R^2 anhand dieser Modelle und bestätigen eine Erhöhung des Zusammenhangs zwischen Cash Flows und Periodenergebnissen. Vgl. Kim und Kross (2005), S. 755.

[241] Die zu Grunde liegenden Daten stammen, wie auch in dieser Arbeit, aus der Datenbank DAFNE. Vgl. Homburg und Wrede (2007), S. 886.

welches die Accruals in ihre Komponenten zerlegt, die besten Prognoseresultate liefert.[242] Die neben den aktuellen Cash Flows in das Modell aufgenommenen Komponenten sind die Abschreibungen und die Veränderungen der Forderungen/Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen, des Vorratsvermögens, der Rückstellungen sowie der aktiven und passiven Rechnungsabgrenzungsposten. Hierbei besitzen die Änderungen des aktiven Rechnungsabgrenzungspostens einen positiven und die Änderungen des passiven Rechnungsabgrenzungspostens und der Verbindlichkeiten einen negativen *kurzfristigen* Zusammenhang mit dem zukünftigen Cash Flow. Die Veränderungen des Vorratsvermögens, der Forderungen und die Abschreibungen besitzen hingegen einen positiven *kurzfristigen* sowie die Änderungen der Rückstellungen einen negativen *langfristigen* Zusammenhang mit dem zukünftigen Cash Flow.[243]

Die für diese Arbeit grundlegende Studie für die Prognose des Cash Flows ist die Studie von Ball und Shivakumar (2006), die erstmalig den Einfluss der asymmetrischen Realisierung von Erträgen und Aufwendungen i.S.v. conditional conservatism auf den Cash Flow untersucht. Der primäre Fokus der Studie ist jedoch, ein Modell für die Schätzung der Accruals zu entwickeln, welches u.a. auch für die Messung von conditional conservatism Anwendung finden kann. Ball und Shivakumar (2006) vergleichen dabei mehrere Accruals-Modelle und stellen eine Steigerung der R^2 durch die Integration der asymmetrischen Komponente für die gepoolten Samples und für einzelne Branchen fest. Des Weiteren liegen die R^2 von symmetrischen Modellen zur Prognose der zukünftigen Cash Flows über die Periodenergebnisse und ihre Komponenten unterhalb der asymmetrischen Modelle. Im Einklang mit Basu (1997) bestätigen Ball und Shivakumar (2006) eine Zunahme der Asymmetrie in den Accruals und des Ausmaßes von conditional conservatism in den vergangenen Jahrzehnten.[244]

Mit der Zerlegung der Komponenten des Periodenergebnisses zur präziseren Prognose des Cash Flows beschäftigen sich auch Cheng und Hollie (2008). Abweichend von Barth, Cram und Nelson (2001), zerlegen Cheng und Hollie (2008) jedoch nicht die Accruals, sondern den Cash Flow in einen Core-Cash Flow, der sich auf den Umsatz und die Herstellungskosten sowie die operativen Aufwendungen bezieht, und in einen Non-Core-Cash Flow, der sich auf die Zinsen, Steuern und sonstigen Aufwendungen bezieht. Neben der Prognose des Cash Flows über den aktuellen Cash Flow und über das Modell von Barth, Cram und Nelson (2001), welches die Resultate der früheren Studien bestätigt, finden Cheng und Hollie (2008) Evidenz für einen jeweils vergleichbaren Grad von Persistenz der drei Komponenten des Core-Cash Flows, der den Grad der Komponenten des Non-Core-Cash Flows übersteigt. Unabhängig von der Ergänzung der Accruals in den Modellen, führt die Spaltung des Cash

[242] Vgl. Homburg und Wrede (2007), S. 877f.
[243] Vgl. Homburg und Wrede (2007), S. 897-899.
[244] Vgl. Ball und Shivakumar (2006), S. 209f.

Flows zu einer Steigerung der R^2 im Verhältnis zu den aggregierten Cash Flows und zum Modell von Barth, Cram und Nelson (2001). Diese Steigerung ist für große Unternehmen und für Unternehmen mit einer größeren Variabilität der Cash Flows und der Periodenergebnisse höher.[245]

Sloan (1996) weist eine Abhängigkeit der Persistenz der Jahresergebnisse von den Cash Flows und Accruals nach. Die Resultate lassen zudem darauf schließen, dass Investoren eher die Gesamtgröße des Jahresergebnisses anstelle der aktuellen Ausprägungen der beiden Komponenten betrachten, da diese erst über zukünftige Jahresergebnisse verarbeitet werden.[246] Um den in Abhängigkeit von den Unternehmenscharakteristika abweichenden Zeitreiheneigenschaften von Periodenergebnissen zu begegnen, führt Sloan (1996) die Persistenzmessung, die auf ein geringes Ausmaß von mean reversion hinweist, innerhalb von verschiedenen Branchen durch. Bei der Prognose des Jahresergebnisses über die Accruals und Cash Flows sind die Koeffizienten für den Cash Flow wesentlich höher als diejenigen für die Accruals.[247]

Ebenso wie Sloan (1996) analysieren Dechow und Ge (2006) den Einfluss von Accruals auf die Persistenz von Periodenergebnissen und Cash Flows. Ihre Resultate bestätigen eine höhere Persistenz der Jahresüberschüsse im Verhältnis zu den Cash Flows, die den Jahresüberschuss, bedingt durch das matching principle, als einen geeigneteren Performancemaßstab erscheinen lässt. Des Weiteren ist die Persistenz des Jahresüberschusses und des Cash Flows bei einem niedrigen Anteil von Accruals größer und bei hohen Accruals geringer. Innerhalb der Prognose des Jahresüberschusses über eigene, verzögerte Werte oder den Cash Flows zeigt sich für Unternehmen mit hohen (niedrigen) Accruals eine schwächere (stärkere) Assoziation mit den aktuellen Cash Flows im Vergleich zu den Jahresüberschüssen.[248] Übereinstimmend mit Sloan (1996), ist der Zusammenhang zwischen den Accruals und dem zukünftigen Jahresüberschuss kleiner als derjenige für die Cash Flows. Dieser geringere Zusammenhang ist laut Dechow und Ge (2006) von den außerordentlichen Effekten abhängig.[249] In einem Folgeaufsatz spalten Dechow, Richardson und Sloan (2008) zur Prognose des Periodenergebnisses den Cash Flow in die Veränderung der liquiden Mittel und Ein-/Auszahlungen der Verbindlichkeiten und des Eigenkapitals auf. In ihren Tests zeigt sich, dass die höhere Persistenz des Cash Flows vollkommen auf die Komponente des Eigenkapitals zurückzuführen ist. Die Komponenten der liquiden Mittel und der Verbindlichkeiten weisen indes einen Grad der Persistenz auf, der den Accruals ähnelt.[250]

[245] Vgl. Cheng und Hollie (2008), S. 31.
[246] Vgl. Sloan (1996), S. 290. Dieses Verhalten wird in der Literatur als Accrual Anomaly bezeichnet.
[247] Vgl. Sloan (1996), S. 299f.
[248] Vgl. Dechow und Ge (2006), S. 266f.
[249] Vgl. Dechow und Ge (2006), S. 271-273.
[250] Vgl. Dechow, Richardson und Sloan (2008), S. 539.

4.2 Determinanten der Earnings Quality

4.2.1 Rechnungslegung

Ball, Robin und Wu (2003) vergleichen in ihrer Studie die asymmetrische Persistenz von Periodenergebnissen für Unternehmen in Hong Kong, Malaysia, Singapur und Thailand mit Gruppen von common und code law Ländern. Da die Rechnungslegung in den vier asiatischen Ländern nach den IFRS erfolgt, sollte sich auch die asymmetrische Persistenz in den asiatischen Staaten mit den common law Ländern vergleichbar gestalten. Ball, Robin und Wu (2003) finden das ausgeprägteste transitorische Verhalten von negativen Earnings per Share für das Sample der common law Länder, gefolgt von den code law Ländern und Singapur. Für Hong Kong und Thailand sowie das gesamte asiatische Sample verhalten sich allerdings *positive* im Verhältnis zu *negativen* Earnings per Share transitorischer. Malaysia besitzt als einziges Land keine signifikanten Resultate.[251] Auf Grund der abweichenden Resultate zeigt sich, dass allein die Einführung der IFRS nicht zu einer Änderung der asymmetrischen Persistenz der Erfolgsgröße führt. Vielmehr muss das Augenmerk auf die Gesetzgebung, die Besteuerung und die vorhandenen Anreize für das Management und den Abschlussprüfer gelegt werden. Wie in Kapitel 2 erläutert, könnten die Resultate auch auf eine geringere Nachfrage nach öffentlich verfügbaren Informationen oder die Finanzierungsstruktur der Unternehmen zurückzuführen sein.[252] Infolge der in den asiatischen Staaten meist auf Familiennetzwerken, in denen bereits die relevanten Informationen ausgetauscht werden, beruhenden Unternehmensführung spielen öffentlich verfügbare Informationen in diesen Staaten nur eine untergeordnete Rolle. Die Unternehmensfinanzierung ist zudem eher auf die Aufnahme von Fremdkapital über Banken als auf die Generierung von Eigenkapital über den Kapitalmarkt ausgelegt.[253] Diese Aussagen sind zu einem gewissen Grad auch auf Deutschland übertragbar.

Für börsennotierte Unternehmen des deutschen Kapitalmarktes, die die IFRS bereits vor der obligatorischen Einführung in 2005 anwenden, untersuchen Gassen und Sellhorn (2006) die Determinanten für den freiwilligen Wechsel vom HGB zu den IFRS. Sie konstatieren, dass die Unternehmensgröße, das globale Engagement, die Streuung der Anteile und eine naheliegende IPO ausschlaggebend für den Wechsel sind. Die Zeitreihen der Unternehmen werden auf verschiedene Attribute der Earnings Quality überprüft, zu denen die Persistenz und Prognosegenauigkeit der Jahresüberschüsse sowie das

[251] Vgl. Ball, Robin und Wu (2003), S. 257.
[252] Vgl. Ball, Robin und Wu (2003), S. 260.
[253] Vgl. Ball, Robin und Wu (2003), S. 241-246.

Ausmaß von conditional conservatism zählen.[254] Die Resultate der Persistenzmessung in Niveauwerten lassen auf eine geringere Persistenz der Jahresergebnisse für die HGB- im Verhältnis zu den IFRS-Unternehmen schließen. Die Messung von conservatism nach Basu (1997) anhand der Ergebnis-Rendite-Beziehung liefert für die IFRS-Unternehmen Resultate, die ein stärkeres Ausmaß von conditional conservatism im Vergleich zu den HGB-Unternehmen nahelegen. Für die HGB-Unternehmen lässt sich hingegen eine höhere Prognosegenauigkeit nachweisen.[255]

4.2.2 Kapitalmarktorientierung

Die für diese Arbeit als Motivation verstandene Studie von Ball und Shivakumar (2005) erweitert das Modell, welches von Ball, Robin und Wu (2003) jeweils separat für die betrachteten Staaten geschätzt wird, um einen Dummy, der die beiden Samples der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen des UK trennt. Diese Vorgehensweise ermöglicht somit eine simultane Betrachtung der asymmetrischen Persistenz zweier Samples in einer Schätzgleichung.[256] Wie auch in Ball, Robin und Wu (2003), werden die regulatorischen Rahmenbedingungen mit den Anforderungen des Kapitalmarkts an die Entscheidungsnützlichkeit der Finanzberichterstattung verglichen. Ball und Shivakumar (2005) stellen einen höheren Grad von transitorischem Verhalten der negativen Periodenergebnisse für börsen- im Gegensatz zu den nicht börsennotierten Unternehmen, bei denen positive Periodenergebnisse transitorischer sind, fest.[257] Die entscheidende Aussage der Studie ist, dass sich, obwohl die Abschlüsse beider Unternehmensgruppen der Abschlussprüfung, der gleichen Besteuerung und Rechnungslegungsstandards unterliegen, diese in den Eigenschaften der Jahresüberschüsse unterscheiden. Diese Unterschiede sind demnach nicht auf die regulatorischen Rahmenbedingungen, sondern auf eine stärkere Nachfrage nach entscheidungsnützlichen Informationen bei den börsennotierten Unternehmen zurückzuführen.[258]

Für den US-amerikanischen Kapitalmarkt vergleichen Nichols, Wahlen und Wieland (2009) ebenfalls die asymmetrische Persistenz der Periodenergebnisse von börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen, in diesem Fall jedoch für Banken.[259] Sie gelangen zu dem gleichen Resultat eines höheren

[254] Vgl. Gassen und Sellhorn (2006), S. 383. Neben diesen Attributen analysieren Gassen und Sellhorn (2006) auch die Accruals Quality und die Value Relevance der Periodenergebnisse. Vgl. Gassen und Sellhorn (2006), S. 377f.
[255] Vgl. Gassen und Sellhorn (2006), S. 378-380.
[256] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 105.
[257] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 106-108.
[258] Vgl. Ball und Shivakumar (2005), S. 125f.
[259] Da sich die Rechnungslegung von Banken und gewerblichen Unternehmen enorm unterscheidet, wird an dieser Stelle nicht auf die Resultate der Studie von Nichols, Wahlen und Wieland (2009) zur Messung von conservatism über die Risikovorsorge von Banken eingegangen.

Maßes von transitorischem Verhalten der negativen im Verhältnis zu positiven Differenzen der Jahresüberschüsse von börsennotierten Banken. Wie auch Ball und Shivakumar (2005), führen Nichols, Wahlen und Wieland (2009) ihre Erkenntnisse auf Grund der gleichen rechtlichen Rahmenbedingungen für beide Unternehmensgruppen auf eine höhere Nachfrage nach conditional conservatism am Kapitalmarkt zurück.[260]

Peek, Cuijpers und Buijink (2010) vergleichen das Ausmaß von conditional conservatism in 13 westeuropäischen Ländern[261] zwischen börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen und unterscheiden hierbei zwischen den Beziehungen des Unternehmens zu den Anteilseignern und Gläubigern. Ihre Resultate liefern Anzeichen dafür, dass Gläubiger von börsennotierten Unternehmen conditional conservatism fordern, Anteilseigner allerdings nicht. Diese Folgerung wird über den positiven Zusammenhang des Unterschieds von conditional conservatism zwischen den börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen mit dem Ausmaß des Gläubigerschutzes eines Landes hergeleitet, wohingegen kein Zusammenhang des Unterschieds mit dem Anlegerschutz nachweisbar ist. Für börsennotierte Unternehmen mit einer breiten Streuung des Anteilsbesitzes ist der Unterschied jedoch ebenfalls nicht positiv mit dem Gläubigerschutz assoziiert.[262] Das verwendete Modell entspricht dem Accruals-Modell von Ball und Shivakumar (2005), welches um eine Vielzahl von Kontrollvariablen[263] ergänzt wird, die jeweils mit den Koeffizienten des Cash Flows interagieren.

Einen ähnlichen Ansatz verfolgen Givoly, Hayn und Katz (2010), die Samples von börsen- mit nicht börsennotierten Unternehmen, dessen Fremdkapital öffentlich gehandelt wird, untersuchen. Die asymmetrische Persistenzmessung des Jahresüberschusses und das Accruals-Modell von Ball und Shivakumar (2005) weisen beide auf ein höheres Maß von conditional conservatism bei den börsennotierten Unternehmen hin, welches erneut mit einer höheren Nachfrage nach entscheidungsnützlichen Informationen begründet wird.[264] Die nicht börsennotierten Unternehmen weisen im Kontrast dazu in dieser Analyse einen weitaus größeren Zusammenhang des Cash Flows und der Accruals mit den zukünftigen operativen Ergebnissen auf.[265]

Das Ausmaß von conditional conservatism um den Zeitpunkt eines IPO wird von Ball und Shivaku-

[260] Vgl. Nichols, Wahlen und Wieland (2009), S. 90.

[261] Die verwendeten Daten sind für börsennotierte Unternehmen aus der Datenbank Worldscope und für die nicht börsennotierten Unternehmen aus AMADEUS, welche auch die Datenbank DAFNE für Deutschland enthält, entnommen. Vgl. Peek, Cuijpers und Buijink (2010), S. 69.

[262] Vgl. Peek, Cuijpers und Buijink (2010), S. 50.

[263] Die Proxies zur Messung der institutionellen Faktoren stammen i.d.R. aus der Studie von LaPorta et al. (1998). Vgl. Peek, Cuijpers und Buijink (2010), S. 60f.

[264] Vgl. Givoly, Hayn und Katz (2010), S. 219f.

[265] Vgl. Givoly, Hayn und Katz (2010), S. 210. Beide Samples werden für diese Analyse innerhalb ihrer Branche paarweise anhand der Dezile der Bilanzsumme für jedes Jahr gegliedert. Vgl. Givoly, Hayn und Katz (2010), S. 208.

mar (2008) analysiert. Sie stellen im Gegensatz zu den üblichen Annahmen einer opportunistischen Bilanzierung zur Steigerung der Periodenergebnisse bis zum IPO eine eher stärkere Ausprägung von conditional conservatism für diese Unternehmen fest. Ursachen hierfür sind die höhere Nachfrage nach einer vorsichtigen Rechnungslegung für börsennotierte Unternehmen durch den Abschlussprüfer, Aufsichtsrat, die Analysten, Ratingagenturen, Presse sowie die regulatorischen Rahmenbedingungen des Kapitalmarkts.[266] Das Accruals-Modell wird um Dummy-Variablen für die Kontrollsamples der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen ohne IPO und die Veränderungen des Umsatzes sowie dem Sachanlagevermögen, welche mit den Dummies interagieren, ergänzt. Die Beobachtungen der IPO-Unternehmen werden individuell zu den jeweiligen Jahren des IPO hinzugefügt.[267]

Zusätzlich zur Ausprägung von conditional conservatism in den Zeiträumen um den IPO betrachtet Katz (2009) die Finanzierungsstruktur der Unternehmen, die einen IPO betreiben. Er vergleicht zwei Unternehmensgruppen, die entweder beim Börsengang von einer Private-Equity-Gesellschaft Eigenkapital erhalten und solche Unternehmen, die nur mit eigenem Eigenkapital an die Börse gehen. Die Unternehmen mit Unterstützung eines Private-Equity-Hauses besitzen in den Jahren vor und nach dem IPO eine höhere Earnings Quality, die u.a. mit der asymmetrischen Persistenzmessung des Periodenergebnisses und dem Accruals-Modell gemessen wird, als Unternehmen ohne diese finanzielle Unterstützung. Nach Ansicht von Katz (2009) sind die Resultate auf eine stärkere Überwachung durch die Private-Equity-Gesellschaften und der Angst vor einem Reputationsverlust zurückzuführen.[268]

Wang (2006) analysiert den Zusammenhang von conditional conservatism mit dem Anteilsbesitz von Gründerfamilien des Unternehmens. Die Resultate des Accruals-Modells und der asymmetrischen Persistenzmessung weisen ein größeres Ausmaß einer vorsichtigen Rechnungslegung für Unternehmen auf, deren Eigenkapital ganz oder teilweise von Familienmitgliedern gehalten wird. Im Einzelnen ist der Proxy für den Familienbesitz mit niedrigeren Accruals und einer geringeren Persistenz der negativen Periodenergebnisse assoziiert. Für diese Resultate sollen zum einen die bessere Ausrichtung der gemeinsamen Interessen der Familienmitglieder und der weiteren Anteilseigner sowie zum anderen die stärkere Nachfrage nach conditional conservatism durch die Nutzer der Finanzberichterstattung verantwortlich sein.[269]

[266] Vgl. Ball und Shivakumar (2008), S. 324-326.
[267] Vgl. Ball und Shivakumar (2008), S. 334.
[268] Vgl. Katz (2009), S. 624f.
[269] Vgl. Wang (2006), S. 622.

4.2.3 Abschlussprüfung

Den Einfluss der Abschlussprüfung durch einen Big4-Prüfer auf conditional und unconditional conservatism von nicht börsennotierten spanischen Unternehmen betrachtet Cano-Rodríguez (2010) und findet Evidenz für eine Steigerung des conditional conservatism durch einen Big4-Prüfer. Außerdem erhöhen Big4-Prüfer bei einem höheren Prozessrisiko und einem möglichen höheren Reputationsverlust das Ausmaß von unconditional conservatism.[270] Die Messung für das Ausmaß des conditional conservatism beruht auf dem Accruals-Modell von Ball und Shivakumar (2005).

Ruddock, Taylor und Taylor (2006) untersuchen den Einfluss von anderen Bestätigungs- und/oder Steuerberatungsleistungen sowie sonstigen Leistungen des Abschlussprüfers, die nicht den Abschlussprüfungsleistungen zuzurechnen sind, auf conditional conservatism. Ein höherer Anteil von Honoraren aus sonstigen Leistungen spricht annahmegemäß gegen die Unabhängigkeit des Abschlussprüfers und bedingt somit ein geringeres Maß von conditional conservatism. Ruddock, Taylor und Taylor (2006) stellen jedoch keinen Zusammenhang zwischen den sonstigen Leistungen und einem verringerten Maß einer vorsichtigen Rechnungslegung fest. Diese Resultate sprechen für die Wirksamkeit der Anreizsteuerung durch z.B. das hohe Prozessrisiko oder dem Reputationsverlust, die eine Reduzierung der Unabhängigkeit des Abschlussprüfers vermeidet. Eine weitere betragsmäßige Beschränkung der sonstigen Leistungen führt demnach nicht zwingend zu einer Erhöhung der Unabhängigkeit. Ein Unterschied zwischen den Big4- und kleineren Prüfungsgesellschaften beim Einfluss der sonstigen Leistungen auf conditional conservatism ist ebenfalls nicht nachzuweisen.[271]

Die Studie von Li (2010) überprüft Unternehmenscharakteristika, die einen Einfluss auf den Zusammenhang zwischen einer vorsichtigen Rechnungslegung und der Amtszeit des Abschlussprüfers ausüben. Li (2010) findet, dass eine positive Assoziation zwischen conditional conservatism und der Amtszeit des Abschlussprüfers nur für große Unternehmen und für Unternehmen gilt, die intensiv durch ihren Abschlussprüfer überwacht werden. Eine negative Assoziation ergibt sich hingegen bei kleineren Unternehmen und solchen, die nur schwach durch den Abschlussprüfer überwacht werden. Gerade für die beiden letztgenannten Unternehmensgruppen bedeuten langfristige Beziehungen zum Abschlussprüfer eine mögliche Bedrohung der Unabhängigkeit.[272]

[270] Vgl. Cano-Rodríguez (2010), S. 132.
[271] Vgl. Ruddock, Taylor und Taylor (2006), S. 707.
[272] Vgl. Li (2010), S. 227f.

4.3 Diskussion

Die Studien von Ball und Watts (1972), Albrecht, Lookabill und McKeown (1977), Brooks und Buckmaster (1976), Lev (1983) und Watts und Leftwich (1977) gehen von einer stringenten Unabhängigkeit der Veränderungen des Jahresergebnisses aus und induzieren hierdurch eine Integration erster Ordnung der ursprünglichen Zeitreihe der Periodenergebnisse. Dieser Differenzierung liegt die Annahme zu Grunde, dass das Periodenergebnis einem konstanten Trend folgt und somit nur die Abweichungen von diesem Trend zu messen sind. Die Eigenschaften der zu betrachtenden Periodenergebnisse in Niveaus werden demnach außer Acht gelassen und lediglich die differenzierten Zeitreihen untersucht. Die ökonometrischen Implikationen der Differenzierung finden derweil keine Berücksichtigung in den Analysen. Eine Vielzahl von Studien übernimmt die Annahme der Differenzierung, die auch von Basu (1997) aufgegriffen wird und diesem Ansatz zu seiner aktuellen Popularität verhilft. Zu diesen Studien gehören u.a. die in dieser Arbeit vorgestellten Studien von Ball, Robin und Wu (2003), Ball und Shivakumar (2005), Givoly, Hayn und Katz (2010), Katz (2009), Li (2010), Ruddock, Taylor und Taylor (2006) und Wang (2006), die das überdifferenzierte Modell ohne Beachtung der ökonometrischen Restriktionen adaptieren. Wiederum andere Studien verwenden weitere verzögerte Werte der abhängigen Variable als unabhängige Variable und passen ebenfalls den Störterm nicht an diese zusätzlichen Verzögerungen an (Ball und Shivakumar, 2006; Dichev und Tang, 2009; Wang, 2006).

Bedenklich ist darüber hinaus, dass noch keine exakte Definition von Persistenz in der Accounting-Literatur besteht. Aus der Ökonometrie wird zwar der Begriff für die ARMA-Modelle mehrheitlich korrekt übernommen, jedoch wird dieser auch auf multivariate Modelle übertragen, die über VAR-Modelle geschätzt werden müssen. Die Prognose des Jahresüberschusses über den Cash Flow und die Accruals wird ebenso in der Literatur als Persistenzmessung deklariert, wobei bspw. die Ausprägung der Koeffizienten des Cash Flows und der Accruals als Indiz für die Persistenz dieser Variablen interpretiert wird (Cheng und Hollie, 2008; Dechow und Ge, 2006; Dechow, Richardson und Sloan, 2008; Givoly, Hayn und Katz, 2010; Sloan, 1996). Gemeint ist hierbei vielmehr der kurz- oder langfristige Einfluss der unabhängigen auf die abhängige Variable bzw. die gegenseitige Beeinflussung der Zeitreihen, die z.B. über eine Impulsantwortfunktion dargestellt wird.

Wie von Dietrich, Muller und Riedl (2007) angemerkt wird, unterliegen Studien, die bei Vergleichen von Schocks zwischen positiven und negativen Periodenergebnissen und/oder zwei Unternehmensgruppen unterscheiden und die Samples jeweils getrennt voneinander schätzen, einem sample truncation bias. Anstatt, wie bei Basu (1997), die Ausprägung des R^2 aus den Regressionen für anhand der positiven und negativen Differenzen getrennte Samples zu vergleichen, ist das Ausmaß von condi-

tional conservatism nur an den *Koeffizienten* einer gemeinsamen Regression der Samples zu messen. Einige Studien separieren die Samples auch anhand von verschiedenen Unternehmenscharakteristika. Die in diesen separaten Regressionen gemessenen Unterschiede zwischen den Samples sind folglich nur qualitativer Art (Dechow, Richardson und Sloan, 2008; Li, 2010; Peek, Cuijpers und Buijink, 2010). Um quantitative Unterschiede zwischen zwei Samples zu messen, sind die Ausprägungen der Koeffizienten über die Implementierung einer Dummy-Variablen in einer gemeinsamen Regression zu ermitteln. Dieser Dummy lässt sich für diverse zu testende Sachverhalte anpassen. Bei Wang (2006) wird z.B. der Anteil des Familienbesitzes, bei Ruddock, Taylor und Taylor (2006) das obere und untere Drittel des Anteils von prüfungsnahen Dienstleistungen und bei Cano-Rodríguez (2010) zwischen Unternehmen mit und ohne Big4-Prüfer unterschieden. Des Weiteren kann der Dummy für die Integration von zusätzlichen Kontrollvariablen, wie bspw. der Bilanzsumme, genutzt werden (Nichols, Wahlen und Wieland, 2009).

Weit verbreitet ist hingegen die Berücksichtigung der Endogenität von Variablen über das zweistufige Heckman (1979)-Verfahren, welches bei der Wahl des Abschlussprüfers oder der Kapitalmarktorientierung als sinnvoll erachtet wird (Ball und Shivakumar, 2005; Cano-Rodríguez, 2010; Li, 2010; Ruddock, Taylor und Taylor, 2006) und die Erweiterung des bekannten Modells um die inverse Mills Ratio notwendig macht, die in einigen Fällen auch mit den unabhängigen Variablen interagiert (Givoly, Hayn und Katz, 2010; Katz, 2009; Nichols, Wahlen und Wieland, 2009). Falls die Determinanten der Wahl einer Börsennotierung oder des Abschlussprüfers endogen und nicht zufällig bestimmt sind, führt eine OLS-Regression zu verzerrten und inkonsistenten Schätzern des Dummies und der mit ihm interagierenden Variablen, die mit dem Störterm der OLS-Regression korreliert sind.[273] In der Studie von Ball und Shivakumar (2008), die die Beobachtungen des Vergleichssamples nur für einen abgegrenzten Zeitraum des Gesamtsamples hinzufügt, ist der Heckman (1979)-Ansatz nicht anwendbar. Diese Studie könnte daher von einer Verzerrung der Resultate durch die Endogenität des Dummies der Kontrollgruppen betroffen sein. Ein anderes Verfahren zur Abbildung der endogenen Auswahl eines Samples, ist der Ansatz des propensity score-matched Samples, den Gassen und Sellhorn (2006) zur Vermeidung des self-selection bias bei der Wahl der freiwilligen Anwendung der IFRS anwenden.[274]

Hinsichtlich der Messung der Prognosegenauigkeit bestehen gleichwohl nennenswerte Unterschiede zwischen den Studien. In einigen Studien werden absolute Prognosefehler wie der mean absolute error (MAE) (Brooks und Buckmaster, 1976) oder, wie auch in dieser Arbeit, der root mean square error (RMSE) (Finger, 1994; Homburg und Wrede, 2007) verwendet, wohingegen in anderen Stu-

[273] Vgl. Greene (2008), S. 887-890.

[274] Für eine Diskussion des Verfahrens und einer Beschreibung der Unterschiede zum verwandten, zweistufigen Heckman (1979)-Verfahren siehe Smith und Todd (2001).

dien relative Prognosefehler wie der mean absolute percentage error (MAPE) (Lorek und Willinger, 2009) oder der mean square percentage error (MSPE) (Foster, 1977) Anwendung finden. Als weiterer Maßstab zur Messung der Prognosegenauigkeit wird zudem Theil's-U (1961) herangezogen (Kim und Kross, 2005). Qualitativ werden z.B. in Dichev und Tang (2009) auch eine starke Persistenz einer Zeitreihe und höhere R^2 mit dem Ausmaß einer überlegenen Prognosegenauigkeit gleichgesetzt. Barth, Cram und Nelson (2001) vergleichen die Höhe des R^2 zwischen verschiedenen Modellen mit Hilfe der Vuong (1989) Z-Statistik und definieren eine größere Teststatistik als Maßstab der Prognosegenauigkeit. Diese qualitativen Aussagen sind allerdings nicht mit den quantitativen Resultaten der hier genannten Prognosefehler zu vergleichen.

Grundsätzlich ist die Approximation des Cash Flows (Finger, 1994; Ismail und Choi, 1996; Dechow, Kothari und Watts, 1998; Homburg und Wrede, 2007) oder der Accruals (Ball und Shivakumar, 2005; Cano-Rodríguez, 2010; Sloan, 1996; Dechow, Richardson und Sloan, 2008; Peek, Cuijpers und Buijink, 2010) über die Veränderungen des Working Capital und weiterer Bilanzdaten kritisch zu betrachten, da diese immer einen Teil der zahlungswirksamen bzw. -unwirksamen Bestandteile unterschlägt. Insbesondere eine gemischte Verwendung von approximierten Cash Flows und Cash Flows, die direkt aus der Kapitalflussrechnung entnommen sind, wird zu Verzerrungen der Schätzer führen (Givoly, Hayn und Katz, 2010; Katz, 2009).

In Bezug auf die Parameter zur Standardisierung der untersuchten Variablen werden ebenfalls vielfältige Möglichkeiten diskutiert. Die Standardisierung von Daten des Jahresabschlusses erfolgt mehrheitlich mit der Bilanzsumme (u.a. bei Ball und Shivakumar (2005), Givoly, Hayn und Katz (2010), Nichols, Wahlen und Wieland (2009) und Peek, Cuijpers und Buijink (2010)), bzw. mit der durchschnittlichen Bilanzsumme (u.a. bei Ball und Shivakumar (2006), Dichev und Tang (2009), Dechow, Richardson und Sloan (2008) und Homburg und Wrede (2007)). Einige Studien, insbesondere zur Prognose des Periodenergebnisses oder des Cash Flows, nehmen keine Standardisierung der Variablen vor (Cheng und Hollie, 2008; Lorek und Willinger, 2009). Weniger häufig anzutreffen ist hingegen die Standardisierung von Abschlussdaten mit dem Buch- oder Marktwert des Eigenkapitals (Albrecht, Lookabill und McKeown, 1977; Finger, 1994) bzw. mit dem durchschnittlichen Eigenkapital (Lev, 1983). Ausnahmen stellen die Studien von Ruddock, Taylor und Taylor (2006), die den Jahresüberschuss mit der Marktkapitalisierung standardisieren, oder Dechow, Kothari und Watts (1998) dar, die den Jahresüberschuss mit der Anzahl der Aktien standardisieren. Darüber hinaus ist eine Standardisierung gerade bei längeren Zeitreihen, bei denen die Inflation zu Schwankungen führen kann, über Konsumentenpreisindizes (Finger, 1994; O'Hanlon, Poon und Yaansah, 1992) oder Preissteigerungsindizes verschiedener Branchen (Homburg und Wrede, 2007) angebracht. Variablen, die wie die

Earnings per Share auf Marktdaten beruhen, werden häufig mit dem Aktienkurs standardisiert (Basu, 1997; Ghosh, Gu und Jain, 2005; Ball, Robin und Wu, 2003).

Innerhalb der frühen Studien zu den Zeitreiheneigenschaften der Periodenergebnisse wird zur Spezifikation der unternehmensspezifischen Zeitreihen das Verfahren von Box und Jenkins (1976) (Albrecht, Lookabill und McKeown, 1977; Foster, 1977; Watts und Leftwich, 1977) und zur Bestimmung der Autokorrelation in den Störtermen i.d.R. die Q-Statistik von Box und Pierce (1970) (Albrecht, Lookabill und McKeown, 1977; Finger, 1994) oder die Methode von Durbin und Watson (1951) (Lev, 1983) angewendet.

Weitere methodische Unterschiede sind bei den Tests bzgl. der Annahmen der OLS-Schätzung zu erkennen. Tests auf Homoskedastizität werden nur in wenigen Fällen durchgeführt und die damit verbundene Verwendung von robusten Standardfehlern wird nur zögerlich vorgenommen (Basu, 1997; Wang, 2006). Im Rahmen der Verwendung von fixed effects für Branchen (Wang, 2006) oder für den Zeitablauf werden auch cluster-robuste Standardfehler verwendet (Al-Attar und Hussain, 2004; Cano-Rodríguez, 2010; Gassen und Sellhorn, 2006). Neben Querschnittsanalysen wird in einigen Studien das Fama und MacBeth (1973)-Verfahren angewendet, dessen über den Zeitablauf gemittelte Werte der Koeffizienten und des R^2 über die Modelle verglichen werden (Cheng und Hollie, 2008; Dechow, Richardson und Sloan, 2008). Zur Vorbeugung eines survivorship bias, der u.a. bei Ball und Watts (1972) und Foster (1977) gegeben ist, können z.B. eine feste Anzahl von Unternehmen in Abhängigkeit der Größe für jedes Jahr des Untersuchungszeitraums ausgewählt werden. Der Nachteil ist jedoch hierbei, dass die Resultate auf Grund der Verzerrung hin zu größeren Unternehmen nicht generalisiert werden können. Weitaus zurückhaltender verhält sich die Anwendung von weiteren Schätzverfahren neben den OLS-Regressionen. GMM-Schätzer werden von den in diesem Kapitel diskutierten Studien nur von Peek, Cuijpers und Buijink (2010), die den GMM-Schätzer von Keane und Runkle (1998) anwenden, und von Homburg und Wrede (2007), die den GMM-Schätzer von Blundell und Bond (1998) anwenden, genutzt.[275]

[275] Eine weitere Studie, die nicht im Fokus dieser Arbeit liegt, ist diejenige von García-Teruel, Martínez-Solano und Sánchez-Ballesta (2010), die eine schwächere Accruals Quality für Unternehmen mit kürzeren Restlaufzeiten der Verbindlichkeiten mit Hilfe des zweistufigen GMM-Schätzers von Arellano und Bond (1991) nachweist, welcher auch in dieser Arbeit verwendet wird.

Tabelle 3: Überblick der dargestellten Studien

Studie	Datenbasis	Zeitraum	Zentrale Ergebnisse
Ball und Watts (1972)	900 Unternehmen USA	1946-1966	Das Periodenergebnis folgt einem Random Walk mit Drift. Die Veränderungen des Periodenergebnisses sind im Zeitablauf vollkommen unabhängig voneinander. Bilanzpolitische Maßnahmen haben keine Auswirkungen auf die Folgeperiode.
Brooks und Buckmaster (1976)	15.661 Beobachtungen USA	1954-1973	Die Periodenergebnisse von Unternehmen eines iterativen Ergebnisglättungsmodells folgen keinem Random Walk. Die Datenpunkte, die auf die Beobachtungen aus dem iterativen Modell folgen, tendieren i.S.v. mean reversion zurück zu den Niveauwerten zu konvergieren, die vor den iterativ ermittelten Werten liegen.
Albrecht, Lookabill und McKeown (1977)	49 Unternehmen USA	1947-1975	Ein Random Walk mit Drift erklärt den Prozess der Periodenergebnisse besser als ein Random Walk, wobei dieses Modell am besten den Prozess erklärt, wenn das Periodenergebnis mit dem Eigenkapital standardisiert ist. Autoregressive Eigenschaften sind für das Periodenergebnis in der Stahlindustrie zu erkennen, welche aber im Durchschnitt keine besseren Resultate als ein Random Walk mit Drift liefern.
Foster (1977)	69 Unternehmen USA Quartalsdaten	1946-1974	Quartalsergebnisse folgen keinem, Jahresergebnisse hingegen einem Random Walk. Die Quartalsergebnisse sind jeweils voneinander abhängig und besitzen zudem eine saisonale Komponente, die sich auf das Jahresergebnis auswirkt.
Lev (1983)	385 Unternehmen USA	1947-1973	Die Autokorrelationen der Periodenergebnisse ist systematisch von der Art des Produktes, der Wettbewerbsintensität, Kapitalintensität und Unternehmensgröße abhängig. Die Standardabweichung ist lediglich von der Art des Produktes und der Unternehmensgröße abhängig. Bilanzierungsregeln haben keinen Einfluss auf das Periodenergebnis.
Bowen, Burgstahler und Daley (1986)	394 Unternehmen USA	1971-1981	Kennzahlen, die versuchen den Cash Flow nur durch geringe Anpassungen des Jahresergebnisses zu approximieren, sind im Verhältnis zu den Kennzahlen mit detaillierten Anpassungen schwache Proxies. Ein guter Schätzer für den operativen Cash Flow ist der Jahresüberschuss plus Abschreibungen, Wertberichtigungen sowie das Working Capital.
Finger (1994)	50 Unternehmen USA	1935-1987	Das Verhalten der Jahresüberschüsse wird über einen Random Walk beschrieben. Innerhalb der langfristigen Schätzungen sind die unternehmensspezifischen Modelle dem Random Walk überlegen. Die kurzfristige Prognose des Cash Flows ist über den aktuellen Cash Flow im Vergleich zum Jahresergebnis genauer, wobei bei langfristigen Prognosen beide eine vergleichbare Genauigkeit bieten.
Ismail und Choi (1996)	214 Unternehmen USA	1962-1987	Die Kennzahlen Unternehmensgröße, Höhe des Vorratsvermögens, Kapitalintensität, Wettbewerbsintensität und Art des Produkts beeinflussen die Eigenschaften des Cash Flows. Beim Jahresergebnis ist nur für die Größe und die Art des Produkts eine Einflussnahme nachweisbar.
Sloan (1996)	40.679 Beobachtungen	1962-1991	Die Persistenz des Periodenergebnisses hängt von der relativen Ausprägung der Cash- und Accrual-Komponente des Jahresergebnisses ab. Gemessen an den Renditen, scheinen Investoren die Eigenschaften der beiden Komponenten nicht korrekt zu erkennen und sich zu sehr an der Gesamtgröße des Jahresergebnisses zu orientieren.
Basu (1997)♠	36.394 Beobachtungen USA	1963-1990	Negative Periodenergebnisse verhalten sich transitorischer als positive Periodenergebnisse und reflektieren somit öffentlich verfügbare „bad news“ über zukünftige Cash Flows schneller als „good news“. Das Ausmaß von conditional conservatism hat im Zeitablauf zugenommen und wird von einer Erhöhung des Prozessrisikos für Abschlussprüfer begleitet.
Dechow, Kothari und Watts (1998)	22.776 Beobachtungen USA	1963-1992	Ein Modell, welches den operating Cycle eines Unternehmens über das Jahresergebnis und die Accruals abbildet, liefert präzisere Prognosen des Cash Flows als ein ARMA-Modell, wobei die Unterschiede zwischen den Modellen mit der Ausprägung des operating Cycle variieren.
Barth, Cram und Nelson (2001)	10.164 Beobachtungen USA	1987-1996	Ein Modell mit in die Veränderungen der Forderungen und Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen, des Vorratsvermögens, Abschreibungen und Wertberichtigungen disaggregierten Accruals besitzt eine höhere Prognosegenauigkeit als ein Modell, welches nur die Gesamtgröße des Periodenergebnisses zur Prognose des Cash Flows betrachtet.

Fortsetzung Tabelle 3

Studie	Datenbasis	Zeitraum	Zentrale Ergebnisse
Ball, Robin und Wu (2003)	2.736 Beobachtungen vier asiatische Länder	1984-1996	Eine Analyse von Eigenschaften des Periodenergebnisses sollte neben den Rechnungslegungsstandards auch die institutionellen Einflüsse und die Anreize der Bilanzersteller berücksichtigen. Neben der Einführung von Standards ist es notwendig, auch die Anreize des Managements und des Abschlussprüfers zu überwachen.
Anctil und Chamberlain (2005)	1.029 Unternehmen USA	1982-1994	Das Ausmaß der Persistenz des Periodenergebnisses ist positiv mit der Nutzungsdauer einer Sachanlage und negativ mit der Verschuldung eines Unternehmens korreliert. Die Persistenz erhöht sich durch die Bilanzierung von fortgeführten Anschaffungskosten.
Ball und Shivakumar (2005)$^{\diamondsuit}$	196.427 Beobachtungen UK	1989-1999	Das transitorische Verhalten von negativen Periodenergebnissen ist für börsennotierte Unternehmen auf Grund der Anforderungen des Kapitalmarktes und der damit verbundenen Nachfrage nach entscheidungsnützlichen Informationen höher als für nicht börsennotierte Unternehmen.
Ghosh, Gu und Jain (2005)	94.687 Unternehmen USA	1980-2000	Unternehmen, die anhaltend Erhöhungen des Periodenergebnisses und des Umsatzes ausweisen, besitzen eine höhere Persistenz der Earnings per Share im Vergleich zu Unternehmen, die *nur* Erhöhungen im Periodenergebnis zeigen. Unternehmen mit einer simultanen Erhöhung des Ergebnisses und des Umsatzes besitzen eine geringere Anfälligkeit für Bilanzpolitik und eine bessere zukünftige operative Performance.
Ball und Shivakumar (2006)	57.362 Beobachtungen USA	1987-2003	Asymmetrische besitzen im Vergleich zu symmetrischen Modellen höhere R^2 bei der Prognose des Cash Flows über das Jahresergebnis und seine Komponenten. Die Asymmetrie in den Accruals und das Ausmaß von conditional conservatism haben in den letzten Jahrzehnten zugenommen.
Dechow und Ge (2006)	63.875 Beobachtungen USA	1988-2002	Die Persistenz der Periodenergebnisse wird vom Ausmaß der Accruals beeinflusst. Accruals erhöhen (reduzieren) die Persistenz der Periodenergebnisse im Verhältnis zu den Cash Flows in Unternehmen mit hohen (niedrigen) Accruals. Die geringe Persistenz in Unternehmen mit niedrigen Accruals wird durch außerordentliche Effekte bedingt.
Gassen und Sellhorn (2006)$^{\spadesuit}$	8.009 Beobachtungen Deutschland	1993-2004	IFRS-Unternehmen besitzen persistentere, schlechter prognostizierbare Periodenergebnisse, die ein größeres Ausmaß von conditional conservatism zeigen, als HGB-Unternehmen. Die Determinanten für die freiwillige Anwendung der IFRS für deutsche Unternehmen sind die Unternehmensgröße, globalen Verflechtungen, Streuung des Anteilsbesitzes und ein IPO.
Ruddock, Taylor und Taylor (2006)$^{\clubsuit}$	3.746 Beobachtungen Australien	1993-2000	Ein hohes Maß von non-audit Services zeigt keine Assoziation mit einem geringeren Ausmaß von conditional conservatism. Eine gesetzliche Reduzierung des Umfangs von non-audit Services führt nicht zu einer Steigerung der Unabhängigkeit des Abschlussprüfers.
Wang (2006)	3.456 Beobachtungen USA	1994-2002	Unternehmen, deren Eigenkapital ganz oder teilweise von Familienmitgliedern gehalten wird, besitzen ein höheres Maß von conditional conservatism als Unternehmen ohne Anteile im Familienbesitz. Die Beziehung zwischen conservatism und Familienbesitz ist eher nicht-linear.
Homburg und Wrede (2007)	1.103 Beobachtungen Deutschland	1989-2004	Ein Modell, welches die Accruals in die Abschreibungen, Veränderungen der Forderungen und Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen, des Vorratsvermögens, der Rückstellungen sowie der aktiven und passiven Rechnungsabgrenzungsposten zur Schätzung des Cash Flows disaggregiert, liefert bessere Prognosen als ARMA-Modelle oder Modelle mit aggregierten Jahresergebnissen oder Accruals.
Ball und Shivakumar (2008)	393 Beobachtungen UK	1991-1999	Unternehmen, die vor einem IPO stehen, beginnen schon mehrere Perioden vor dem IPO mit einer vorsichtigeren Bilanzierung. Es besteht auf Grund der höheren Nachfrage nach conservatism bei börsennotierten Unternehmen kein Anzeichen für eine künstliche Erhöhung der Periodenergebnisse, um den Wert des Unternehmens bis zur IPO zu steigern.
Cheng und Hollie (2008)	29.090 Beobachtungen USA	1988-2004	Die Persistenz der Komponenten des Cash Flows aus dem operativen Geschäft ist höher als die Persistenz des Cash Flows aus dem sonstigen Ergebnis oder Finanzergebnis. Die Spaltung des Cash Flows führt bei der Prognose des Cash Flows im Verhältnis zu den aggregierten Cash Flows und dem Modell von Barth, Cram und Nelson (2001) zu einer Steigerung der R^2, welche für große Unternehmen und Unternehmen mit einer hohen Variabilität des Cash Flows und des Periodenergebnisses größer ist.

Fortsetzung Tabelle 3

Studie	Datenbasis	Zeitraum	Zentrale Ergebnisse
Dechow, Richardson und Sloan (2008)	237.673 Beobachtungen USA	1950-2003	Die höhere Persistenz des Cash Flows beruht auf Zahlungsströmen, die das Eigenkapital betreffen. Die Veränderung der liquiden Mittel und die Cash Flows, die Verbindlichkeiten betreffen, besitzen annähernd eine mit den Accruals vergleichbare Persistenz.
Gil-Alana und Peláez (2008)	S&P Index USA Quartalsdaten	1935-2006	Die Earnings per Share folgen einem trendstationären Prozess. Die Resultate der ARMA-Modelle weisen auf eine höhere mean reversion und eine geringere Persistenz der Earnings per Share im Verhältnis zum Random Walk hin. Die Impulsantwortfunktion konvergiert nur sehr langsam gegen null, wobei auch 50 Quartale nach einem Schock die Antwort immer noch signifikant von null verschieden ist.
Dichev und Tang (2009)	22.113 Beobachtungen USA	1988-2004	Die Berücksichtigung der Volatilität der Periodenergebnisse bei der Schätzung verbessert die Persistenz von kurz- und langfristigen Ergebnissen. Das Ausmaß der Ergebnisvolatilität übersteigt die Volatilität des Cash Flows und der Accruals.
Katz (2009)	1.070 Beobachtungen USA	1978-2005	Unternehmen, die mit Eigenkapital eines Private-Equity-Hauses einen IPO durchführen, besitzen in den Jahren vor und nach dem IPO eine höhere Earnings Quality als Unternehmen, die nur mit eigenem Eigenkapital an die Börse gehen.
Lorek und Willinger (2009)	1.174 Unternehmen USA	1989-2004	Bei der Prognose des Cash Flows zeigen ARMA-Modelle im Vergleich zu der Prognose über Periodenergebnisse eine höhere Genauigkeit. Größere (kleinere) Unternehmen und Unternehmen mit einem kürzeren (längeren) operating Cylce besitzen präzisere (schwächere) Prognosen. Zeitreihenmodelle sind genauer als Querschnittsregressionen.
Nichols, Wahlen und Wieland (2009)	2.260 (14.341) Banken (Beobachtungen) USA	1992-2002	Börsennotierte Banken zeigen ein stärker transitorisches Verhalten von negativen im Verhältnis zu positiven Differenzen des Jahresüberschusses als nicht börsennotierte Banken. Die Ursache für dieses Resultat ist eine größere Nachfrage nach conditional conservatism bei den börsennotierten Banken.
Cano-Rodríguez (2010)	120.220 Beobachtungen Spanien	1998-2005	Das Ausmaß von conditional conservatism eines Unternehmens ist bei einem Big4-Prüfer im Vergleich zu Unternehmen ohne Big4-Prüfer größer. Big4-Prüfer erhöhen auf Grund eines höheren Prozessrisikos und möglichen Reputationsverlusts das Ausmaß von unconditional conservatism.
Givoly, Hayn und Katz (2010)	4.485 (33.215) Unternehmen (Beobachtungen)	1978-2003	Nicht börsennotierte Unternehmen, dessen Fremdkapital öffentlich gehandelt wird, weisen eine höhere Assoziation des Cash Flows und der Accruals mit den Ergebnissen auf als börsennotierte Unternehmen. Das Ausmaß von conditional conservatism ist hingegen bei börsennotierten Unternehmen auf Grund der stärkeren Nachfrage höher.
Li (2010)♣	82.663 Beobachtungen USA	1980-2004	Ein positiver (negativer) Zusammenhang zwischen der Amtszeit des Abschlussprüfers und conditional conservatism existiert für große (kleine) Unternehmen oder Unternehmen, die stark (schwach) von ihrem Abschlussprüfer überwacht werden. Die Dauer der Amtszeit hat einen negativen Einfluss auf die Unabhängigkeit des Prüfers bei kleineren und bei schwach überwachten Mandanten.
Peek, Cuijpers und Buijink (2010)	158.030 Beobachtungen 13 westeuropäische Länder	1993-2000	Der Unterschied des conditional conservatism zwischen börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen ist mit dem Ausmaß des Gläubigerschutzes eines Landes positiv assoziiert, wohingegen kein Zusammenhang mit dem Anlegerschutz existiert. Für börsennotierte Unternehmen mit einer breiten Streuung des Anteilsbesitzes ist die Differenz nicht mit dem Gläubigerschutz assoziiert.

♠ In dieser Studie wird auch der Ansatz von Basu (1997) über die Ergebnis-Rendite-Beziehung zur Messung von conservatism verwendet. ♢ In dieser Studie wird auch das Accruals-Modell von Ball und Shivakumar (2005) zur Messung von conservatism verwendet. ♣ In dieser Studie wird auch der Ansatz von Basu (1997) über die Ergebnis-Rendite-Beziehung und das Accruals-Modell von Ball und Shivakumar (2005) verwendet.

5 Empirische Untersuchung

Dieses Kapitel beinhaltet die empirische Untersuchung der drei Unternehmensvergleiche, die zur Analyse des Einflusses der Rechnungslegung, Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung auf die Zeitreiheneigenschaften von Erfolgsgrößen, des Cash Flows und der Accruals von Unternehmen des deutschen Marktes herangezogen werden. Darüber hinaus wird die Persistenzmessung der Erfolgsgrößen für ein Sample von börsennotierten US-amerikanischen Unternehmen dargestellt. Die Resultate des Vergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer sind in Auszügen auch in dem mit Frank Westermann und Carl-Friedrich Leuschner erstellten Aufsatz „Does the Introduction of IFRS Change the Timeliness of Loss Recognition? Evidence from German Firms“, Institute of Empirical Economic Research Working Paper No. 87, zu finden. Die Analyse der US-Unternehmen stammt im Wesentlichen aus dem Aufsatz „A Note on the Time Series Measure of Conservatism“, CESifo Working Paper No. 2968, zusammen mit Frank Westermann.

5.1 Sample und Deskriptive Statistik

Dieser Abschnitt beschreibt die Vorgehensweise zur Zusammenstellung der untersuchten Datensätze für die börsen- und nicht börsennotierten deutschen Unternehmen sowie für das Sample der US-Unternehmen. In einem weiteren Schritt werden sowohl die Verfahren zur Outlierkorrektur als auch die deskriptive Statistik für die Variablen der empirischen Untersuchung und weiterführender Variablen der Ertrags-/Vermögenslage der Unternehmen erläutert, die um Rentabilitäts- oder kapitalmarktspezifische Kennzahlen ergänzt werden.

5.1.1 Stichprobenauswahl

Die in dieser Analyse für die börsennotierten Unternehmen verwendeten Daten stammen aus der Datenbank Worldscope.[276] Es wurden sämtliche Unternehmen ausgewählt, deren Aktien im September 2009 an der Deutschen Börse Frankfurt im Handelsplatz Xetra elektronisch gehandelt wurden. Banken oder andere Finanzdienstleistungsunternehmen werden nicht berücksichtigt. Geschäftsjahre, die sich

[276] Die Rendite für die Messung von conservatism über die Ergebnis-Rendite-Beziehung nach Basu (1997), die im Anhang in Tabelle 4 dargestellt wird, stammt aus der Datenbank Datastream.

nicht über zwölf Monate erstrecken, nach US-GAAP aufgestellt sind oder nicht dem HGB oder den IFRS zugeordnet werden konnten, wurden aus der Datenbasis entfernt. Weitere Bedingungen werden, um eine möglichst weitreichende Zeitreihe für die Analyse zu erreichen, nicht gesetzt. Diese Auswahl führt zu 7.199 Beobachtungen, die Geschäftsjahre über einen Zeitraum von 1981-2008 abdecken. Von dieser Gesamtzahl entfallen 2.724 Beobachtungen auf IFRS- und 4.475 Beobachtungen auf HGB-Geschäftsjahre. Die Verteilung der IFRS- und HGB-Beobachtungen auf die einzelnen Jahre ist Abbildung 5 zu entnehmen. Grundsätzlich ist die Gesamtzahl der Beobachtungen im Zeitverlauf wegen der Zunahme der kapitalmarktbasierten Finanzierung[277] in Deutschland und der technischen Verfügbarkeit der Daten gestiegen. Es ist deutlich zu erkennen, dass die ersten Unternehmen ab Mitte der 90er Jahre des letzten Jahrhunderts begonnen haben, ihre Abschlüsse nach den IAS/IFRS aufzustellen und die Zahl der IFRS-Beobachtungen seitdem stetig zugenommen hat. Das Vorliegen von HGB-Beobachtungen nach der obligatorischen Einführung der IFRS für Geschäftsjahre ab 2005 beruht im Wesentlichen auf den Unternehmen des Entry Standards der Deutschen Börse, die nicht den Rahmenbedingungen des regulierten Marktes unterliegen und somit nicht gezwungen sind, IFRS-Abschlüsse aufzustellen.[278] Die Daten der nicht börsennotierten Unternehmen sind aus der Datenbank DAFNE

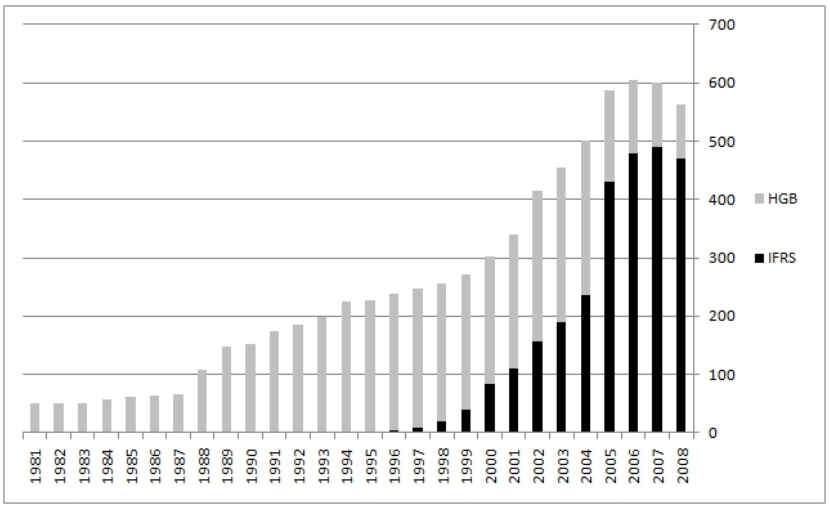

Abbildung 5: Histogramm der IFRS-/HGB-Beobachtungen
(Quelle: Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 3)

entnommen und berücksichtigen sämtliche Unternehmen, die im Mai 2008 in der Datenbank enthalten waren. Diese Datenbank deckt den Zeitraum von 1994-2007 ab, wobei die Verfügbarkeit der Daten in den früheren Jahren sehr eingeschränkt ist. Die Jahresabschlüsse werden über die Creditreform Rating

[277] Siehe dazu die Aussagen aus Abschnitt 2.3.1.
[278] Vgl. Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 4.

AG bereitgestellt und stammen neben den öffentlich verfügbaren Informationen des Handelsregisters und Bundesanzeigers aus eigenen Recherchen des Anbieters. Die Auswahl der Unternehmen durch den Anbieter erfolgt in Abhängigkeit von den Anforderungen der Kunden der Creditreform Rating AG, wodurch die Zugehörigkeit eines Unternehmens zu diesem Sample einem Zufallsprozess unterliegt und nicht zu einem self-selection bias führt. Es werden nur Unternehmen herangezogen, die als unabhängige Unternehmen zu klassifizieren sind. Neben Kapitalgesellschaften werden auch Einzelunternehmen und Personengesellschaften einbezogen. Geschäftsjahre, die weniger als zwölf Monate beinhalten, werden ebenso entfernt wie Geschäftsjahre, die nicht als HGB-Abschlüsse klassifiziert werden können. Die Datenbank enthält ebenso keine Daten von Banken, Versicherungen und anderen Unternehmen des Finanzsektors. Weitere Einschränkungen werden nicht vorgenommen. Die Anpassungen der Daten führen zu einer Stichprobe von insgesamt 133.772 Geschäftsjahren, von denen 33.377 Beobachtungen auf geprüfte Jahresabschlüsse und 100.395 Beobachtungen auf nicht geprüfte Jahresabschlüsse entfallen. Wie im Datensatz der börsennotierten Unternehmen, liegt für die nicht börsennotierten Unternehmen ein unbalanciertes Panel vor.

Abbildung 6 stellt den Untersuchungsgegenstand für die Unternehmensvergleiche der deutschen Unternehmen dar. Das börsennotierte Sample der IFRS-Bilanzierer trägt die Bezeichnung IFRS und das Sample der börsennotierten HGB-Bilanzierer die Bezeichnung PUHGB. Das Sample der nicht börsennotierten Unternehmen mit geprüften Jahresabschlüssen ist als PRHGB und das Sample der nicht börsennotierten Unternehmen, dessen Jahresabschlüsse nicht geprüft sind, ist als NTES gekennzeichnet. Wie zu erkennen ist, werden jeweils zwei Samples miteinander verglichen, die gleichzeitig zwei der drei untersuchten Determinanten der Earnings Quality unterliegen, sich jedoch bei der dritten Determinanten voneinander unterscheiden. Als Beispiel soll der Vergleich der beiden börsennotierten Samples herangezogen werden. Beide Unternehmen sind in diesem Fall kapitalmarktorientiert und besitzen geprüfte Jahresabschlüsse, unterscheiden sich allerdings bei den angewendeten Rechnungslegungsstandards (HGB oder IFRS). Diese Argumentation lässt sich für die anderen beiden Unternehmensvergleiche fortsetzen.

Im Gegensatz zu den Studien, die das zweistufige Heckman (1979)-Verfahren zur Berücksichtigung der Endogenität der Wahl z.B. der Kapitalmarktorientierung anwenden, soll auf Grund der Vergleichbarkeit der Resultate zwischen den Samples verzichtet werden. Sowohl die obligatorische Anwendung der IFRS nach 2005 als auch die Prüfungspflicht für Jahresabschlüsse erfordert keine Anwendung des Heckman (1979)-Verfahrens in den Vergleichen der Rechnungslegung und der Abschlussprüfung. Die Daten für die Untersuchung der US-Unternehmen stammen aus der Datenbank Compustat und berücksichtigen Unternehmen aus dem S&P500 Index, welche für das Ergebnis der gewöhnlichen

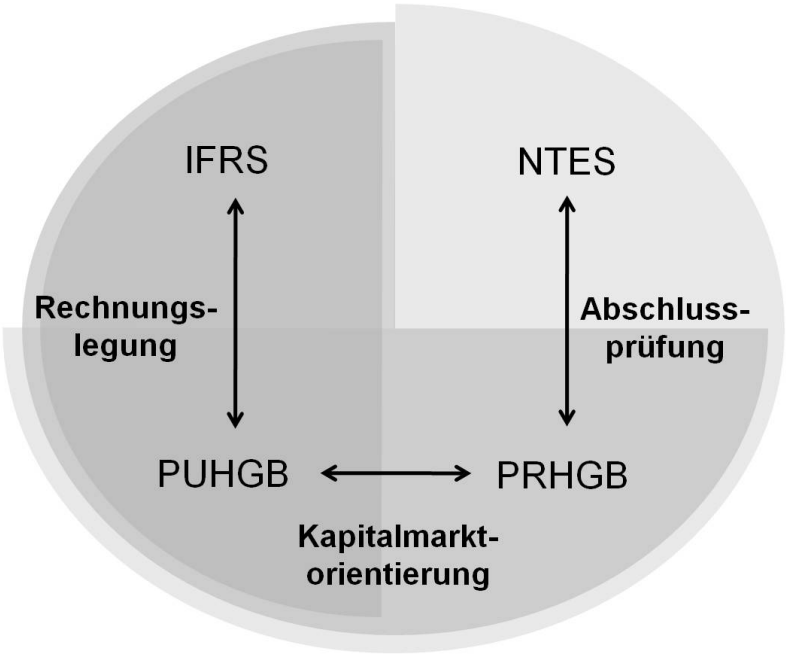

Abbildung 6: Darstellung des Untersuchungsgegenstandes
(Quelle: Eigene Darstellung)

Geschäftstätigkeit und den Jahresüberschuss für den gesamten Zeitraum von 1950 – dem Jahr der Gründung des Index – bis 2008 Beobachtungen aufweisen. Die Variablen entstammen Jahresabschlüssen, die konform zu den US-GAAP erstellt wurden. In dieser Analyse wird demnach kein Vergleich von zwei unterschiedlichen Rechnungslegungsstandards vorgenommen. Um eine möglichst verlässliche Datenbasis in Form eines balancierten Panels zu erhalten, werden keine weiteren Bedingungen zur Auswahl der Unternehmen gesetzt. Im Vordergrund dieser Untersuchung steht somit die technische Analyse der Modelle, die im Verhältnis zur Untersuchung der deutschen Unternehmen keinen Einschränkungen durch unbalancierte Panele unterliegt oder stark schwankende Beobachtungszahlen zwischen den Schätzverfahren aufweist.[279] Da die Bedingung möglichst langer Zeitreihen zu einem Sample von relativ großen Unternehmen führt, sind die hier getroffenen Aussagen nicht grundsätzlich auf sämtliche Unternehmen bzw. jede Branche gleichermaßen zu übertragen. Letztlich führt die beschriebene Vorgehensweise zu einem Sample von 136 US-Unternehmen mit jeweils 59 Beobachtungen in der Zeitreihe und folglich zu insgesamt 8.024 Beobachtungen.

[279] Über die Outlierkorrektur werden zwar einige Beobachtungen zwangsläufig entfernt, der Einfluss auf die Resultate ist hingegen zu vernachlässigen.

5.1.2 Outlierkorrektur

Die Outlierkorrekturen werden in dieser Arbeit zur Eliminierung von möglichen Fehleingaben, die zu unverhältnismäßigen extremen Beobachtungen in der Datenbasis führen, verwendet. Gerade bei den nicht börsennotierten Unternehmen scheint die Wahrscheinlichkeit von Fehleingaben höher, da ihre Jahresabschlüsse nicht veröffentlicht werden bzw. nicht publizierungspflichtig sind. Somit ist eine Überprüfung dieser Daten nur erschwert möglich.[280] Die in der Accounting-Literatur vorherrschende Methode zur Eliminierung von Outliern ist das in dieser Arbeit als Standardoutlierkorrektur bezeichnete Verfahren, innerhalb dessen i.d.R. 1%-5% der Beobachtungen am unteren und oberen Extrem der Verteilung einer Variablen entfernt werden.

Weitere verwandte Verfahren sind z.B. das trimming oder winsorizing. Im Gegensatz zur Standardoutlierkorrektur, bei der ein fester Prozentsatz von Beobachtungen entfernt wird und die Anzahl der vernachlässigten Beobachtungen nicht bekannt ist, wird beim trimming eine feste, identische Anzahl von Beobachtungen am oberen und unteren Ende der Verteilung entfernt.[281] Beim winsorizing werden die Extremwerte, die über oder unter einer vorher definierten Grenze liegen, gleich diesem oberen oder unteren Grenzwert der Verteilung gesetzt, wodurch der Anteil der Extremwerte an der Verteilung manuell festgelegt wird. Häufig wird dabei ein Vielfaches der Standardabweichung oder Varianz der Variablen zum (vom) arithmetischen Mittel addiert (subtrahiert).[282] Sowohl das trimming als auch das winsorizing liefern allerdings keine Grundlage zur *Identifikation* von Grenzwerten. Zudem können diese Verfahren, ebenso wie die Standardoutlierkorrektur, nur separat auf eine Variable angewendet werden.

Auf Grund der Restriktionen der genannten Verfahren soll das multivariate Verfahren zur Outlierkorrektur von Hadi (1992, 1994) vorgestellt werden. Dieses Verfahren ist in der Accounting-Literatur noch weitestgehend unbekannt und wird nach Wissen des Autors lediglich von Homburg und Wrede (2007) angewendet.[283] Da die meisten Verfahren zur Outlierkorrektur nur jeweils einen Outlier im Datensatz identifizieren können und diese Verfahren gerade durch die von ihnen zu identifizierenden

[280] Durch die verpflichtende Veröffentlichung von Jahresabschlüssen für Geschäftsjahre ab 2006 über den elektronischen Bundesanzeiger im Rahmen des Gesetzes über elektronische Handelsregister und Genossenschaftsregister sowie das Unternehmensregister (EHUG) wurde der Zugang zur Finanzberichterstattung von nicht börsennotierten Unternehmen wesentlich verbessert.

[281] Vgl. Tukey (1962), S. 17.

[282] Vgl. Tukey (1962), S. 18. Die Bildung von Verhältniszahlen der Standardabweichung/Varianz und dem Mittelwert ist ebenfalls denkbar.

[283] Im Gegensatz zu Homburg und Wrede (2007), die jede Variable separat korrigieren, wird das Verfahren nach Hadi (1992) in dieser Arbeit auf die Variablen der Regression simultan angewendet, da dieses Verfahren explizit ein multivariates Verfahren darstellt.

Outlier-Beobachtungen beeinträchtigt werden, verlieren diese Verfahren ihre Aussagekraft bei Vorliegen einer Vielzahl von Outliern.[284] Um diesen Schwachpunkt zu umgehen, wird von Hadi (1992) ein Verfahren entwickelt, welches simultan eine größere Anzahl von Beobachtungen als Outlier definieren kann.

Die älteren Verfahren verwenden zur Identifikation von Outliern überwiegend die Mahalanobis-Distanz (MD). Zur Bestimmung der MD wird das Zentrum des Samples vereinfacht über den arithmetischen Mittelwert ($\overline{X}$) geschätzt. Die Streuung der Datenpunkte wird über die Kovarianzmatrix (S) abgebildet. Die MD des Datenpunkts bildet sich aus dem Verhältnis des Mittelwertes zur Kovarianzmatrix.[285]

$$MD_i = D_i(\overline{X}, S) = \sqrt{(x_i - \overline{X})^T S^{-1} (x_i - \overline{X})}. \tag{5.1}$$

Dieser Ansatz führt zu den zwei Problemfeldern des masking und swamping.[286] Beim masking führt ein kleines Cluster von Outliern zu einer Erhöhung des Mittelwerts, die mit einer Verzerrung der Kovarianzmatrix in Richtung des Clusters und somit einer Verringerung der MD gleichzusetzen ist. Das Vorliegen eines Outliers überdeckt die weiteren Outlier, die nunmehr nicht identifiziert werden. Outlier müssen demnach nicht zwangsläufig eine hohe MD besitzen.[287] Beim swamping führt ebenfalls ein kleines Cluster von Outliern zu einer Verzerrung des Mittelwerts und der Kovarianzmatrix in Richtung des Clusters, wodurch sich der Mittelwert von anderen Beobachtungen entfernt, die eigentlich näher am Zentrum der Beobachtungen liegen. Insofern müssen nicht sämtliche Beobachtungen mit einer hohen MD einen Outlier darstellen. Das masking und swamping führen dazu, dass $\overline{X}$ und S keine robusten Schätzer sind.[288]

Das Hadi (1992)-Outlierverfahren ist hingegen auf die Identifizierung einer Vielzahl von Outliern in einem multivariaten Datensatz mit n Beobachtungen und p Variablen ausgelegt. Auf Basis der minimum volume ellipsoid (MVE), innerhalb derer das Zentrum und die Kovarianzmatrix der Beobachtungen liegen und die von Lopuhaä und Rousseeuw (1991) als robuster Schätzer vorgeschlagen wird, entwickelt Hadi (1992) eine Maßeinheit für die Distanz der Beobachtungen.[289] Die Beobachtungen werden zunächst nach den Werten der MVE für die Lage des Zentrums der Beobachtungen

[284] Zu diesen Verfahren zählen z.B. die Methoden von Grubbs (1969) oder Stefansky (1972).
[285] Vgl. Hadi (1992), S. 762.
[286] Zu einer ausführlicheren Erläuterung der Problematik des masking und swamping in Bezug auf die Mahalanobis-Distanz siehe Rousseeuw und Leroy (1987), S. 223-234.
[287] Vgl. Grubbs (1969), S. 13; Hadi (1992), S. 762.
[288] Vgl. Hadi (1992), S. 762.
[289] Vgl. Hadi (1992), S. 762.

und der Kovarianzmatrix aufsteigend geordnet und danach in zwei Subsamples untergliedert. Das erste Subsample enthält $p+1$ Beobachtungen und das zweite Subsample enthält $n-p-1$ Beobachtungen.[290] In einem weiteren Schritt wird die relative Distanz von jedem Datenpunkt zum Zentrum und zu der möglichen Kovarianzmatrix des ersten Subsamples berechnet. Die robuste Distanz wird für jedes Subsample über die Gleichung

$$RD_i = D_i^2(C_j, c_j S_j) = (x_i - C_j)^T (c_j S_j)^{-1} (x_i - C_j) \tag{5.2}$$

hergeleitet, wobei C_j das arithmetische Mittel und S_j die Kovarianzmatrix des j-ten Subsamples darstellen. Die Konstante c_j ist ein Korrekturfaktor, der Konsistenz mit einer Normalverteilung herstellt.[291] Die Beobachtungen werden nach diesem Schritt wiederum aufsteigend gemäß der relativen Distanz sortiert. Aus dieser Gruppe von Beobachtungen wird erneut ein Subsample mit $p+2$ Beobachtungen und ein weiteres Subsample mit den verbleibenden $n-p-2$ Beobachtungen gebildet. Über diesen fortlaufenden Prozess werden innerhalb jedes Durchgangs Beobachtungen ihrer Rangfolge nach aus dem zweiten Sample in das erste Sample umgeordnet. Dieses Verfahren wird solange durchgeführt, bis sämtliche Outlier die Bedingung $D_i^2(C_j, c_j S_j) \geq \chi_p^2, \alpha/n$ erfüllen. Diese als Outlier definierten Beobachtungen verbleiben zum Ende des Verfahrens im zweiten Subsample.[292]

Zur Verdeutlichung der Wirkungsweise der Standardoutlierkorrektur und der Hadi (1994)-Korrektur werden in den folgenden Abbildungen die Verteilungen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit der aktuellen und verzögerten Periode für das Sample der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen verwendet. In Abbildung 7 wird die Verteilung der Beobachtungen der Variable ΔNI_t (Ordinate) und der Variable NI_{t-1} (Abszisse) ohne Outlierkorrektur dargestellt. Die Beobachtungen entsprechen der Persistenzmessung der unit root-Spezifikation nach Dickey und Fuller (1979), die in Abschnitt 3.1 beschrieben wird. Der Wertebereich bewegt sich auf der Ordinate von ca. -0,7 bis 0,7 und auf der Abszisse zwischen ca. -4,5 und 1,1. In Abbildung 7 sind einige deutliche Extremwerte erkennbar, und insbesondere im negativen Bereich der Abszisse verzerrt ein Extremwert die Verteilung. Auf Grund von weit entfernt liegenden Beobachtungen, die zu einer Verzerrung einer möglichen Regressionsgeraden führen, ist eine eindeutige Regressionsgerade in Abbildung 7 nicht positionierbar. Rein grafisch betrachtet, ist ohne Outlierkorrektur der aktuellen Differenzen und der verzögerten Niveauwerte keine eindeutige Steigung der Regressionsgeraden zu erkennen. Im Vergleich der Abbildung 8 mit Abbildung 7 ist eine Verringerung des Wertebereichs auf ca. -0,6 bis 0,6 jeweils auf

[290] Vgl. Hadi (1992), S. 763.
[291] Vgl. Hadi (1992), S. 762-764; Hadi (1994), S. 393.
[292] Vgl. Hadi (1992), S. 764; Hadi (1994), S. 394. Im Folgenden wird dieses Verfahren als Hadi (1994) zitiert.

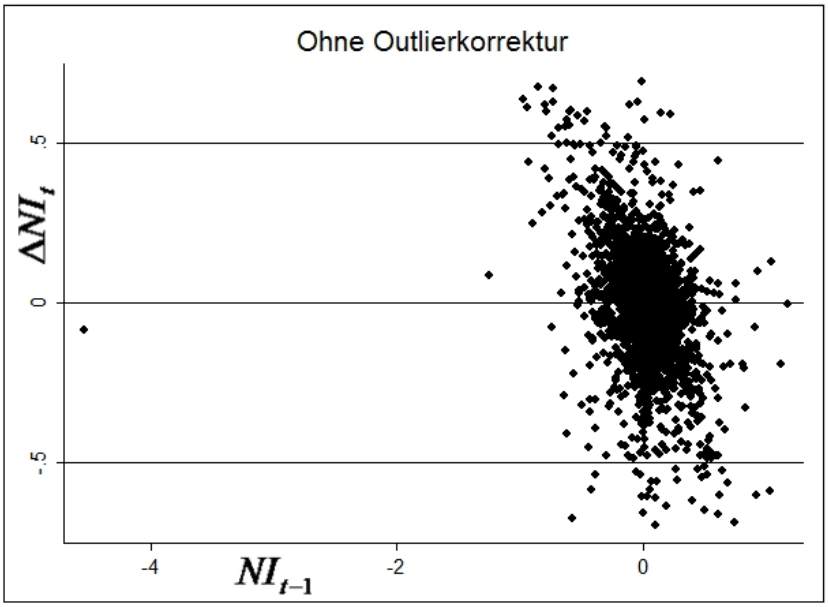

Abbildung 7: Verteilung der Beobachtungen ohne Outlierkorrektur (Quelle: Eigene Darstellung)

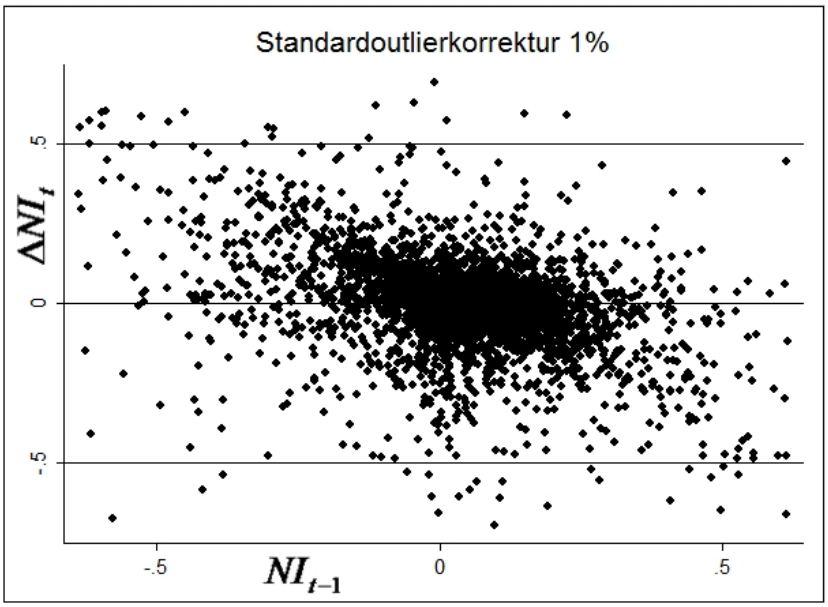

Abbildung 8: Verteilung der Beobachtungen mit Standardoutlierkorrektur (Quelle: In Anlehnung an Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 5)

den beiden Achsen in Abbildung 8 zu erkennen. Durch das Entfernen von 1% der Beobachtungen am unteren und oberen Ende der Verteilung der beiden Variablen entsteht grafisch eine rechteckige Punktewolke. In Abbildung 8 wird zwar eine leicht negativer Zusammenhang ersichtlich, jedoch ist im Verhältnis zur Abbildung 7 ohne Outlierkorrektur auf Grund der Streuung der Beobachtungen ebenso keine eindeutige Regressionsgerade herzuleiten. Vor allem die Beobachtungen im unteren linken Quadranten, die eine große Distanz zu der möglichen Regressionsgeraden aufweisen, wirken sich auf den negativen Zusammenhang gegenteilig aus.[293]

Im Gegensatz zu den zwei vorherigen Abbildungen zeigt sich in Abbildung 9 der Outlierkorrektur nach Hadi (1994) mit einem Signifikanzniveau von 1% ein deutlich negativer Zusammenhang zwischen ΔNI_t und NI_{t-1}. Der Wertebereich der Beobachtungen verkleinert sich leicht im Vergleich zur Standardoutlierkorrektur innerhalb der Ordinate auf ca. -0,5 bis 0,5, wohingegen er auf der Abszisse bei ca. -0,6 bis 0,6 verbleibt.[294]

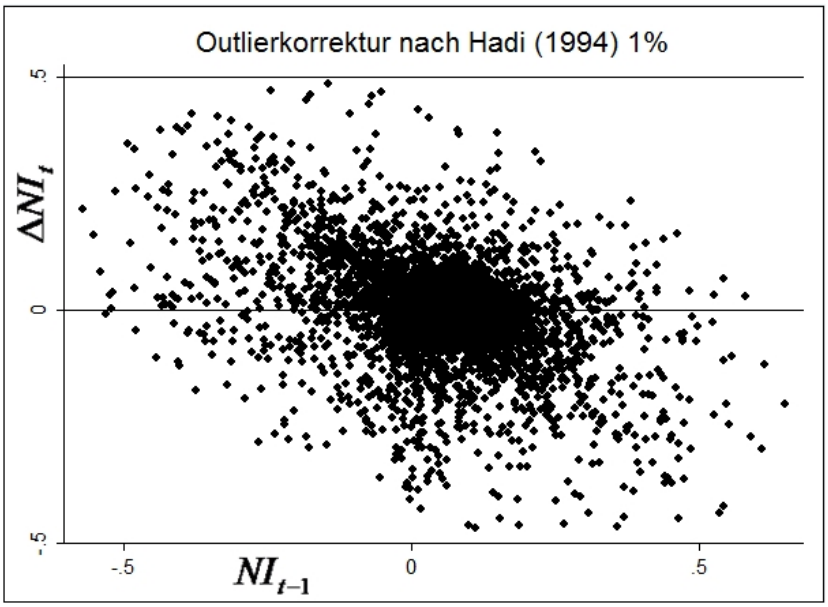

Abbildung 9: Verteilung der Beobachtungen mit Outlierkorrektur nach Hadi (1994)
(Quelle: In Anlehnung an Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 5)

[293] Vgl. Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 4f.

[294] Vgl. Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 5. Die Outlierkorrektur wird für das Standardverfahren und das Verfahren nach Hadi (1994) jeweils auch mit einer Vernachlässigung von 5% der Beobachtungen am unteren und oberen Ende der Verteilung bzw. mit einem Signifikanzniveau von 5% durchgeführt. Die Resultate werden an dieser Stelle nicht separat aufgeführt, sind allerdings in Brauer, Westermann und Leuschner (2011) enthalten und unterscheiden sich nicht von den hier präsentierten Resultaten.

5.1.3 Variablen der Untersuchung

Tabelle 4 enthält die deskriptive Statistik der untersuchten Variablen für die betrachteten Unternehmensgruppen. Für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit, welches nicht das außerordentliche Ergebnis und die Steuern berücksichtigt, ist der Durchschnitt jeweils für die Variablen in Niveauwerten positiv. Die Differenzen sind im Durchschnitt für die deutschen IFRS- und HGB-Unternehmen sowie für die US-Unternehmen negativ, wohingegen die Differenzen der nicht börsennotierten Unternehmen (Samples PRHGB und NTES) geringfügig positiv sind. Bei der Hadi (1994)-Korrektur zeigen sich für die Niveauvariablen (Differenzen) der drei börsennotierten Samples größere (kleinere) und bei den nicht börsennotierten Samples kleinere (größere) Werte als bei der Standardoutlierkorrektur. Die Unterschiede zwischen den jeweiligen deutschen börsennotierten Samples wie auch den nicht börsennotierten Unternehmen sind nicht auffällig. Im Vergleich der Samples PUHGB mit PRHGB und NTES sind wesentlich größere Niveauwerte für die nicht börsennotierten Unternehmen zu erkennen, die mehr als bzw. annähernd doppelt so groß sind. Die Niveauvariablen der US-Unternehmen sind ebenfalls im Verhältnis zu den deutschen börsennotierten Unternehmen wesentlich höher, liegen aber unter den Werten der beiden nicht börsennotierten Samples.

Der Median ist für sämtliche Samples, außer den börsennotierten HGB-Bilanzierern, positiv. Im Vergleich zu den anderen Samples ist der Median für die börsennotierten HGB-Bilanzierer am geringsten und für die US-Unternehmen in Niveauwerten am höchsten. Bei den Differenzen fallen die US-Unternehmen mit Resultaten um null jedoch fast in den Bereich der börsennotierten HGB-Bilanzierer. Für die deutschen börsennotierten Unternehmen ist der Median größer und für die weiteren Samples bis auf die Differenzen des US-Samples kleiner als der Durchschnitt. Die Standardabweichung ist für die Samples IFRS, PRHGB und NTES vergleichbar, wohingegen das Sample PUHGB stärkere Unterschiede aufweist, die auf eine schwächere Streuung der Beobachtungen hindeuten. Die geringste Streuung der Beobachtungen zeigen die US-Unternehmen, die ca. nur ein Viertel bis ein Drittel der anderen Samples ausmacht. Die Standardabweichung ist in den Samples der deutschen Unternehmen für die Differenzen und die Variablen der Hadi (1994)-Korrektur geringer als für die Niveaus und die Standardoutlierkorrektur. Bei den US-Unternehmen führt die Hadi (1994)-Korrektur zu geringfügig höheren Standardabweichungen. Bei den Minimal- und Maximalwerten sind keine auffälligen Unterschiede innerhalb der deutschen börsennotierten und nicht börsennotierten Samples festzustellen. Zwischen den deutschen börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen zeigen sich sowohl bei den Minima und Maxima der Niveauwerte deutliche Unterschiede, wobei die Minima wesentlich geringer und die Maxima höher für die nicht börsennotierten Unternehmen sind. Wie an den sehr geringen Standardabweichungen für die US-Unternehmen zu erkennen ist, liegen für diese Unternehmen im

Vergleich zu den deutschen Unternehmen keine derart großen Spannen zwischen den Minima und Maxima vor.

In Abhängigkeit von der Definition der Variablen ist die Anzahl der Beobachtungen der börsennotierten HGB- im Verhältnis zu den IFRS-Unternehmen um ca. 60% größer und weist auf weitaus kontinuierlichere Zeitreihen als bei den nicht börsennotierten Unternehmen hin, dessen Anzahl der Beobachtungen durch die Hinzunahme von verzögerten Werten stark abnimmt. Die Anzahl der Beobachtungen ist für die nicht geprüften Unternehmen jeweils ca. um das 2,6-fache der geprüften Unternehmen größer. Für das US-Sample ergibt sich durch die Standardoutlierkorrektur eine im Vergleich zur Hadi (1994)-Korrektur geringere Vernachlässigung von Beobachtungen, da die Hadi (1994)-Korrektur die verzögerten Werte bei der Berechnung der Outlier mit einbezieht. Infolge des balancierten Panels ergeben sich die Abweichungen bei den Beobachtungszahlen der US-Unternehmen allein durch die Outlierkorrekturen.

Hinsichtlich der im Gegensatz zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit im Jahresüberschuss enthaltenen außerordentlichen Effekte und Steuern ist der Jahresüberschuss in Niveaus durchschnittlich geringer als das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Erneut sind die Durchschnittswerte für die Niveaus (Differenzen) der drei Samples der börsennotierten Unternehmen positiv (negativ), wohingegen für die nicht börsennotierten Samples grundsätzlich positive Resultate gegeben sind. Die Niveauwerte des US-Samples übersteigen im Gegensatz zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit beim Jahresüberschuss die Werte der Samples PRHGB und NTES, die jedoch wiederum diejenigen der deutschen börsennotierten Unternehmen deutlich übertreffen. Die Resultate des Medians sind für die deutschen Samples, bis auf das Sample PUHGB, welches etwas kleinere Werte zeigt, i.d.R. vergleichbar. Das US-Sample übersteigt bei den Niveauvariablen des Jahresüberschusses die anderen Samples mit mehr als doppelt so hohen Werten auffällig. Bei den Differenzen bewegen sich die US-Unternehmen nahe null und somit weit unterhalb der Samples IFRS, PRHGB und NTES.

Für den Jahresüberschuss zeigt sich eine geringere Streuung bei sämtlichen, insbesondere den börsennotierten, HGB-Bilanzierern im Verhältnis zu den IFRS-Bilanzierern. Die niedrigste Standardabweichung besitzt das US-Sample, die nur ca. ein Drittel bis die Hälfte der anderen Samples ausmacht. In Relation zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit ist die Standardabweichung für die deutschen Unternehmen leicht kleiner und für das US-Sample größer. Erneut sind die Standardabweichungen für die Differenzen wesentlich geringer als für die Niveauvariablen und für die Variablen der Outlierkorrektur von Hadi (1994) im Verhältnis zu der Standardoutlierkorrektur, außer im US-Sample, deutlich kleiner. Zwischen den börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen sind wieder deutliche Abweichungen bei den Minimal- und Maximalwerten zu erkennen, wobei die Minimalwer-

te bei den nicht börsennotierten Unternehmen erheblich kleiner und die Maximalwerte größer sind. Innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Samples sind allerdings keine auffälligen Unterschiede ersichtlich. Für das US-Sample lässt sich erneut eine verhältnismäßig geringe Spanne zwischen Minimal- und Maximalwert feststellen. Die Veränderungen der Beobachtungszahlen zwischen den Definitionen der Variablen und der Samples sind auf die gleichen Ursachen, die bereits beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit genannt werden, zurückzuführen.

Die deskriptive Analyse des Cash Flows[295] zeigt für die Niveaus und Differenzen bis auf die Ausnahme der Differenzen der börsennotierten HGB-Bilanzierer positive Durchschnitte und Mediane. Es sind klare Unterschiede zwischen den börsen- und nicht börsennotierten Samples mit wesentlich höheren Niveaus für die nicht börsennotierten Unternehmen zu erkennen. Wie bei den Erfolgsgrößen, sind die Abweichungen innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen nicht auffällig. Die Niveauvariablen der Hadi (1994)-Korrektur sind für die (nicht) börsennotierten Samples sowohl im Durchschnitt als auch beim Median größer (kleiner) als die Werte des Standardoutlierkorrektur. Die Standardabweichung ist innerhalb der HGB-Bilanzierer vergleichbar, wohingegen diese für die IFRS-Bilanzierer geringfügig höher ist. Das Hadi (1994)-Verfahren führt, wie bei den Erfolgsgrößen, zu deutlich geringeren Standardabweichungen als die Standardoutlierkorrektur. Die Minima und Maxima der Standardoutlierkorrektur sind für die beiden nicht börsen- wesentlich geringer als für die beiden börsennotierten Samples, wobei die Maximalwerte für die Niveauvariable jedoch auffallend größer sind. Die Anzahl der IFRS-Beobachtungen ist auf Grund des von den Erfolgsgrößen abweichenden Zeitraums der Datenverfügbarkeit, in Abhängigkeit von der jeweiligen Definition der Variablen, um ca. 40% höher als die Zahl der Beobachtungen der börsennotierten HGB-Bilanzierer. Die Daten des Cash Flows der nicht börsennotierten Samples stammen aus eigenen Recherchen des Datenbankanbieters, und aus diesem Grund ergeben sich keine Beobachtungsverluste im Vergleich zu den Erfolgsgrößen.

Da in den Regressionen der empirischen Untersuchung keine differenzierten Werte der Accruals[296] verwendet werden, sollen auch in der deskriptiven Analyse lediglich die Niveauvariablen der Accruals wiedergegeben werden. Die Accruals besitzen sowohl negative Durchschnittswerte als auch Mediane. Dies steht im Zuge der Definition der Accruals als Residualgröße aus Periodenergebnis und Cash Flow im Einklang mit den Resultaten der Erfolgsgrößen und des Cash Flows, die i.d.R. positive Werte auf-

[295] Diese Variable ist im Gegensatz zu den Erfolgsgrößen bei den börsennotierten Unternehmen nur für den Zeitraum von 1993-2008 verfügbar.

[296] Die Accruals werden in dieser Analyse nicht über den sog. Balance-Sheet-Approach geschätzt, sondern als Residualgröße aus dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und dem Cash Flow, der aus der Kapitalflussrechnung des Unternehmens oder für die nicht börsennotierten Unternehmen überwiegend aus den Recherchen des Datenbankanbieters stammt, bestimmt.

Tabelle 4: Deskriptive Statistik der untersuchten Variablen

	Variable	*Mittel*	*Median*	σ	*Min.*	*Max.*	*Beob.*
Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit							
IFRS	$IX_{i,t}$	0,0410	0,0505	0,1609	-0,6653	0,6125	2.632
	$\Delta IX_{i,t}$	-0,0028	0,0020	0,1422	-0,6946	0,6731	2.355
	$IXH_{i,t}$	0,0501	0,0537	0,1389	-0,5464	0,6280	2.266
	$\Delta IXH_{i,t}$	-0,0027	0,0021	0,0974	-0,4097	0,3859	1.946
PUHGB	$IX_{i,t}$	0,0405	0,0436	0,1274	-0,6707	0,6102	4.396
	$\Delta IX_{i,t}$	-0,0028	-0,0002	0,1006	-0,6865	0,6927	3.816
	$IXH_{i,t}$	0,0438	0,0443	0,1097	-0,5207	0,6102	3.760
	$\Delta IXH_{i,t}$	-0,0025	-0,0002	0,0754	-0,4065	0,4192	3.231
PRHGB	$IX_{i,t}$	0,0926	0,0536	0,1542	-0,3571	0,9968	20.626
	$\Delta IX_{i,t}$	0,0106	0,0043	0,1305	-0,6264	0,6724	8.170
	$IXH_{i,t}$	0,0839	0,0535	0,1295	-0,5455	0,7619	8.066
	$\Delta IXH_{i,t}$	0,0136	0,0056	0,1104	-0,5287	0,5308	3.670
NTES	$IX_{i,t}$	0,0929	0,0554	0,1561	-0,3571	0,9957	54.644
	$\Delta IX_{i,t}$	0,0072	0,0034	0,1287	-0,6341	0,6744	21.093
	$IXH_{i,t}$	0,0837	0,0549	0,1304	-0,5329	0,7881	20.848
	$\Delta IXH_{i,t}$	0,0090	0,0044	0,1064	-0,5505	0,5699	9.201
US	$IX_{i,t}$	0,0735	0,0716	0,0487	-0,1066	0,2176	7.731
	$\Delta IX_{i,t}$	-0,0012	0,0005	0,0292	-0,1344	0,1115	7.597
	$IXH_{i,t}$	0,0743	0,0718	0,0515	-0,1300	0,3089	7.625
	$\Delta IXH_{i,t}$	-0,0009	0,0006	0,0304	-0,0992	0,0886	7.428
Jahresüberschuss							
IFRS	$NI_{i,t}$	0,0180	0,0349	0,1392	-0,6421	0,4664	2.520
	$\Delta NI_{i,t}$	-0,0005	0,0024	0,1288	-0,5840	0,6485	2.227
	$NIH_{i,t}$	0,0316	0,0377	0,1072	-0,4288	0,4634	2.113
	$\Delta NIH_{i,t}$	-0,0015	0,0025	0,0870	-0,3664	0,3585	1.818
PUHGB	$NI_{i,t}$	0,0138	0,0239	0,1049	-0,6332	0,4749	3.929
	$\Delta NI_{i,t}$	-0,0011	0,0000	0,0937	-0,6010	0,6668	3.382
	$NIH_{i,t}$	0,0192	0,0240	0,0817	-0,4296	0,4896	3.294
	$\Delta NIH_{i,t}$	-0,0011	0,0001	0,0640	-0,3319	0,3554	2.820
PRHGB	$NI_{i,t}$	0,0647	0,0365	0,1218	-0,3455	0,8056	20.624
	$\Delta NI_{i,t}$	0,0087	0,0025	0,1091	-0,5418	0,5909	8.164
	$NIH_{i,t}$	0,0574	0,0350	0,0979	-0,4679	0,5739	8.037
	$\Delta NIH_{i,t}$	0,0109	0,0040	0,0885	-0,4440	0,4535	3.645
NTES	$NI_{i,t}$	0,0649	0,0380	0,1231	-0,3457	0,8020	54.640
	$\Delta NI_{i,t}$	0,0061	0,0024	0,1070	-0,5387	0,5919	21.100
	$NIH_{i,t}$	0,0570	0,0374	0,0982	-0,4545	0,5838	20.806
	$\Delta NIH_{i,t}$	0,0075	0,0033	0,0859	-0,4449	0,4611	9.198
US	$NI_{i,t}$	0,0729	0,0721	0,0516	-0,1219	0,2224	7.732
	$\Delta NI_{i,t}$	-0,0014	0,0003	0,0351	-0,1603	0,1488	7.596
	$NIH_{i,t}$	0,0735	0,0722	0,0547	-0,1799	0,3089	7.617
	$\Delta NIH_{i,t}$	-0,0011	0,0003	0,0365	-0,1808	0,1849	7.412
Cash Flow							
IFRS	$CF_{i,t}$	0,0532	0,0683	0,1619	-0,8654	0,6406	2.624
	$\Delta CF_{i,t}$	0,0019	0,0019	0,1565	-0,8480	0,7885	2.307
	$CFH_{i,t}$	0,0693	0,0720	0,1216	-0,4949	0,6308	2.239
	$\Delta CFH_{i,t}$	0,0005	0,0019	0,1093	-0,5084	0,5088	1.932
PUHGB	$CF_{i,t}$	0,0576	0,0669	0,1370	-0,7692	0,6300	1.879
	$\Delta CF_{i,t}$	-0,0019	-0,0028	0,1392	-0,8576	0,8188	1.445
	$CFH_{i,t}$	0,0651	0,0710	0,1083	-0,4116	0,5883	1.418
	$\Delta CFH_{i,t}$	-0,0039	-0,0026	0,1095	-0,5347	0,4886	1.059

Fortsetzung Tabelle 4

	Variable	*Mittel*	*Median*	σ	*Min.*	*Max.*	*Beob.*
Cash Flow							
PRHGB	$CF_{i,t}$	0,1243	0,0914	0,1425	-0,6788	0,9396	20.619
	$\Delta CF_{i,t}$	0,0067	0,0018	0,1192	-0,6089	0,6137	8.168
	$CFH_{i,t}$	0,1156	0,0909	0,1206	-0,4220	0,7313	8.088
	$\Delta CFH_{i,t}$	0,0095	0,0037	0,0983	-0,4769	0,4839	3.659
NTES	$CF_{i,t}$	0,1229	0,0918	0,1421	-0,6791	0,9500	54.646
	$\Delta CF_{i,t}$	0,0029	0,0014	0,1158	-0,6071	0,6125	21.095
	$CFH_{i,t}$	0,1130	0,0906	0,1181	-0,4545	0,7551	20.892
	$\Delta CFH_{i,t}$	0,0058	0,0032	0,0950	-0,4741	0,5061	9.209
Accruals							
IFRS	$ACC_{i,t}$	-0,0163	-0,0182	0,1484	-0,5612	0,8769	2.619
	$ACCH_{i,t}$	-0,0210	-0,0185	0,1359	-0,6186	0,6335	2.571
PUHGB	$ACC_{i,t}$	-0,0200	-0,0300	0,1381	-0,5610	0,8648	1.883
	$ACCH_{i,t}$	-0,0252	-0,0307	0,1215	-0,6123	0,6268	1.856
PRHGB	$ACC_{i,t}$	-0,0296	-0,0219	0,0693	-0,3333	0,2350	20.627
	$ACCH_{i,t}$	-0,0297	-0,0219	0,0729	-0,4351	0,3582	20.539
NTES	$ACC_{i,t}$	-0,0283	-0,0208	0,0686	-0,3345	0,2346	54.635
	$ACCH_{i,t}$	-0,0282	-0,0208	0,0728	-0,4359	0,3811	54.520

IFRS, börsennotierte und geprüfte IFRS-Bilanzierer. *PUHGB*, börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *PRHGB*, nicht börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *NTES*, nicht börsennotierte und nicht geprüfte HGB-Bilanzierer. *US*, börsennotierte und geprüfte US-Unternehmen. Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$. Für diese Variablen wurde die Standardoutlierkorrektur mit einer Vernachlässigung von 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung verwendet. Die Endung H bezeichnet die Variablen nach der Outlierkorrektur von Hadi (1994) mit einem Signifikanzniveau von 1%. Die weiteren Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert.

weisen. Die Mittelwerte der beiden börsennotierten Samples, insbesondere der IFRS-Unternehmen, sind jeweils geringer als diejenigen der nicht börsennotierten Samples. Die Standardabweichung ist hingegen für die nicht börsennotierten Samples wesentlich geringer und erreicht lediglich die Hälfte der börsennotierten Unternehmen. Die Variablen der Hadi (1994)-Korrektur sind in den (nicht) börsennotierten Samples niedriger (höher) als in der Standardoutlierkorrektur. Die Spanne zwischen den Minimal- und Maximalwerten ist bei den nicht börsennotierten Samples auffallend kleiner, wobei die Maximalwerte der börsen- diejenigen der nicht börsennotierten Unternehmen beachtlich übersteigen. Die Beobachtungszahlen der IFRS-Unternehmen sind im Vergleich zu den börsennotierten HGB-Unternehmen auch bei den Accruals wesentlich höher, da die verfügbaren Beobachtungen für den Cash Flow bei den HGB-Unternehmen weitaus geringer sind und somit eine Herleitung der Accruals in diesen Fällen nicht möglich ist. Die beiden nicht börsennotierten Samples sind von dieser Restriktion nicht betroffen.

Zur Verdeutlichung des Zusammenhangs der abhängigen und unabhängigen Variablen der empirischen Untersuchung sollen zunächst die Korrelationen aus der Persistenzmessung der Erfolgsgrößen und des Cash Flows, der Prognose des Cash Flows über das verzögerte Ergebnis der gewöhnlichen

Geschäftstätigkeit sowie dem Accruals-Modell für die vier Samples der deutschen Unternehmen in Tabelle 5 dargestellt werden. Der Tabellenabschnitt a) verdeutlicht die Korrelation der aktuellen und verzögerten Differenzen gemäß der Basu (1997)-Spezifikation und Abschnitt b) die Korrelation der aktuellen Differenzen und der verzögerten Niveauwerte aus der DF-Spezifikation im Rahmen der Persistenzmessung. Ergänzend wird die Korrelation zwischen den beiden unabhängigen Variablen der Vorperiode aus der ADF-Spezifikation veranschaulicht.[297]

Die Spearman- und Pearson-Koeffizienten (fettgedruckt) zeigen für die Untersuchung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und des Jahresüberschusses signifikant negative Korrelationen zwischen den aktuellen Werten und den Werten der Vorperiode für die Modelle a) und b), wohingegen die Korrelation der beiden verzögerten Werte aus der ADF-Spezifikation positiv ist. Die Resultate des Pearson-Koeffizienten sind in den drei Modellen erheblich größer als die des Spearman-Koeffizienten. Die Resultate zwischen den Modellen a) und b) unterscheiden sich auf Grund von höheren Korrelationen in Modell b) relativ stark. Die schwächeren Korrelationen der Differenzen stehen im Einklang mit Ball und Watts (1972), die ebenfalls nur geringe Korrelationen der differenzierten Erfolgsgröße annehmen. Die Ursache für eine Verringerung der Korrelation könnte die Berücksichtigung einer weiteren Periode – drei Perioden in Modell a) im Gegensatz zu zwei Perioden bei Modell b) – sein, die möglicherweise die Korrelation zwischen den Differenzen abschwächt. Die Korrelationen sind sowohl für den Spearman- als auch für den Pearson-Koeffizienten für die beiden Samples der nicht börsennotierten Unternehmen, insbesondere für das Sample PRHGB in der ADF-Spezifikation, jeweils deutlich höher als diejenigen der beiden börsennotierten Samples. Innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Samples sind jeweils keine auffälligen Abweichungen zu bemerken. Bis auf wenige Ausnahmen sind die Korrelationen zwischen den Variablen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur merklich größer als zwischen den Variablen der Standardoutlierkorrektur. In annähernd sämtlichen Fällen sind die Korrelationen für den Jahresüberschuss höher als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit.

Die in Tabelle 5 dargestellten Koeffizienten für den Cash Flow zeigen ähnliche Resultate wie bei den Analysen der Erfolgsgrößen. Die Koeffizienten sind für den Cash Flow in den Samples der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer größer als für die beiden Erfolgsgrößen. Für die beiden Samples der nicht börsennotierten Unternehmen sind die Resultate in etwa mit den Koeffizienten der Erfolgsgrößen vergleichbar. Erneut sind Koeffizienten für die Modelle a) und b) negativ und für die unabhängigen Variablen der ADF-Spezifikation positiv sowie die Pearson- höher als die Spearman-

[297] Auf eine erneute Darstellung der Korrelationen zwischen den Differenzen und den verzögerten Niveauwerten kann bei der ADF-Spezifikation verzichtet werden, da die Variablen der Standardoutlierkorrektur mit denen aus Tabelle 5 Modell b) identisch und die Unterschiede bei den Variablen der Hadi (1994)-Korrektur zu vernachlässigen sind.

Tabelle 5: Korrelationsmatrizen der Persistenzmessung, der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße sowie der Accruals und Cash Flows für die deutschen Unternehmen

	IFRS		*PUHGB*		*PRHGB*		*NTES*	
Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit								
a)	$\Delta IX_{i,t}$	$\Delta IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t}$	$\Delta IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t}$	$\Delta IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t}$	$\Delta IX_{i,t-1}$
$\Delta IX_{i,t}$	-	-0,0922*	-	-0,1155*	-	-0,2298*	-	-0,2583*
$\Delta IX_{i,t-1}$	**-0,1998***	-	**-0,2284***	-	**-0,2627***	-	**-0,3227***	-
	$\Delta IXH_{i,t}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$
$\Delta IXH_{i,t}$	-	-0,0791*	-	-0,1119*	-	-0,2466*	-	-0,2649*
$\Delta IXH_{i,t-1}$	**-0,1804***	-	**-0,1823***	-	**-0,3128***	-	**-0,3510***	-
b)	$\Delta IX_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$
$\Delta IX_{i,t}$	-	-0,3057*	-	-0,3097*	-	-0,3520*	-	-0,3452*
$IX_{i,t-1}$	**-0,3990***	-	**-0,3640***	-	**-0,4018***	-	**-0,4045***	-
	$\Delta IXH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$
$\Delta IXH_{i,t}$	-	-0,3080*	-	-0,3168*	-	-0,3690*	-	-0,3614*
$IXH_{i,t-1}$	**-0,4112***	-	**-0,4012***	-	**-0,4675***	-	**-0,4652***	-
ADF)	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t-1}$	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t-1}$	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t-1}$	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t-1}$
$IX_{i,t-1}$	-	0,2955*	-	0,2600*	-	0,4089*	-	0,3648*
$\Delta IX_{i,t-1}$	**0,3352***	-	**0,3282***	-	**0,4339***	-	**0,3637***	-
	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$	$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$
$IXH_{i,t-1}$	-	0,2980*	-	0,2601*	-	0,4211*	-	0,3805*
$\Delta IXH_{i,t-1}$	**0,3548***	-	**0,3062***	-	**0,4819***	-	**0,4183***	-
Jahresüberschuss								
a)	$\Delta NI_{i,t}$	$\Delta NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t}$	$\Delta NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t}$	$\Delta NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t}$	$\Delta NI_{i,t-1}$
$\Delta NI_{i,t}$	-	-0,1494*	-	-0,1520*	-	-0,2440*	-	-0,2731*
$\Delta NI_{i,t-1}$	**-0,2458***	-	**-0,2756***	-	**-0,2850***	-	**-0,3368***	-
	$\Delta NIH_{i,t}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$
$\Delta NIH_{i,t}$	-	-0,1469*	-	-0,1495*	-	-0,2620*	-	-0,2798*
$\Delta NIH_{i,t-1}$	**-0,2292***	-	**-0,2384***	-	**-0,3398***	-	**-0,3657***	-
b)	$\Delta NI_{i,t}$	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t}$	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t}$	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t}$	$NI_{i,t-1}$
$\Delta NI_{i,t}$	-	-0,2912*	-	-0,3147*	-	-0,3682*	-	-0,3663*
$NI_{i,t-1}$	**-0,3848***	-	**-0,3878***	-	**-0,4360***	-	**-0,4438***	-
	$\Delta NIH_{i,t}$	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t}$	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t}$	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t}$	$NIH_{i,t-1}$
$\Delta NIH_{i,t}$	-	-0,3131*	-	-0,3206*	-	-0,3884*	-	-0,3797*
$NIH_{i,t-1}$	**-0,4355***	-	**-0,4290***	-	**-0,5166***	-	**-0,5067***	-

Fortsetzung Tabelle 5

	IFRS		*PUHGB*		*PRHGB*		*NTES*	
Jahresüberschuss								
ADF)	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t-1}$	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t-1}$	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t-1}$	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t-1}$
$NI_{i,t-1}$	-	0,3414*	-	0,3065*	-	0,4267*	-	0,3888*
$\Delta NI_{i,t-1}$	**0,3789***	-	**0,3503***	-	**0,4598***	-	**0,4074***	-
	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$	$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$
$NIH_{i,t-1}$	-	0,3401*	-	0,3163*	-	0,4384*	-	0,4048*
$\Delta NIH_{i,t-1}$	**0,3842***	-	**0,4002***	-	**0,5139***	-	**0,4649***	-
Cash Flow								
a)	$\Delta CF_{i,t}$	$\Delta CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t}$	$\Delta CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t}$	$\Delta CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t}$	$\Delta CF_{i,t-1}$
$\Delta CF_{i,t}$	-	-0,2943*	-	-0,3797*	-	-0,2526*	-	-0,2697*
$\Delta CF_{i,t-1}$	**-0,3307***	-	**-0,4353***	-	**-0,2842***	-	**-0,3307***	-
	$\Delta CFH_{i,t}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$
$\Delta CFH_{i,t}$	-	-0,3074*	-	-0,3769*	-	-0,2708*	-	-0,2750*
$\Delta CFH_{i,t-1}$	**-0,3935***	-	**-0,4050***	-	**-0,3384***	-	**-0,3543***	-
b)	$\Delta CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$
$\Delta CF_{i,t}$	-	-0,4515*	-	-0,4859*	-	-0,3468*	-	-0,4182*
$CF_{i,t-1}$	**-0,4761***	-	**-0,5355***	-	**-0,3461***	-	**-0,4278***	-
	$\Delta CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$
$\Delta CFH_{i,t}$	-	-0,4718*	-	-0,4932*	-	-0,3664*	-	-0,3610*
$CFH_{i,t-1}$	**-0,5622***	-	**-0,5636***	-	**-0,4858***	-	**-0,4813***	-
ADF)	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t-1}$	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t-1}$	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t-1}$	$CF_{i,t-1}$	$\Delta CF_{i,t-1}$
$CF_{i,t-1}$	-	0,3741*	-	0,4411*	-	0,3640*	-	0,3225*
$\Delta CF_{i,t-1}$	**0,3819***	-	**0,4713***	-	**0,4046***	-	**0,3400***	-
	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t-1}$	$\Delta CFH_{i,t-1}$
$CFH_{i,t-1}$	-	0,3926*	-	0,4432*	-	0,3714*	-	0,3341*
$\Delta CFH_{i,t-1}$	**0,4302***	-	**0,4608***	-	**0,4484***	-	**0,3922***	-

Fortsetzung Tabelle 5

	IFRS		*PUHGB*		*PRHGB*		*NTES*	
Cash Flow und Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit								
	$CF_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$	$CF_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$	$CF_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$	$CF_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$
$CF_{i,t}$	-	0,3563*	-	0,3472*	-	0,4388*	-	0,4574*
$IX_{i,t-1}$	**0,3247***	-	**0,3285***	-	**0,4212***	-	**0,4416***	-
	$CFH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$
$CFH_{i,t}$	-	0,3740*	-	0,3592*	-	0,4401*	-	0,4615*
$IXH_{i,t-1}$	**0,3819***	-	**0,3899***	-	**0,4251***	-	**0,4505***	-
Accruals und Cash Flow								
	$ACC_{i,t}$	$CF_{i,t}$	$ACC_{i,t}$	$CF_{i,t}$	$ACC_{i,t}$	$CF_{i,t}$	$ACC_{i,t}$	$CF_{i,t}$
$ACC_{i,t}$	-	-0,2640*	-	-0,4461*	-	-0,1252*	-	-0,0767*
$CF_{i,t}$	**-0,3253***	-	**-0,4327***	-	**-0,0844***	-	**-0,0476***	-
	$ACCH_{i,t}$	$CFH_{i,t}$	$ACCH_{i,t}$	$CFH_{i,t}$	$ACCH_{i,t}$	$CFH_{i,t}$	$ACCH_{i,t}$	$CFH_{i,t}$
$ACCH_{i,t}$	-	-0,2771*	-	-0,4473*	-	-0,1210*	-	-0,0716*
$CFH_{i,t}$	**-0,3377***	-	**-0,4160***	-	**-0,0708***	-	**-0,0338***	-

IFRS, börsennotierte und geprüfte IFRS-Bilanzierer. *PUHGB*, börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *PRHGB*, nicht börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *NTES*, nicht börsennotierte und nicht geprüfte HGB-Bilanzierer. Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$. Für diese Variablen wurde die Standardoutlierkorrektur mit einer Vernachlässigung von 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung verwendet. Die Endung H bezeichnet die Variablen nach der Outlierkorrektur von Hadi (1994) mit einem Signifikanzniveau von 1%. Die weiteren Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Pearson-Korrelationskoeffizienten sind fett gedruckt. * Signifikanz auf dem 5%-Niveau.

Koeffizienten. Wiederum ist ersichtlich, dass die verzögerten Differenzen aus Modell a) weniger stark als die Niveauwerte aus Modell b) mit dem aktuellen differenzierten Cash Flow korreliert sind. Die Variablen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur weisen im Einklang mit den Erfolgsgrößen in der Mehrzahl der Fälle größere Koeffizienten im Vergleich zu der Standardoutlierkorrektur auf. Allerdings zeigen die nicht börsennotierten Unternehmen in fast allen Fällen im Gegensatz zu den Erfolgsgrößen geringere Koeffizienten als die beiden börsennotierten Samples. Die höchsten Korrelationen sind in den drei Modellen bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern nachzuweisen.

Auf Grund der von einer Persistenzmessung im Rahmen eines ARMA-Modells abweichenden Spezifikation der Prognose des Cash Flows über das verzögerte Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit wird bei den Korrelationen zwischen den beiden Variablen nicht zwischen verschiedenen Modellen unterschieden und lediglich die Korrelation des Cash Flows und des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit in Niveaus betrachtet.[298] Im Gegensatz zu den Modellen a) und b) der Persistenzmessung sind die Koeffizienten in diesem Modell positiv und entsprechen den in Abschnitt 3.2 getroffenen Annahmen. Ferner sind, außer für die Variablen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur bei den börsennotierten Unternehmen, die *Spearman*- größer als die *Pearson*-Koeffizienten. Wie bei den vorherigen Resultaten, sind die Koeffizienten für die Variablen des Hadi (1994)-Verfahrens höher als diejenigen der Standardoutlierkorrektur und für die beiden Samples der nicht börsennotierten Unternehmen deutlich ausgeprägter als für die börsennotierten Unternehmen. Innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Samples sind jedoch keine nennenswerten Unterschiede festzustellen.

Innerhalb der Variablen des Accruals-Modells offenbaren sich deutliche Unterschiede zwischen den Samples der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen, die im Verhältnis zu den bereits diskutierten Modellen am stärksten ausgeprägt sind. Die geringsten (höchsten) Korrelationen weisen dabei die nicht geprüften Unternehmen (börsennotierten HGB-Bilanzierer) auf. Darüber hinaus sind innerhalb der börsennotierten Unternehmen größere Unterschiede mit wesentlich niedrigeren Koeffizienten bei den IFRS-Unternehmen zu konstatieren. Die Korrelationen der Accruals und des Cash Flows sind im Gegensatz zum Cash Flow und dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit negativ und stehen im Einklang mit den Annahmen des Abschnitts 3.2. In diesem Modell sind hingegen keine mehrheitlich höheren Koeffizienten bei den Variablen der Hadi (1994)-Korrektur im Vergleich zur Standardoutlierkorrektur zu belegen. Wie beim Cash Flow und dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit, sind auch in diesem Modell, mit Ausnahme der IFRS-Bilanzierer, die Spearman-größer als die Pearson-Koeffizienten.

[298] In Analogie zu den vorhergehenden Analysen soll der Index für die Zeit t nicht auf $t+1$ für die abhängige Variable geändert werden, obwohl es sich rein thematisch um eine Prognose von zukünftigen Werten handelt. Korrespondierend hierzu wird der Index $t-1$ bei den unabhängigen Variablen beibehalten.

Tabelle 6: Korrelationsmatrizen der Erfolgsgrößen für die S&P 500-Unternehmen

a)	$\Delta IX_{i,t}$	$\Delta IX_{i,t-1}$		$\Delta IXH_{i,t}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$
$\Delta IX_{i,t}$	-	-0,0570*	$\Delta IXH_{i,t}$	-	-0,0642*
$\Delta IX_{i,t-1}$	**-0,1196***	-	$\Delta IXH_{i,t-1}$	**-0,1400***	-
	$\Delta NI_{i,t}$	$\Delta NI_{i,t-1}$		$\Delta NIH_{i,t}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$
$\Delta NI_{i,t}$	-	-0,0977*	$\Delta NIH_{i,t}$	-	-0,1033*
$\Delta NI_{i,t-1}$	**-0,2062***	-	$\Delta NIH_{i,t-1}$	**-0,2164***	-
b)	$\Delta IX_{i,t}$	$IX_{i,t-1}$		$\Delta IXH_{i,t}$	$IXH_{i,t-1}$
$\Delta IX_{i,t}$	-	-0,2318*	$\Delta IXH_{i,t}$	-	-0,2489*
$IX_{i,t-1}$	**-0,2376***	-	$IXH_{i,t-1}$	**-0,2893***	-
	$\Delta NI_{i,t}$	$NI_{i,t-1}$		$\Delta NIH_{i,t}$	$NIH_{i,t-1}$
$\Delta NI_{i,t}$	-	-0,2384*	$\Delta NIH_{i,t}$	-	-0,2533*
$NI_{i,t-1}$	**-0,2719***	-	$NIH_{i,t-1}$	**-0,3145***	-
ADF)	$IX_{i,t-1}$	$\Delta IX_{i,t-1}$		$IXH_{i,t-1}$	$\Delta IXH_{i,t-1}$
$IX_{i,t-1}$	-	0,2306*	$IXH_{i,t-1}$	-	0,2374*
$\Delta IX_{i,t-1}$	**0,2658***	-	$\Delta IXH_{i,t-1}$	**0,2810***	-
	$NI_{i,t-1}$	$\Delta NI_{i,t-1}$		$NIH_{i,t-1}$	$\Delta NIH_{i,t-1}$
$NI_{i,t-1}$	-	0,2606*	$NIH_{i,t-1}$	-	0,2716*
$\Delta NI_{i,t-1}$	**0,3036***	-	$\Delta NIH_{i,t-1}$	**0,3252***	-

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur schließen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen nicht mit ein. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. Pearson-Korrelationskoeffizienten sind fett gedruckt. * Signifikanz auf dem 5%-Niveau.

In Tabelle 6 sind die Koeffizienten der Erfolgsgrößen für das US-Sample dargestellt, die im Einklang mit den Resultaten der deutschen Unternehmen stehen. Die Koeffizienten sind für die Modelle a) und b) signifikant negativ und für die beiden verzögerten Variablen der ADF-Spezifikation signifikant positiv, wobei die Koeffizienten für das Modell a) von Basu (1997) wesentlich geringer als für das Modell b) mit der DF-Spezifikation sind. Ebenso sind die Koeffizienten der Variablen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur im Verhältnis zu den Variablen der Standardoutlierkorrektur leicht größer und die Pearson- wesentlich höher als die Spearman-Koeffizienten, die in Modell a) sogar mehr als doppelt so groß sind. Im Vergleich der beiden Erfolgsgrößen sind die Korrelationen für den Jahresüberschuss, insbesondere in Modell a), deutlich höher als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit.

Die Tabelle 7 stellt die Koeffizienten für die Prognose des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und des Cash Flows über den verzögerten Cash Flow und die Accruals dar. Wie in der Prognose des Cash Flows über das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit, sind die Korrelationen zwischen dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und dem verzögerten Cash Flow positiv. Auffällige Unterschiede zu den Resultaten aus Tabelle 5 ergeben sich dabei nicht. Die Korrelation zwischen dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und den verzögerten Accruals ist ebenfalls positiv, aber weitaus geringer als die Korrelation des verzögerten Cash Flows. Die Resultate sind

für alle Samples und zwischen den Pearson- und Spearman-Koeffizienten vergleichbar. Die Koeffizienten für die Variablen der Hadi (1994)-Korrektur sind in diesen Modellen größer als diejenigen der Standardoutlierkorrektur.

Die Korrelation der aktuellen und verzögerten Cash Flows ist für sämtliche Samples positiv, und analog zum Accruals-Modell ist die Korrelation zwischen dem aktuellen Cash Flow und den verzögerten Accruals bis auf einige Pearson-Koeffizienten der börsennotierten Unternehmen signifikant negativ. Die Korrelation des aktuellen und verzögerten Cash Flows und die Korrelation zwischen dem aktuellen Cash Flow und den verzögerten Accruals sind für die börsennotierten auffällig niedriger als für die nicht börsennotierten Unternehmen. Des Weiteren sind bis auf die Accruals bei den IFRS-Unternehmen die Spearman- höher als die Pearson-Koeffizienten und die Koeffizienten der Variablen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur i.d.R. größer als die Koeffizienten der Standardoutlierkorrektur.

Die Korrelation der beiden unabhängigen Variablen der verzögerten Cash Flows und Accruals ist in beiden Modellen[299] negativ und in den börsennotierten Samples deutlich höher als in den nicht börsennotierten Samples, wohingegen innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Samples keine nennenswerten Unterschiede vorliegen. Im Modell zur Prognose des Cash Flows ist diese Korrelation bei den börsennotierten Samples ebenso wesentlich größer als die Korrelation zwischen dem aktuellen Cash Flow und den verzögerten Accruals. Zudem entsprechen die Resultate der beiden Modelle aus Tabelle 7 dem Accruals-Modell aus Tabelle 5 und den Annahmen aus Abschnitt 3.2.

5.1.4 Weiterführende deskriptive Statistik

Um die in der Analyse berücksichtigten Unternehmen ausführlicher zu charakterisieren, werden in diesem Abschnitt jeweils die deskriptive Statistik der Ertrags- und Vermögenslage sowie von einigen weiteren, auch kapitalmarktspezifischen, Kennzahlen erläutert.

Zu Beginn wird die Ertragslage der betrachteten Unternehmen in Tabelle 8 dargestellt. Bei den Umsatzerlösen sind keine bedeutsamen Unterschiede innerhalb der Samples der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen zu erkennen. Der Mittelwert ist mit 1.487,63 Mio. EUR bei den IFRS- im Vergleich zu 1.423,32 Mio. EUR bei den HGB-Bilanzierern nur leicht größer. Die Umsatzerlöse des Samples PRHGB sind ebenfalls mit 7,02 Mio. EUR nur geringfügig höher als beim Sample NTES mit 6,21 Mio. EUR. Anhand der Betrachtung des Medians zeigt sich, dass eine stark ausgeprägte Verzer-

[299] Die Koeffizienten der Standardoutlierkorrektur für die Korrelation des verzögerten Cash Flows und der Accruals sind in beiden Modellen auf Grund der separaten Betrachtung der Variablen durch die Outlierkorrektur identisch. Die Unterschiede zwischen den Koeffizienten der Hadi (1994)-Outlierkorrektur sind wiederum zu vernachlässigen.

Tabelle 7: Korrelationsmatrizen der Variablen aus der Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows über Cash Flows und Accruals

Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit, Cash Flow und Accruals						
		IFRS			*PUHGB*	
	$IX_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$	$IX_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$
$IX_{i,t}$	-	0,4748*	0,2653*	-	0,4052*	0,2269*
$CF_{i,t-1}$	**0,4355***	-	-0,3079*	**0,3753***	-	-0,4468*
$ACC_{i,t-1}$	**0,2112***	**-0,3442***	-	**0,2493***	**-0,3735***	-
	$IXH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$	$IXH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$
$IXH_{i,t}$	-	0,4929*	0,2687*	-	0,4136*	0,2339*
$CFH_{i,t-1}$	**0,5021***	-	-0,3078*	**0,4597***	-	-0,4636*
$ACCH_{i,t-1}$	**0,2509***	**-0,3704***	-	**0,2728***	**-0,4261***	-
		PRHGB			NTES	
	$IX_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$	$IX_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$
$IX_{i,t}$	-	0,4626*	0,2108*	-	0,4687*	0,2516*
$CF_{i,t-1}$	**0,4530***	-	-0,1584*	**0,4447***	-	-0,1047*
$ACC_{i,t-1}$	**0,2037***	**-0,1197***	-	**0,2437***	**-0,0784***	-
	$IXH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$	$IXH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$
$IXH_{i,t}$	-	0,4642*	0,2155*	-	0,4722*	0,2572*
$CFH_{i,t-1}$	**0,4668***	-	-0,1646*	**0,4713***	-	-0,1138*
$ACCH_{i,t-1}$	**0,2281***	**-0,1475***	-	**0,2733***	**-0,1123***	-
Cash Flow, verzögerter Cash Flow und Accruals						
		IFRS			*PUHGB*	
	$CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$	$CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$
$CF_{i,t}$	-	0,4982*	-0,0417*	-	0,4569*	-0,0798*
$CF_{i,t-1}$	**0,4782***	-	-0,2977*	**0,4172***	-	-0,4389*
$ACC_{i,t-1}$	**-0,0655***	**-0,3442***	-	**0,0030**	**-0,3735***	-
	$CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$
$CFH_{i,t}$	-	0,5028*	-0,0440*	-	0,4621*	-0,0888*
$CFH_{i,t-1}$	**0,4890***	-	-0,3114*	**0,4633***	-	-0,4530*
$ACCH_{i,t-1}$	**-0,0414**	**-0,3660***	-	**-0,0091**	**-0,4003***	-
		PRHGB			NTES	
	$CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$	$CF_{i,t}$	$CF_{i,t-1}$	$ACC_{i,t-1}$
$CF_{i,t}$	-	0,6102*	-0,1856*	-	0,6134*	-0,1337*
$CF_{i,t-1}$	**0,5526***	-	-0,1562*	**0,5447***	-	-0,1036*
$ACC_{i,t-1}$	**-0,1399***	**-0,1197***	-	**-0,0991***	**-0,0784***	-
	$CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$	$CFH_{i,t}$	$CFH_{i,t-1}$	$ACCH_{i,t-1}$
$CFH_{i,t}$	-	0,6188*	-0,1865*	-	0,6264*	-0,1336*
$CFH_{i,t-1}$	**0,5707***	-	-0,1588*	**0,5854***	-	-0,1070*
$ACCH_{i,t-1}$	**-0,1532***	**-0,1295***	-	**-0,1076***	**-0,0877***	-

IFRS, börsennotierte und geprüfte IFRS-Bilanzierer. *PUHGB*, börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *PRHGB*, nicht börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *NTES*, nicht börsennotierte und nicht geprüfte HGB-Bilanzierer. Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. Pearson-Korrelationskoeffizienten sind fett gedruckt. * Signifikanz auf dem 5%-Niveau.

rung der Verteilung vorliegt, da der Median für die IFRS- und die HGB-Unternehmen lediglich einen Wert von 123,88 Mio. EUR bzw. 160,19 Mio. EUR sowie für die Samples PRHGB und NTES von 1,71 Mio. EUR bzw. 1,56 Mio. EUR annimmt. Die gravierenden Unterschiede zwischen den börsen-

und nicht börsennotierten Samples relativieren sich, wenn die Umsatzerlöse ins Verhältnis zur Bilanzsumme gesetzt werden. Im Mittel ist die Variable UE/BS für das Sample PUHGB mit einem Wert von 144,66% größer als für die IFRS-Bilanzierer, die 133,67% erreichen. Die beiden Samples der nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer erwirtschaften hingegen wesentlich höhere Umsatzerlöse im Verhältnis zu den börsennotierten Unternehmen, die ca. dem 2,7-fachen der zur Verfügung stehenden Vermögenswerte entsprechen. Durch die Standardisierung mit der Bilanzsumme sinkt die Verzerrung in der Verteilung zusehends.

Der Anteil der Herstellungskosten an den Umsatzerlösen ist derweil im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen für die HGB-Unternehmen im Durchschnitt um ca. 5% größer, aber im Vergleich zu den Samples der nicht börsennotierten Unternehmen PRHGB und NTES um ca. 8% kleiner. Dies lässt auf eine etwas material- und personalintensivere Produktion in den nach HGB bilanzierenden Samples schließen. Ebenso sind die Abschreibungen und Wertberichtigungen im Verhältnis zu den langfristigen Vermögenswerten[300] für die börsennotierten HGB-Unternehmen größer als für die IFRS-Unternehmen. Bei den nicht börsennotierten Unternehmen zeigt sich bspw. beim Median im Sample PRHGB mit 34,62% ein wesentlich höherer Anteil als im börsennotierten Sample PUHGB mit 18,00%. Innerhalb der nicht börsennotierten Samples ergeben sich erneut keine bemerkenswerten Unterschiede.

Das Betriebsergebnis, welches im Gegensatz zum oben beschriebenen Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit sowohl das sonstige Ergebnis als auch das Finanzergebnis nicht beinhaltet, ist für die börsennotierten Unternehmensgruppen jeweils kleiner als das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Die börsennotierten Unternehmen generieren folglich aus dem sonstigen Ergebnis und dem Finanzergebnis einen nicht zu vernachlässigenden Teil ihres Periodenergebnisses. Dieser Effekt scheint bei den börsennotierten HGB-Unternehmen besonders stark zu sein, da das Betriebsergebnis wesentlich kleiner als bei den IFRS-Unternehmen ist, wobei jedoch das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für beide Samples ähnliche Werte erreicht. Für die nicht börsennotierten zeigt sich im Verhältnis zu den börsennotierten Unternehmen ein anteilig deutlich höheres Betriebsergebnis, welches in Relation zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit ebenfalls größer ist und auf eher negative sonstige Ergebnisse und/oder Finanzergebnisse bei den nicht börsennotierten Unternehmen hinweist.

Die Kapitaldienstfähigkeit, gemessen über das Verhältnis des Zinsergebnisses und des EBIT, bekräf-

[300] Unter den langfristigen Vermögenswerten sind die immateriellen Vermögensgegenstände, Finanzanlagen und Sachanlagen subsumiert. Die Abschreibungen berücksichtigen daher nicht nur planmäßige Abschreibungen, sondern auch Wertminderungen auf Sachanlagen und immaterielle Vermögenswerte sowie Wertberichtigungen auf Finanzanlagen.

Tabelle 8: Ertragslage

	Variable	*Mittel*	*σ*	*10%*	*Median*	*90%*	*Beob.*
	UE (Mio. EUR)	1.487,63	4.521,26	12,30	123,88	2.957,69	2.655
	UE/BS (%)	133,67	84,10	46,84	120,13	239,22	2.652
	HK/UE (%)	68,90	19,28	42,45	72,37	89,65	2.615
IFRS	*ABSCHR/LVM (%)*	16,88	15,65	5,18	12,39	33,45	2.640
	BE/BS (%)	2,99	14,86	-13,38	4,05	17,76	2.631
	ZE/EBIT (%)	5,68	19,06	-4,76	3,25	19,57	2.510
	DIV/BS (%)	1,40	2,34	0,00	0,42	3,73	1.913
	UE (Mio. EUR)	1.423,32	4.532,20	6,34	160,19	2.537,25	4.397
	UE/BS (%)	144,66	91,80	47,74	130,26	250,81	4.380
	HK/UE (%)	74,14	16,90	54,89	75,45	92,18	3.919
PUHGB	*ABSCHR/LVM (%)*	21,09	14,05	8,72	18,00	36,08	3.827
	BE/BS (%)	0,90	13,03	-12,24	2,11	13,22	4.324
	ZE/EBIT (%)	10,48	23,13	-3,69	4,92	35,23	3.608
	DIV/BS (%)	1,72	2,44	0,00	0,95	4,51	2.746
	UE (TEUR)	7.021,88	16.579,79	228,44	1.705,78	15.278,34	25.648
	UE/BS (%)	276,01	204,49	68,22	231,53	528,26	18.222
	HK/UE (%)	82,23	15,65	62,96	83,63	96,42	22.385
PRHGB	*ABSCHR/LVM (%)*	46,77	47,16	9,85	34,62	96,15	26.747
	BE/BS (%)	10,40	15,19	-2,28	6,94	27,87	20.546
	ZE/EBIT (%)	-21,51	60,40	-80,63	-11,90	16,13	28.489
	UE (TEUR)	6.209,36	14.322,48	190,98	1.559,53	14.528,95	76.088
	UE/BS (%)	271,00	202,74	62,60	228,27	521,31	44.029
	HK/UE (%)	82,07	15,95	62,63	83,49	96,48	64.777
NTES	*ABSCHR/LVM (%)*	45,94	47,80	9,09	33,33	100,00	85.354
	BE/BS (%)	10,33	15,27	-2,66	7,02	27,88	54.523
	ZE/EBIT (%)	-19,56	60,93	-78,65	-9,59	17,91	91.631

IFRS, börsennotierte und geprüfte IFRS-Bilanzierer. *PUHGB*, börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *PRHGB*, nicht börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *NTES*, nicht börsennotierte und nicht geprüfte HGB-Bilanzierer. Definition der Variablen: *UE*, Umsatzerlöse in Mio. EUR. *UE/BS*, Umsatzerlöse/Bilanzsumme zu Beginn der Periode. *HK/UE*, Herstellungskosten der zur Erzielung der Umsatzerlöse erbrachten Leistungen/Umsatzerlöse. *ABSCHR/LVM*, Abschreibungen/langfristige Vermögenswerte zum Ende der Periode. *BE/BS*, Betriebsergebnis/Bilanzsumme zu Beginn der Periode. *ZE/EBIT*, Zinsergebnis/Earnings before interest and taxes. *DIV/BS*, Gesamtbetrag der Dividendenzahlung/Bilanzsumme zu Beginn der Periode. Analog zur Standardoutlierkorrektur werden 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen vernachlässigt.

tigt die Aussage eines hohen Anteils des Finanzergebnisses am Gesamtergebnis, insbesondere bei den börsennotierten HGB-Unternehmen. Diese Variable ist im Durchschnitt für dieses Sample um fast 5% größer als für die IFRS-Unternehmen. Dass das Finanzergebnis bei den nicht börsennotierten Unternehmen nicht als Beitrag zur Erfolgssteigerung begriffen wird, macht die stark negative Kapitaldienstfähigkeit deutlich, die auf einen hohen Anteil von Zinsaufwendungen und einen hiermit verbundenen hohen Bestand an Verbindlichkeiten hinweist. Im Gegensatz zu der Annahme eines höheren Eigenkapitals durch die Bilanzierung nach IFRS[301] und somit eines größeren ausschüttfähigen Kapitals stehen die Resultate für den Anteil der Dividendenzahlung, die bei den börsennotierten HGB-Unternehmen im Vergleich zu den IFRS-Unternehmen leicht größer ist. Die Notwendigkeit einer an Marktparametern angelehnten Rechnungslegung zur Erzielung einer höheren Dividende ist ge-

[301] Siehe hierzu die empirischen Beweise in Abschnitt 2.2.3.

mäß diesen Resultaten möglicherweise nicht gegeben. Da die Dividendenpolitik jedoch hauptsächlich nicht von den gewählten Standards abhängt, ist diese Aussage nicht zu verallgemeinern.

Tabelle 9 enthält die deskriptive Statistik der Vermögenslage für die betrachteten Unternehmen. Da u.a. die Bilanzierung von selbst erstellten immateriellen Vermögenswerten nach IFRS im Gegensatz zum HGB während der betrachteten Periode erlaubt ist[302], ist der weitaus größere Anteil der immateriellen Vermögenswerte an der Bilanzsumme bei den IFRS- im Vergleich zu den HGB-Unternehmen nicht verwunderlich. Infolge des hohen Anteils von Einzelunternehmern bzw. Gesellschaften ohne Konzernbezug in den Samples der nicht börsennotierten Unternehmen ist der Anteil der immateriellen Vermögenswerte auf Grund der fehlenden Geschäfts- oder Firmenwerte wesentlich geringer als bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern.

Bei den Sachanlagen weisen die börsennotierten HGB-Unternehmen hingegen einen höheren Anteil an der Bilanzsumme als die IFRS-Unternehmen auf. Der Unterschied zwischen den Samples ist jedoch nicht so hoch wie bei den immateriellen Vermögenswerten. Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer zeigt sich im Durchschnitt mit 29,29% zu 20,41% (PRHGB) bzw. 20,30% (NTES) ein deutlich größerer Anteil des Sachanlagevermögens bei den börsennotierten HGB-Unternehmen. Noch deutlicher wird der Unterschied, wenn der Median herangezogen wird, der für die börsennotierten HGB-Bilanzierer mehr als doppelt so groß ist. Der auffällige Unterschied lässt darauf schließen, dass im Sample der nicht börsennotierten Unternehmen ein großer Anteil von Dienstleistungsunternehmen existiert, die im Gegensatz zu den gewerblichen Unternehmen nicht auf einen hohen Bestand von Sachanlagen angewiesen sind.

Bemerkenswerte Unterschiede sind bei den Forderungen aus Lieferungen und Leistungen sowie den kurzfristigen Vermögenswerten zwischen den Samples nicht erkennbar. Im Mittel bilden die Forderungen für jedes Sample ca. ein Fünftel der Bilanzsumme des Unternehmens ab, wobei die Mediane jeweils ein wenig geringer sind. Der Anteil kurzfristiger Vermögenswerte[303] ist im Vergleich zu den Forderungen jeweils größer und erreicht für die IFRS-Unternehmen 33,64% und für die börsennotierten HGB-Unternehmen 36,74%. Die beiden nicht börsennotierten Samples zeigen im Mittel einen um ca. 10% kleineren Anteil der kurzfristigen Vermögenswerte im Verhältnis zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern.

Wie durch die Literatur bestätigt wird, führt die Bilanzierung nach den IFRS zu einem höheren Ei-

[302] Ein Vergleich der Bilanzierung von immateriellen Vermögensgegenständen nach IFRS und HGB wird in Abschnitt 2.2.2 durchgeführt.

[303] Aus den kurzfristigen Vermögenswerten werden zur Vermeidung einer Doppelerfassung die Forderungen aus Lieferungen und Leistungen entfernt.

Tabelle 9: Vermögenslage

	Variable	*Mittel*	*σ*	*10%*	*Median*	*90%*	*Beob.*
	IMMVG/BS(%)	15,35	15,76	0,58	9,27	39,91	2.652
	SAV/BS (%)	21,59	19,04	1,79	17,10	48,51	2.706
	FORDLL/BS (%)	21,70	12,29	6,68	20,36	38,28	2.687
	KVW/BS (%)	33,64	17,53	10,82	32,20	58,28	2.627
IFRS	*EK/BS (%)*	43,67	22,60	17,67	41,25	75,06	2.652
	LVERB/BS (%)	11,74	12,79	0,00	7,56	30,62	2.652
	VERBLL/BS (%)	10,53	8,08	2,77	8,46	21,32	2.583
	KVERB/BS (%)	24,17	13,95	8,79	21,78	42,10	2.586
	BS (Mio. EUR)	1.426,95	4.582,19	15,84	115,42	2.962,00	2.665
	IMMVG/BS(%)	4,77	9,35	0,02	0,98	14,39	3.973
	SAV/BS (%)	29,17	19,47	4,20	27,08	55,96	4.398
	FORDLL/BS (%)	20,28	12,40	4,83	19,16	36,08	4.345
	KVW/BS (%)	36,74	17,40	12,95	36,57	60,03	4.199
PUHGB	*EK/BS (%)*	33,51	20,63	10,41	30,53	62,13	4.398
	LVERB/BS (%)	10,16	11,54	0,00	6,24	26,44	4.422
	VERBLL/BS (%)	9,82	7,07	2,79	8,17	18,94	3.671
	KVERB/BS (%)	22,29	15,58	5,79	18,59	45,36	3.667
	BS (Mio. EUR)	1.228,39	4.431,04	9,48	132,37	1.920,32	4.384
	IMMVG/BS(%)	1,35	3,62	0,00	0,20	3,20	20.911
	SAV/BS (%)	21,26	21,53	1,35	13,43	55,02	33.790
	FORDLL/BS (%)	23,46	17,62	3,15	19,88	49,16	27.082
	KVW/BS (%)	46,69	23,33	14,97	46,28	79,03	26.923
PRHGB	*EK/BS (%)*	25,35	25,51	0,00	17,53	64,41	36.513
	LVERB/BS (%)	28,62	30,41	0,00	17,78	79,36	35.933
	VERBLL/BS (%)	16,93	15,98	1,59	11,84	40,64	20.379
	KVERB/BS (%)	28,93	21,77	4,75	23,80	62,05	20.379
	BS (TEUR)	2.226,76	4.755,32	78,55	628,45	5.121,88	35.539
	IMMVG/BS(%)	1,48	3,97	0,00	0,17	7,85	145.147
	SAV/BS (%)	20,30	21,95	0,93	11,94	54,45	263.614
	FORDLL/BS (%)	22,33	17,57	2,49	18,51	48,08	104.577
	KVW/BS (%)	47,16	23,72	14,62	46,99	79,89	103.431
NTES	*EK/BS (%)*	30,28	29,94	0,00	20,86	82,21	306.798
	LVERB/BS (%)	31,43	32,72	0,00	20,03	85,40	292.946
	VERBLL/BS (%)	15,34	15,51	1,15	10,14	37,93	74.580
	KVERB/BS (%)	28,32	22,06	4,23	22,82	62,26	74.560
	BS (TEUR)	1.395,21	3.312,89	41,66	356,74	3.291,23	304.538

IFRS, börsennotierte und geprüfte IFRS-Bilanzierer. *PUHGB*, börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *PRHGB*, nicht börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *NTES*, nicht börsennotierte und nicht geprüfte HGB-Bilanzierer. Definition der Variablen: *IMMVG/BS*, Immaterielle Vermögensgegenstände/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *SAV/BS*, Sachanlagevermögen/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *FORDLL/BS*, Forderungen aus Lieferungen und Leistungen/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *KVW/BS*, Kurzfristige Vermögenswerte/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *EK/BS*, Eigenkapital/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *LVERB/BS*, Langfristige Verbindlichkeiten/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *VERBLL/BS*, Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *KVERB/BS*, Kurzfristige Verbindlichkeiten/Bilanzsumme zum Ende der Periode. *BS*, Bilanzsumme zum Ende der Periode in Mio. EUR. Analog zur Standardoutlierkorrektur werden 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen vernachlässigt.

genkapital in Relation zum HGB. Dies wird durch die Resultate der Eigenkapitalquote der IFRS-Unternehmen, die im Durchschnitt um ca. 10% größer ist als die der börsennotierten HGB-Unternehmen, verifiziert. In Hinblick auf die geringere Dividendenzahlung bei den IFRS-Unternehmen wird deutlich, dass das gesteigerte Eigenkapital vorrangig nicht an die Anteilseigner ausgeschüttet, son-

dern vielmehr zur Stärkung der Innenfinanzierungskraft verwendet wird. Die Eigenkapitalquote der beiden nicht börsennotierten Samples ist im Vergleich zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern deutlich geringer. Bei den langfristigen Verbindlichkeiten und den Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen sind keine nennenswerten Unterschiede innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Samples festzustellen. Zwischen den börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen bestehen jedoch deutliche Abweichungen. Analog zum hohen Anteil der Zinsaufwendungen am Gesamtergebnis ist der Median der langfristigen Verbindlichkeiten der nicht börsennotierten Unternehmen mit 17,78% (PRHGB) und 20,03% (NTES) im Vergleich zu 6,24% bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern eindeutig größer.

Ebenso ist der Anteil der Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen und der kurzfristigen Verbindlichkeiten[304] deutlich höher als derjenige der börsennotierten Samples. Diese Resultate unterstreichen den höheren Fremdkapital- im Verhältnis zum Eigenkapitalbestand der nicht börsennotierten Samples. Im Durchschnitt sind die IFRS-Unternehmen, gemessen an der Bilanzsumme, mit 1.426,95 Mio. EUR im Vergleich zu 1.228,39 Mio. EUR bei den HGB-Unternehmen leicht größer. Da die Bilanzsumme einer starken Verzerrung der Verteilung unterliegt, ergibt sich für den Median ein umgekehrtes Bild, wobei die HGB-Unternehmen mit 132 Mio. EUR zu 115 Mio. EUR für die IFRS-Unternehmen deutlich größer sind. Die Bilanzsummen der nicht börsennotierten Unternehmen entsprechen mit 2,23 Mio. EUR (PRHGB) und 1,40 Mio. EUR (NTES) jeweils nur einem Bruchteil der börsennotierten Unternehmen.

Abschließend werden in Tabelle 10 einige weitere Kennzahlen zur Ertrags- und Vermögenslage sowie zur Entwicklung der börsennotierten Unternehmen am Kapitalmarkt dargestellt. Mit Blick auf die starke Verzerrung der Verteilung des Verschuldungsgrades wird bei dieser Variablen auf den Median abgestellt, der für die IFRS-Unternehmen im Vergleich zu den HGB-Unternehmen um ca. 6% geringer ist. Hinsichtlich des geringeren Eigenkapitals bei den HGB-Unternehmen und der vergleichbaren langfristigen Verbindlichkeiten für beide Samples stehen die Resultate im Einklang mit den Variablen der Vermögenslage. Analog zum höheren Anteil des Fremdkapitals ist der Verschuldungsgrad für die nicht börsennotierten Unternehmen weitaus größer. Der ROI und der ROE sind im Durchschnitt und beim Median innerhalb der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen fast identisch. Unterschiede zwischen den börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen ergeben sich beim Durchschnitt des ROI, der für die nicht börsennotierten Unternehmen fast doppelt so hoch ist. Auf Grund der Verzerrung in der Verteilung relativiert sich dieser Unterschied beim Median, der für die nicht

[304] Auch bei den kurzfristigen Verbindlichkeiten wurden die Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen zur Vermeidung einer Doppelerfassung eliminiert.

Tabelle 10: Weitere Kennzahlen

	Variable	*Mittel*	*σ*	*10%*	*Median*	*90%*	*Beob.*
IFRS	*Verschuldungsgrad (%)*	69,26	128,03	0,00	37,76	181,93	2.641
	ROI (%)	4,22	20,71	-18,07	7,10	28,07	2.645
	ROE (%)	1,38	36,32	-35,48	8,89	27,11	2.583
	Gewinnrendite (%)	-1,28	29,31	-14,37	3,55	14,12	2.658
	P/E-Ratio	29,66	56,30	6,10	16,40	53,80	1.797
	P/B-Ratio	2,13	2,10	0,55	1,59	4,28	2.531
	MW (Mio. EUR)	823,62	2.370,09	10,52	77,58	1.984,64	2.523
PUHGB	*Verschuldungsgrad (%)*	90,33	152,90	0,00	44,03	239,76	4.354
	ROI (%)	4,97	18,22	-9,04	6,93	18,29	4.344
	ROE (%)	2,38	33,90	-26,31	8,06	24,66	4.242
	Gewinnrendite (%)	-3,49	27,67	-14,69	1,44	9,45	4.266
	P/E-Ratio	39,34	71,06	8,30	20,80	69,90	2.987
	P/B-Ratio	2,55	2,47	0,77	1,95	4,88	3.960
	MW (Mio. EUR)	523,99	1.825,66	6,43	64,68	971,86	4.009
PRHGB	*Verschuldungsgrad (%)*	96,33	201,54	1,92	53,51	272,42	31.664
	ROI (%)	9,11	12,79	-1,43	6,82	24,38	29.554
	ROE (%)	37,03	115,84	-7,87	17,09	85,07	25.399
	Gewinnrendite (%)	5,06	17,22	-2,25	2,21	13,99	26.542
NTES	*Verschuldungsgrad (%)*	93,66	198,48	1,34	51,78	265,54	255.654
	ROI (%)	8,85	13,31	-2,74	6,68	24,62	95.770
	ROE (%)	34,91	116,27	-11,00	16,38	84,25	82.530
	Gewinnrendite (%)	5,23	18,91	-3,10	2,22	15,42	78.453

IFRS, börsennotierte und geprüfte IFRS-Bilanzierer. *PUHGB*, börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *PRHGB*, nicht börsennotierte und geprüfte HGB-Bilanzierer. *NTES*, nicht börsennotierte und nicht geprüfte HGB-Bilanzierer. Definition der Variablen: *Verschuldungsgrad*, Fremdkapital/Eigenkapital. *ROI*, Return on investment = Bilanzgewinn/Bilanzsumme. *ROE*, Return on equity = Bilanzgewinn/Eigenkapital. *Gewinnrendite*, Jahresüberschuss/Umsatz. *P/E-Ratio*, Kurs/Earnings per Share zum Ende der Periode. *P/B-Ratio*, Marktwert des Eigenkapitals/Buchwert des Eigenkapitals zum Ende der Periode. *MW*, Marktwert des Eigenkapitals zum Ende der Periode. Analog zur Standardoutlierkorrektur werden 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen vernachlässigt.

börsennotierten Unternehmen geringfügig kleiner ist. Sowohl im Durchschnitt als auch beim Median ist der ROE für die nicht börsennotierten Unternehmen eindeutig größer, wobei der Median annähernd doppelt so hoch wie bei den börsennotierten Unternehmen ist. Die Gewinnrendite ist für die IFRS-Unternehmen jeweils im Mittel und beim Median um ca. 2% im Vergleich zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern höher. Die nicht börsennotierten Unternehmen zeigen auch bei dieser Variablen eine höhere Rendite als das Sample PUHGB, die sowohl im Mittel mit ca. 5% und beim Median mit ca. 2% größer ist. Zusammenfassend lässt sich zwar eine höhere Verschuldung, jedoch auch eine leicht größere Rentabilität bei den nicht börsennotierten Unternehmen festhalten.

Die Resultate für die PER deuten für die IFRS-/(HGB-)Unternehmen darauf hin, dass im Durchschnitt der Kurs der Aktie das 30-/(40-)fache der Earnings per Share beträgt. Die PTB, welche das Verhältnis des Marktwertes zum Buchwert des Eigenkapitals misst, ist im Einklang mit der höheren PER für die HGB- größer als für die IFRS-Unternehmen. Der Marktwert ist demnach für die HGB-/(IFRS-)Unternehmen im Durchschnitt ca. 2,5 mal (2,1 mal) so groß wie der Buchwert des Eigenkapitals. Der

Marktwert des Eigenkapitals ist indes für die HGB-Unternehmen wesentlich geringer und verdeutlicht die größere Akzeptanz der IFRS bei den Marktteilnehmern.

5.2 Methodik und Spezifikationstests

Die OLS-Schätzung wird i.d.R. in sämtlichen in dieser Arbeit vorgestellten Studien verwendet und ist in der Accounting-Literatur zu diesem Zeitpunkt das vorherrschende Schätzverfahren. Obwohl dieses Verfahren vorrangig für Zeitreihen einzelner Variablen oder für Querschnittsanalysen von mehreren Unternehmen verwendet werden sollte, wird die OLS-Schätzung auch häufig für Paneldaten angewendet. Die folgenden Abschnitte sollen die Unterschiede zwischen der OLS-Schätzung, der FE-Schätzung[305] und der Schätzung nach Arellano und Bond (1991) illustrieren sowie die Vor- und Nachteile der Verfahren veranschaulichen. Der OLS-Schätzung liegt eine Reihe von Annahmen zu Grunde, deren Verletzung dazu führt, dass der Schätzer z.B. verzerrt oder inkonsistent ist. Die Annahmen, die für diese Arbeit von größerer Bedeutung sind, sollen im Folgenden beschrieben werden. Des Weiteren werden die Spezifikationstests für diese Annahmen und die Resultate der Tests diskutiert.

5.2.1 OLS- und FE-Schätzung

Zunächst soll die Annahme der Homoskedastizität erläutert und für die empirische Analyse überprüft werden. Grundsätzlich wird in der OLS-Schätzung angenommen, dass die Störgröße u_t für alle Beobachtungen t eine konstante Varianz besitzt, $E(u_t^2|x_t) = \sigma^2$. Eine Verletzung der Annahme führt zwar zu konsistenten, jedoch ineffizienten OLS-Schätzern. Zur Identifizierung von Heteroskedastizität in den Störgrößen wird der White (1980)-Test verwendet, der die quadrierten Residuen auf die (quadrierten) unabhängigen Variablen und das Kreuzprodukt der unabhängigen Variablen regressiert. Falls die Variablen keinen systematischen Einfluss auf die quadrierten Residuen ausüben, liegen die Parameter sowie das Bestimmtheitsmaß R^2 des Testmodells nahe null, und es besteht kein Nachweis für das Vorliegen von Heteroskedastizität. Nach White (1980) folgt das Produkt aus dem R^2 und der Anzahl der Beobachtungen unter der Nullhypothese von Homoskedastizität einer χ^2-Verteilung.[306]

Die Resultate der Teststatistik liegen in der empirischen Untersuchung dieser Arbeit über den kritischen Werten der χ^2-Verteilung und bedingen somit eine Ablehnung der Nullhypothese.[307] Um dem

[305] Grundsätzlich stellt die Schätzung mit fixed effects ebenfalls eine „transformierte“ OLS-Schätzung dar.
[306] Vgl. für die Aussagen zum Testverfahren White (1980), S. 824f.
[307] Die White (1980)-Methode stellt eine Alternative zum Breusch und Pagan (1979)-Test dar, der nur bei einem großen

Vorliegen von Heteroskedastizität zu begegnen, werden die OLS-Schätzungen mit robusten White (1980)-Standardfehlern, die auch unter Heteroskedastizität zu effizienten Schätzern für die Varianz-Kovarianz-Matrix führen, durchgeführt. Die robusten Standardfehler sind gewöhnlich größer als die OLS-Standardfehler, wodurch wiederum eine Reduzierung der t-Werte hervorgerufen wird. Im Umkehrschluss wird eine Verwendung von OLS-Standardfehlern unter Heteroskedastizität eher die Signifikanz von Koeffizienten bestätigen, obwohl diese nicht gegeben ist.

Auf Grund der über die Korrelationsmatrizen aus Tabelle 7 festgestellten signifikanten Korrelationen zwischen den unabhängigen Variablen der Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows über die verzögerten Cash Flows und Accruals besteht die Möglichkeit einer Verletzung der Annahme der Multikollinearität. Zur Überprüfung, ob Multikollinearität zwischen den unabhängigen Variablen in der OLS-Schätzung vorliegt, wird der variance inflation factor (VIF) für diese Variablen berechnet. Der VIF ist eine Kennzahl, die das Ausmaß der Erhöhung der Varianz eines Koeffizienten durch die Kollinearität misst, wobei ein VIF>20 als ein starkes Anzeichen für Multikollinearität angesehen wird.[308]

In den Regressionen ohne asymmetrische Komponente liegt der VIF für das Sample der IFRS- und HGB-Unternehmen in einem Wertebereich von 1-2. Für die Vergleiche der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen bewegt sich der VIF zwischen 1-4. Allein bei der Prognose des Cash Flows über den verzögerten Cash Flow und die Accruals ist beim Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen ein höherer Wertebereich von 5-8 zu erkennen. Durch die Ergänzung einer asymmetrischen Komponente erhöht sich der VIF für die zu betrachtenden Variablen zusehends. Im Sample der IFRS- und HGB-Bilanzierer fällt diese Erhöhung mit Werten von 1-5 am geringsten aus, wohingegen in den beiden anderen Vergleichen i.d.R. Werte von 2-8 gemessen werden. In wenigen Fällen, insbesondere bei den verzögerten Werten des Cash Flows im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer, wird der Grenzwert von 20 leicht überschritten. Um die Vergleichbarkeit zu wahren, wird jedoch keine Anpassung des Modells vorgenommen. Es wird zudem darauf hingewiesen, dass imperfekte Multikollinearität noch keine Annahmeverletzung darstellt, da der OLS-Schätzer seine Eigenschaft als best linear unbiased estimator (BLUE) behält und die Varianz der unabhängigen Variablen weiterhin ungleich null

Stichprobenumfang gewählt werden sollte. Für die vorliegende empirische Analyse ist er demnach durchführbar und wird ergänzend zum White (1980)-Test angewendet. Die Ergebnisse des Breusch und Pagan (1979)-Tests bestätigen die genannten Ergebnisse des White (1980)-Tests.

[308] In der Literatur wird vielfach auch ein Grenzwert von 10 angenommen. Im Zuge der Kritik an der pauschalen Übernahme eines festen Grenzwertes ohne Betrachtung der Eigenschaften der Regression wird hingegen auf den von Greene (2008) diskutierten Grenzwert von 20 zurückgegriffen. Vgl. Greene (2008), S. 59-61; O'Brien (2007), S. 637f.

ist.[309]

Das FE-Modell unterscheidet sich vom OLS-Modell in erster Linie dadurch, dass den Variablen ein weiterer Index für die Berücksichtigung der Unternehmens- bzw. Zeitebene hinzugefügt wird. Die Grundform der FE-Schätzung lässt sich wie folgt beschreiben:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t}^{'} + u_{i,t} \qquad i = 1, \ldots, N; t = 1, \ldots, T, \tag{5.3}$$

wobei α den Skalar einer Konstanten, β einen Vektor $K \times 1$ und $X_{i,t}$ die i,t-e Beobachtung der unabhängigen Variablen K darstellt. N bezeichnet den Vektor der Unternehmen und T der Perioden.[310] Der entscheidende Unterschied zu einer einfachen OLS-Regression ist nunmehr, dass der Index i hierbei das einzelne Unternehmen und t die dazugehörigen Perioden wiedergibt. Mit anderen Worten, i stellt die Querschnitts- und t die Zeitreihendimension dar. Im Gegensatz zum OLS-Modell wird in dieser Spezifikation ein two-way Fehlermodell für den Störterm unterstellt[311], welches die beiden Dimensionen von Paneldaten berücksichtigt. Der Störterm wird mit:

$$u_{i,t} = \mu_i + \lambda_t + v_{i,t} \qquad i = 1, \ldots, N; t = 1, \ldots, T \tag{5.4}$$

definiert. Hierbei gibt μ_i den nicht beobachtbaren unternehmensspezifischen Effekt und $v_{i,t}$ den verbleibenden Störterm wieder. μ ist zeitinvariant und misst jeden Effekt, der nicht über die Regression abgebildet wird. Zu diesen Effekten zählt in dieser Arbeit bspw. der Einfluss von Marketingmaßnahmen auf den Jahresüberschuss, der nicht unmittelbar aus den abhängigen Variablen hergeleitet werden kann. λ_t entspricht dem nicht beobachtbaren Zeiteffekt. Der Zeiteffekt ist hierbei gleichbleibend für die Unternehmen und spiegelt jeden zeitspezifischen Effekt wider, der nicht in der Regression enthalten ist. Zu diesen Effekten zählen bspw. Änderungen in der Rechnungslegung oder der gesetzlichen Rahmenbedingungen für den Börsenhandel oder die Abschlussprüfung. Der verbleibende Störterm $v_{i,t}$ variiert mit den Unternehmen/Perioden und wird als der übliche Störterm einer Regression verstanden.[312] In Matrixform lässt sich der Störterm des FE-Modells folgendermaßen schreiben:

$$u = Z_\mu \mu + Z_\lambda \lambda + v. \tag{5.5}$$

[309] Vgl. von Auer (2007), S. 496.
[310] Vgl. Baltagi (2008), S. 13.
[311] Das two-way Fehlermodell wird infolge der in Tabelle 11 nachgewiesenen Ergänzung von fixed effects für die Unternehmens- und Zeitebene gewählt.
[312] Vgl. Baltagi (2008), S. 35.

Z'_μ und Z'_λ sind Matrizen mit Vektoren von Einsen und Nullen für die Dimensionen i und t bzw. die Matrizen von Dummy-Variablen, die den individuellen Effekt μ_i und λ_t schätzen, wenn diese als fixe Parameter angenommen werden, wobei $\mu' = (\mu_1, \ldots, \mu_N)$, $\lambda' = (\lambda_1, \ldots, \lambda_T)$ und $v' = (v_{11}, \ldots, v_{1T}, \cdots_{N1}, \ldots, v_{NT})$. Für den verbleibenden Störterm gilt $v_{i,t}$ $IID(0, \sigma_v^2)$. Die Variable $X_{i,t}$ wird entsprechend als unabhängig von $v_{i,t}$ für alle Unternehmen i und Perioden t betrachtet. Die Interpretation der Resultate bezieht sich immer auf N Unternehmen und die spezifische Betrachtungsperiode.[313]

Der nicht beobachtbare Effekt wird somit direkt in das FE-Modell aufgenommen, wobei für jedes Unternehmen zusätzlich eine Konstante ergänzt wird. Gleichung 5.5 wird auf Grund der Integration von separaten Dummy-Variablen als least square dummy variables (LSDV) Regression bezeichnet. Diese Methode ist für Samples mit einer hohen Anzahl N oder T nicht anwendbar, da $(N-1)+(T-1)$ Dummy-Variablen in die Regression integriert werden und die über die OLS zu invertierende Matrix, die die Gestalt $(N+T+K-1)$ annimmt, zu groß wird und einen hohen Verlust von Freiheitsgraden bedingt.[314] Die Hinzunahme der Dummies und der Konstanten kann sowohl zu perfekter Multikollinearität zwischen den Dummies und den Konstanten als auch zu einer Erhöhung der Multikollinearität zwischen den anderen unabhängigen Variablen führen. Darüber hinaus kann perfekte Multikollinearität zwischen den zeitinvarianten Variablen und den Dummies hervorgerufen werden.[315]

Anstatt die Matrix einer LSDV-Schätzung zu invertieren, kann eine Transformation über die Mittelwertbereinigung durchgeführt werden. Durch diese Transformation wird von jeder Variablen der unternehmensspezifische Mittelwert abgezogen und die individuellen Effekte μ_i und λ_t, da sie zeitinvariant sind, entfernt. Der über die Mittelwertbereinigung hergeleitete Schätzer wird als Within-Schätzer bezeichnet und ist äquivalent zum LSDV-Schätzer.[316] Nach der Transformation ist in diesem Modell eine Schätzung über OLS möglich. Falls das two-way FE-Modell aus Gleichung 5.5 das „wahre“ Modell sein sollte, führt eine einfache OLS-Schätzung zu verzerrten und inkonsistenten Schätzern der Koeffizienten, da die OLS-Schätzung die unternehmens- und/oder zeitspezifische Dimension ignoriert. Diese Schätzungen würden dann folglich einen omission variables bias aufweisen.[317]

In dieser Arbeit führt die Within-Transformation zu einer Eliminierung der Dummy-Variable, die zur

[313] Vgl. Eckey, Kosfeld und Dreger (2004), S. 288f.
[314] Vgl. Eckey, Kosfeld und Dreger (2004), S. 290f.
[315] Vgl. Baltagi (2008), S. 35.
[316] Vgl. Eckey, Kosfeld und Dreger (2004), S. 291. In der Praxis findet hauptsächlich der Within-Schätzer Anwendung, da eine manuelle Ergänzung von Dummy-Variablen jeweils für die Unternehmens- und/oder Zeitebene zu aufwendig ist.
[317] Vgl. Baltagi (2008), S. 36.

Identifikation der Samples für den Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer genutzt wird, da dieser Indikator zeitinvariant ist. Innerhalb dieses Unternehmensvergleichs liegen demnach keine Resultate für die Variable DS_i vor. Im Rahmen der Vergleiche der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen kann die Indikatorvariable für das jeweilige Unternehmen in der Zeitreihe variieren, da zum einen HGB-Bilanzierer ihre Rechnungslegung im Zeitablauf freiwillig oder verpflichtend ab 2005 auf die IFRS umstellen oder nicht geprüfte Unternehmen im Zeitablauf die Größenkriterien des § 267 HGB überschreiten und prüfungspflichtig werden.

Um zu überprüfen, ob die Störterme μ_i und λ_t nicht auch als zufällig angenommen werden können, wird der Hausman (1978)-Test verwendet. Die fixed effects ermöglichen es, dass die Konstante eines Modells über verschiedene Unternehmen variieren kann, wobei die Parameter der Koeffizienten weiterhin als konstant über alle Beobachtungen angenommen werden. Im Gegensatz hierzu wird in einem random effects-Modell angenommen, dass eine gemeinsame Konstante für die Beobachtungen existiert, wobei die Konstante für ein Unternehmen zufällig von dieser gemeinsamen Konstante abweicht.[318] Der Hausman (1978)-Test vergleicht den GLS-Schätzer eines random effects-Modells mit dem Within-Schätzer und macht sich hierbei die kritische Annahme $E(u_{i,t}/X_{i,t}) = 0$ zu Nutze.[319] Im Fall der Korrelation der nicht beobachtbaren Unternehmenseffekte mit $X_{i,t}$ und einer Ablehnung eines Erwartungswertes von null ist der GLS-Schätzer für die unabhängigen Variablen verzerrt und inkonsistent, wohingegen der Within-Schätzer diese nicht beobachtbaren Effekte μ_i entfernt und der Schätzer unverzerrt und konsistent bleibt. Die Teststatistik q berechnet sich aus der Differenz der Schätzparameter, die aus beiden Methoden hergeleitet werden. Vereinfacht ausgedrückt, wird unter $H_0 : plim\ q = 0$ und $H_0 : cov(q, \beta_{GLS}) = 0$ getestet.[320] Die Nullhypothese wird in dieser Arbeit grundsätzlich abgelehnt, wodurch eine Verwendung des Within-Schätzers befürwortet wird.

Der in dieser Arbeit verwendete Test auf fixed effects für die Unternehmens- und/oder Zeitdimension nutzt die Möglichkeit, die gemeinsame Signifikanz der Dummy-Variablen zu testen, indem für die jeweilige Dimension ein F-Test mit der Hypothese $H_0 = \mu_1 = \mu_2 = \cdots = \mu_{n-1} = 0$ durchgeführt wird. Der formulierte Test entspricht einem Chow-Test, in dem die Residuenquadratsumme der restringierten OLS-Regression mit gepoolten Daten *(RRSS)* der nicht restringierten LSDV-Regression *(URSS)* gegenübergestellt wird.[321] Falls N ausreichend groß ist, kann die oben beschriebene Within-Transformation durchgeführt und die Residuenquadratsumme nach der Transformation als die *URSS*

[318] Vgl. Greene (2008), S. 183.
[319] Vgl. Hausman (1978), S. 1251.
[320] Vgl. Hausman (1978), S. 1263f.
[321] Vgl. Baltagi (2008), S. 15; Eckey, Kosfeld und Dreger (2004), S. 291; Greene (2008), S. 197.

verwendet werden. Der F-Test wird dann wie folgt formuliert:

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS)/(N-1)}{URSS/(NT-N-K)} \overset{H_0}{\sim} F_{(N-1,N(T-1)-K)}. \tag{5.6}$$

Dieser Test wird jeweils für die Unternehmens- und Zeitdimension der Samples durchgeführt. Da für die Samples des deutschen Marktes unbalancierte Paneldaten vorliegen, kann bspw. der Fall eintreten, dass Unternehmen mit nur *einer Schätzung* in der Zeitreihe das Gesamtergebnis des Tests auf Grund der übermäßigen Ablehnung bzw. Bestätigung der Hypothese verfälschen. Deshalb wird der Test zunächst für das Basis-Sample durchgeführt, welches im Fall der Regression der Differenzen auf die verzögerten Differenzen (Niveaus) Unternehmen mit mindestens drei (zwei) Beobachtungen in der Zeitreihe beinhaltet. In einem weiteren Schritt wird dieser Test auf ein Sample ausgeweitet, in dem nur Unternehmen enthalten sind, die mindestens vier (drei) Beobachtungen in der Zeitreihe besitzen. Durch diese Verkleinerung des Samples verbleiben nur Unternehmen mit mindestens *zwei Schätzresultaten* für den Test, so dass die Problematik der unverhältnismäßig häufigen Ablehnung/Bestätigung der Hypothese abgemildert wird. Diese Restriktion kann auf weitere, zusätzliche Perioden ausgedehnt werden, jedoch führt dies, insbesondere bei den Daten der nicht börsennotierten Unternehmen, zu einer massiven Reduzierung der Beobachtungen. Hinsichtlich des Vorliegens eines balancierten Panels für das Sample der US-Unternehmen wird auf eine Erweiterung des Tests auf die Periode $t-2$ für dieses Sample verzichtet.

Die Testresultate der Tabelle 11 führen i.d.R. zu dem Ergebnis, dass sowohl Unternehmens- als auch Zeitdummies in die Regression integriert werden sollten.[322] Bei den Erfolgsgrößen liegen lediglich für das Sample der US-Unternehmen (IV) im Modell a) von Basu (1997) für die Unternehmensdimension (FI) insignifikante Resultate vor. Die Resultate des Modells a) sind im Vergleich zu der DF-Spezifikation des Modells b) überwiegend niedriger. Bei der Prognose der Erfolgsgröße über den Cash Flow und die Accruals ist im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer (II) eine Vernachlässigung der fixed effects für die Zeitdimension (YR) zu erkennen.

Wie auch bei den Erfolgsgrößen, liegen beim Cash Flow die höchsten Resultate im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen (III) vor. Grundsätzlich liegen die Resultate des Cash Flows auf einem vergleichbaren Niveau mit denen der Erfolgsgröße. Bei den Vergleichen der IFRS- und HGB-Unternehmen (I) sowie der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer bestehen

[322] Da in dieser Arbeit keine Annahme über die Ausprägung der Koeffizienten im Zeitablauf existiert, werden Zeitdummies zur Messung der Variation zwischen den Perioden hinzugefügt. Falls aber angenommen wird, dass die zeitliche Variation durch eine stetige Wachstums- oder Abschwungphase beschrieben wird, sollte eine Trend-Variable in das Modell aufgenommen werden. Vgl. Al-Attar und Hussain (2004), S. 883.

Tabelle 11: F-Test auf fixed effects

		t-1				t-2			
		FI	YR	FI	YR	FI	YR	FI	YR
Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit									
		$\Delta IX_{i,t}$		$\Delta IXH_{i,t}$		$\Delta IX_{i,t}$		$\Delta IXH_{i,t}$	
I	a)	1,49**	7,58**	1,29**	7,48**	1,51**	6,04**	1,21**	6,25**
	b)	3,29**	5,30**	2,67**	5,64**	3,19**	4,55**	2,66**	5,22**
II	a)	1,64**	2,86**	1,46**	3,19**	1,53**	3,03**	1,40**	3,08**
	b)	2,44**	5,39**	2,14**	5,46**	2,27**	3,36**	1,91**	3,44**
III	a)	1,25**	10,64**	1,18**	12,32**	1,22**	6,36**	1,27**	8,69**
	b)	2,40**	33,16**	2,24**	37,00**	2,36**	18,54**	2,11**	22,84**
IV	a)	0,27	13,22**	-	-	0,25	12,94**	-	-
	b)	3,23**	13,14**	-	-	3,99**	12,67**	-	-
Jahresüberschuss									
		$\Delta NI_{i,t}$		$\Delta NIH_{i,t}$		$\Delta NI_{i,t}$		$\Delta NIH_{i,t}$	
I	a)	1,55**	6,13**	1,46**	6,52**	1,53**	4,88**	1,31**	5,63**
	b)	2,93**	4,57**	2,59**	5,05**	3,11**	3,39**	2,46**	3,90**
II	a)	1,48**	2,61**	1,35**	2,55**	1,34**	2,21**	1,26**	3,06**
	b)	2,17**	6,24**	2,02**	6,62**	2,02**	3,09**	1,78**	3,74**
III	a)	1,20**	16,53**	1,19**	15,08**	1,10*	9,09**	1,14**	8,08**
	b)	2,39**	44,96**	2,28**	44,26**	2,30**	27,49**	2,15**	28,92**
IV	a)	0,30	15,05**	-	-	0,28	15,30**	-	-
	b)	3,61**	14,11**	-	-	3,90**	13,31**	-	-
Erfolgsgröße, Cash Flow und Accruals									
		$IX_{i,t}$		$IXH_{i,t}$		$IX_{i,t}$		$IXH_{i,t}$	
I		2,84**	7,26**	2,50**	6,52**	2,67**	3,56**	2,92**	4,08**
II		2,20**	7,54**	2,11**	8,54**	1,90**	1,27	1,50**	1,39
III		2,48**	32,60**	2,24**	35,55**	2,45**	5,22**	2,02**	5,00**
Cash Flow									
		$\Delta CF_{i,t}$		$\Delta CFH_{i,t}$		$\Delta CF_{i,t}$		$\Delta CFH_{i,t}$	
I	a)	0,97	3,13**	0,88	2,58**	1,17*	3,66**	0,86	2,89**
	b)	3,78**	3,02**	3,24**	3,35**	4,04**	3,38**	3,11**	2,87**
II	a)	1,07	2,94**	0,95	3,42**	1,09	2,43**	0,86	3,64**
	b)	2,10**	6,20**	2,11**	6,21**	1,92**	4,33**	1,77**	4,66**
III	a)	1,16**	19,08**	1,15**	20,20**	1,12**	10,34**	1,09*	12,31**
	b)	2,42**	40,51**	2,34**	40,85**	2,27**	26,18**	2,19**	27,54**
Cash Flow und Erfolgsgröße									
		$CF_{i,t}$		$CFH_{i,t}$		$CF_{i,t}$		$CFH_{i,t}$	
I		4,66**	6,15**	4,13**	5,29**	4,66**	5,13**	3,84**	4,38**
II		2,54**	4,01**	2,60**	4,19**	2,09**	2,46**	2,23**	2,77**
III		3,10**	26,15**	2,91**	26,64**	2,99**	16,19**	2,81**	19,27**
Cash Flow, verzögerter Cash Flow und Accruals									
		$CF_{i,t}$		$CFH_{i,t}$		$CF_{i,t}$		$CFH_{i,t}$	
I		3,41**	3,77**	2,99**	4,13**	3,83**	3,79**	2,85**	3,18**
II		2,13**	6,97**	2,08**	7,38**	1,89**	4,81**	1,83**	5,29**
III		2,44**	45,36**	2,35**	45,84**	2,24**	29,59**	2,23**	31,71**
Accruals und Cash Flow									
		$ACC_{i,t}$		$ACCH_{i,t}$		$ACC_{i,t}$		$ACCH_{i,t}$	
I		4,74**	11,57**	4,46**	13,13**	4,69**	9,74**	4,83**	10,83**
II		3,23**	10,24**	2,94**	10,01**	3,16**	6,74**	3,12**	7,70**
III		4,71**	33,31**	4,57**	33,64**	5,59**	14,89**	5,48**	14,57**

Fortsetzung Tabelle 11

I, IFRS-/HGB-Unternehmen. II, (nicht) börsennotierte Unternehmen. III, (nicht) geprüfte Unternehmen. IV, US-Unternehmen. a) Regression von Differenzen auf verzögerte Differenzen. b) Regression von Differenzen auf verzögerte Niveauvariablen. FI, fixed effects auf Unternehmensebene. YR, fixed effects auf Zeitebene. Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$. Für diese Variablen wurde die Standardoutlierkorrektur mit einer Vernachlässigung von 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung verwendet. Die Endung H bezeichnet die Variablen nach der Outlierkorrektur von Hadi (1994) mit einem Signifikanzniveau von 1%. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

beim Cash Flow jeweils im Modell a) Anzeichen für die Vernachlässigung von fixed effects für die Unternehmensebene. In den übrigen Modellen existieren sowohl für die Unternehmens- als auch die Zeitdimension nur signifikante Resultate, die für die Zeitebene wesentlich größer sind. Durch die Erweiterung des Tests auf die Periode $t-2$ verringern sich die Resultate, wobei diese Verringerung in den Unternehmensvergleichen der börsen- und nicht börsennotierten und der geprüften und nicht geprüften Unternehmen am auffälligsten ist. Da lediglich in einzelnen Regressionen eine Hinzunahme der jeweiligen fixed effects abgelehnt wird, soll auf Grund der Vergleichbarkeit der Resultate durchgehend eine Ergänzung der Regressionen um fixed effects für die Unternehmens- und Zeitebene in dieser Arbeit vorgenommen werden.

Wie bereits erwähnt, unterliegt auch die FE-Schätzung den gleichen Annahmen der Modellspezifikation wie die OLS-Schätzung. Die Testverfahren müssen hingegen auf die abweichende Definition des Störterms angepasst werden. Im Rahmen der FE-Schätzung sollen nur die beiden Annahmen zur Gestalt der Varianz-Kovarianzmatrix des Störterms veranschaulicht werden.

Für die Annahme der Homoskedastizität gilt, dass die Störterme die gleiche Varianz über die betrachteten Perioden und die Unternehmen zeigen. Insbesondere für die Paneldaten dieser empirischen Untersuchung ist diese Annahme eher unrealistisch, da die Unternehmen unterschiedliche Charakteristika aufweisen, die abweichende Varianzen bedingen. In einem FE-Modell führt die Annahme von Homoskedastizität bei Vorliegen von heteroskedastischen Störtermen gleichwohl dazu, dass die Schätzer der Koeffizienten konsistent, aber nicht effizient sind. Die Standardfehler dieser Schätzparameter sind zudem verzerrt.[323] Angesichts der bereits in den Störtermen der OLS-Schätzung gemessenen Heteroskedastizität und der divergierenden Unternehmenscharakteristika wird auf einen Spezifikationstest im Rahmen des FE-Modells verzichtet, und es werden direkt robuste Standardfehler verwendet.[324]

[323] Vgl. Baltagi (2008), S. 87.

[324] An dieser Stelle sei auf die Arbeit von Verbon (1980) verwiesen, der einen Lagrange-Multiplikator-Test auf Homoskedastizität für FE-Modelle entwickelt, welcher auf dem Test von Breusch und Pagan (1979) basiert.

Eine weitere Annahme der OLS- und FE-Regressionen ist die Unkorreliertheit der Störgrößen,

$$E(u_{t-1}, u_{t-2}|x_{t-1}, x_{t-2}) = 0, t-1 \neq t-2,$$

die ebenfalls die Gestalt der Varianz-Kovarianzmatrix des Schätzers beeinflusst. Autokorrelation führt nicht zu einer Verzerrung der Regressionsgeraden, sondern infolge von systematischen Informationen in den Störtermen zu ineffizienten OLS-Schätzern.[325] Gerade in einer Zeitreihenbetrachtung ist es notwendig, dass die Störgröße einer Periode nicht mit der Folgeperiode korreliert ist. Ein geeigneter Test auf Autokorrelation für separate Zeitreihen ist der Durbin und Watson (1951)-Test. Da allerdings in dieser Arbeit Paneldatensätze verwendet werden, müsste der Test für jedes Unternehmen separat angewendet werden. Zudem führen die sehr kurzen Zeitreihen der nicht börsennotierten Unternehmen zu nicht verlässlichen Resultaten.

Dem Störterm des FE-Modells liegt die Annahme zu Grunde, dass die einzige Korrelation in der Zeit durch das gleiche Unternehmen im Panel bedingt ist. Eine Vernachlässigung von Autokorrelation, wenn diese nachweislich vorliegt, führt in der Schätzung zu konsistenten, aber ineffizienten Schätzern und zu verzerrten Standardfehlern.[326] Bhargava, Franzini und Narendranathan (1982) haben für das FE-Modell einen Test auf Autokorrelation erster Ordnung AR(1) entwickelt, welcher $H_0 : \rho = 0$ gegen die Alternative $|\rho| < 1$ testet und auf der Durbin und Watson (1951)-Statistik mit Within-Residuen, $v_{i,t}$, anstatt OLS-Residuen basiert. Die Teststatistik ergibt sich aus

$$d_p = \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=2}^{T} (v_{i,t} - v_{i,t-1})^2 / \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} v_{i,t}^2. \tag{5.7}$$

Falls keine Autokorrelation existiert, soll bei einem Test gegen positive Autokorrelation und einem ausreichend großen N d_p kleiner 2 sein. Eine Berechnung von weiteren kritischen Werten ist in diesem Fall entbehrlich.[327] Die Resultate dieses Tests bewegen sich für diese Arbeit zwischen 1,5 und 1,7 und negieren ein Vorliegen von Autokorrelation in den Störtermen der FE-Schätzungen.

[325] Vgl. von Auer (2007), S. 395.
[326] Vgl. Baltagi (2008), S. 92.
[327] Vgl. für die Darstellung der Teststatistik Bhargava, Franzini und Narendranathan (1982), S. 535f. Bhargava, Franzini und Narendranathan (1982) geben für eine Reihe von N, T und k die unteren und oberen Grenzwerte von d_p bei einem Signifikanzniveau von 5% an.

5.2.2 Arellano und Bond (1991)-Schätzung

Bislang wird innerhalb der vorgestellten Schätzverfahren angenommen, dass keine verzögerten Werte der abhängigen Variable auch als unabhängige Variablen in die Modellspezifikation einbezogen werden. Ein dynamisches Modell nimmt die Gestalt

$$y_{i,t} = \delta y_{i,t-1} + \beta x_{i,t}^{'} + u_{i,t} \qquad i = 1,\ldots,N; t = 1,\ldots,T \tag{5.8}$$

an, wobei δ ein Skalar, $x_{i,t}^{'} 1 \times K$ und $\beta K \times 1$ ist. Die Störterme sollen hierbei voneinander unabhängig sein. Das Modell wird durch die Autokorrelation im Zuge der Einführung eines verzögerten Wertes der abhängigen Variablen als Regressor und durch die beobachtbare Heterogenität der Unternehmen über die Beobachtungen $x_{i,t}$ im Zeitablauf bestimmt.[328]

Eine Alternative zur Mittelwertbereinigung der Within-Transformation für das Entfernen der spezifischen Effekte und eine angemessene Berücksichtigung der dynamischen Zusammenhänge ist die first difference- (FD-)Transformation. Die differenzierten Variablen aus der Vorperiode $\Delta y_{i,t-2} = (y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$ werden dabei als Instrumente für $\Delta y_{i,t-1} = (y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ verwendet und sind nicht mit $\Delta v_{i,t} = v_{i,t} - v_{i,t-1}$ korreliert, solange $v_{i,t}$ nicht selbst autokorreliert ist.[329] Ein populäres Schätzverfahren, welches sich die FD-Transformation zu Nutze macht, ist das GMM-Verfahren von Arellano und Bond (1991)(AB-Schätzer). Hierbei werden in einem dynamischen Paneldatenmodell zusätzliche Instrumente über die Eigenschaften der Orthogonalität, die zwischen den verzögerten Werten $y_{i,t}$ und dem Störterm $v_{i,t}$ bestehen, gebildet. Um einen konsistenten Schätzer für δ bei $N \to \infty$ und fixem T zu erhalten, wird Gleichung 5.8 zur Bereinigung der individuellen Effekte differenziert.[330]

$$y_{i,t} - y_{i,t-1} = \delta(y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (v_{i,t} - v_{i,t-1}) \tag{5.9}$$

Eine weitere Differenzierung zur Ergänzung von zusätzlichen Instrumenten, die den differenzierten Störterm nicht berücksichtigen, ist hierbei möglich. Die Matrix der Instrumente ist $W = [W_1^{'}, \ldots, W_N^{'}]$ und die Momentrestriktion ergibt sich aus $E(W_i^{'} \Delta v_i) = 0$. Eine Multiplikation der differenzierten Gleichung mit der Instrumentenmatrix und eine Verwendung des GLS-Schätzers führt zunächst zum one-step GMM-Schätzer von Arellano und Bond (1991). Der GMM-Schätzer basiert hier auf der Defi-

[328] Vgl. Baltagi (2008), S. 147.
[329] Vgl. Arellano und Bond (1991), S. 278; Baltagi (2008), S. 149.
[330] Vgl. Arellano und Bond (1991), S. 284. Die weitere Darstellung erfolgt ohne Regressor.

nition von Hansen (1982), bei der die Orthogonale durch die differenzierten v_i ersetzt wird. Dieser Schätzer benötigt keine Informationen über die Konditionen oder die Verteilung von v_i und μ_i.[331] In dieser Arbeit wird jedoch der two-step Arellano und Bond (1991) GMM-Schätzer verwendet, der Δv durch die differenzierten Residuen aus dem konsistenten one-step Schätzer ersetzt und sich wie folgt darstellt

$$\delta = [(\Delta y_{-1})' W V_N^{-1} W' (\Delta y_{-1})]^{-1} [(\Delta y_{-1})' W V_N^{-1} W' (\Delta y)],$$

wobei

$$V_N = \sum_{i=1}^{N} W_i' (\Delta v_i)(\Delta v_i)' W_i. \tag{5.10}$$

Die one- und two-step Schätzer sind asymptotisch äquivalent, wenn $v_{i,t}$ $IID(0, \sigma_v^2)$ ist.[332]

Falls T sehr groß ist, wächst die Anzahl der potenziellen Instrumente. Sobald zu viele Instrumente verwendet werden, ist in einem finiten Sample durch die Asymptotik nur eine schwache Approximation der Verteilung des Schätzers zu erreichen.[333] Zur Erhöhung der Genauigkeit und zur Verbesserung der Eigenschaften des Schätzers in einem finiten Sample wird bspw. von Arellano und Bover (1995) und Blundell und Bond (1998) eine Ergänzung von zusätzlichen verzögerten Niveauvariablen als Instrumente vorgeschlagen. Im Rahmen dieser Arbeit wird allerdings auf die Berücksichtigung der Niveauwerte verzichtet, um die Zahl der Instrumente gering zu halten. Aus diesem Grund wird auch die Anzahl der Verzögerungen für die Instrumentenmatrix der abhängigen Variablen auf höchstens zwei und für die prädeterminierten unabhängigen Variablen auf eine Verzögerung gesetzt. Zu den prädeterminierten Variablen zählen bis auf die Dummy-Variable zur Trennung der Samples sämtliche unabhängige Variablen, da diese eine Funktion der abhängigen Variablen darstellen und folglich mit den Störtermen aus vergangenen, aber nicht aus zukünftigen Perioden korreliert sind. Die Dummy-Variable zur Trennung der Samples ist insofern die einzige Variable, die als strikt exogen anzusehen ist. Wie auch bei der FE-Schätzung, wird die Dummy-Variable für den Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer auf Grund ihrer zeitinvarianten Eigenschaft durch die Differenzierung aus der Schätzung eliminiert.

[331] Vgl. Arellano und Bond (1991), S. 279.
[332] Vgl. Baltagi (2008), S. 149f.
[333] Vgl. Cameron und Trivedi (2009), S. 289.

In Analogie zu den anderen Schätzverfahren werden innerhalb der Arellano und Bond (1991)-Schätzung hinsichtlich der Heteroskedastizität robuste Standardfehler verwendet. Da die Standardfehler einer two-step GMM-Schätzung in einem finiten Sample nach unten verzerrt sind, werden die robusten, gegenüber Heteroskedastizität konsistenten Schätzer nach Windmeijer (2005) für die Varianz-Kovarianz-Matrix genutzt. Als Test auf Autokorrelation in den Störtermen der ersten Differenzen wird der ebenfalls von Arellano und Bond (1991) entwickelte Test verwendet. Falls für $v_{i,t}$ keine Autokorrelation vorliegt, ist jedoch $\Delta v_{i,t}$ mit $\Delta v_{i,t-1}$ korreliert, da die Kovarianz $Cov(\Delta v_{i,t}, \Delta v_{i,t-1})$ der Kovarianz $Cov(v_{i,t} - v_{i,t-1}, v_{i,t-1} - v_{i,t-2})$ entspricht. Hieraus ergibt sich $-Cov(v_{i,t-1}, v_{i,t-1}) \neq 0$. Der Störterm $\Delta v_{i,t}$ wird allerdings nicht mit $\Delta v_{i,t-k}$ für $k \geq 2$ korreliert sein. Der Arellano und Bond (1991)-Test nutzt diesen Umstand und testet anhand der Korrelation der angepassten Residuen von $\Delta v_{i,t}$, ob $\Delta v_{i,t}$ mit $\Delta v_{i,t-k}$ für $k \geq 2$ korreliert ist.[334] Der beschriebene Test wird in dieser Arbeit bis zur Autokorrelation dritter Ordnung AR(3) durchgeführt. Autokorrelation im Störterm $v_{i,t}$ liegt immer dann *nicht* vor, wenn die Nullhypothese $Cov(\Delta v_{i,t}, \Delta v_{i,t-k}) = 0$ für $k = 1,2,3$ für die erste Ordnung abgelehnt und in der zweiten und dritten Ordnung nicht abgelehnt wird.[335] In der empirischen Untersuchung dieser Arbeit wird kein Nachweis für Autokorrelation in $v_{i,t}$ erbracht, da die Nullhypothese für AR(1) grundsätzlich abgelehnt und für AR(2) und AR(3) nicht abgelehnt wird.

Wie bereits oben angedeutet, besteht im Rahmen der Arellano und Bond (1991)-Schätzung die Problematik, dass die Zahl der Instrumente die Zahl der Regressoren übersteigt und somit Überidentifikation von Instrumenten vorliegt.[336] Das Vorliegen von Überidentifikation wird über den Test von Hansen (1982) überprüft, der im Vergleich zum Test von Sargan (1958, 1959) zwar robust ist, jedoch durch zu viele Instrumente beeinträchtigt werden kann.[337] Da allerdings die Zahl der Instrumente verhältnismäßig gering ist, wird keine Beeinträchtigung der Testergebnisse angenommen. Ausgangspunkt für den Test bildet die angepasste Funktion zur Berechnung des optimalen GMM-Schätzers aus Gleichung 5.10. Sollte die Momentenrestriktion $E(W_i^{'} \Delta v_i) = 0$ korrekt sein, liegt die Teststatistik nahe null. Unter der Nullhypothese der Gültigkeit der Instrumente wird durch Hansen (1982) gezeigt, dass die Teststatistik asymptotisch einer χ^2-Verteilung mit einer Anzahl von Freiheitsgraden folgt, die der Anzahl der überidentifizierten Restriktionen entspricht.[338] In sämtlichen Regressionen dieser Arbeit wird die Nullhypothese nicht verworfen, da $p > 0,05$ ist. Hieraus wird auf die Gültigkeit der überi-

[334] Vgl. für die Aussagen zum Test auf Autokorrelation Arellano und Bond (1991), S. 282.
[335] Vgl. Cameron und Trivedi (2009), S. 294.
[336] In den Regressionen ohne asymmetrische Komponente werden in Abhängigkeit von der Modellspezifikation – Differenzen oder Niveaus – und dem Sample ca. 60-100 Instrumente verwendet. Innerhalb der Regressionen mit asymmetrischer Komponente werden wegen der höheren Anzahl der Regressoren ca. 130-170 Instrumente gebildet. Generell muss die Ergänzung von Zeitdummies in den Regressionen bei der Anzahl der Instrumente berücksichtigt werden.
[337] Vgl. Baltagi (2008), S. 174.
[338] Vgl. für die Aussagen zum Test auf Überidentifikation Hansen (1982), S. 1049f.

dentifizierenden Restriktionen geschlossen.

Die Verwendung von GMM-Schätzern erfordert auf Grund ihrer asymptotischen Eigenschaften stationäre Modellvariablen. Zur Verifizierung, ob für die untersuchten Variablen Stationarität vorliegt, wird der Fisher-Einheitswurzeltest von Maddala und Wu (1999) herangezogen. Dieser Test lässt sich im Vergleich zum IPS-Test von Im, Pesaran und Shin (2003) auch für unbalancierte Panele anwenden und basiert, ebenso wie der IPS-Test, auf dem ADF-Test von Dickey und Fuller (1981). Der Fisher-Test mittelt hierbei die ρ-Werte der einzelnen ADF-Tests auf Unternehmensebene.[339] In den Zeitreihen liegt folglich Stationarität vor, wenn die Nullhypothese der Nichtstationarität vom Fisher-Test abgelehnt wird. Tabelle 12 zeigt, dass die Nullhypothese für die untersuchten Variablen und Unternehmensvergleiche des deutschen Marktes sowie für das Sample der US-Unternehmen verworfen wird. Es kann somit von einer Mittelwertstationarität der Variablen für die GMM-Schätzung über den Arellano und Bond (1991)-Schätzer ausgegangen werden.[340] Die Resultate für das χ^2 sind hierbei für die Differenzen wesentlich höher als die Resultate der Niveauwerte und für die Variablen der Outlierkorrektur nach Hadi (1994) im Vergleich zur Standardoutlierkorrektur niedriger.

5.3 Zeitreiheneigenschaften der Erfolgsgrößen

5.3.1 Persistenzmessung der Erfolgsgrößen

Von O'Hanlon, Poon und Yaansah (1992) sowie Pope und Walker (1999) wird angenommen, dass auf Grund des einmaligen Charakters der außerordentlichen Ergebniseffekte der Jahresüberschuss eher eine stärkere transitorische Ausprägung als das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit aufweist. In diesem Abschnitt sollen die beiden genannten Erfolgsgrößen im Rahmen der drei Unternehmensvergleiche der deutschen Unternehmen und für das Sample der US-Unternehmen auf ihre unterschiedliche Persistenz überprüft werden. Aus dieser Analyse der Erfolgsgrößen ergeben sich Implikationen dafür, ob die Rechnungslegung oder die beiden Determinanten der Anreizsteuerung – Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung – einen Einfluss auf die Prognosegenauigkeit, Persistenz und conditional conservatism und somit auf die Earnings Quality ausüben.

Tabelle 13 stellt die Resultate der symmetrischen Persistenzmessung des Ergebnisses der gewöhn-

[339] Vgl. Maddala und Wu (1999), S. 636.

[340] Demzufolge ist es nicht notwendig, die Zeitreihen der einzelnen Unternehmen derart anzupassen, dass diese Zeitreihen bspw. einen identischen Zeitraum abdecken.

Tabelle 12: Fisher-Test

		$IX_{i,t}$	$\Delta IX_{i,t}$	$IXH_{i,t}$	$\Delta IXH_{i,t}$
I	χ^2	3.815,75**	8.511,16**	2.879,15**	7.824,76**
II	χ^2	2.344,13**	4.950,75**	1.399,55**	4.874,83**
III	χ^2	1.314,51**	2.056,98**	1.309,18**	2.024,78**
IV	χ^2	1.171,44**	8.016,93**	1.059,82**	8.553,91**
		$NI_{i,t}$	$\Delta NI_{i,t}$	$NIH_{i,t}$	$\Delta NIH_{i,t}$
I	χ^2	3.734,79**	8.163,79**	2.457,12**	7.399,41**
II	χ^2	2.103,43**	4.703,21**	1.173,66**	4.595,56**
III	χ^2	1.790,55**	2.338,04**	1.745,78**	2.301,67**
IV	χ^2	1.429,40**	8.991,12**	1.245,43**	9.222,58**
		$CF_{i,t}$	$\Delta CF_{i,t}$	$CFH_{i,t}$	$\Delta CFH_{i,t}$
I	χ^2	4.012,82**	6.885,74**	3.111,27**	6.613,05**
II	χ^2	2.203,01**	2.790,10**	1.810,34**	2.745,06**
III	χ^2	1.647,69**	2.602,81**	1.589,72**	2.545,67**
		$ACC_{i,t}$		$ACCH_{i,t}$	
I	χ^2	3.875,98**		3.666,30**	
II	χ^2	1.688,10**		1.591,56**	
III	χ^2	1.436,23**		1.356,27**	

I, IFRS-/HGB-Unternehmen. II, (nicht) börsennotierte Unternehmen. III, (nicht) geprüfte Unternehmen. IV, US-Unternehmen. Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t. $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$. Für diese Variablen wurde die Standardoutlierkorrektur mit einer Vernachlässigung von 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung verwendet. Die Endung H bezeichnet die Variablen nach der Outlierkorrektur von Hadi (1994) mit einem Signifikanzniveau von 1%. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

lichen Geschäftstätigkeit und des Jahresüberschusses gegenüber.[341] Das Modell a) gibt die Ergebnisse der Regression der differenzierten Erfolgsgrößen auf die verzögerten Differenzen der Erfolgsgrößen nach Basu (1997) wieder. Das Modell b) entspricht der unit root-Spezifikation nach Dickey und Fuller (1979), welches die differenzierten Erfolgsgrößen auf die verzögerten Niveauvariablen der Erfolgsgrößen regressiert. Zur Trennung der zwei verschiedenen Unternehmenssamples wird in den jeweiligen Modellen eine Dummyvariable ergänzt, die mit den verzögerten unabhängigen Variablen interagiert.

In den Spalten (1) bis (6) werden die Regressionen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit (1)-(3) und des Jahresüberschusses (4)-(6) nach der Standardoutlierkorrektur und in den Spalten (7) bis (12) die Regressionen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit (7)-(9) und des Jahresüberschusses (10)-(12) nach der Outlierkorrektur von Hadi (1994) abgebildet. Die Spalten (1),

[341] Die symmetrische und asymmetrische Persistenzmessung der Erfolgsgrößen wird zusätzlich anhand der Regression von Niveauwerten auf verzögerte Niveauwerte vorgenommen. Diese Resultate zeigen keine auffälligen Unterschiede zu den in diesem Abschnitt präsentierten Ergebnissen und sind in Tabelle 1 des Anhangs zu finden. Darüber hinaus wird die symmetrische und asymmetrische Persistenzmessung für die Earnings per Share innerhalb des Vergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen durchgeführt. Die Resultate der Earnings per Share aus Tabelle 3 des Anhangs unterscheiden sich nicht von denen in diesem Abschnitt untersuchten Erfolgsgrößen.

(4), (7) und (10) stellen die Resultate der OLS-Regressionen, die Spalten (2), (5), (8) und (11) die Regressionen mit fixed effects und die Spalten (3), (6), (9), und (12) die Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991)-Schätzer dar. Die Summe der in den Regressionen zu betrachtenden Koeffizienten – $\alpha_1 + \alpha_3$ bzw. $\beta_1 + \beta_3$ – und die Signifikanz des in Tabelle 1 beschriebenen Wald-Tests für diese Summe sind unterhalb des R^2 zu finden.[342] Die Tabellen enthalten zudem den zur Messung der Prognosegenauigkeit zu Grunde gelegten RMSE für die OLS- und FE-Regressionen. Sowohl in den FE- als auch AB-Regressionen werden Zeitdummies hinzugefügt. Die Koeffizienten dieser Dummies werden zur Wahrung der Übersichtlichkeit nicht aufgeführt.

Zunächst sollen die Resultate des Unternehmensvergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen diskutiert werden. In sämtlichen Regressionen zeigt α_1 negative Werte in einem Bereich von -0,099 und -0,300. Diese negativen Werte deuten darauf hin, dass die Persistenz der Erfolgsgrößen eher gering bzw. der Grad des transitorischen Verhaltens höher ist, da bereits 10%-30% des Schocks einer Periode in der Folgeperiode absorbiert werden.[343] Bei der Betrachtung der HGB-Unternehmen ergibt sich ein vergleichbares Bild. Die Summe $\alpha_1 + \alpha_3$ ist ebenfalls negativ und bewegt sich zwischen -0,130 und -0,365. Der Unterschied zwischen IFRS- und HGB-Bilanzierern, gemessen über insignifikante α_3, die nahe null liegen, bestätigt das ähnliche Niveau des transitorischen Verhaltens der Erfolgsgrößen zwischen den Unternehmensgruppen. Eine unterschiedliche Verarbeitung von Schocks in den Zeitreihen der Erfolgsgrößen kann für IFRS- und HGB-Unternehmen im Rahmen der Testspezifikation nach Basu (1997) somit nicht bestätigt werden.

Die Resultate des Modells b) weichen auffällig von den Ergebnissen des Modells a) ab. Der Koeffizient β_1 und die dazugehörigen t-Werte übersteigen die Werte von α_1 deutlich und offenbaren ein viel stärkeres transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen als das Ausmaß, welches durch Modell a) erkannt wird. Die Werte von β_1 liegen zwischen -0,327 und -0,750 und belegen, dass ca. 37%-75% der Schocks einer Periode in der Folgeperiode absorbiert werden. Es scheint, wie durch die Simulation von Brauer und Westermann (2010) bereits bewiesen, als ob das Modell von Basu (1997) die Persistenz über- bzw. den Grad des transitorischen Verhaltens einer Variablen unterschätzt. Das „wahre“ Ausmaß des transitorischen Verhaltens der Erfolgsgrößen ist demnach für die IFRS-Unternehmen wesentlich stärker als noch durch das Modell a) dargestellt. Die Eigenschaften der Erfolgsgrößen für HGB-Bilanzierer entsprechen annähernd denen der IFRS-Unternehmen. Die Summe $\beta_1 + \beta_3$ nimmt geringfügig kleinere Werte zwischen -0,295 und -0,688 an. Die Messung der Unterschiede zwischen den Samples durch β_3 zeigt für die Regressionen mit fixed effects positiv signifikante Werte, die darauf

[342] Vgl. Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 7f.
[343] Die Interpretation der Koeffizienten bzw. der Summe der Koeffizienten wird in Tabelle 1 veranschaulicht.

schließen lassen, dass sich die Erfolgsgrößen für die IFRS-Unternehmen stärker transitorisch verhalten als für die HGB-Unternehmen. Da die Koeffizienten α_1 bzw. β_1 und die Summen $\alpha_1 + \alpha_3$ bzw. $\beta_1 + \beta_3$ der Variable *NI* im Vergleich zu denen der Variable *IX* betragsmäßig größer sind, wird die Annahme einer geringeren Persistenz des Jahresüberschusses infolge der transitorischen Eigenschaften der außerordentlichen Effekte im Vergleich zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit von O'Hanlon, Poon und Yaansah (1992) sowie Pope und Walker (1999) für den Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen bestätigt.

Im Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer verifiziert die Persistenzmessung anhand des Modells a), wie in der Untersuchung der IFRS- und HGB-Bilanzierer ersichtlich, ein transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen für die börsennotierten HGB-Bilanzierer. Der Koeffizient α_1 ist negativ und bewegt sich zwischen -0,165 und -0,399. Bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern ist über die Wald-Tests für die Summe $\alpha_1 + \alpha_3$ ein leicht stärkeres transitorisches Verhalten der verzögerten Differenzen mit Werten von -0,172 und -0,462 erkennbar. Im Einklang mit der Einzelbetrachtung der beiden Samples stehen die mehrheitlich negativen Resultate für α_3, die zwar lediglich in drei Regressionen signifikant sind, dafür jedoch in den Benchmark-Regressionen (8) und (11)[344].

Die in der Untersuchung der IFRS- und HGB-Unternehmen herausgestellte Eigenschaft des überdifferenzierten Modells a), das transitorische Verhalten der Variablen zu unterschätzen, wird auch im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer deutlich. Der Koeffizient β_1 ist in Modell b), insbesondere in den FE- und AB-Schätzungen, mit Werten von -0,298 bis -0,709 eindeutig größer als α_1. Die t-Werte von β_1 steigen auf Werte von -9,27 bis -18,30 und sind somit teilweise doppelt so groß wie die t-Werte von α_1. Der Unterschied zwischen den Modellen wird bei der Betrachtung der nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer über die Summe $\beta_1 + \beta_3$ noch stärker ersichtlich, da sich hier die Summe in Modell b) für die FE-Regressionen mehr als verdoppelt und für die AB-Regression im Verhältnis zu Modell a) mehr als verdreifacht. Die Summe der Koeffizienten übersteigt sogar den Wert -1, wodurch eine Überkompensation des Schocks in der Folgeperiode angedeutet wird. Auf ein negatives Ergebnis einer Periode folgt demnach in der Folgeperiode ein leicht positives Ergebnis. So verhält sich auch β_3, der sich in Relation zu α_3 in den genannten Regressionen stark vergrößert und einen negativen Unterschied bei der Persistenzmessung zwischen den Samples dokumentiert. Die

[344] Die Regressionen mit fixed effects und den Variablen nach der Hadi (1994)-Outlierkorrektur werden in Hinblick auf ihre in den Abschnitten 5.1.2 und 5.2 beschriebenen Vorteile im Verhältnis zu den anderen Verfahren als Benchmark angesehen. Obwohl der AB-Schätzer in dynamischen Modellen der Schätzung mit fixed effects vorzuziehen wäre, wird den FE-Regressionen angesichts der unbalancierten Panele, die zu einem hohen Verlust von Beobachtungen, vor allem bei den nicht börsennotierten Unternehmen innerhalb der AB-Schätzungen, führen, der Vorzug gegeben.

Tabelle 13: Persistenz der Erfolgsgrößen

I. IFRS- und HGB-Unternehmen												
a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	-0,002	0,013	-	0,001	-0,010	-	-0,001	0,013	-	0,000	-0,010	-
	(-0,60)	(1,43)	(-)	(0,46)	(-0,74)	(-)	(-0,51)	(1,66)	(-)	(-0,02)	(-0,74)	(-)
$\alpha_1 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,187	-0,288	-0,150	-0,237	-0,298	-0,170	-0,169	-0,254	-0,099	-0,224	-0,300	-0,105
	(-5,57)	(-9,39)	(-3,50)	(-6,22)	(-8,52)	(-3,79)	(-5,67)	(-9,10)	(-2,65)	(-6,89)	(-10,03)	(-2,31)
$\alpha_2 DS_i$	-0,001	-0,003	-0,028	-0,002	-0,005	-0,032	-0,002	-0,002	-0,013	-0,001	-0,006	-0,015
	(-0,44)	(-0,46)	(-2,29)	(-0,71)	(-0,90)	(-2,71)	(-0,68)	(-0,41)	(-1,14)	(-0,52)	(-1,22)	(-1,51)
$\alpha_3 DS_i * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,047	-0,015	-0,016	-0,045	-0,067	-0,045	-0,014	0,017	-0,031	-0,007	0,022	-0,042
	(-0,92)	(-0,34)	(-0,25)	(-0,78)	(-1,29)	(-0,61	(-0,35)	(0,46)	(-0,53)	(-0,16)	(0,50)	(-0,68)
Beob.	5.337	5.337	4.596	4.805	4.805	4.103	5.177	5.177	4.441	4.638	4.638	3.932
R^2	0,046	0,077	-	0,067	0,092	-	0,033	0,065	-	0,055	0,082	-
RMSE	0,105	0,094	-	0,095	0,085	-	0,083	0,075	-	0,072	0,064	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,234**	-0,303**	-0,166**	-0,282**	-0,365**	-0,215**	-0,183**	-0,237**	-0,130**	-0,231**	-0,278**	-0,147**
b) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,014	0,021	-	0,008	0,023	-	0,015	0,023	-	0,012	0,028	-
	(4,38)	(2,33)	(-)	(2,99)	(2,74)	(-)	(5,96)	(2,92)	(-)	(5,43)	(3,60)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,354	-0,716	-0,707	-0,367	-0,735	-0,750	-0,327	-0,641	-0,599	-0,387	-0,708	-0,678
	(-11,86)	(-21,64)	(-11,26)	(-10,69)	(-18,61)	(-10,24)	(-14,77)	(-19,88)	(-9,71)	(-15,62)	(-20,94)	(-8,89)
$\beta_2 DS_i$	-0,004	-0,004	-0,017	-0,003	0,001	-0,017	-0,004	-0,003	-0,007	-0,006	-0,003	-0,003
	(-1,05)	(-0,61)	(-1,63)	(-0,98)	(0,21)	(-1,82)	(-1,32)	(-0,59)	(-0,69)	(-2,36)	(-0,60)	(-0,39)
$\beta_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,059	0,158	0,088	0,016	0,139	0,062	0,029	0,106	0,032	0,029	0,104	0,011
	(1,51)	(3,41)	(1,22)	(0,35)	(2,30)	(0,74)	(1,00)	(2,84)	(0,43)	(0,86)	(2,46)	(0,12)
Beob.	6.125	6.125	5.299	5.563	5.563	4.760	6.026	6.026	5.197	5.407	5.407	4.608
R^2	0,147	0,160	-	0,149	0,160	-	0,165	0,179	-	0,187	0,200	-
RMSE	0,105	0,087	-	0,095	0,079	-	0,087	0,074	-	0,072	0,061	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,295**	-0,558**	-0,619**	-0,351**	-0,596**	-0,688**	-0,298**	-0,535**	-0,567**	-0,358**	-0,604**	-0,667**

Fortsetzung Tabelle 13

II. (nicht) börsennotierte Unternehmen												
a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	-0,003	0,015	-	-0,001	-0,015	-	-0,002	0,016	-	-0,001	-0,016	-
	(-1,66)	(2,29)	(-)	(-0,99)	(-1,18)	(-)	(-1,44)	(2,68)	(-)	(-0,79)	(-1,26)	(-)
$\alpha_1 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,221	-0,317	-0,165	-0,305	-0,399	-0,302	-0,201	-0,277	-0,194	-0,239	-0,315	-0,188
	(-5,60)	(-11,16)	(-3,83)	(-7,01)	(-9,76)	(-4,67)	(-6,84)	(-9,47)	(-4,43)	(-7,98)	(-10,71)	(-4,32)
$\alpha_2 DS_i$	0,017	-	-	0,014	-	-	0,014	-	-	0,010	-	-
	(7,14)	(-)	(-)	(6,30)	(-)	(-)	(6,47)	(-)	(-)	(5,54)	(-)	(-)
$\alpha_3 DS_i * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,044	-0,138	-0,058	0,013	-0,054	0,130	-0,061	-0,153	-0,053	-0,068	-0,147	-0,108
	(-0,91)	(-2,67)	(-0,77)	(0,25)	(-0,81)	(1,23)	(-1,68)	(-3,04)	(-0,76)	(-1,81)	(-2,95)	(-1,91)
Beob.	6.903	6.903	3.594	6.511	6.511	3.208	6.780	6.780	3.535	6.353	6.353	3.139
R^2	0,070	0,073	-	0,090	0,093	-	0,068	0,074	-	0,093	0,097	-
RMSE	0,102	0,066	-	0,089	0,057	-	0,088	0,058	-	0,071	0,047	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,265**	-0,455**	-0,223**	-0,292**	-0,453**	-0,172*	-0,262**	-0,430**	-0,247**	-0,307**	-0,462**	-0,296**
b) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,011	0,086	-	0,006	0,055	-	0,013	0,084	-	0,008	0,055	-
	(6,00)	(11,01)	(-)	(3,71)	(9,05)	(-)	(8,21)	(11,16)	(-)	(6,03)	(9,70)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,298	-0,563	-0,587	-0,382	-0,642	-0,702	-0,323	-0,578	-0,542	-0,396	-0,652	-0,709
	(-12,70)	(-15,77)	(-10,15)	(-12,52)	(-16,17)	(-9,92)	(-16,36)	(-18,10)	(-9,27)	(-16,24)	(-18,30)	(-11,02)
$\beta_2 DS_i$	0,029	-	-	0,027	-	-	0,026	-	-	0,023	-	-
	(12,03)	(-)	(-)	(13,45)	(-)	(-)	(12,43)	(-)	(-)	(13,79)	(-)	(-)
$\beta_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,090	-0,526	-0,271	-0,079	-0,479	-0,214	-0,093	-0,503	-0,301	-0,096	-0,494	-0,199
	(-3,08)	(-10,85)	(-3,08)	(-2,22)	(-9,26)	(-2,13)	(-3,82)	(-11,01)	(-3,37)	(-3,39)	(-9,82)	(-2,04)
Beob.	11.780	11.780	5.308	11.373	11.373	4.917	11.670	11.670	5.288	11.171	11.171	4.830
R^2	0,164	0,150	-	0,202	0,191	-	0,199	0,183	-	0,239	0,227	-
RMSE	0,105	0,055	-	0,089	0,047	-	0,094	0,052	-	0,075	0,041	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,388**	-1,089**	-0,858**	-0,461**	-1,121**	-0,916**	-0,416**	-1,081**	-0,843**	-0,492**	-1,146**	-0,908**

Fortsetzung Tabelle 13

III. (nicht) geprüfte Unternehmen												
a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	0,014	-0,006	-	0,012	-0,009	-	0,013	0,011	-	0,010	-0,010	-
	(7,44)	(-0,21)	(-)	(7,62)	(-0,34)	(-)	(7,40)	(0,38)	(-)	(7,13)	(-0,34)	(-)
$\alpha_1 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,255	-0,446	-0,164	-0,281	-0,456	-0,188	-0,300	-0,458	-0,168	-0,329	-0,473	-0,219
	(-9,27)	(-11,69)	(-3,88)	(-9,55)	(-10,64)	(-4,17)	(-13,05)	(-13,45)	(-4,00)	(-14,38)	(-13,36)	(-4,57)
$\alpha_2 DS_i$	-0,003	-0,003	-0,006	-0,003	-0,001	-0,006	-0,003	-0,002	-0,005	-0,002	0,000	-0,006
	(-1,55)	(-0,84)	(-1,27)	(-1,71)	(-0,44)	(-1,53)	(-1,27)	(-0,52)	(-1,05)	(-1,07)	(-0,09)	(-1,65)
$\alpha_3 DS_i * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,068	-0,090	-0,075	-0,050	-0,057	-0,032	-0,040	-0,072	-0,095	-0,023	-0,061	-0,030
	(-2,10)	(-1,85)	(-1,35)	(-1,45)	(-1,03)	(-0,55)	(-1,46)	(-1,62)	(-1,76)	(-0,85)	(-1,33)	(-0,51)
Beob.	12.986	12.986	5.034	12.989	12.989	5.026	12.871	12.871	4.989	12.843	12.843	4.959
R^2	0,094	0,099	-	0,104	0,111	-	0,116	0,121	-	0,129	0,135	-
RMSE	0,111	0,064	-	0,090	0,053	-	0,101	0,060	-	0,081	0,047	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,323**	-0,536**	-0,239**	-0,331**	-0,513**	-0,220**	-0,340**	-0,530**	-0,263**	-0,352**	-0,534**	-0,249**
b) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,039	0,136	-	0,031	0,101	-	0,042	0,131	-	0,033	0,073	-
	(25,63)	(2,92)	(-)	(24,94)	(2,91)	(-)	(29,64)	(3,08)	(-)	(29,45)	(42,81)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,376	-1,110	-0,777	-0,439	-1,166	-0,888	-0,438	-1,108	-0,799	-0,514	-1,161	-0,862
	(-21,64)	(-47,54)	(-18,65)	(-23,19)	(-44,58)	(-22,87)	(-29,04)	(-48,65)	(-22,09)	(-34,27)	(-48,33)	(-25,16)
$\beta_2 DS_i$	-0,002	0,000	-0,006	-0,002	-0,001	-0,006	-0,003	-0,002	-0,009	-0,002	-0,001	-0,008
	(-1,18)	(-0,19)	(-1,60)	(-1,15)	(-0,55)	(-2,48)	(-1,93)	(-0,83)	(-2,68)	(-1,51)	(-0,44)	(-3,45)
$\beta_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,004	-0,012	-0,001	-0,001	0,016	0,040	0,015	-0,009	0,034	0,015	-0,010	0,063
	(0,18)	(-0,49)	(-0,03)	(-0,03)	(0,57)	(0,99)	(0,87)	(-0,36)	(0,93)	(0,85)	(-0,39)	(1,75)
Beob.	28.989	28.989	12.875	29.012	29.012	12.891	28.914	28.914	12.850	28.843	28.843	12.837
R^2	0,163	0,168	-	0,195	0,202	-	0,217	0,223	-	0,260	0,267	-
RMSE	0,113	0,056	-	0,093	0,046	-	0,106	0,054	-	0,085	0,043	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,372**	-1,122**	-0,778**	-0,440**	-1,150**	-0,848**	-0,423**	-1,117**	-0,765**	-0,499**	-1,171**	-0,799**

Fortsetzung Tabelle 13

IV. US-Unternehmen												
a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	-0,001	-0,016	-	-0,001	-0,016	-	-0,001	-0,015	-	-0,001	0,006	-
	(-3,07)	(-4,50)	(-)	(-3,27)	(-4,09)	(-)	(-2,57)	(-4,27)	(-)	(-3,28)	(1,71)	(-)
$\alpha_1 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,123	-0,146	-0,078	-0,212	-0,255	-0,155	-0,141	-0,163	-0,089	-0,222	-0,263	-0,179
	(-7,28)	(-8,35)	(-3,23)	(-11,44)	(-14,31)	(-6,48)	(-8,80)	(-9,75)	(-3,80)	(-12,40)	(-15,38)	(-9,39)
Beob.	7.368	7.368	7.157	7.364	7.364	7.148	7.428	7.428	7.230	7.412	7.412	7.208
R^2	0,014	0,103	-	0,043	0,140	-	0,020	0,106	-	0,047	0,145	-
RMSE	0,028	0,027	-	0,034	0,032	-	0,029	0,028	-	0,035	0,033	-
b) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,010	0,002	-	0,013	0,006	-	0,012	0,004	-	0,015	0,004	-
	(12,89)	(0,52)	(-)	(13,17)	(1,45)	(-)	(15,32)	(1,02)	(-)	(15,54)	(0,76)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,144	-0,269	-0,514	-0,187	-0,334	-0,704	-0,171	-0,304	-0,499	-0,213	-0,363	-0,618
	(-17,02)	(-18,12)	(-11,65)	(-17,68)	(-19,42)	(-14,06)	(-19,43)	(-20,99)	(-9,82)	(-20,49)	(-19,53)	(-13,78)
Beob.	7.505	7.505	7.260	7.507	7.507	7.260	7.625	7.625	7.435	7.617	7.617	7.419
R^2	0,056	0,128	-	0,074	0,151	-	0,084	0,150	-	0,099	0,170	-
RMSE	0,028	0,026	-	0,033	0,030	-	0,029	0,027	-	0,035	0,032	-

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer zeigen bei den Erfolgsgrößen einen deutlich höheren Grad von transitorischem Verhalten und eine höhere Kompensation von Schocks in der Zeitreihe. Die Annahme einer geringeren Persistenz des Jahresüberschusses im Vergleich zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit kann auch für den Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer auf Grund der i.d.R. höheren Koeffizienten für α_1 bzw. β_1 und die Summen $\alpha_1 + \alpha_3$ bzw. $\beta_1 + \beta_3$ unterstützt werden.

Die Resultate des Unternehmensvergleichs der geprüften und nicht geprüften Unternehmen, die jeweils nicht börsennotiert sind, zeigen in Modell a) über negative α_1-Koeffizienten transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen für die geprüften Unternehmen. Der Koeffizient nimmt Werte zwischen -0,164 und -0,473 an, wobei der Koeffizient und die t-Werte überwiegend für die FE-Schätzungen am größten und für die AB-Schätzungen am geringsten sind. Die Summe zur Messung der Persistenz für die nicht geprüften Unternehmen, $\alpha_1 + \alpha_3$, ist ebenso negativ und höher als α_1. Über α_3, dem Indikator für das Verhältnis der beiden Samples zueinander, wird jedoch kein Unterschied der Persistenz der Erfolgsgrößen zwischen den geprüften und nicht geprüften Unternehmen konstatiert.

Durch die Resultate des Modells b) wird die Überschätzung der Persistenz bzw. die Unterschätzung des Grades des transitorischen Verhaltens durch das Modell a) von Basu (1997) erneut bewiesen. In sämtlichen Regressionen ist β_1, vor allem in den FE- und AB-Schätzungen, mit Werten von -0,376 bis -1,166 wesentlich größer als α_1. Des Weiteren vervielfachen sich die t-Werte von β_1 im Verhältnis zu α_1. Über die bedeutende Erhöhung von β_1 hat sich auch der Indikator für die Persistenz der nicht geprüften Unternehmen, $\beta_1 + \beta_3$, im Vergleich zu $\alpha_1 + \alpha_3$ stark erhöht. Die Summe $\beta_1 + \beta_3$ liegt hierbei auf einem mit β_1 vergleichbaren Niveau. Der in der qualitativen Einzelbetrachtung nicht eindeutig bestimmbare Unterschied zwischen den Samples ist auch über β_3 nicht quantifizierbar. Geprüfte und nicht geprüfte Unternehmen besitzen folglich einen ähnlichen Grad von transitorischem Verhalten bei den Erfolgsgrößen. Wie bei den anderen beiden Unternehmensvergleichen für den deutschen Markt, wird auch in dieser Gegenüberstellung die Annahme einer geringeren Persistenz des Jahresüberschusses im Vergleich zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit bestätigt.

Im Rahmen der Analyse des amerikanischen Kapitalmarkts[345], bei dem kein Unternehmensvergleich angesichts der identischen Rechnungslegungsstandards für die gesamten Unternehmen erfolgt, ergeben sich in Modell a) von Basu (1997) für α_1 negative Koeffizienten, die auf ein transitorisches Ver-

[345] Um mögliche Verzerrungen der Resultate, z.B. auf Grund von Inflation, über den relativ langen Betrachtungszeitraum von 59 Jahren auszuschließen, wird in einer Robustheitsanalyse die Zeitreihe der Erfolgsgrößen auf einen Zeitraum von 1980-2008 begrenzt. Die Resultate aus Tabelle 5 des Anhangs zeigen i.d.R. eine leichte Verringerung der t-Werte und eine geringfügige Erhöhung der Koeffizienten im Verhältnis zu den Resultaten dieses Abschnitts. Veränderungen bei der Interpretation der Resultate ergeben sich allerdings nicht. Vgl. hierzu auch Brauer und Westermann (2010), S. 20f.

halten der beiden Erfolgsgrößen schließen lassen. Beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit zeigt sich im Verhältnis zum Jahresüberschuss mit Blick auf α_1, der für IX in einem Wertebereich von -0,078 bis -0,163 liegt, ein geringerer Grad, wohingegen α_1 für NI Werte von -0,155 bis -0,263 erreicht. Die t-Werte von α_1 sind für NI, insbesondere in den AB-Schätzungen, in denen sich die t-Werte mehr als verdoppeln, wesentlich höher als für IX. Im Vergleich der Outlierkorrekturen ist α_1 für beide Erfolgsgrößen in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur leicht größer als in der Standardoutlierkorrektur. Innerhalb der Schätzverfahren sind in den FE-Schätzungen die höchsten und in den AB-Schätzungen die niedrigsten Werte für α_1 erkennbar.

Anhand von β_1, der deutlich größer ist als α_1, wird in Modell b) erneut die Tendenz des Modells a) ersichtlich, das „wahre“ Ausmaß des transitorischen Verhaltens zu unterschätzen. Bei den OLS-Schätzungen fällt der Unterschied zwischen den Koeffizienten am geringsten und bei den AB-Schätzungen, für die eine Vervielfachung des Koeffizienten vorliegt, am stärksten aus. Wieder verhalten sich die Schocks in den Störtermen des Jahresüberschusses in Relation zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit zu einem höheren Grad transitorisch. In Modell b) bewegt sich β_1 für IX zwischen -0,144 und -0,514 und für NI zwischen -0,187 und -0,704. Darüber hinaus sind die t-Werte von β_1 im Vergleich zu α_1 weitaus größer. Für IX sind hierbei die Unterschiede mit mehr als einer Verdoppelung der t-Werte in Modell b) am auffälligsten. In den AB-Schätzungen liegen die prägnantesten Unterschiede im Verhältnis zu den anderen Schätzverfahren vor.

Das Bestimmtheitsmaß ist in den drei Unternehmensvergleichen des deutschen Marktes und bei den US-Unternehmen, außer in Modell b) im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer, in den FE- höher als in den OLS-Regressionen. In den Regressionen des Jahresüberschusses ist das R^2 im Vergleich zu den Regressionen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit mindestens genauso groß oder größer. Darüber hinaus ist das R^2 bis auf eine Ausnahme in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur höher als in der Standardoutlierkorrektur. Zudem zeigt sich, dass das R^2 in Modell b) wesentlich größer ist als in Modell a).

Der Prognosefehler ist in den FE- geringer als in den OLS-Regressionen und beim Jahresüberschuss bis auf das Sample der US-Unternehmen kleiner als beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Des Weiteren ist der RMSE in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur im Rahmen der Unternehmensvergleiche der deutschen Unternehmen (US-Unternehmen) niedriger (höher) als in der Standardoutlierkorrektur. In den Vergleichen der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist der Prognosefehler in Modell b) in den OLS-Regressionen (FE-Regressionen) größer (geringer) oder genauso groß wie in Modell a). Im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen und bei den US-Unternehmen ist der

Prognosefehler in Modell b) bis auf eine Ausnahme identisch oder kleiner als in Modell a).

Zum Abschluss der symmetrischen Persistenzmessung der Erfolgsgrößen werden die Resultate der ADF-Spezifikation nach Dickey und Fuller (1981), die die bekannte unit root-Spezifikation von Dickey und Fuller (1979) um die verzögerte Differenz als unabhängige Variable ergänzt, beschrieben. Im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen ist β_1 in Tabelle 14, außer in den FE-Regressionen, im Verhältnis zu den Resultaten des Modells b) geringfügig niedriger. Ebenso sind die t-Werte von β_1 in der ADF-Spezifikation wesentlich geringer, wobei für die AB-Schätzung annähernd eine Halbierung der t-Werte festzustellen ist. Die Werte von β_1 bewegen sich in diesem Modell zwischen -0,302 und -0,738 und sprechen für ein transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen bei den IFRS-Unternehmen, welches in den FE- und AB-Schätzungen am höchsten ist. Da β_3 in der Mehrzahl der Regressionen positiv ist, verringert sich die Summe $\beta_1 + \beta_3$ als Maßstab der Persistenz für die börsennotierten HGB-Unternehmen. Die Summe der Koeffizienten ist mit Werten von -0,249 bis -0,665 immer noch negativ und verifiziert auch für die HGB-Unternehmen ein transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen. Im Verhältnis der beiden Samples zueinander zeigt sich über signifikant positive β_3-Koeffizienten in den Benchmark-Regressionen (8) und (11) ein schwächerer Grad von transitorischem Verhalten für die HGB-Unternehmen, der bereits in Modell b) nachgewiesen wird.

Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer lassen sich zwischen Modell b) und dem ADF-Modell, wie auch bei den IFRS- und HGB-Unternehmen, keine auffälligen Unterschiede erkennen. In der Persistenzmessung des ADF-Modells ist β_1 bis auf die Regressionen (2), (5) und (6) geringfügig kleiner als in Modell b). Ein wenig deutlicher ist der Rückgang der t-Werte des Koeffizienten, wobei dieser bei den AB-Schätzungen am größten ist. Der Koeffizient β_3 ist in sieben der zwölf Regressionen signifikant negativ und beschreibt ein stärkeres transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer. In den FE- und AB-Schätzungen ist der Koeffizient am höchsten und übersteigt bis auf eine Ausnahme die Resultate von Modell b).

Bei den geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist β_1 in den FE-Schätzungen größer als in Modell b). Die t-Werte verringern sich in der ADF-Spezifikation im Verhältnis zu Modell b) auffällig, wobei die Unterschiede in den OLS- und AB-Schätzungen am größten sind. Die Werte von β_1 bewegen sich von -0,280 bis -1,354 und bestätigen für die geprüften Unternehmen ein stark transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen. Die Summe $\beta_1 + \beta_3$ weicht kaum von β_1 ab, so dass für die nicht geprüften Unternehmen auch ein transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen konstatiert wird. Es besteht den Ergebnissen für β_3 zur Folge kein Anzeichen für eine unterschiedliche Persistenz zwischen den beiden Samples.

Grundsätzlich ergeben sich für das US-Sample zwischen dem ADF-Modell und Modell b) keine wesentlichen Abweichungen. β_1 bleibt negativ und verringert sich im ADF-Modell für die Erfolgsgrößen, außer in den AB-Regressionen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit, leicht. Die t-Werte des Koeffizienten reduzieren sich hingegen in sämtlichen Regressionen. Ferner ist β_1 bis auf Regression (12) für den Jahresüberschuss im Vergleich zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit im ADF-Modell leicht größer. Der Koeffizient der verzögerten Differenzen β_2 ist in acht der zwölf Regressionen signifikant negativ.

In der ADF-Spezifikation ist das Bestimmtheitsmaß in den Unternehmensvergleichen der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen in den FE-Regressionen kleiner als in den OLS-Regressionen. Im Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen sowie bei den US-Unternehmen ist das R^2 jeweils in den FE-Regressionen höher als in den OLS-Regressionen. Das R^2 ist in den Regressionen des Jahresüberschusses größer als in den Regressionen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur größer als in den Regressionen der Standardoutlierkorrektur. Im Verhältnis zu Modell b) ist das R^2 in den Regressionen der ADF-Spezifikation in den beiden Unternehmensvergleichen der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen und der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer kleiner als in Modell b). Lediglich im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist in einer Regression und im Sample der US-Unternehmen in drei Regressionen ein höheres R^2 in der ADF-Spezifikation festzustellen.

Der Prognosefehler ist in den FE- niedriger als in den OLS-Regressionen. In den Unternehmensvergleichen der deutschen Unternehmen ist der RMSE beim Jahresüberschuss kleiner als beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. Im Sample der US-Unternehmen ist der Prognosefehler in den Regressionen des Jahresüberschusses hingegen größer als beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Darüber hinaus ist der RMSE in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur entweder identisch mit oder in einem Fall größer als in der Standardoutlierkorrektur. Der in der ADF-Spezifikation gemessene Prognosefehler ist im Vergleich zu Modell b) in den Unternehmensvergleichen der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer und der geprüften und nicht geprüften Unternehmen geringer als in Modell b). Im US-Sample ist er in vier Fällen genauso hoch und in den übrigen Regressionen niedriger. Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist der RMSE in den Regressionen (2) und (5) der ADF-Spezifikation geringfügig größer als in Modell b).

Zu Beginn der Untersuchung der asymmetrischen Persistenz der Erfolgsgrößen wird der Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen diskutiert, dessen Ergebnisse in

Tabelle 14: Persistenz der Erfolgsgrößen (ADF)

I. IFRS-/HGB-Unternehmen												
$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_4 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,015	0,042	-	0,010	0,020	-	0,017	0,047	-	0,012	0,021	-
	(4,42)	(4,09)	(-)	(3,60)	(1,16)	(-)	(7,00)	(5,62)	(-)	(5,69)	(1,12)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,314	-0,701	-0,630	-0,336	-0,738	-0,682	-0,302	-0,619	-0,419	-0,320	-0,659	-0,643
	(-9,65)	(-16,51)	(-6,38)	(-8,54)	(-14,81)	(-7,10)	(-12,84)	(-17,20)	(-4,86)	(-11,71)	(-16,12)	(-7,22)
$\beta_2 NI_i$	-0,006	-0,003	-0,024	-0,006	0,000	-0,018	-0,008	-0,007	-0,008	-0,006	-0,005	-0,004
	(-1,44)	(-0,37)	(-2,28)	(-1,67)	(-0,06)	(-1,90)	(-2,72)	(-1,38)	(-0,82)	(-2,39)	(-0,97)	(-0,58)
$\beta_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,051	0,120	0,198	0,031	0,106	0,085	0,053	0,105	-0,064	-0,006	0,093	-0,022
	(1,27)	(2,44)	(2,08)	(0,62)	(1,70)	(0,96)	(1,75)	(2,68)	(-0,69)	(-0,16)	(2,05)	(-0,23)
$\beta_4 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,084	-0,001	-0,043	-0,095	-0,002	-0,048	-0,055	0,010	-0,024	-0,085	-0,017	-0,007
	(-3,67)	(-0,05)	(-1,45)	(-3,62)	(-0,08)	(-1,37)	(-2,95)	(0,58)	(-0,91)	(-4,33)	(-0,83)	(-0,21)
Beob.	5.316	5.316	4.576	4.784	4.784	4.076	5.141	5.141	4.417	4.512	4.512	3.826
R^2	0,144	0,150	-	0,150	0,151	-	0,150	0,160	-	0,166	0,171	-
RMSE	0,097	0,080	-	0,088	0,073	-	0,077	0,065	-	0,061	0,052	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,263**	-0,581**	-0,432**	-0,305**	-0,632**	-0,597**	-0,249**	-0,514**	-0,483**	-0,326**	-0,566**	-0,665**
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen												
$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_4 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,010	0,078	-	0,005	0,044	-	0,010	0,074	-	0,006	0,038	-
	(4,73)	(9,03)	(-)	(2,91)	(6,75)	(-)	(5,98)	(9,51)	(-)	(4,50)	(2,18)	(-)
$\beta_1 IX_{i,t-1}$	-0,257	-0,582	-0,467	-0,325	-0,668	-0,712	-0,243	-0,556	-0,428	-0,307	-0,626	-0,661
	(-10,07)	(-14,34)	(-5,42)	(-9,65)	(-13,77)	(-7,25)	(-12,26)	(-16,46)	(-6,16)	(-12,33)	(-14,83)	(-6,20)
$\beta_2 DS_i$	0,027	-	-	0,025	-	-	0,023	-	-	0,019	-	-
	(9,01)	(-)	(-)	(10,16)	(-)	(-)	(9,65)	(-)	(-)	(10,04)	(-)	(-)
$\beta_3 DS_i * IX_{i,t-1}$	-0,051	-0,545	-0,428	-0,045	-0,458	-0,263	-0,080	-0,547	-0,452	-0,052	-0,537	-0,262
	(-1,41)	(-7,75)	(-2,82)	(-1,04)	(-5,66)	(-1,58)	(-2,93)	(-8,56)	(-3,30)	(-1,61)	(-8,46)	(-1,73)
$\beta_4 \Delta IX_{i,t-1}$	-0,097	0,032	-0,016	-0,115	0,010	0,005	-0,124	0,023	-0,038	-0,145	0,026	-0,029
	(-4,66)	(1,22)	(-0,42)	(-5,07)	(0,31)	(0,09)	(-7,53)	(0,97)	(-0,98)	(-8,85)	(1,04)	(-0,71)
Beob.	6.869	6.869	3.570	6.483	6.483	3.191	6.711	6.711	3.518	6.214	6.214	3.078
R^2	0,143	0,109	-	0,182	0,151	-	0,172	0,132	-	0,206	0,159	-
RMSE	0,095	0,056	-	0,082	0,049	-	0,080	0,050	-	0,062	0,038	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,308**	-1,127**	-0,895**	-0,370**	-1,126**	-0,975**	-0,323**	-1,103**	-0,880**	-0,359**	-1,163**	-0,923**

Fortsetzung Tabelle 14

III. (nicht) geprüfte Unternehmen												
$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_4 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,034	0,047	-	0,027	0,017	-	0,034	0,079	-	0,026	0,015	-
	(15,47)	(1,27)	(-)	(14,20)	(0,62)	(-)	(17,39)	(0,96)	(-)	(17,15)	(0,55)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,280	-1,261	-0,735	-0,316	-1,348	-0,802	-0,305	-1,241	-0,709	-0,360	-1,354	-0,707
	(-11,06)	(-29,48)	(-7,56)	(-10,33)	(-27,32)	(-9,51)	(-14,30)	(-26,76)	(-8,16)	(-15,99)	(-31,16)	(-8,12)
$\beta_2 DS_i$	-0,001	0,007	0,000	-0,001	0,003	-0,003	-0,002	0,005	-0,005	-0,001	0,004	-0,003
	(-0,52)	(2,03)	(0,07)	(-0,38)	(1,22)	(-0,82)	(-0,94)	(1,40)	(-1,02)	(-0,39)	(1,57)	(-0,88)
$\beta_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,002	-0,057	-0,048	-0,017	-0,026	0,005	0,002	-0,056	0,000	0,005	-0,020	0,032
	(-0,08)	(-1,67)	(-0,80)	(-0,49)	(-0,67)	(0,07)	(0,10)	(-1,65)	(0,00)	(0,18)	(-0,59)	(0,52)
$\beta_4 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,165	0,107	-0,017	-0,161	0,134	-0,018	-0,189	0,089	-0,046	-0,179	0,131	-0,061
	(-11,70)	(5,29)	(-0,60)	(-10,94)	(6,38)	(-0,62)	(-15,97)	(4,29)	(-1,56)	(-15,82)	(6,79)	(-1,98)
Beob.	12.912	12.912	5.006	12.927	12.927	4.997	12.732	12.732	4.949	12.690	12.690	4.915
R^2	0,165	0,137	-	0,187	0,159	-	0,209	0,175	-	0,234	0,202	-
RMSE	0,103	0,047	-	0,084	0,038	-	0,092	0,045	-	0,073	0,034	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,282**	-1,318**	-0,783**	-0,333**	-1,374**	-0,797**	-0,303**	-1,297**	-0,709**	-0,355**	-1,374**	-0,675**
IV. US-Unternehmen												
$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \beta_2 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,009	0,003	-	0,010	0,005	-	0,009	0,024	-	0,011	0,021	-
	(11,56)	(0,70)	(-)	(10,79)	(1,15)	(-)	(12,87)	(8,71)	(-)	(11,90)	(5,46)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,126	-0,256	-0,564	-0,151	-0,293	-0,651	-0,135	-0,266	-0,550	-0,157	-0,296	-0,473
	(-15,00)	(-15,75)	(-7,82)	(-14,80)	(-16,69)	(-8,32)	(-16,52)	(-17,79)	(-7,95)	(-16,48)	(-17,62)	(-8,47)
$\beta_2 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,059	-0,020	0,007	-0,130	-0,107	-0,027	-0,079	-0,039	0,014	-0,147	-0,122	-0,059
	(-3,67)	(-1,01)	(0,29)	(-7,54)	(-5,56)	(-0,98)	(-5,20)	(-2,13)	(0,54)	(-9,08)	(-6,66)	(-2,29)
Beob.	7.294	7.294	7.055	7.292	7.292	7.048	7.413	7.413	7.216	7.395	7.395	7.190
R^2	0,054	0,123	-	0,082	0,161	-	0,070	0,136		0,097	0,173	-
RMSE	0,028	0,026	-	0,033	0,030	-	0,028	0,026	-	0,033	0,031	-

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $IX_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Tabelle 15 dargestellt sind.[346] Der Koeffizient α_2 aus der Basu (1997)-Spezifikation ist für alle Regressionen bis auf die Regressionen (9) und (12) negativ, aber nur in den OLS- und FE-Schätzungen signifikant. α_2 erreicht hierbei Werte von 0,062 bis -0,220. Dies deutet darauf hin, dass die positiven Differenzen der Erfolgsgrößen einen leicht transitorischen Charakter für die IFRS-Unternehmen besitzen. Die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$, die die Persistenz der negative Differenzen für die IFRS-Bilanzierer misst, ist negativ und übersteigt mit Werten von -0,257 bis -0,541 α_2 deutlich. Das qualitativ höhere Ausmaß des transitorischen Verhaltens in Perioden mit negativen Differenzen wird durch den negativen und in acht von zwölf Regressionen signifikanten Wert von α_3 quantifiziert. Schocks in Perioden mit negativen Differenzen werden somit schneller absorbiert als in Perioden mit positiven Differenzen.

Bei der Betrachtung der HGB-Unternehmen zeigt sich ein geringfügig abweichendes Bild. Die Summe $\alpha_2 + \alpha_6$ liegt in einem Wertebereich von -0,197 und -0,381, der transitorisches Verhalten der positiven Differenzen für die HGB-Unternehmender bestätigt und dabei größer als derjenige der IFRS-Unternehmen ist. Für die negativen Differenzen lässt sich dagegen über die Summe $\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$ ein etwa mit den positiven Differenzen vergleichbarer Wertebereich erkennen. Diese Aussage lässt sich über die Summe $\alpha_3 + \alpha_7$, die die asymmetrische Persistenz zwischen positiven und negativen Differenzen für die HGB-Bilanzierer angibt, verifizieren. Die Summe ist in fünf der zwölf Regressionen positiv und zeigt keine Signifikanz. Ein stärkeres transitorisches Verhalten von negativen im Verhältnis zu positiven Differenzen ergibt sich folglich für die HGB-Bilanzierer nicht. Über den Koeffizienten α_7, der das Verhältnis der asymmetrischen Persistenz zwischen den Unternehmensgruppen widerspiegelt, zeigt sich kein eindeutiger Unterschied bei der Verarbeitung von negativen Differenzen im Modell von Basu (1997). Der Koeffizient α_7 ist zwar positiv, aber lediglich in den Regressionen (3) und (12) des AB-Schätzers signifikant. Die börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen zeigen *im Verhältnis* zueinander keinen höheren Grad von transitorischem Verhalten für negative in Relation zu positiven Differenzen.[347]

In der asymmetrischen Persistenzmessung wird, wie auch im symmetrischen Modell, die Eigenschaft des Basu (1997)-Modells, die Persistenz zu über- bzw. das Ausmaß des transitorischen Verhaltens zu unterschätzen, deutlich. Der Koeffizient β_2 ist in Modell b1) größer als der Koeffizient α_2 aus Modell a). In Einzelfällen sind die Werte von β_2, welche sich zwischen -0,263 und -0,629 bewegen, sogar mehr als doppelt so groß wie α_2. Das Ausmaß des transitorischen Verhaltens von Schocks in Perioden mit einem positiven Niveauwert ist letztlich um ein Vielfaches höher als es durch das Modell von

[346] Für eine Diskussion der Resultate des Vergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen im Rahmen der asymmetrischen Persistenzmessung siehe auch Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 9-12.

[347] Anhand der Messung von conditional conservatism über die Ergebnis-Rendite-Beziehung, die in Tabelle 4 des Anhangs dargestellt wird, ist ebenfalls kein Unterschied zwischen den Samples erkennbar.

Basu (1997) wiedergegeben wird. Diese Einschätzung setzt sich bei den negativen Niveauwerten über die Summe $\beta_2 + \beta_3$ fort. Diese erreichen in den FE- und AB-Schätzungen annähernd den Wert -1 und überschreiten diesen in Regression (6) sogar leicht. Im Zusammenhang mit dem negativen Koeffizienten β_3 wird die Aussage bekräftigt, dass für IFRS-Unternehmen negative weitaus transitorischer sind als positive Erfolgsgrößen.

Die Resultate der HGB-Unternehmen entsprechen denen der IFRS-Unternehmen. Die Resultate für positive Niveauwerte – $\beta_2 + \beta_6$ – und negative Niveauwerte – $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ – übersteigen die äquivalenten α-Koeffizienten in nahezu allen Regressionen. Die Summe $\beta_2 + \beta_6$ ist im Vergleich zu den IFRS-Unternehmen leicht größer und liegt zwischen -0,284 und -0,741. Die Summe $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ ist mit Werten von -0,293 bis -0,796 negativ und niedriger als die relevanten Koeffizienten der IFRS-Unternehmen. Anhand der Summe $\beta_3 + \beta_7$, welche in fünf der zwölf Regressionen, wozu die Benchmark-Regressionen (8) und (11) zählen, signifikant negativ ist, lässt sich für die HGB-Bilanzierer ein höherer Grad von transitorischem Verhalten der negativen im Verhältnis zu den positiven Niveauwerten konstatieren. Diese Aussage wird durch die Spezifikation des Basu (1997)-Modells, bei dem noch ein vergleichbares transitorisches Verhalten zwischen positiven und negativen Perioden für die HGB-Bilanzierer gemessen wird, verfälscht. In Bezug auf die Unterschiede zwischen IFRS- und HGB-Unternehmen lässt sich festhalten, dass β_7 zwar positiv und in drei Regressionen signifikant ist, diese Signifikanz jedoch in den Benchmark-Regressionen nicht gegeben ist. Negative Niveauwerte verhalten sich für die IFRS-Unternehmen in Relation zu den HGB-Unternehmen nicht transitorischer als positive Niveauwerte.

Zur weiteren Validierung der getätigten Aussagen sollen die Resultate der asymmetrischen Persistenzmessung des Modells b2), welches auf Enders und Granger (1998) basiert, erläutert werden. Die Methodik gleicht bis auf die Dummy-Definition, die sich hier auf die verzögerten Differenzen der Erfolgsgrößen bezieht, der Vorgehensweise von Dickey und Fuller (1979). Durch diese Modifikation ergeben sich dennoch einige Veränderungen der Resultate. Bei den IFRS-Unternehmen verhalten sich β_2 und die Summe $\beta_2 + \beta_3$ noch annähernd wie in Modell b1). Die Werte von β_2 übertreffen, außer in den Regressionen (1) und (10), sogar leicht das Modell b1) und nehmen Werte zwischen -0,272 und -0,794 an, wohingegen die Summe $\beta_2 + \beta_3$ mit Werten von -0,375 bis -0,829 geringer ausfällt. Entscheidende Abweichungen zu Modell b1) sind geringere und vor allem bis auf zwei Ausnahmen insignifikante Resultate von β_3, die dafür sprechen, dass für die IFRS-Unternehmen Schocks in Perioden mit negativen Niveauwerten nicht schneller absorbiert werden als in Perioden mit positiven Werten. Die Annahme von conditional conservatism bei den IFRS-Unternehmen, welche auf den Resultaten des Modells b1) beruht, müsste gemäß den Resultaten des Modells b2) verworfen werden.

Tabelle 15: Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen für IFRS-/HGB-Unternehmen

a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i + \alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	0,001	0,008	-	0,001	-0,008	-	-0,001	0,009	-	-0,002	-0,015	-
	(0,39)	(0,79)	(-)	(0,24)	(-0,61)	(-)	(-0,18)	(1,02)	(-)	(-0,82)	(-1,16)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,021	-0,018	-0,005	-0,015	-0,013	-0,021	-0,011	-0,008	-0,004	-0,005	-0,003	-0,003
	(-3,26)	(-2,95)	(-0,49)	(-2,45)	(-2,08)	(-2,38)	(-2,22)	(-1,50)	(-0,42)	(-1,24)	(-0,71)	(-0,37)
$\alpha_2 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,161	-0,204	-0,003	-0,183	-0,220	-0,035	-0,140	-0,178	0,023	-0,167	-0,150	0,062
	(-3,45)	(-3,14)	(-0,03)	(-3,35)	(-2,80)	(-0,39)	(-2,90)	(-2,71)	(0,24)	(-3,67)	(-2,70)	(0,74)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,156	-0,264	-0,411	-0,199	-0,236	-0,506	-0,133	-0,206	-0,280	-0,162	-0,337	-0,412
	(-1,87)	(-2,25)	(-2,54)	(-2,13)	(-1,59)	(-2,85)	(-1,83)	(-1,97)	(-1,67)	(-2,07)	(-3,16)	(-2,49)
$\alpha_4 DS_i$	0,004	0,006	-0,004	0,003	0,001	-0,017	0,003	0,004	0,009	0,003	0,001	0,003
	(0,91)	(0,80)	(-0,26)	(0,71)	(0,17)	(-1,22)	(0,76)	(0,71)	(0,73)	(0,91)	(0,26)	(0,25)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,004	0,001	-0,009	-0,001	-0,002	0,011	-0,001	-0,005	-0,007	-0,004	-0,006	-0,005
	(0,51)	(0,10)	(-0,72)	(-0,11)	(-0,32)	(1,11)	(-0,21)	(-0,83)	(-0,74)	(-0,82)	(-1,13)	(-0,51)
$\alpha_6 DS_i * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,133	-0,172	-0,300	-0,088	-0,161	-0,186	-0,072	-0,079	-0,249	-0,030	-0,095	-0,318
	(-1,60)	(-1,84)	(-2,00)	(-0,99)	(-1,62)	(-1,22)	(-1,07)	(-0,98)	(-1,92)	(-0,46)	(-1,17)	(-2,74)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	0,173	0,303	0,555	0,066	0,173	0,463	0,092	0,143	0,390	0,015	0,200	0,504
	(1,38)	(1,95)	(2,52)	(0,48)	(1,05)	(1,74)	(0,95)	(1,15)	(1,94)	(0,14)	(1,49)	(2,39)
Beob.	5.337	5.337	4.596	4.805	4.805	4.103	5.177	5.177	4.441	4.638	4.638	3.932
R^2	0,052	0,082	-	0,076	0,099	-	0,037	0,069	-	0,060	0,085	-
RMSE	0,104	0,093	-	0,095	0,084	-	0,083	0,075	-	0,072	0,064	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,317**	-0,468**	-0,414**	-0,382**	-0,456**	-0,541**	-0,273**	-0,384**	-0,257**	-0,329**	-0,487**	-0,350**
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,294**	-0,376**	-0,303**	-0,271**	-0,381**	-0,221*	-0,212**	-0,257**	-0,226**	-0,197**	-0,245**	-0,256**
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,277**	-0,337**	-0,159*	-0,404**	-0,444**	-0,264**	-0,253**	-0,320**	-0,116	-0,344**	-0,382**	-0,164*
$\alpha_3 + \alpha_7$	0,017	0,039	0,144	-0,133	-0,063	-0,043	-0,041	-0,063	0,110	-0,147*	-0,137	0,092

Fortsetzung Tabelle 15

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $NI_{i,t-1} < 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,010	0,025	-	0,007	0,016	-	0,008	0,007	-	0,009	0,022	-
	(2,22)	(2,53)	(-)	(2,16)	(2,11)	(-)	(2,40)	(0,87)	(-)	(3,26)	(3,02)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,013	-0,011	-0,030	-0,026	-0,025	-0,023	-0,003	-0,006	-0,030	-0,025	-0,026	-0,019
	(-1,17)	(-1,13)	(-1,85)	(-2,64)	(-2,58)	(-4,39)	(-0,40)	(-0,69)	(-1,86)	(-3,25)	(-3,19)	(-3,23)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,311	-0,579	-0,484	-0,319	-0,629	-0,474	-0,263	-0,500	-0,435	-0,323	-0,626	-0,520
	(-6,75)	(-11,80)	(-3,67)	(-6,36)	(-10,16)	(-3,47)	(-8,00)	(-10,97)	(-3,65)	(-8,61)	(-12,50)	(-4,14)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,145	-0,345	-0,475	-0,191	-0,288	-0,619	-0,165	-0,363	-0,496	-0,287	-0,313	-0,461
	(-1,65)	(-3,74)	(-2,98)	(-2,14)	(-2,93)	(-3,49)	(-2,59)	(-4,54)	(-2,88)	(-4,28)	(-3,35)	(-2,53)
$\beta_4 DS_i$	0,003	0,004	-0,003	0,001	0,003	0,006	0,002	0,003	0,001	-0,002	-0,003	0,007
	(0,63)	(0,51)	(-0,22)	(0,26)	(0,41)	(0,52)	(0,63)	(0,43)	(0,08)	(-0,72)	(-0,57)	(0,72)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,006	-0,001	0,017	0,019	0,019	0,002	-0,001	-0,005	0,023	0,017	0,016	0,013
	(0,47)	(-0,09)	(0,98)	(1,65)	(1,48)	(0,17)	(-0,06)	(-0,50)	(1,38)	(1,92)	(1,65)	(1,43)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,011	0,085	-0,093	-0,077	0,091	-0,267	-0,021	0,055	-0,069	-0,029	0,092	-0,111
	(-0,20)	(1,47)	(-0,68)	(-1,04)	(1,01)	(-1,71)	(-0,49)	(1,12)	(-0,52)	(-0,55)	(1,52)	(-0,82)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	0,174	0,115	0,256	0,236	0,150	0,593	0,110	0,031	0,244	0,229	0,110	0,393
	(1,52)	(0,87)	(1,46)	(1,93)	(1,03)	(2,87)	(1,35)	(0,32)	(1,25)	(2,54)	(0,96)	(1,99)
Beob.	6.125	6.125	5.299	5.563	5.563	4.760	6.026	6.026	5.197	5.407	5.407	4.608
R^2	0,149	0,160	-	0,154	0,163	-	0,168	0,181	-	0,196	0,207	-
RMSE	0,105	0,086	-	0,094	0,079	-	0,087	0,073	-	0,072	0,061	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,456**	-0,924**	-0,959**	-0,510**	-0,917**	-1,093**	-0,428**	-0,863**	-0,931**	-0,610**	-0,939**	-0,981**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,322**	-0,494**	-0,577**	-0,396**	-0,538**	-0,741**	-0,284**	-0,445**	-0,504**	-0,352**	-0,534**	-0,631**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,293**	-0,724**	-0,796**	-0,351**	-0,676**	-0,767**	-0,339**	-0,777**	-0,756**	-0,410**	-0,737**	-0,699**
$\beta_3 + \beta_7$	0,029	-0,230*	-0,219*	0,045	-0,138	-0,026	-0,055	-0,332**	-0,252*	-0,058	-0,203*	-0,068

Fortsetzung Tabelle 15

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b2) $\Delta NI_{i,t-1} < 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,013	0,049	-	0,010	0,030	-	0,016	0,052	-	0,011	0,024	-
	(2,68)	(4,29)	(-)	(2,03)	(1,71)	(-)	(4,31)	(5,77)	(-)	(3,48)	(1,24)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,002	-0,017	-0,002	-0,003	-0,018	-0,002	0,001	-0,011	0,006	0,002	-0,004	-0,002
	(-0,30)	(-2,69)	(-0,28)	(-0,48)	(-3,10)	(-0,33)	(0,16)	(-2,20)	(0,81)	(0,39)	(-0,83)	(-0,41)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,281	-0,682	-0,690	-0,325	-0,758	-0,794	-0,272	-0,623	-0,439	-0,317	-0,660	-0,674
	(-6,08)	(-12,14)	(-6,85)	(-5,25)	(-11,46)	(-6,64)	(-7,98)	(-12,35)	(-4,38)	(-8,26)	(-11,19)	(-7,34)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,128	-0,100	-0,057	-0,093	-0,031	-0,035	-0,103	-0,026	-0,014	-0,066	-0,048	-0,057
	(-1,96)	(-1,62)	(-0,69)	(-1,15)	(-0,41)	(-0,35)	(-2,18)	(-0,48)	(-0,22)	(-1,20)	(-0,79)	(-0,84)
$\beta_4 DS_i$	-0,005	-0,008	-0,023	-0,006	-0,007	-0,006	-0,009	-0,012	0,009	-0,005	-0,005	0,004
	(-0,90)	(-0,88)	(-1,93)	(-1,10)	(-0,95)	(-0,61)	(-2,09)	(-1,82)	(0,98)	(-1,50)	(-0,82)	(0,51)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,005	0,012	0,003	0,004	0,014	-0,001	0,004	0,008	-0,005	0,000	0,001	-0,001
	(0,61)	(1,64)	(0,28)	(0,64)	(2,15)	(-0,10)	(0,72)	(1,38)	(-0,68)	(0,07)	(0,20)	(-0,13)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,026	0,103	0,149	0,032	0,118	0,054	0,062	0,129	-0,058	-0,003	0,075	-0,101
	(0,45)	(1,55)	(1,27)	(0,41)	(1,37)	(0,38)	(1,43)	(2,22)	(-0,52)	(-0,05)	(1,08)	(-0,92)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	0,067	0,068	0,027	0,010	0,023	0,072	-0,002	-0,023	0,005	-0,002	0,050	0,112
	(0,82)	(0,88)	(0,26)	(0,10)	(0,24)	(0,57)	(-0,04)	(-0,34)	(0,06)	(-0,02)	(0,62)	(1,33)
Beob.	5.316	5.316	4.576	4.784	4.784	4.076	5.141	5.141	4.417	4.512	4.512	3.826
R^2	0,141	0,151	-	0,144	0,150	-	0,152	0,161	-	0,161	0,169	-
RMSE	0,097	0,080	-	0,088	0,072	-	0,076	0,065	-	0,061	0,052	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,409**	-0,782**	-0,747**	-0,418**	-0,789**	-0,829**	-0,375**	-0,649**	-0,453**	-0,383**	-0,708**	-0,731**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,255**	-0,579**	-0,541**	-0,293**	-0,640**	-0,740**	-0,210**	-0,494**	-0,497**	-0,320**	-0,585**	-0,775**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,316**	-0,611**	-0,571**	-0,376**	-0,648**	-0,703**	-0,315**	-0,543**	-0,506**	-0,388**	-0,583**	-0,720**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,061	-0,032	-0,030	-0,083	-0,008	0,037	-0,105**	-0,049	-0,009	-0,068	0,002	0,055

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a und b2) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $\Delta NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell b1) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB-Bilanzierer. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS-Bilanzierer. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Für die HGB-Unternehmen ergeben sich bei der Summe $\beta_2 + \beta_6$ keine nennenswerten Unterschiede zu Modell b1). Bezogen auf die Persistenzmessung der negativen Werte, ist wiederum eine Verringerung der Resultate, außer in den Regressionen (1), (4) und (12), zu erkennen. Die Summe $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ übersteigt zwar noch in neun Regressionen die Summe $\beta_2 + \beta_6$, jedoch kann, wie bei den IFRS-Unternehmen, über die Summe $\beta_3 + \beta_7$ kein Unterschied des transitorischen Verhaltens zwischen positiven und negativen Niveauwerten konstatiert werden. Die Messung der Unterschiede in der asymmetrischen Persistenz zwischen IFRS- und HGB-Unternehmen zeigt im Einklang mit den Resultaten der einzelnen Samples keine Unterschiede bzgl. eines höheren Grades von transitorischem Verhalten der negativen Niveauwerte im Verhältnis der Unternehmensgruppen zueinander.

Im Rahmen der asymmetrischen Persistenzmessung der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- größer als in den OLS-Regressionen und für den Jahresüberschuss bis auf eine Ausnahme im Vergleich zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit höher. In Modell a) ist das R^2 in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur kleiner, wohingegen es in Modell b1) und b2) größer als in den Regressionen der Standardoutlierkorrektur ist. Grundsätzlich liegen in den beiden unit root-Modellen b1) und b2) wesentlich größere R^2 im Vergleich zu Modell a) vor. Die Resultate sind für das Modell b1) hierbei am höchsten. Im Verhältnis zu den Modellen ohne asymmetrische Komponente ist das R^2 in den Modellen a) und b1) identisch oder größer als im vergleichbaren Modell ohne asymmetrische Komponente. Einzig in Modell b2) ist das R^2 im Modell mit asymmetrischer Komponente kleiner als das Modell ohne asymmetrische Komponente. Der Prognosefehler ist in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und für den Jahresüberschuss geringer als das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Zusätzlich ist der RMSE in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Im Vergleich der Modelle besitzt das Modell b2) die niedrigsten Prognosefehler. Für die Modelle a) und b1) ist der Prognosefehler identisch oder geringfügig kleiner als derjenige des vergleichbaren Modells ohne asymmetrische Komponente. In Modell b2) sind die RMSE hingegen deutlich geringer als in Modell b) ohne asymmetrische Komponente.

In einer Robustheitsanalyse ändern Brauer, Westermann und Leuschner (2011) die Definition des Dummies zur Trennung der Samples dahingehend, dass dieser für das in dieser Arbeit betrachtete Sample der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer Bezug auf die zwei Zeiträume von 1981-1997 und 1998-2008 nimmt. Wie in Abbildung 5 deutlich wird, wächst die Anzahl der Beobachtungen der IFRS-Unternehmen im Zeitraum von 1998-2008 stetig, wodurch über einen Vergleich der beiden genannten Zeiträume Aussagen zur zeitlichen Entwicklung des Ausmaßes von conditional conservatism getroffen werden können. Die Resultate für die drei obigen Modelle und die ADF-Spe-

zifikation zur asymmetrischen Persistenzmessung mit dem, für den zeitlichen Vergleich, adjustierten Dummy lassen auf keine Steigerung oder Verringerung von conditional conservatism zwischen den beiden Zeiträumen schließen.[348] Diese Resultate stehen somit im Einklang mit den in dieser Arbeit diskutierten Resultaten, die ebenfalls auf keine Unterschiede zwischen den börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierern hinweisen.

Tabelle 16 beschreibt die Resultate der asymmetrischen Persistenzmessung für den Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer. Für die börsennotierten Unternehmen liegt anhand von α_2, der mit Werten von -0,188 bis -0,414 negativ ist, transitorisches Verhalten der positiven Differenzen für die HGB-Bilanzierer vor. Das Ausmaß des transitorischen Verhaltens für Perioden mit negativen Differenzen ist mit Werten von -0,115 bis -0,493 für die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ vergleichbar, jedoch in den Regressionen (3) und (6) nicht signifikant. Wird α_3 betrachtet, so wird über in zehn der zwölf Regressionen insignifikante Koeffizienten für die börsennotierten HGB-Bilanzierer kein höheres Ausmaß von transitorischem Verhalten der negativen Differenzen nachgewiesen.

Die Summe $\alpha_2 + \alpha_6$, welche mit Resultaten von -0,309 bis -0,622 größer ist als α_2, belegt qualitativ ein stärkeres transitorisches Verhalten der positiven Differenzen für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer. Quantitativ wird dies über negativ signifikante α_6 in den Regressionen (7) und (10) sowie in den Benchmark-Regressionen (8) und (11) bestätigt. Im Gegensatz zu den börsennotierten Unternehmen lässt sich für die nicht börsennotierten Unternehmen ein schwächeres transitorisches Verhalten der negativen Differenzen über $\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$ mit Werten von 0,018 bis -0,374 feststellen. So verwundert es nicht, dass die Summe $\alpha_3 + \alpha_7$ bis auf Regression (4) positiv und in den Regressionen (3), (7), (8) und (10) sogar signifikant ist. Es bestehen demnach Anzeichen dafür, dass sich *positive* in Relation zu *negativen* Differenzen für die nicht börsennotierten Unternehmen transitorischer verhalten. Dies spiegelt sich auch quantitativ in α_7 wider, der positiv und in den Regressionen (7), (10) und (11) signifikant ist. Es zeichnet sich im Modell von Basu (1997) folglich eine Tendenz für eine stärkere Absorption von Schocks in Perioden mit positiven als negativen Differenzen bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern im Verhältnis zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern ab.

Wie im Vergleich der Modelle a) und b1) zu erkennen ist, führt das Modell von Basu (1997) zu spürbar abweichenden Resultaten und verfälscht somit die Aussagen im Hinblick auf eine verlässliche Messung der asymmetrischen Persistenz. Ist eine größere Kompensation von Schocks in Perioden mit negativen im Verhältnis zu positiven Erfolgsgrößen für die börsennotierten HGB-Bilanzierer noch nicht eindeutig in Modell a) nachgewiesen, so lässt sich dies in Modell b1) anhand signifikant ne-

[348] Vgl. Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 23-26.

gativer Resultate für β_3 in sechs der zwölf Regressionen, die auch die Benchmark-Regressionen mit einschließen, zeigen. Des Weiteren sind für β_2 im Vergleich zu α_2 größere und signifikant negative Koeffizienten, die Werte zwischen -0,299 und -0,686 annehmen sowie höhere t-Werte besitzen, erkennbar. Für den Maßstab der Persistenz in Perioden mit negativen Niveauwerten, $\beta_2 + \beta_3$, liegen ebenfalls in nahezu allen Regressionen größere Werte im Vergleich zu $\alpha_2 + \alpha_3$ vor, die wiederum ein stark transitorisches Verhalten der negativen Niveauwerte verifizieren. Die Summe $\beta_2 + \beta_3$ übersteigt in dieser Modellspezifikation mit Werten von -0,338 bis -0,838 deutlich die Resultate für β_2.

Weitaus höher sind die Resultate für die nicht börsennotierten Unternehmen. Die Summe $\beta_2 + \beta_6$ ist mit Werten von -0,297 bis -1,037, insbesondere in den FE- und AB-Schätzungen, deutlich größer als β_2. Dies wird durch signifikant negative β_6 in den FE- und AB-Schätzungen bestätigt. Positive Niveauwerte sind somit für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer transitorischer als für die börsennotierten HGB-Bilanzierer. Hierbei ist zu beachten, dass in drei Regressionen $(\beta_2 + \beta_6) > -1$ und die Schocks in Perioden mit positiven Erfolgsgrößen überkompensiert werden. Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer wechselt im Gegensatz zum Modell a) das Verhältnis der stärkeren Kompensation von Schocks in positiven und negativen Perioden. Die Summe $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ übertrifft die Summe $\beta_2 + \beta_6$ bis auf die Regressionen (3), (6) und (12). Für die negativen Perioden wird mit Werten von -0,855 bis -1,455 wiederum ein übermäßig stark transitorisches Verhalten gemessen, welches durch das Modell a) nicht angemessen erfasst wird. Das Übertreffen von -1 in fünf der zwölf Regressionen lässt darauf schließen, dass auf die Realisierung von negativen Erfolgsgrößen einer Periode direkt positive Erfolgsgrößen in der nächsten Periode folgen. Eine deutliche asymmetrische Persistenz zeigt sich anhand der Summe $\beta_3 + \beta_7$, die im Vergleich zu Modell a) nicht positive, sondern signifikant negative Werte in den OLS- und FE-Regressionen aufweist. Die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer zeigen demnach bei den negativen im Verhältnis zu den positiven Niveauwerten ein stärkeres Ausmaß von transitorischem Verhalten. Im Vergleich der Unternehmenssamples kann über β_7, der zwar in den OLS-Schätzungen signifikant negativ ist, kein eindeutiger Unterschied bei der asymmetrischen Persistenz verifiziert werden.

In Modell b2) ist bei β_2 eine leichte Vergrößerung der Koeffizienten und der t-Werte in den FE- und AB-Schätzungen sowie eine Verringerung in den OLS-Schätzungen im Verhältnis zu Modell b1) zu erkennen. Insgesamt liegt der Wertebereich von β_2 zwischen -0,228 und -0,771. Die Summe $\beta_2 + \beta_3$ vermindert sich geringfügig im Vergleich zu Modell b1), bleibt hierbei jedoch signifikant, und bewegt sich zwischen -0,310 und -0,762. Sowohl positive als auch negative Niveauwerte verhalten sich für dieses Sample zu einem hohen Grad transitorisch. Quantitative Unterschiede werden mit, im Verhältnis zu Modell b1) in nahezu allen Regressionen, sinkenden β_3 für die börsennotierten HGB-

Tabelle 16: Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen für (nicht) börsennotierte Unternehmen

a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i + \alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	0,006	0,032	-	0,003	-0,005	-	0,004	0,029	-	0,000	-0,008	-
	(2,00)	(3,83)	(-)	(1,10)	(-0,38)	(-)	(1,61)	(4,06)	(-)	(0,24)	(-0,63)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,016	-0,019	-0,012	-0,014	-0,016	-0,010	-0,014	-0,016	-0,012	-0,009	-0,011	-0,007
	(-3,78)	(-5,21)	(-2,42)	(-4,07)	(-4,03)	(-1,64)	(-4,55)	(-5,05)	(-2,63)	(-3,81)	(-3,82)	(-1,34)
$\alpha_2 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,287	-0,401	-0,354	-0,283	-0,414	-0,383	-0,220	-0,336	-0,404	-0,188	-0,261	-0,259
	(-3,95)	(-5,59)	(-2,40)	(-3,71)	(-5,06)	(-2,27)	(-4,15)	(-5,09)	(-3,83)	(-3,81)	(-3,79)	(-2,45)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	0,023	0,036	0,220	-0,139	-0,079	0,150	-0,070	-0,010	0,289	-0,178	-0,192	0,023
	(0,23)	(0,31)	(1,05)	(-1,34)	(-0,71)	(0,56)	(-0,97)	(-0,10)	(2,30)	(-2,59)	(-1,83)	(0,15)
$\alpha_4 DS_i$	0,014	-	-	0,012	-	-	0,016	-	-	0,014	-	-
	(3,23)	(-)	(-)	(3,25)	(-)	(-)	(4,63)	(-)	(-)	(5,69)	(-)	(-)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,008	0,009	-0,012	0,008	0,011	0,004	0,008	0,011	0,002	0,003	0,006	-0,001
	(1,36)	(0,98)	(-0,85)	(1,66)	(1,41)	(0,36)	(1,71)	(1,47)	(0,16)	(0,91)	(1,02)	(-0,10)
$\alpha_6 DS_i * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,022	-0,219	-0,181	-0,017	-0,145	-0,115	-0,139	-0,286	-0,052	-0,201	-0,324	-0,171
	(-0,24)	(-1,58)	(-0,95)	(-0,18)	(-0,92)	(-0,44)	(-2,05)	(-2,41)	(-0,32)	(-3,21)	(-2,62)	(-1,05)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	0,022	0,250	0,271	0,124	0,264	0,366	0,212	0,366	0,103	0,289	0,409	0,237
	(0,18)	(0,98)	(0,90)	(0,98)	(1,04)	(0,89)	(2,36)	(1,86)	(0,40)	(3,34)	(1,97)	(0,80)
Beob.	6.903	6.903	3.594	6.511	6.511	3.208	6.780	6.780	3.535	6.353	6.353	3.139
R^2	0,072	0,072	-	0,093	0,093	-	0,072	0,074	-	0,097	0,098	-
RMSE	0,102	0,065	-	0,089	0,057	-	0,087	0,058	-	0,071	0,047	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,264**	-0,365**	-0,134	-0,422**	-0,493**	-0,233	-0,290**	-0,346**	-0,115*	-0,366**	-0,453**	-0,236**
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,309**	-0,620**	-0,535**	-0,300**	-0,559**	-0,498**	-0,359**	-0,622**	-0,456**	-0,389**	-0,585**	-0,430**
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,264**	-0,334*	-0,044	-0,315**	-0,374**	0,018	-0,217**	-0,266*	-0,064	-0,278**	-0,368**	-0,170
$\alpha_3 + \alpha_7$	0,045	0,286	0,491*	-0,015	0,185	0,516	0,142**	0,356*	0,392	0,111*	0,217	0,260

Fortsetzung Tabelle 16

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $NI_{i,t-1} < 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,012	0,078	-	0,010	0,047	-	0,012	0,075	-	0,007	0,045	-
	(4,83)	(10,20)	(-)	(4,44)	(7,57)	(-)	(5,19)	(10,27)	(-)	(3,67)	(8,16)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,006	-0,014	-0,012	-0,012	-0,011	-0,010	-0,007	-0,013	-0,010	-0,013	-0,011	-0,009
	(-0,99)	(-2,08)	(-1,35)	(-2,00)	(-1,68)	(-1,00)	(-1,32)	(-2,01)	(-1,24)	(-2,66)	(-2,00)	(-1,23)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,299	-0,514	-0,536	-0,431	-0,601	-0,609	-0,302	-0,502	-0,505	-0,361	-0,584	-0,686
	(-9,09)	(-10,38)	(-6,92)	(-8,85)	(-9,98)	(-5,50)	(-9,95)	(-11,25)	(-6,32)	(-8,34)	(-9,41)	(-7,05)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,039	-0,252	-0,302	0,028	-0,165	-0,221	-0,096	-0,317	-0,280	-0,155	-0,209	-0,069
	(-0,54)	(-2,59)	(-2,42)	(0,35)	(-1,61)	(-1,39)	(-1,69)	(-3,77)	(-2,48)	(-2,38)	(-2,26)	(-0,55)
$\beta_4 DS_i$	0,015	-	-	0,011	-	-	0,014	-	-	0,014	-	-
	(4,84)	(-)	(-)	(4,01)	(-)	(-)	(5,14)	(-)	(-)	(5,99)	(-)	(-)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,003	0,011	0,006	0,004	0,007	0,008	0,009	0,019	0,006	0,008	0,011	0,012
	(0,38)	(1,14)	(0,40)	(0,62)	(0,74)	(0,60)	(1,31)	(1,93)	(0,46)	(1,44)	(1,42)	(1,02)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,002	-0,501	-0,358	0,087	-0,417	-0,346	-0,016	-0,490	-0,376	-0,019	-0,453	-0,252
	(0,04)	(-7,91)	(-3,14)	(1,64)	(-5,72)	(-2,28)	(-0,46)	(-8,19)	(-3,20)	(-0,41)	(-6,03)	(-1,96)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,604	-0,182	0,317	-0,694	-0,250	0,256	-0,441	-0,037	0,252	-0,403	-0,209	0,104
	(-6,41)	(-1,16)	(1,32)	(-7,16)	(-1,70)	(0,97)	(-5,47)	(-0,25)	(1,22)	(-4,95)	(-1,36)	(0,38)
Beob.	11.780	11.780	5.308	11.373	11.373	4.917	11.670	11.670	5.288	11.171	11.171	4.830
R^2	0,189	0,163	-	0,233	0,208	-	0,222	0,197	-	0,264	0,245	-
RMSE	0,104	0,055	-	0,087	0,047	-	0,093	0,051	-	0,074	0,041	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,338**	-0,766**	-0,838**	-0,403**	-0,766**	-0,830**	-0,398**	-0,819**	-0,785**	-0,516**	-0,793**	-0,755**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,297**	-1,015**	-0,894**	-0,344**	-1,018**	-0,955**	-0,318**	-0,992**	-0,881**	-0,380**	-1,037**	-0,938**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,940**	-1,449**	-0,879**	-1,010**	-1,433**	-0,920**	-0,855**	-1,346**	-0,909**	-0,938**	-1,455**	-0,903**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,643**	-0,434**	0,015	-0,666**	-0,415**	0,035	-0,537**	-0,354**	-0,028	-0,558**	-0,418**	0,035

Fortsetzung Tabelle 16

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b2) $\Delta NI_{i,t-1} < 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,010	0,082	-	0,005	0,047	-	0,009	0,081	-	0,005	0,043	-
	(3,37)	(8,91)	(-)	(1,79)	(5,99)	(-)	(3,59)	(10,17)	(-)	(2,46)	(2,44)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,001	-0,006	0,004	0,002	-0,006	-0,002	0,004	-0,005	0,004	0,003	-0,005	0,000
	(0,15)	(-1,47)	(0,84)	(0,49)	(-1,86)	(-0,47)	(1,15)	(-1,38)	(0,79)	(0,96)	(-1,64)	(-0,06)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,262	-0,558	-0,529	-0,344	-0,680	-0,771	-0,228	-0,530	-0,455	-0,313	-0,607	-0,732
	(-7,13)	(-9,91)	(-6,91)	(-7,00)	(-10,00)	(-7,64)	(-8,20)	(-11,22)	(-6,65)	(-7,87)	(-11,57)	(-9,28)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,048	-0,042	-0,048	-0,044	0,009	0,009	-0,093	-0,052	-0,039	-0,092	-0,031	-0,003
	(-0,92)	(-0,75)	(-0,86)	(-0,64)	(0,12)	(0,11)	(-2,31)	(-1,18)	(-0,74)	(-1,79)	(-0,60)	(-0,05)
$\beta_4 DS_i$	0,021	-	-	0,019	-	-	0,019	-	-	0,015	-	-
	(4,55)	(-)	(-)	(4,91)	(-)	(-)	(5,07)	(-)	(-)	(4,99)	(-)	(-)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,014	-0,006	-0,015	0,012	-0,002	-0,003	0,011	-0,009	-0,012	0,010	-0,005	-0,003
	(2,28)	(-0,75)	(-1,61)	(2,40)	(-0,29)	(-0,38)	(2,33)	(-1,24)	(-1,22)	(2,75)	(-0,98)	(-0,47)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,047	-0,555	-0,535	0,001	-0,427	-0,245	-0,099	-0,591	-0,543	-0,043	-0,562	-0,225
	(-0,95)	(-6,21)	(-3,76)	(0,02)	(-3,96)	(-1,59)	(-2,57)	(-7,22)	(-3,41)	(-0,89)	(-6,60)	(-1,83)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,024	-0,064	0,032	-0,118	-0,136	-0,018	0,010	0,010	0,071	-0,030	-0,020	0,013
	(-0,31)	(-0,77)	(0,30)	(-1,34)	(-1,26)	(-0,16)	(0,17)	(0,13)	(0,65)	(-0,44)	(-0,26)	(0,13)
Beob.	6.869	6.869	3.570	6.483	6.483	3.191	6.711	6.711	3.518	6.214	6.214	3.078
R^2	0,138	0,108	-	0,177	0,152	-	0,163	0,128	-	0,193	0,157	-
RMSE	0,096	0,055	-	0,082	0,048	-	0,080	0,050	-	0,062	0,038	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,310**	-0,600**	-0,577**	-0,388**	-0,671**	-0,762**	-0,321**	-0,582**	-0,494**	-0,405**	-0,638**	-0,735**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,309**	-1,113**	-1,064**	-0,343**	-1,107**	-1,016**	-0,327**	-1,121**	-0,998**	-0,356**	-1,169**	-0,957**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,381**	-1,219**	-1,080**	-0,505**	-1,234**	-1,025**	-0,410**	-1,163**	-0,966**	-0,478**	-1,220**	-0,947**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,072	-0,106	-0,016	-0,162**	-0,127	-0,009	-0,083*	-0,042	0,032	-0,122**	-0,051	0,010

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a und b2) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $\Delta NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell b1) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i nicht börsennotiert. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i börsennotiert. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Bilanzierer nicht bestätigt.

Bei den nicht börsennotierten Unternehmen ist die Summe $\beta_2 + \beta_6$ für die Persistenzmessung der positiven Erfolgsgrößen in den Regressionen (4) und (10) geringer, in den übrigen Regressionen höher als in Modell b1) und übersteigt in der Hälfte der Regressionen -1. Die Summe für die Persistenzmessung der negativen Erfolgsgrößen $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ übertrifft in Modell b2) zwar, außer in den Regressionen (9) und (12), die Summe $\beta_2 + \beta_6$, jedoch ist ein auffällig starkes Sinken der Summen in den OLS-Schätzungen und eine leichte Verringerung in den FE-Schätzungen im Verhältnis zu Modell b1) nachzuweisen. Diese Abweichungen beruhen scheinbar auf der geringeren Anzahl der Beobachtungen durch die unterschiedliche Dummy-Definition. Wird in Modell b1) noch conditional conservatism für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer über negative Summen $\beta_3 + \beta_7$ in der Mehrzahl der Regressionen gemessen, liegen in Modell b2) lediglich drei signifikante Resultate vor. Ein im Verhältnis zu positiven Erfolgsgrößen höheres Ausmaß von transitorischem Verhalten für negative Erfolgsgrößen wird für dieses Sample in Modell b2) demnach nicht nachgewiesen. Zudem ist ein Unterschied bei der asymmetrischen Persistenz zwischen den Samples nicht erkennbar, da β_7 keine Signifikanz aufweist.

Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist das Bestimmtheitsmaß in Modell b1) und b2) in den FE-Regressionen kleiner und in Modell a) mindestens genauso so groß oder größer als in den OLS-Regressionen. Bei den Erfolgsgrößen ist das R^2 für den Jahresüberschuss größer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Des Weiteren ist das R^2 in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur in einem Fall identisch oder größer als in der Standardoutlierkorrektur. Wie im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen besitzen die Modelle b1) und b2) deutlich höhere R^2 als das Modell a), wobei für das Modell b2) die höchsten Resultate bestehen. Im Vergleich zum Modell ohne asymmetrische Komponente ist das R^2 in Modell a) mit asymmetrischer Komponente nur in Regression (2) geringer und in den übrigen Fällen identisch oder größer als im Modell ohne asymmetrische Komponente. In Modell b1) ist das R^2 größer und in Modell b2) kleiner als das vergleichbare Modell b) ohne asymmetrische Komponente.

Der Prognosefehler ist jeweils in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen, für den Jahresüberschuss geringer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Die geringsten Prognosefehler sind mehrheitlich für das Modell b2), gefolgt von Modell b1), zu erkennen. Im Vergleich zu den Modellen ohne asymmetrische Komponente zeigen sich in Modell a) bis auf einen kleineren Wert in Regression (7) identische Resultate. In Modell b1) sind die Resultate in drei Fällen ebenfalls identisch und in den übrigen Fällen kleiner als in Modell b) ohne asymmetrische Komponente. Innerhalb des

Modells b2) ist der RMSE in Regression (5) geringfügig höher, in Regression (2) gleich und in den übrigen Regressionen kleiner als für das vergleichbare Modell b) ohne asymmetrische Komponente.

In Modell a) aus Tabelle 17 des Unternehmensvergleichs der geprüften und nicht geprüften Unternehmen, die jeweils nicht börsennotiert sind, ist α_2 bis auf Regression (6) signifikant negativ. Auf Grund von in neun der zwölf Regressionen positiven α_3-Koeffizienten ist die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ in der Mehrheit der Regressionen kleiner als α_2. Bis auf die beiden AB-Schätzungen (3) und (9) ist die Summe signifikant und bestätigt in Zusammenhang mit den Resultaten von α_2, dass sich sowohl positive als auch negative Differenzen der Erfolgsgrößen transitorisch verhalten. Asymmetrische Persistenz liegt in Modell a) nicht vor, da α_3 in Regression (7) und den Benchmark-Regressionen (8) und (11) signifikant positiv ist und somit auf eine stärkere Kompensation von *positiven* in Relation zu *negativen* Differenzen bei den geprüften Unternehmen hinweist.

Für die nicht geprüften Unternehmen ergibt sich ein annähernd identisches Bild. Die Summe $\alpha_2 + \alpha_6$ ist zwar negativ, jedoch ist die Summe $\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$ deutlich kleiner als $\alpha_2 + \alpha_6$. Hinsichtlich der asymmetrischen Persistenz ist auch für dieses Sample über positive Summen $\alpha_3 + \alpha_7$, die in drei Regressionen, die Benchmark-Regression (8) mit eingeschlossen, signifikant ist, eine stärkere Kompensation von Schocks in Perioden mit positiven im Verhältnis zu negativen Differenzen nachzuweisen. Im Einklang mit der Einzelbetrachtung der beiden Samples beweist α_7, dass bzgl. der asymmetrischen Persistenz keine Unterschiede zwischen den Samples bestehen.

Gänzlich andere Resultate liefert das Modell b1). β_2 ist in den FE- und AB-Schätzungen mit Werten von -0,304 bis -1,095 im Vergleich zu α_2 wesentlich größer. Die t-Werte von β_2 bewegen sich zudem von -14,00 bis -38,38 und übersteigen die t-Werte von α_2 mit -1,41 bis -10,54 um ein Vielfaches. Angesichts von in diesem Modell negativer Resultate für β_3 ist auch die Summe $\beta_2 + \beta_3$ negativ und wesentlich größer als β_2. Die Summe übersteigt in acht der zwölf Regressionen -1 deutlich und lässt somit auf starke Schwankungen in der Zeitreihe zwischen negativen und positiven Niveauwerten schließen. In Bezug auf die asymmetrische Persistenz der geprüften Unternehmen, lässt sich festhalten, dass diese nicht, wie in Modell a) gemessen, einen höheren Grad der positiven, sondern der negativen Erfolgsgrößen verifiziert. Dies wird anhand von negativen und, außer in Regression (12), signifikanten β_3 unterstrichen.

Die Aussagen zu den geprüften Unternehmen sind auf die nicht geprüften Unternehmen übertragbar. Die Summe $\beta_2 + \beta_6$ bewegt sich in einem Wertebereich von -0,304 bis -1,120 und ist hierbei in den meisten Fällen größer als β_2. Es ist ebenso zu beobachten, dass $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ erheblich größer als $\beta_2 + \beta_6$ ist, wobei die Unterschiede in den OLS-Regressionen am höchsten sind. Wie auch bei den

geprüften, bestehen bei den nicht geprüften Unternehmen Anzeichen für einen höheren Grad des transitorischen Verhaltens der negativen in Relation zu den positiven Niveauwerten, da die Summe $\beta_3 + \beta_7$ in sieben Regressionen, die auch die Benchmark-Regression (11) beinhaltet, negativ und signifikant ist. Der Nachweis für einen Unterschied der asymmetrischen Persistenz zwischen den Unternehmen wird nicht erbracht, da für β_7 nur in Regression (6) ein signifikantes Resultat vorliegt. Geprüfte und nicht geprüfte Unternehmen zeigen demnach ein vergleichbares Verhalten hinsichtlich der Persistenz von positiven und negativen Erfolgsgrößen.

Für Modell b2) ergeben sich leichte Abweichungen zu Modell b1), die sich in erster Linie nicht auf die Ausprägung der Koeffizienten, sondern auf die Signifikanz der entscheidenden Koeffizienten für die Interpretation der Resultate beziehen. β_2 ist im Verhältnis zu Modell b1) in den OLS- und AB-Schätzungen, außer in Regression (1) und (3), geringfügig kleiner und in den FE-Schätzungen größer, wohingegen sich die t-Werte in Modell b2) nennenswert reduzieren, aber immer noch signifikant bleiben. Eine stärkere Kompensation von Schocks in Perioden mit negativen Erfolgsgrößen ist zwar auch in diesem Modell messbar, allerdings verringert sich β_3 infolge der unterschiedlichen Dummy-Definition in Modell b2), insbesondere in den OLS-Regressionen, deutlich. Da der Koeffizient β_6 negativ ist, übersteigt die Summe $\beta_2 + \beta_6$ den Koeffizienten β_2. Ein eindeutiger Unterschied zwischen den Samples ist wiederum nicht gegeben. Darüber hinaus wird der Effekt des negativen β_6 durch positive β_7 kompensiert, so dass in sieben Regressionen $(\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7) < (\beta_2 + \beta_6)$. Sowohl positive als auch negative Niveauwerte verhalten sich für die nicht geprüften Unternehmen transitorisch. Durch zwei signifikant negative Resultate für $\beta_3 + \beta_7$ in der Regression (10) und der Benchmark-Regression (11) wird ein für die negativen Erfolgsgrößen höherer Grad des transitorischen Verhaltens in Relation zu den positiven Erfolgsgrößen bei den nicht geprüften Unternehmen nachgewiesen. In Bezug auf eine unterschiedliche asymmetrische Persistenz zwischen den Samples ergeben sich, wie auch in den beiden anderen Modellen, in den entscheidenden Regressionen keine signifikanten Resultate für β_7.

In der asymmetrischen Persistenzmessung des Vergleichs der geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist das Bestimmtheitsmaß in Modell a) für die FE-Regressionen größer und in den Modellen b1) und b2) kleiner als in den OLS-Regressionen. Zudem ist das R^2 für den Jahresüberschuss höher als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in den Regressionen des Hadi (1994)-Outlierverfahren stärker ausgeprägt als in der Standardoutlierkorrektur. Die höchsten R^2 liegen erneut in den beiden Modellen mit unit root-Spezifikation und vor allem in Modell b1) vor. Bis auf die Regression (5) ist das R^2 entweder größer oder identisch mit demjenigen des vergleichbaren Modells a) ohne asymmetrische Komponente. In Modell b1) ist das R^2 deutlich größer und in Modell b2) kleiner als in Modell b) ohne asymmetrische Komponente.

Tabelle 17: Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen für (nicht) geprüfte Unternehmen

a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i + \alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	0,021	0,009	-	0,013	-0,002	-	0,023	0,029	-	0,016	0,002	-
	(6,30)	(0,29)	(-)	(5,04)	(-0,06)	(-)	(8,36)	(0,96)	(-)	(8,05)	(0,06)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,007	-0,009	-0,009	-0,004	-0,005	0,004	-0,011	-0,009	-0,006	-0,008	-0,007	0,000
	(-1,44)	(-1,31)	(-0,83)	(-1,09)	(-0,92)	(0,45)	(-2,84)	(-1,69)	(-0,64)	(-2,67)	(-1,67)	(0,04)
$\alpha_2 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,321	-0,614	-0,272	-0,279	-0,553	-0,179	-0,406	-0,677	-0,257	-0,403	-0,633	-0,256
	(-6,08)	(-7,00)	(-2,55)	(-5,01)	(-5,68)	(-1,41)	(-9,76)	(-9,07)	(-2,07)	(-10,54)	(-7,98)	(-2,24)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	0,091	0,281	0,119	-0,025	0,160	-0,029	0,141	0,377	0,116	0,088	0,265	-0,001
	(1,31)	(1,95)	(0,72)	(-0,35)	(1,07)	(-0,17)	(2,53)	(3,14)	(0,70)	(1,63)	(2,15)	(-0,01)
$\alpha_4 DS_i$	-0,004	-0,006	-0,002	-0,002	-0,004	0,006	-0,007	-0,011	-0,005	-0,004	-0,006	0,002
	(-0,93)	(-1,02)	(-0,14)	(-0,64)	(-0,71)	(0,68)	(-2,11)	(-2,07)	(-0,47)	(-1,56)	(-1,55)	(0,24)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,000	0,008	0,002	0,000	0,005	-0,010	0,003	0,009	-0,003	0,002	0,005	-0,008
	(0,02)	(0,96)	(0,14)	(0,06)	(0,69)	(-0,81)	(0,63)	(1,25)	(-0,25)	(0,51)	(0,92)	(-0,77)
$\alpha_6 DS_i * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,068	-0,071	-0,107	-0,073	-0,040	-0,147	0,011	0,037	-0,074	0,005	0,036	-0,083
	(-1,12)	(-0,74)	(-0,86)	(-1,15)	(-0,37)	(-1,06)	(0,22)	(0,44)	(-0,53)	(0,12)	(0,41)	(-0,62)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	0,007	0,030	0,128	0,044	0,008	0,218	-0,075	-0,146	-0,050	-0,038	-0,149	0,110
	(0,08)	(0,20)	(0,70)	(0,52)	(0,05)	(1,24)	(-1,12)	(-1,17)	(-0,28)	(-0,59)	(-1,18)	(0,62)
Beob.	12.986	12.986	5.034	12.989	12.989	5.026	12.871	12.871	4.989	12.843	12.843	4.959
R^2	0,096	0,099	-	0,104	0,109	-	0,118	0,121	-	0,130	0,136	-
RMSE	0,111	0,064	-	0,090	0,053	-	0,101	0,059	-	0,081	0,047	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,230**	-0,333**	-0,153	-0,304**	-0,393**	-0,208*	-0,265**	-0,300**	-0,141	-0,315**	-0,368**	-0,257**
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,389**	-0,685**	-0,379**	-0,352**	-0,593**	-0,326**	-0,395**	-0,640**	-0,331**	-0,398**	-0,597**	-0,339**
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,291**	-0,374**	-0,132	-0,333**	-0,425**	-0,137*	-0,329**	-0,409**	-0,265**	-0,348**	-0,481**	-0,230**
$\alpha_3 + \alpha_7$	0,098*	0,311**	0,247	0,019	0,168	0,189	0,066	0,231**	0,066	0,050	0,116	0,109

Fortsetzung Tabelle 17

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $NI_{i,t-1} < 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,027	0,129	-	0,020	0,095	-	0,028	0,119	-	0,022	0,066	-
	(14,38)	(2,82)	(-)	(13,49)	(2,75)	(-)	(17,40)	(2,84)	(-)	(18,33)	(31,58)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,003	-0,005	0,003	-0,008	-0,006	0,000	-0,002	0,004	0,001	-0,008	0,001	0,003
	(-0,74)	(-0,77)	(0,39)	(-2,12)	(-1,25)	(-0,05)	(-0,53)	(0,71)	(0,13)	(-2,47)	(0,28)	(0,44)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,304	-1,061	-0,741	-0,337	-1,095	-0,865	-0,337	-1,041	-0,768	-0,398	-1,081	-0,831
	(-14,83)	(-37,68)	(-14,00)	(-15,00)	(-33,38)	(-15,43)	(-19,05)	(-38,38)	(-15,82)	(-22,73)	(-35,42)	(-16,85)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,628	-0,331	-0,286	-0,693	-0,362	-0,257	-0,578	-0,270	-0,226	-0,601	-0,274	-0,179
	(-9,39)	(-3,53)	(-2,30)	(-10,49)	(-4,17)	(-2,12)	(-11,20)	(-3,11)	(-2,31)	(-12,88)	(-3,46)	(-1,79)
$\beta_4 DS_i$	-0,001	0,002	0,003	-0,001	0,000	0,001	-0,001	0,003	-0,002	-0,001	0,002	-0,002
	(-0,67)	(0,69)	(0,61)	(-0,66)	(0,07)	(0,30)	(-0,42)	(1,30)	(-0,31)	(-0,69)	(0,91)	(-0,42)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,005	-0,002	-0,020	0,001	0,003	-0,012	-0,001	-0,003	-0,017	0,002	-0,002	-0,012
	(-0,96)	(-0,26)	(-1,90)	(0,33)	(0,59)	(-1,45)	(-0,28)	(-0,45)	(-1,69)	(0,42)	(-0,48)	(-1,50)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,000	-0,028	-0,059	-0,006	0,001	-0,021	-0,003	-0,049	-0,012	0,003	-0,039	0,002
	(0,02)	(-0,97)	(-1,12)	(-0,24)	(0,02)	(-0,37)	(-0,17)	(-1,78)	(-0,25)	(0,12)	(-1,27)	(0,04)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,007	0,099	0,161	0,071	0,113	0,292	0,104	0,184	0,096	0,087	0,092	0,185
	(-0,09)	(0,92)	(1,17)	(0,93)	(1,12)	(2,11)	(1,68)	(1,83)	(0,85)	(1,55)	(0,98)	(1,56)
Beob.	28.989	28.989	12.875	29.012	29.012	12.891	28.914	28.914	12.850	28.843	28.843	12.837
R^2	0,187	0,174	-	0,225	0,212	-	0,242	0,229	-	0,288	0,276	-
RMSE	0,112	0,056	-	0,091	0,046	-	0,105	0,054	-	0,083	0,043	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,932**	-1,392**	-1,027**	-1,030**	-1,457**	-1,122**	-0,915**	-1,311**	-0,994**	-0,999**	-1,355**	-1,010**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,304**	-1,089**	-0,800**	-0,343**	-1,094**	-0,886**	-0,340**	-1,090**	-0,780**	-0,395**	-1,120**	-0,829**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,939**	-1,321**	-0,925**	-0,965**	-1,343**	-0,851**	-0,814**	-1,176**	-0,910**	-0,909**	-1,302**	-0,823**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,635**	-0,232**	-0,125	-0,622**	-0,249**	0,035	-0,474**	-0,086	-0,130	-0,514**	-0,182**	0,006

Fortsetzung Tabelle 17

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b2) $\Delta NI_{i,t-1} < 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,030	0,052	-	0,022	0,023	-	0,029	0,082	-	0,022	0,020	-
	(9,09)	(1,45)	(-)	(7,72)	(0,86)	(-)	(9,60)	(1,06)	(-)	(9,76)	(0,78)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,015	-0,013	0,006	0,014	-0,013	0,005	0,020	-0,011	0,003	0,014	-0,013	0,005
	(3,35)	(-2,80)	(0,81)	(3,83)	(-3,30)	(0,51)	(5,00)	(-2,36)	(0,40)	(4,61)	(-3,57)	(0,86)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,307	-1,159	-0,746	-0,328	-1,220	-0,795	-0,324	-1,150	-0,747	-0,373	-1,229	-0,799
	(-9,35)	(-27,40)	(-10,08)	(-8,45)	(-24,50)	(-9,27)	(-11,29)	(-25,91)	(-9,49)	(-12,46)	(-28,18)	(-10,15)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,072	-0,110	-0,185	-0,115	-0,091	-0,100	-0,128	-0,109	-0,137	-0,155	-0,054	-0,090
	(-1,31)	(-2,19)	(-2,56)	(-1,74)	(-1,47)	(-1,26)	(-2,87)	(-2,20)	(-1,89)	(-3,36)	(-1,02)	(-1,18)
$\beta_4 DS_i$	-0,003	0,006	0,008	-0,001	0,003	0,005	-0,002	0,007	-0,001	-0,002	0,002	0,004
	(-0,84)	(1,22)	(0,89)	(-0,33)	(0,69)	(0,53)	(-0,49)	(1,46)	(-0,06)	(-0,62)	(0,63)	(0,56)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,003	0,002	-0,009	0,001	0,002	-0,009	-0,002	-0,002	-0,001	0,001	0,004	-0,006
	(0,54)	(0,37)	(-0,89)	(0,14)	(0,51)	(-0,75)	(-0,39)	(-0,40)	(-0,13)	(0,41)	(0,97)	(-0,78)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,028	-0,076	-0,135	-0,052	-0,036	-0,086	-0,031	-0,095	-0,081	-0,013	-0,014	-0,058
	(-0,73)	(-1,80)	(-1,85)	(-1,17)	(-0,71)	(-0,98)	(-0,96)	(-2,25)	(-1,00)	(-0,37)	(-0,30)	(-0,69)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	0,115	0,067	0,190	0,120	0,031	0,131	0,132	0,108	0,159	0,080	-0,021	0,103
	(1,77)	(1,09)	(2,14)	(1,59)	(0,43)	(1,30)	(2,58)	(1,78)	(1,78)	(1,47)	(-0,32)	(1,09)
Beob.	12.912	12.912	5.006	12.927	12.927	4.997	12.732	12.732	4.949	12.690	12.690	4.915
R^2	0,148	0,143	-	0,171	0,168	-	0,186	0,181	-	0,214	0,213	-
RMSE	0,104	0,047	-	0,085	0,038	-	0,094	0,044	-	0,074	0,035	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,379**	-1,269**	-0,931**	-0,443**	-1,311**	-0,895**	-0,452**	-1,259**	-0,884**	-0,528**	-1,283**	-0,889**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,335**	-1,235**	-0,881**	-0,380**	-1,256**	-0,881**	-0,355**	-1,245**	-0,828**	-0,386**	-1,243**	-0,857**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,292**	-1,278**	-0,876**	-0,375**	-1,316**	-0,850**	-0,351**	-1,246**	-0,806**	-0,461**	-1,318**	-0,844**
$\beta_3 + \beta_7$	0,043	-0,043	0,005	0,005	-0,060	0,031	0,004	-0,001	0,022	-0,075**	-0,075*	0,013

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a und b2) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $\Delta NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell b1) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Der Prognosefehler ist, wie bei den anderen beiden Unternehmensvergleichen, für die FE- kleiner als für die OLS-Regressionen, für den Jahresüberschuss geringer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Die niedrigsten RMSE sind erneut in Modell b2) zu finden. Die RMSE der beiden anderen Modelle a) und b1) liegen in etwa auf dem gleichen Niveau. Im Rahmen des Modells a) sind die Prognosefehler bis auf Regression (8), in der er kleiner ist, vollkommen identisch mit dem RMSE des vergleichbaren Modells ohne asymmetrische Komponente. Für das Modell b1) sind in vier Regressionen ebenfalls identische und in den übrigen Fällen geringfügig kleinere RMSE im Vergleich zu Modell b) ohne asymmetrische Komponente zu erkennen. Die Unterschiede zwischen Modell b2) und dem symmetrischen Modell b) sind eindeutiger und zeigen niedrigere Prognosefehler im Modell mit asymmetrischer Komponente.

Die Tabelle 18 beschreibt die Resultate der asymmetrischen Persistenzmessung für das Sample der US-amerikanischen Unternehmen.[349] Für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit ergibt sich innerhalb des Modells a) lediglich ein signifikantes Resultat für α_2 in Regression (7). Da die Koeffizienten zudem nahe null liegen, ergibt sich ein persistentes Verhalten der positiven Ergebnisse. α_2 ist in den OLS- und FE-Regressionen des Jahresüberschusses hingegen signifikant negativ, wesentlich größer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und verifiziert für die positiven Differenzen ein transitorisches Verhalten. In der Einzelbetrachtung der negativen Differenzen wird über negative Summen $\alpha_2 + \alpha_3$ ein transitorisches Verhalten für die Erfolgsgrößen nachgewiesen. In den Regressionen von NI übersteigt die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ die korrespondierenden Summen von IX. Hinsichtlich der asymmetrischen Persistenzmessung liegen für α_3, außer in den AB-Regressionen (3), (9) und (12), signifikant negative Koeffizienten vor, die einen höheren Grad des transitorischen Verhaltens von negativen im Verhältnis zu positiven Differenzen belegen. Bis auf eine Ausnahme ist α_3 in den Regressionen von NI größer als für IX.

Im Vergleich von Modell a) und b1) ist, wie auch bei den deutschen Unternehmen, zu erkennen, dass β_2 für die Erfolgsgrößen in Modell b1) im Gegensatz zu α_2 negativ und signifikant ist. β_2 nimmt Werte zwischen -0,106 und -0,710 an und ist, insbesondere in den FE- und AB-Regressionen, weitaus größer als α_2. Die t-Werte von β_2 sind zudem bemerkenswert höher als diejenigen von α_2. Grundsätzlich ergibt sich über die negativen β_2-Koeffizienten ein transitorisches Verhalten für Schocks in Perioden mit einem positiven Jahresüberschuss, welches leicht größer ist als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Durch die Erhöhung von β_2 vergrößert sich auch die Summe $\beta_2 + \beta_3$ im Verhältnis zu

[349] Die an dieser Stelle präsentierten Resultate entsprechen denen in Brauer und Westermann (2010), S. 10-15 beschriebenen Resultaten.

der Summe der α-Koeffizienten. Für beide Erfolgsgrößen wird in Modell b1) ein stark transitorisches Verhalten der negativen Ergebnisse dokumentiert. β_3 ist in den OLS- und FE-Schätzungen signifikant negativ und in diesen Regressionen bis auf Regression (2) größer als α_3. Der Grad des asymmetrisch transitorischen Verhaltens scheint somit für die negativen in Relation zu den positiven Erfolgsgrößen in Modell b1) höher zu sein, als durch Modell a) bewiesen wird. Im Vergleich der Erfolgsgrößen ist β_3 in den OLS- und FE-Schätzungen für den Jahresüberschuss jeweils größer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit, wodurch sich auch die Summe $\beta_2 + \beta_3$ geringfügig erhöht.

Für das Modell b2) sind zwar keine auffälligen Unterschiede zu Modell b1) für β_2, jedoch für β_3 ersichtlich. Die Resultate von β_2 sind in Modell b2) bis auf die Regressionen (6), (9) und (11) leicht kleiner als in Modell b1). Der Koeffizient bleibt immer noch negativ und bestätigt transitorisches Verhalten für positive Periodenergebnisse. Zudem ist ein Rückgang der t-Werte des Koeffizienten, außer in den AB-Regressionen (6) und (9), erkennbar. β_3 verringert sich im Verhältnis zu Modell b1) deutlich und bewegt sich nur noch in einem Wertebereich von -0,058 bis -0,132. Die t-Werte erhöhen sich dagegen in acht der zwölf Regressionen. Der Koeffizient ist neben den OLS- und FE-Regressionen auch in Regression (12) signifikant und liefert auf Grund des geringeren Wertebereichs nur noch schwache Evidenz für einen voneinander abweichenden Grad des transitorischen Verhaltens von negativen im Verhältnis zu positiven Erfolgsgrößen. Analog zu der Reduzierung von β_3 sinkt die Summe $\beta_2 + \beta_3$, wobei die größten Unterschiede zu Modell b1) bei den OLS- und FE-Schätzungen festzustellen sind. Die negativen Niveauwerte zeigen folglich in Modell b2) einen geringeren Grad von transitorischem Verhalten als in Modell b1). Im Vergleich des Jahresüberschusses mit dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit liegen in Modell b2) für sämtliche Koeffizienten, mit der einzigen Ausnahme von β_2 in Regression (12), höhere Werte beim Jahresüberschuss vor. Grundsätzlich sind jedoch die Unterschiede in Modell b2) zwischen den Definitionen der Erfolgsgrößen für die US-Unternehmen nicht wesentlich.

Zufolge der fehlenden Möglichkeit zur Durchführung eines Unternehmensvergleichs für die US-Unternehmen wird erstmalig das TAR-Modell in seiner Grundform, welches die Ausprägung der Persistenz für positive und negative Perioden direkt wiedergibt, dargestellt. In den vorherigen Analysen wird auf diese Darstellung wegen der vorrangigen Verdeutlichung der Unterschiede zwischen den Samples und der Vergleichbarkeit zu Ball und Shivakumar (2005) verzichtet. Das Modell c1) bestätigt die Resultate der asymmetrischen Persistenzmessung des korrespondierenden Modells b1). Für beide Erfolgsgrößen verhalten sich die positiven Niveauwerte, gemessen über den Koeffizienten β_1, transitorisch. Das Ausmaß des transitorischen Verhaltens ist in den FE-Schätzungen und besonders in den AB-Schätzungen am höchsten. Im Vergleich der Erfolgsgrößen ist β_1 für den Jahresüberschuss

größer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit.

Anhand von β_2 zeigt sich für die negativen Periodenergebnisse ein transitorisches Verhalten, wobei bereits qualitativ für beide Erfolgsgrößen über den Koeffizienten β_2, der wesentlich größer ist als β_1, ein stärkerer Grad für die negativen Niveauwerte nachgewiesen wird. β_2 ist in fünf der sechs Regressionen des Jahresüberschusses größer als in den Regressionen des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Auffällig ist auch, dass die beiden Koeffizienten für die Erfolgsgrößen in den OLS- und FE-Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur durchgängig leicht größer sind als in der Standardoutlierkorrektur. Die Differenz $\beta_1 - \beta_2$ beweist quantitativ über positive Resultate den bereits qualitativ zu erkennenden höheren Grad des transitorischen Verhaltens der negativen im Verhältnis zu den positiven Niveauwerten. Das Ausmaß des transitorischen Verhaltens ist erneut für den Jahresüberschuss in den OLS- und FE-Regressionen größer als beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit.

Die Resultate von Modell c2) sind ebenfalls mit den Resultaten des Modells b2) vergleichbar. In diesem Modell verringert sich β_2 im Vergleich zu Modell c1) erkennbar, wohingegen β_1 geringfügig größer als in Modell c1) ist und somit einen leicht höheren Grad des transitorischen Verhaltens für die positiven Niveauwerte belegt. Die t-Werte der beiden Koeffizienten sind, bis auf β_1 in den Regressionen (3) und (6), in Modell c2) größer als in Modell c1). Im Vergleich der Erfolgsgrößen innerhalb des Modells c2) ist jeweils das Ausmaß des transitorischen Verhaltens der positiven und der negativen Jahresüberschüsse stärker als das des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. In Modell c2) weisen positive Differenzen $\beta_1 - \beta_2$ auch auf ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen in Relation zu den positiven Erfolgsgrößen hin. Wie bereits erwähnt, ist das Ausmaß jedoch geringer, als es durch Modell c1) oder auch Modell b1) verifiziert wird. Im Gegensatz zu Modell c1) ist die Differenz der Koeffizienten für den Jahresüberschuss in Modell c2) kleiner als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit.

In der Analyse des US-Samples ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- größer als in den OLS-Regressionen, für den Jahresüberschuss höher als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur stärker ausgeprägt als in der Standardoutlierkorrektur. Die im Vergleich der Modelle höchsten R^2 liegen, wie auch bei den deutschen Unternehmen, in den Modellen mit unit root-Spezifikation, d.h. in den Modellen b1) und c1) bzw. b2) und c2) vor, wobei die beiden erstgenannten Modelle erneut die höchsten Resultate aufweisen. Im Vergleich zu den Modellen ohne asymmetrische Komponente ist in den Modellen a) und b1) das R^2 eindeutig größer als in den vergleichbaren symmetrischen Modellen a) und b). Für Modell b2) sind die Resultate eher gemischt, da in einem Fall das R^2 identisch mit dem symmetrischen Modell ist und in zwei der

Tabelle 18: Asymmetrische Persistenzmessung der Erfolgsgrößen für S&P 500-Unternehmen

a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	-0,001	-0,018	-	-0,001	-0,019	-	-0,001	-0,017	-	-0,001	0,004	-
	(-1,76)	(-4,72)	(-)	(-1,42)	(-4,57)	(-)	(-1,86)	(-4,71)	(-)	(-2,00)	(1,04)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,004	-0,003	-0,001	-0,006	-0,005	-0,009	-0,005	-0,004	-0,004	-0,006	-0,005	-0,009
	(-4,46)	(-3,57)	(-0,19)	(-6,15)	(-4,84)	(-2,31)	(-5,21)	(-4,01)	(-1,31)	(-6,27)	(-4,92)	(-2,61)
$\alpha_2 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,063	-0,033	0,110	-0,142	-0,139	-0,061	-0,065	-0,040	-0,066	-0,137	-0,136	-0,120
	(-1,91)	(-1,07)	(0,81)	(-4,10)	(-4,15)	(-0,57)	(-2,20)	(-1,46)	(-0,52)	(-4,45)	(-4,30)	(-1,21)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,206	-0,286	-0,378	-0,261	-0,318	-0,356	-0,246	-0,317	-0,134	-0,282	-0,335	-0,323
	(-4,47)	(-5,72)	(-1,65)	(-5,32)	(-5,53)	(-2,04)	(-5,91)	(-7,13)	(-0,59)	(-6,16)	(-5,86)	(-1,90)
Beob.	7.368	7.368	7.157	7.364	7.364	7.148	7.428	7.428	7.230	7.412	7.412	7.208
R^2	0,022	0,112	-	0,056	0,151	-	0,031	0,117	-	0,062	0,157	-
RMSE	0,028	0,027	-	0,033	0,032	-	0,029	0,028	-	0,034	0,033	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,269**	-0,319**	-0,268**	-0,403**	-0,457**	-0,417**	-0,311**	-0,357**	-0,200**	-0,419**	-0,471**	-0,443**

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $NI_{i,t-1} < 0$

β_0	0,006	-0,002	-	0,006	-0,002	-	0,007	-0,002	-	0,006	-0,006	-
	(8,28)	(-0,66)	(-)	(6,81)	(-0,44)	(-)	(9,02)	(-0,62)	(-)	(7,08)	(-1,26)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,007	0,009	0,002	0,006	0,011	0,004	0,005	0,008	0,003	0,007	0,011	-0,002
	(1,79)	(2,61)	(0,26)	(1,38)	(2,81)	(0,52)	(1,48)	(2,47)	(0,49)	(1,63)	(2,54)	(-0,21)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,106	-0,225	-0,562	-0,118	-0,256	-0,661	-0,115	-0,239	-0,463	-0,124	-0,260	-0,710
	(-12,71)	(-16,17)	(-6,01)	(-11,83)	(-15,91)	(-4,93)	(-13,59)	(-17,15)	(-4,02)	(-12,59)	(-15,21)	(-6,68)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,377	-0,255	-0,175	-0,528	-0,359	-0,170	-0,496	-0,358	-0,318	-0,567	-0,412	-0,102
	(-3,47)	(-2,50)	(-0,86)	(-5,11)	(-4,12)	(-0,71)	(-7,02)	(-5,23)	(-1,81)	(-8,03)	(-4,66)	(-0,57)
Beob.	7.505	7.505	7.260	7.507	7.507	7.260	7.625	7.625	7.435	7.617	7.617	7.419
R^2	0,071	0,145	-	0,102	0,180	-	0,114	0,180	-	0,142	0,213	-
RMSE	0,028	0,026	-	0,033	0,030	-	0,029	0,026	-	0,034	0,031	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,483**	-0,480**	-0,737**	-0,646**	-0,615**	-0,831**	-0,611**	-0,597**	-0,781**	-0,691**	-0,672**	-0,812**

Fortsetzung Tabelle 18

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
b2) $\Delta NI_{i,t-1} < 0$												
		$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$	
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,006	0,000	-	0,005	0,000	-	0,006	0,021	-	0,006	0,016	-
	(5,21)	(0,03)	(-)	(3,80)	(-0,02)	(-)	(5,90)	(7,79)	(-)	(4,63)	(3,79)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,006	0,005	0,004	0,011	0,011	0,004	0,008	0,006	0,000	0,011	0,011	0,006
	(4,40)	(3,10)	(0,90)	(5,82)	(5,30)	(0,82)	(5,29)	(3,45)	(-0,09)	(6,38)	(5,60)	(1,10)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,090	-0,220	-0,544	-0,107	-0,252	-0,721	-0,096	-0,231	-0,660	-0,117	-0,262	-0,605
	(-7,74)	(-13,50)	(-5,17)	(-7,17)	(-12,03)	(-6,44)	(-9,06)	(-14,03)	(-5,56)	(-8,73)	(-13,48)	(-5,28)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,087	-0,086	-0,081	-0,122	-0,132	-0,091	-0,097	-0,091	-0,058	-0,122	-0,131	-0,104
	(-5,14)	(-4,48)	(-1,69)	(-5,82)	(-6,02)	(-1,76)	(-5,98)	(-4,86)	(-1,17)	(-6,21)	(-6,36)	(-1,96)
Beob.	7.294	7.294	7.055	7.292	7.292	7.048	7.413	7.413	7.216	7.395	7.395	7.190
R^2	0,056	0,126	-	0,076	0,154	-	0,071	0,138	-	0,088	0,163	-
RMSE	0,027	0,025	-	0,033	0,030	-	0,028	0,026	-	0,034	0,031	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,177**	-0,306**	-0,625**	-0,229**	-0,384**	-0,812**	-0,193**	-0,322**	-0,718**	-0,239**	-0,393**	-0,709**
$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
c1) $NI_{i,t-1} > 0$												
β_0	0,007	-0,001	-	0,007	-0,001	-	0,007	-0,001	-	0,007	-0,005	-
	(8,96)	(-0,39)	(-)	(7,35)	(-0,16)	(-)	(9,69)	(-0,37)	(-)	(7,80)	(-0,98)	(-)
$\beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,112	-0,232	-0,447	-0,123	-0,266	-0,605	-0,120	-0,246	-0,457	-0,130	-0,273	-0,553
	(-13,33)	(-16,27)	(-10,05)	(-12,33)	(-15,84)	(-11,63)	(-14,23)	(-17,07)	(-5,43)	(-13,26)	(-15,25)	(-8,65)
$\beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1}$	-0,620	-0,654	-0,949	-0,738	-0,769	-0,967	-0,681	-0,698	-0,906	-0,767	-0,797	-0,831
	(-8,51)	(-8,93)	(-3,73)	(-10,79)	(-10,92)	(-8,42)	(-13,20)	(-12,92)	(-6,70)	(-15,48)	(-12,48)	(-8,80)
Beob.	7.505	7.505	7.260	7.507	7.507	7.260	7.625	7.625	7.435	7.617	7.617	7.419
R^2	0,070	0,143	-	0,101	0,178	-	0,114	0,179	-	0,141	0,210	-
RMSE	0,028	0,026	-	0,033	0,030	-	0,029	0,026	-	0,034	0,031	-
$\beta_1 - \beta_2$	0,508**	0,422**	0,502	0,615**	0,503**	0,362**	0,561**	0,452**	0,449*	0,637**	0,524**	0,278*

Fortsetzung Tabelle 18

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

c2) $\Delta NI_{i,t-1} > 0$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,009	0,003	-	0,012	0,007	-	0,011	0,025	-	0,013	0,022	-
	(12,52)	(0,88)	(-)	(12,69)	(1,79)	(-)	(14,20)	(9,11)	(-)	(13,98)	(5,59)	(-)
$\beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,126	-0,251	-0,614	-0,170	-0,320	-0,726	-0,137	-0,266	-0,510	-0,180	-0,330	-0,628
	(-14,29)	(-17,44)	(-7,58)	(-15,55)	(-18,56)	(-11,24)	(-16,49)	(-19,29)	(-7,43)	(-17,41)	(-19,02)	(-12,08)
$\beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1}$	-0,151	-0,289	-0,646	-0,191	-0,353	-0,758	-0,164	-0,305	-0,548	-0,201	-0,364	-0,666
	(-15,41)	(-16,20)	(-8,11)	(-15,74)	(-17,90)	(-11,62)	(-16,69)	(-18,62)	(-8,21)	(-16,95)	(-18,36)	(-12,52)
Beob.	7.294	7.294	7.055	7.292	7.292	7.048	7.413	7.413	7.216	7.395	7.395	7.190
R^2	0,052	0,122	-	0,069	0,143	-	0,066	0,133	-	0,080	0,152	-
RMSE	0,028	0,026	-	0,033	0,030	-	0,028	0,026	-	0,034	0,031	-
$\beta_1 - \beta_2$	0,025**	0,038**	0,032**	0,021*	0,033**	0,032*	0,027**	0,039**	0,038**	0,021*	0,034**	0,038**

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a), b2) und c2) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $\Delta NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell b1) und c1) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Regressionen ober- und in den weiteren Fällen unterhalb des symmetrischen Modells b) liegt. Das R^2 der zwei Modelle c1) und c2) ist leicht kleiner als in den analogen Spezifikationen der Modelle b1) und b2).

Der Prognosefehler ist in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen, für den Jahresüberschuss größer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und für die Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur gleich groß oder größer als in der Standardoutlierkorrektur. Zwischen den Modellen sind annähernd keine Unterschiede des RMSE zu erkennen. Der RMSE ist in den drei Modellen a), b1) und b2) jeweils mit den Resultaten aus den symmetrischen Modellen a) und b) identisch oder liegt geringfügig darunter. Die beiden Modelle c1) und c2) besitzen im Verhältnis zueinander und zu den entsprechenden Spezifikationen der Modelle b1) und b2) fast vollständig identische Resultate.

In der asymmetrischen Persistenzmessung der ADF-Spezifikation aus Tabelle 19[350] ist β_2 für den Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer mit Werten von -0,217 bis -0,645 bis auf die Regressionen (5), (8) und (12) niedriger als in Modell b1) aus Tabelle 15. Die t-Werte von β_2 reduzieren sich, außer in Regression (12), in der ADF-Spezifikation leicht. Ferner ist β_3 in acht der zwölf Regressionen geringer als in Modell b1). β_3 bleibt in ebenfalls acht Regressionen signifikant negativ und bestätigt eine stärkere Kompensation von Schocks in Perioden mit negativen in Relation zu positiven Niveauwerten für die IFRS-Unternehmen. Die Summe $\beta_2 + \beta_6$ ist im Vergleich zu Modell b1) bis auf Regression (5) kleiner und liegt im Verhältnis zu den IFRS-Unternehmen etwa in einem ähnlichen Wertebereich. Im Gegensatz zu Modell b1) ist, insbesondere in den FE- und AB-Schätzungen, $(\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7) > (\beta_2 + \beta_6)$, so dass qualitativ ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen im Verhältnis zu den positiven Niveauwerten für die HGB-Bilanzierer bewiesen wird. Dieses Resultat wird über in acht Regressionen signifikant negative Summen $\beta_3 + \beta_7$ quantifiziert. Gemäß den Resultaten von β_7 ergibt sich kein eindeutiger Unterschied hinsichtlich der asymmetrischen Persistenz zwischen den Samples.

Im Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ergibt sich auch, außer in Regression (5), ein Rückgang von β_2 und der t-Werte des Koeffizienten im Vergleich zu Modell b1). β_3 und die dazugehörigen t-Werte vergrößern sich im Gegensatz zu β_2 merklich und weisen in acht der zwölf Regressionen signifikant negative Resultate auf. Dies lässt eine höhere Kompensation von Schocks in Perioden mit negativen im Verhältnis zu positiven Erfolgsgrößen bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern folgern. Bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern bestätigt die Summe

[350] Für den Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer sind die Resultate der Tabelle 19 auch in Brauer, Westermann und Leuschner (2011), S. 14 sowie für die US-Unternehmen in Brauer und Westermann (2010), S. 15 enthalten.

$\beta_2 + \beta_6$, welche bis auf die Regressionen (1) und (4) vor allem in den FE- und AB-Schätzungen größer ist als β_2, ein ausgeprägteres transitorisches Verhalten der positiven Niveauwerte. Die Unterschiede zu β_2 werden durch negative β_6, die bis auf Regression (6) in allen FE- und AB-Schätzungen größer als in Modell b1) sind, quantifiziert. Der Indikator zur Persistenzmessung der negativen Ergebnisse für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer übersteigt den Maßstab der positiven Ergebnisse und beweist ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen Ergebnisse für dieses Sample. Die Summe $\beta_3 + \beta_7$ ist dementsprechend negativ, aber lediglich in den OLS-Regressionen signifikant. Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer existiert somit im Gegensatz zu den börsennotierten Unternehmen – und zu Modell b1) – kein eindeutiger Hinweis auf eine asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen in der ADF-Spezifikation. Der Unterschied zwischen den Samples bleibt auf Grund der Resultate von β_7 nur qualitativer Natur.

Im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen über das ADF-Modell verringert sich β_2, außer in den Regressionen mit fixed effects, im Verhältnis zu Modell b1) geringfügig. Gleichzeitig reduzieren sich die t-Werte des Koeffizienten erheblich. Die Koeffizienten bleiben allerdings negativ und liefern Evidenz für ein transitorisches Verhalten der Schocks in Perioden mit positiven Periodenergebnissen. Für β_3 liegt ebenfalls ein Rückgang der Koeffizienten in den OLS- und FE-Regressionen im Vergleich zu Modell b1) vor. Abweichend von Modell b1) ist β_3 im ADF-Modell nicht mehr in jeder Regression, sondern nur noch in sieben der zwölf Regressionen signifikant. Da in den Benchmark-Regressionen des ADF-Modells keine negativ signifikanten β_3 mehr vorliegen, existiert kein Nachweis für ein stärkeres transitorisches Verhalten von negativen Niveauwerten für die geprüften Unternehmen. Die Summe zur Persistenzmessung von positiven Niveauwerten der nicht geprüften Unternehmen erhöht sich auf Grund von leicht negativen β_6, so dass die nicht geprüften Unternehmen ein höheres transitorisches Verhalten bei den positiven Ergebnissen aufweisen als die geprüften Unternehmen. Diese Aussage wird über in der Benchmark-Regression (8) signifikante Resultate unterstützt. Im Gegensatz zu den geprüften Unternehmen ergibt sich anhand von in sieben Regressionen signifikanten Summen $\beta_3 + \beta_7$, die auch die Benchmark-Regression (11) berücksichtigen, ein Beleg für ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen im Verhältnis zu den positiven Niveauwerten bei den nicht geprüften Unternehmen. Bei den negativen Niveauwerten übersteigt die relevante Summe der Koeffizienten, insbesondere in den FE-Regressionen, diejenige der geprüften Unternehmen in sieben Regressionen. β_7 ist im Einklang hiermit zwar lediglich in einer Regression, jedoch in der Benchmark-Regression (11), negativ signifikant. Hieraus lässt sich folgern, dass die nicht geprüften Unternehmen ein höheres Ausmaß von conditional conservatism in der ADF-Spezifikation besitzen.

Für die Unternehmen des amerikanischen Kapitalmarkts reduziert sich β_2 im ADF-Modell bis auf

Tabelle 19: Asymmetrische Persistenz der Erfolgsgrößen (ADF)

I. IFRS-/HGB-Unternehmen

$$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_8 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,005	0,021	-	0,008	0,012	-	0,007	0,033	-	0,005	0,014	-
	(1,30)	(2,00)	(-)	(2,24)	(0,75)	(-)	(2,22)	(3,85)	(-)	(2,23)	(0,80)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,003	0,001	-0,003	-0,008	-0,011	0,015	0,002	0,000	0,031	-0,004	-0,005	0,014
	(-0,24)	(0,10)	(-0,19)	(-0,73)	(-1,00)	(0,87)	(0,31)	(-0,06)	(2,18)	(-0,61)	(-0,66)	(1,23)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,236	-0,530	-0,343	-0,295	-0,645	-0,423	-0,217	-0,504	-0,364	-0,235	-0,577	-0,606
	(-5,26)	(-9,81)	(-3,44)	(-5,56)	(-8,89)	(-2,83)	(-6,41)	(-10,40)	(-3,40)	(-6,52)	(-9,54)	(-4,63)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,191	-0,394	-0,639	-0,114	-0,228	-0,541	-0,214	-0,325	-0,230	-0,246	-0,224	-0,117
	(-2,00)	(-3,77)	(-4,52)	(-1,10)	(-1,87)	(-2,46)	(-3,08)	(-3,38)	(-1,33)	(-3,28)	(-2,28)	(-0,65)
$\beta_4 DS_i$	0,003	0,007	-0,002	-0,003	0,001	0,004	-0,002	-0,005	0,001	-0,002	-0,003	-0,003
	(0,56)	(0,88)	(-0,12)	(-0,73)	(0,12)	(0,31)	(-0,61)	(-0,89)	(0,07)	(-0,65)	(-0,69)	(-0,40)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,004	-0,019	-0,005	0,005	0,000	-0,023	-0,002	-0,008	-0,029	-0,005	-0,001	-0,012
	(-0,31)	(-1,51)	(-0,27)	(0,41)	(-0,02)	(-1,21)	(-0,23)	(-0,73)	(-1,80)	(-0,55)	(-0,10)	(-0,90)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,012	0,051	-0,057	0,000	0,099	-0,154	0,017	0,102	0,015	-0,031	0,083	0,009
	(-0,21)	(0,83)	(-0,45)	(0,00)	(0,96)	(-0,86)	(0,38)	(1,99)	(0,12)	(-0,61)	(1,20)	(0,07)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	0,117	-0,025	0,216	0,080	-0,021	0,353	0,086	-0,099	-0,250	0,029	0,016	-0,079
	(1,00)	(-0,19)	(1,26)	(0,59)	(-0,13)	(1,34)	(0,95)	(-0,85)	(-1,26)	(0,29)	(0,12)	(-0,37)
$\beta_8 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,080	0,021	-0,010	-0,093	0,007	-0,023	-0,047	0,034	0,023	-0,076	-0,010	0,012
	(-3,45)	(0,83)	(-0,33)	(-3,47)	(0,28)	(-0,70)	(-2,55)	(1,77)	(0,84)	(-3,84)	(-0,45)	(0,39)
Beob.	5.316	5.316	4.576	4.784	4.784	4.076	5.141	5.141	4.41	4.512	4.512	3.826
R^2	0,148	0,150	-	0,151	0,150	-	0,156	0,165	-	0,175	0,178	-
RMSE	0,097	0,079	-	0,088	0,072	-	0,076	0,064	-	0,061	0,052	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,427**	-0,924**	-0,982**	-0,409**	-0,873**	-0,964**	-0,431**	-0,829**	-0,594**	-0,481**	-0,801**	-0,723**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,248**	-0,479**	-0,400**	-0,295**	-0,546**	-0,577**	-0,200**	-0,402**	-0,349**	-0,266**	-0,494**	-0,597**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,322**	-0,898**	-0,823**	-0,329**	-0,795**	-0,765**	-0,328**	-0,826**	-0,829**	-0,483**	-0,702**	-0,793**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,074	-0,419**	-0,423**	-0,034	-0,249*	-0,188	-0,128*	-0,424**	-0,480**	-0,217**	-0,208*	-0,196

Fortsetzung Tabelle 19

II. (nicht) börsennotierte Unternehmen

$$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_8 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,008	0,070	-	0,006	0,037	-	0,005	0,065	-	0,003	0,032	-
	(2,89)	(7,96)	(-)	(2,51)	(5,16)	(-)	(2,42)	(8,54)	(-)	(1,49)	(1,95)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,006	-0,012	-0,008	-0,009	-0,012	-0,002	0,000	-0,009	-0,004	-0,010	-0,006	0,000
	(-0,86)	(-1,74)	(-0,70)	(-1,46)	(-1,80)	(-0,20)	(-0,04)	(-1,42)	(-0,51)	(-2,15)	(-1,27)	(-0,05)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,232	-0,492	-0,424	-0,333	-0,604	-0,572	-0,190	-0,442	-0,310	-0,231	-0,515	-0,587
	(-6,44)	(-9,18)	(-4,50)	(-6,11)	(-7,92)	(-4,62)	(-6,92)	(-10,12)	(-3,73)	(-6,15)	(-8,50)	(-4,99)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,119	-0,359	-0,452	-0,053	-0,216	-0,268	-0,152	-0,413	-0,518	-0,272	-0,285	-0,265
	(-1,53)	(-3,46)	(-3,95)	(-0,59)	(-1,80)	(-1,59)	(-2,51)	(-4,97)	(-4,39)	(-4,10)	(-2,87)	(-2,17)
$\beta_4 DS_i$	0,016	-	-	0,012	-	-	0,018	-	-	0,014	-	-
	(4,35)	(-)	(-)	(3,90)	(-)	(-)	(6,36)	(-)	(-)	(6,07)	(-)	(-)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,004	0,011	-0,016	0,003	0,013	-0,015	0,002	0,016	-0,016	0,007	0,009	-0,018
	(0,41)	(0,77)	(-0,79)	(0,35)	(1,06)	(-0,99)	(0,27)	(1,30)	(-0,87)	(1,06)	(0,96)	(-1,40)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,017	-0,585	-0,542	0,089	-0,436	-0,330	-0,057	-0,618	-0,706	-0,021	-0,614	-0,467
	(0,36)	(-6,13)	(-2,84)	(1,41)	(-3,44)	(-1,49)	(-1,61)	(-7,19)	(-3,63)	(-0,46)	(-6,49)	(-2,54)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,501	0,066	0,239	-0,597	-0,059	-0,109	-0,323	0,215	0,516	-0,292	0,171	0,183
	(-4,07)	(0,33)	(0,86)	(-4,86)	(-0,28)	(-0,30)	(-3,46)	(1,21)	(1,83)	(-3,08)	(0,99)	(0,53)
$\beta_8 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,083	0,042	0,011	-0,098	0,015	0,003	-0,109	0,043	0,002	-0,126	0,034	-0,002
	(-4,09)	(1,57)	(0,31)	(-4,45)	(0,45)	(0,07)	(-6,48)	(1,70)	(0,06)	(-7,54)	(1,30)	(-0,05)
Beob.	6.869	6.869	3.570	6.483	6.483	3.191	6.711	6.711	3.518	6.214	6.214	3.078
R^2	0,165	0,115	-	0,210	0,163	-	0,187	0,135	-	0,230	0,163	-
RMSE	0,094	0,055	-	0,081	0,048	-	0,079	0,049	-	0,061	0,038	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,351**	-0,851**	-0,876**	-0,386**	-0,820**	-0,840**	-0,342**	-0,855**	-0,828**	-0,503**	-0,800**	-0,852**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,215**	-1,077**	-0,966**	-0,244**	-1,040**	-0,902**	-0,247**	-1,060**	-1,016**	-0,252**	-1,129**	-1,054**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,835**	-1,370**	-1,179**	-0,894**	-1,315**	-1,279**	-0,722**	-1,258**	-1,018**	-0,816**	-1,243**	-1,136**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,620**	-0,293	-0,213	-0,650**	-0,275	-0,377	-0,475**	-0,198	-0,002	-0,564**	-0,114	-0,082

Fortsetzung Tabelle 19

III. (nicht) geprüfte Unternehmen

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_8 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,024	0,044	-	0,017	0,014	-	0,023	0,073	-	0,017	0,013	-
	(8,95)	(1,18)	(-)	(7,83)	(0,50)	(-)	(10,93)	(0,88)	(-)	(10,50)	(0,49)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,006	0,010	0,001	-0,006	0,004	0,001	-0,004	0,012	0,000	-0,005	0,005	-0,003
	(-0,90)	(1,14)	(0,04)	(-0,97)	(0,51)	(0,06)	(-0,69)	(1,43)	(-0,02)	(-1,19)	(0,89)	(-0,31)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,214	-1,221	-0,673	-0,224	-1,271	-0,729	-0,218	-1,178	-0,706	-0,247	-1,292	-0,731
	(-7,24)	(-24,33)	(-7,19)	(-6,32)	(-20,82)	(-7,36)	(-9,25)	(-22,33)	(-5,73)	(-9,92)	(-25,72)	(-6,69)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,625	-0,097	-0,388	-0,630	-0,240	-0,457	-0,572	-0,162	-0,247	-0,600	-0,132	-0,309
	(-6,37)	(-0,80)	(-2,85)	(-5,79)	(-2,03)	(-2,93)	(-7,57)	(-1,39)	(-1,51)	(-8,56)	(-1,34)	(-1,79)
$\beta_4 DS_i$	-0,001	0,009	0,010	-0,001	0,005	0,007	0,000	0,009	0,002	0,000	0,004	0,004
	(-0,22)	(2,23)	(1,28)	(-0,39)	(1,55)	(1,22)	(0,00)	(2,44)	(0,20)	(-0,01)	(1,30)	(0,64)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,001	-0,024	-0,017	0,002	-0,011	-0,018	0,002	-0,017	-0,016	0,002	-0,013	-0,016
	(-0,11)	(-2,37)	(-1,13)	(0,31)	(-1,43)	(-1,59)	(0,32)	(-1,54)	(-0,97)	(0,28)	(-1,87)	(-1,44)
$\beta_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,010	-0,065	-0,126	-0,019	-0,043	-0,119	-0,020	-0,088	-0,049	-0,014	-0,009	-0,045
	(-0,30)	(-1,57)	(-1,70)	(-0,47)	(-0,88)	(-1,49)	(-0,75)	(-2,13)	(-0,54)	(-0,47)	(-0,22)	(-0,48)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,008	-0,260	0,174	-0,010	-0,104	0,204	0,091	-0,031	0,044	0,033	-0,245	0,094
	(-0,07)	(-1,71)	(0,97)	(-0,08)	(-0,77)	(1,09)	(0,98)	(-0,18)	(0,25)	(0,39)	(-2,05)	(0,47)
$\beta_8 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,143	0,110	-0,011	-0,134	0,137	0,001	-0,166	0,091	-0,032	-0,153	0,134	-0,035
	(-10,17)	(5,47)	(-0,40)	(-9,20)	(6,60)	(0,04)	(-13,88)	(4,37)	(-1,16)	(-13,51)	(7,04)	(-1,15)
Beob.	12.912	12.912	5.006	12.927	12.927	4.997	12.732	12.732	4.949	12.690	12.690	4.915
R^2	0,189	0,142	-	0,219	0,168	-	0,232	0,180	-	0,265	0,212	-
RMSE	0,102	0,047	-	0,082	0,038	-	0,091	0,044	-	0,071	0,034	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,839**	-1,318**	-1,061**	-0,854**	-1,511**	-1,186**	-0,790**	-1,340**	-0,953**	-0,847**	-1,424**	-1,040**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,224**	-1,286**	-0,799**	-0,243**	-1,314**	-0,848**	-0,238**	-1,266**	-0,755**	-0,261**	-1,301**	-0,776**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,857**	-1,643**	-1,013**	-0,883**	-1,658**	-1,101**	-0,719**	-1,459**	-0,958**	-0,828**	-1,678**	-0,991**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,633**	-0,357**	-0,214	-0,640**	-0,344**	-0,253	-0,481**	-0,193	-0,203	-0,567**	-0,377**	-0,215

Fortsetzung Tabelle 19

IV. US-Unternehmen

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_4 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,006	-0,002	-	0,005	0,004	-	0,006	0,019	-	0,005	0,015	-
	(7,57)	(-0,43)	(-)	(5,64)	(0,83)	(-)	(8,16)	(6,63)	(-)	(5,74)	(3,83)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,007	0,010	-0,001	0,005	0,010	0,002	0,008	0,011	-0,002	0,005	0,011	-0,003
	(1,76)	(2,78)	(-0,23)	(1,20)	(2,80)	(0,25)	(2,46)	(3,44)	(-0,39)	(1,27)	(2,58)	(-0,35)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,094	-0,218	-0,540	-0,098	-0,230	-0,660	-0,098	-0,221	-0,527	-0,100	-0,227	-0,539
	(-11,34)	(-14,24)	(-5,84)	(-10,06)	(-13,94)	(-4,92)	(-12,28)	(-15,44)	(-4,95)	(-10,68)	(-14,24)	(-4,12)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,356	-0,235	-0,373	-0,481	-0,332	-0,188	-0,328	-0,225	-0,379	-0,496	-0,357	-0,345
	(-3,12)	(-2,22)	(-1,73)	(-4,26)	(-3,59)	(-0,84)	(-4,06)	(-2,86)	(-2,12)	(-6,05)	(-4,20)	(-1,48)
$\beta_4 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,042	-0,007	0,017	-0,099	-0,084	-0,008	-0,052	-0,019	0,020	-0,109	-0,093	-0,053
	(-2,62)	(-0,35)	(0,51)	(-5,61)	(-4,45)	(-0,23)	(-3,45)	(-1,09)	(0,64)	(-6,58)	(-5,09)	(-1,86)
Beob.	7.294	7.294	7.055	7.292	7.292	7.048	7.413	7.413	7.216	7.395	7.395	7.190
R^2	0,067	0,138	-	0,104	0,185	-	0,088	0,155	-	0,124	0,202	-
RMSE	0,027	0,025	-	0,032	0,030	-	0,028	0,026	-	0,033	0,031	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,450**	-0,453**	-0,913**	-0,579**	-0,562**	-0,848**	-0,426**	-0,446**	-0,906**	-0,596**	-0,584**	-0,884**

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Regression (9) geringfügig im Vergleich zu Modell b1). Die t-Werte des Koeffizienten nehmen zudem in diesen Regressionen leicht ab. Im Übrigen ist eine Verringerung von β_3 und der dazugehörigen t-Werte in den OLS- und FE-Schätzungen nachweisbar. Ein stärkeres transitorisches Verhalten der Perioden mit negativen im Verhältnis zu positiven Erfolgsgrößen ist dennoch anhand von signifikant negativen β_3 in neun der zwölf Regressionen herzuleiten.

In der ADF-Spezifikation der asymmetrischen Persistenzmessung ist das Bestimmtheitsmaß im Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen und dem US-Sample in den FE- bis auf eine Ausnahme größer als in den OLS-Regressionen. In den anderen beiden Unternehmensvergleichen ist das R^2 in den FE- jeweils kleiner als in den OLS-Regressionen. Für die Regressionen des Jahresüberschusses ist das R^2 im Verhältnis zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit mindestens genauso groß oder größer. Ebenso ist das R^2 in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur entweder identisch mit oder höher als in der Standardoutlierkorrektur. Im Vergleich zu Modell b1) ergeben sich in der ADF-Spezifikation für die deutschen Unternehmen durchgängig geringere R^2. Für das US-Sample liegen im Verhältnis zu Modell b1) bzw. c1) bis auf die Regressionen (4) und (5) ebenfalls niedrigere R^2 in der ADF-Spezifikation vor.

In den Unternehmensvergleichen der deutschen Unternehmen ist der Prognosefehler in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen, für den Jahresüberschuss niedriger als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. Im Sample der US-Unternehmen ist der RMSE zwar in den FE-Regressionen kleiner als in den OLS-Regression, jedoch ist dieser für den Jahresüberschuss größer als für das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit und zusätzlich in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur im Verhältnis zur Standardoutlierkorrektur höher. In der ADF-Spezifikation sind die Prognosefehler im Vergleich zu Modell b1) für die deutschen Unternehmensvergleiche geringer. Für das US-Sample sind in den Regressionen (5) und (8) identische und in den übrigen Regressionen geringfügig kleinere RMSE in der ADF-Spezifikation im Verhältnis zu Modell b1) bzw. c1) zu erkennen.

5.3.2 Messung von conditional conservatism über das Accruals-Modell

Dieser Abschnitt beschreibt die alternative Messung von conditional conservatism über die Eigenschaften der Accruals und Cash Flows, die nach der Entwicklung durch Ball und Shivakumar (2005) die Methode der Ergebnis-Rendite-Beziehung von Basu (1997), wie der Überblick in Kapitel 4 nahelegt, in der Literatur allmählich verdrängt.

Die zuvor in den Korrelationsmatrizen der Tabelle 5 verifizierte negative Korrelation zwischen Accruals und Cash Flows wird auch in den Regressionen des Unternehmensvergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen in Tabelle 20[351] deutlich. Sämtliche γ_1-Koeffizienten, die die gegenseitige Beeinflussung der Accruals und des Cash Flows für die IFRS-Unternehmen messen, sind negativ und bewegen sich zwischen -0,309 und -0,532. Nach Ansicht von Ball und Shivakumar (2005) und Dechow, Kothari und Watts (1998) ist der negative Koeffizient ein Anzeichen dafür, dass 31%-53% der Cash Flows durch die Accruals kompensiert werden. Im Vergleich zu den IFRS-Unternehmen ist die Summe $\gamma_1 + \gamma_3$ für die HGB-Unternehmen mit Werten von -0,409 bis -0,656 größer. Dies entspricht ebenfalls den Resultaten der Korrelationsmatrix, innerhalb der eine stärkere negative Korrelation für die HGB-Unternehmen nachgewiesen wird. Der Unterschied zwischen beiden Samples, gemessen über γ_3, ist in drei von vier Regressionen signifikant negativ und gleichbedeutend mit einer im Verhältnis zu den IFRS-Unternehmen höheren Kompensation der Cash Flows durch die Accruals bei den HGB-Unternehmen.

Die Regression mit asymmetrischer Komponente entspricht dem Modell von Ball und Shivakumar (2005, 2006), welches die unterschiedliche Realisierung von positiven und negativen Erfolgsgrößen i.S.v. conditional conservatism berücksichtigt. Der Koeffizient γ_2 ist mit Werten zwischen -0,277 und -0,437 negativ und beschreibt hierdurch eine Kompensation von ca. 28%-44% der Cash Flows durch die Accruals in Perioden, in denen die Cash Flows positiv sind. Zudem lässt sich über die negative Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ in Perioden mit einem negativen Cash Flow eine stärkere Kompensation von 36%-66% der Cash Flows durch die Accruals zeigen. Die qualitativen Resultate werden durch den Koeffizienten γ_3, der in zwei von vier Regressionen, davon entscheidend in der Benchmark-Regression (4), signifikant negativ ist, bekräftigt. Die Kompensation ist in Perioden mit negativen im Verhältnis zu positiven Cash Flows für IFRS-Unternehmen stärker. Dieses Resultat steht zwar im Gegensatz zu Ball und Shivakumar (2005), die von einem *positiven* γ_3-Koeffizienten ausgehen. Wie jedoch in Abschnitt 3.2 beschrieben, ist ein *negativer* Koeffizient für γ_3 als Evidenz für eine asymmetrisch ausgeprägtere Aufwands- als Ertragsrealisierung anzusehen. Aus diesem Grund liegen, neben den Resultaten der Persistenzmessung, auch in dieser Modellspezifikation Anzeichen für conditional conservatism bei den IFRS-Unternehmen vor.

Die Resultate der HGB-Unternehmen weichen von denen der IFRS-Unternehmen ab. Für Perioden mit positiven Cash Flows ist über negative Summen $\gamma_2 + \gamma_6$, die größer sind als γ_2, eine starke Kompensation durch die Accruals mit Werten zwischen -0,413 und -0,625 erkennbar. Im Gegensatz zu

[351] Auf die Verwendung des AB-Schätzers kann hinsichtlich des mangelnden dynamischen Zusammenhangs im Accruals-Modell, wie in Abschnitt 3.2 diskutiert, verzichtet werden.

den IFRS-Unternehmen ist in Perioden mit negativen Cash Flows über die Summe $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$ eine negative Assoziation nachweisbar, die allerdings nicht die Werte von $\gamma_2 + \gamma_6$ übersteigt. Über $\gamma_3 + \gamma_7$ wird deutlich, dass kein Unterschied bei der Kompensation der Cash Flows durch die Accruals zwischen positiven und negativen Perioden für die HGB-Unternehmen besteht. HGB-Unternehmen weisen in diesem Modell demnach keine Anzeichen für conditional conservatism auf. Obwohl qualitative Unterschiede zwischen den Samples vorliegen, zeigt sich über γ_7 kein quantitativer Unterschied zwischen den beiden Unternehmensgruppen. Dieses Resultat steht im Gegensatz zur Persistenzmessung der Erfolgsgrößen, die zwar auch keinen Unterschied zwischen den Samples bestätigt, jedoch Evidenz für conditional conservatism für *beide* Samples liefert.

Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist γ_1 mit Werten von -0,335 bis -0,550 negativ und bestätigt für die börsennotierten HGB-Bilanzierer eine hohe Kompensation des Cash Flows durch die Accruals. Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist hingegen kein Zusammenhang der Accruals und der Cash Flows festzustellen. In den OLS-Regressionen ist die Summe $\gamma_1 + \gamma_3$ leicht signifikant negativ, in Regression (2) und der Benchmark-Regression (4) sind die Wald-Tests insignifikant und die Summe der Koeffizienten nahe null. γ_3 ist in diesen vier Regressionen signifikant positiv und erreicht dabei Werte von 0,293 bis 0,566, wodurch für die börsennotierten HGB-Bilanzierer eine eindeutig größere Kompensation der Cash Flows über die Accruals zu konstatieren ist.

Die in einem Wertebereich zwischen -0,301 und -0,510 signifikant negativen Resultate von γ_2 im Modell mit asymmetrischer Komponente entsprechen der Studie von Ball und Shivakumar (2005), die für die börsennotierten Unternehmen auch eine deutliche Kompensation des Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit positiven Cash Flows messen. Über in den FE-Regressionen signifikant negative Summen $\gamma_2 + \gamma_3$ wird ebenfalls eine starke Kompensation von negativen Cash Flows identifiziert. Ein Unterschied zwischen positiven und negativen Cash Flows wird allerdings anhand von γ_3 nicht nachgewiesen. Bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern ergeben sich bei den positiven Cash Flows nur in den OLS-Regressionen signifikant negative Resultate. Ein Beweis für eine Kompensation der positiven Cash Flows durch die Accruals liegt indes nicht vor. In negativen Perioden zeigt sich über $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$, welche in den FE-Schätzungen signifikant sind, nur eine sehr schwache Kompensation der Cash Flows von 8%-11%. Die Summe $\gamma_3 + \gamma_7$ zur Messung des Unterschieds zwischen positiven und negativen Perioden ist in den OLS-Schätzungen signifikant positiv und in den FE-Schätzungen, mit jeweils sehr schwach ausgeprägten Werten, signifikant negativ. Da die Resultate der FE-Regression vorzuziehen sind, ist die Kompensation der Cash Flows für die nicht börsennotierten HGB-Unternehmen zufolge in negativen stärker als in positiven Perioden. Ein Unterschied in

der Ausprägung von conditional conservatism zwischen den beiden Samples ist anhand von γ_7 nicht nachweisbar.

Im Vergleich der nicht börsennotierten, geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist γ_1 in den OLS-Regressionen signifikant negativ, wohingegen er in den FE-Schätzungen signifikant positiv ist. Der Wertebereich von γ_1 bewegt sich jedoch in den Regressionen nahe null. Für die geprüften Unternehmen existiert somit auf Grund der vorrangigen Betrachtung der FE-Schätzungen eine eher leicht positive Assoziation zwischen Accruals und Cash Flows. Dieser positive Zusammenhang ist auch für die nicht geprüften Unternehmen zu erkennen, der angesichts von positiven γ_3-Koeffizienten in Relation zu den geprüften Unternehmen leicht wächst. Die Summe $\gamma_1 + \gamma_3$ ist hierbei signifikant und erreicht in den Regressionen (2) und (4) geringfügig positive Resultate. Wie sich bereits in der Einzelbetrachtung der Samples andeutet, lässt sich kein Unterschied zwischen den Samples nachweisen.

Im Modell mit asymmetrischer Komponente ist γ_2 in den FE-Regressionen leicht signifikant positiv und γ_3 signifikant negativ. Für $\gamma_2 + \gamma_3$ liegen ebenso in der Benchmark-Regression (4) signifikant negative Resultate vor. Für die geprüften Unternehmen ist die Kompensation von Cash Flows durch die Accruals in negativen im Verhältnis zu positiven Perioden insofern höher, und es liegt conditional conservatism für dieses Sample vor. Da die den Unterschied zwischen den Samples messenden Koeffizienten γ_6 und γ_7 in nahezu sämtlichen Regressionen leicht positiv sind, vermindern sich die entsprechenden Summen der Koeffizienten bei den nicht geprüften Unternehmen in Relation zu den geprüften Unternehmen. Hierbei bestätigen die Resultate in den FE-Regressionen für die positiven Cash Flows eine positive Assoziation, wohingegen für die negativen Cash Flows kein Zusammenhang messbar ist. Wird die Summe $\gamma_3 + \gamma_7$ betrachtet, ergibt sich aus den signifikant negativen Resultaten in den Regressionen (2) und (4) für die nicht geprüften Unternehmen eine größere Kompensation der Cash Flows durch die Accruals in negativen im Verhältnis zu positiven Perioden. Mit Blick auf den Unterschied zwischen den Samples deutet γ_7 auf das Vorliegen eines vergleichbaren Niveaus von conditional conservatism für beide Samples hin.

Im Rahmen der Messung von conditional conservatism über das Accruals-Modell ist das Bestimmtheitsmaß in den Unternehmensvergleichen der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen in den FE-Schätzungen höher und in den Vergleichen der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen kleiner als in den OLS-Regressionen. Des Weiteren ist das R^2 im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer und in den FE-Regressionen der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen in der Hadi (1994)-Outlierkorrektur in einem Fall identisch mit bzw. größer als in der Standardoutlierkorrektur. Die Ergänzung einer asymmetrischen Komponente führt lediglich

Tabelle 20: Messung von conditional conservatism über Accruals und Cash Flows

I. IFRS-/HGB-Unternehmen				
$ACC_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
	$ACC_{i,t}$		$ACCH_{i,t}$	
	-	FIYR	-	FIYR
	1	2	3	4
γ_0	0,001	0,020	0,000	0,010
	(0,27)	(1,05)	(0,03)	(0,75)
$\gamma_1 CF_{i,t}$	-0,309	-0,532	-0,329	-0,518
	(-9,08)	(-13,64)	(-11,95)	(-14,33)
$\gamma_2 DS_i$	0,003	0,019	0,000	0,017
	(0,51)	(2,23)	(0,09)	(2,15)
$\gamma_3 DS_i * CF_{i,t}$	-0,119	-0,108	-0,080	-0,138
	(-2,19)	(-2,13)	(-1,83)	(-3,13)
Beob.	4.466	4.466	4.427	4.427
R^2	0,137	0,163	0,136	0,166
$\gamma_1 + \gamma_3$	-0,428**	-0,640**	-0,409**	-0,656**
$ACC_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 CF_{i,t} + \gamma_3 D_{i,t} * CF_{i,t} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t} + \gamma_6 DS_i * CF_{i,t} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
γ_0	-0,002	0,007	0,002	-0,004
	(-0,43)	(0,34)	(0,43)	(-0,25)
$\gamma_1 D_{i,t}$	-0,005	0,001	-0,009	0,005
	(-0,46)	(0,13)	(-0,93)	(0,53)
$\gamma_2 CF_{i,t}$	-0,277	-0,431	-0,336	-0,437
	(-5,78)	(-9,25)	(-8,59)	(-9,86)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t}$	-0,083	-0,230	-0,030	-0,205
	(-0,89)	(-2,27)	(-0,37)	(-2,21)
$\gamma_4 DS_i$	0,004	0,028	-0,001	0,022
	(0,48)	(3,23)	(-0,21)	(2,52)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t}$	0,014	0,017	0,021	0,004
	(0,79)	(1,05)	(1,37)	(0,25)
$\gamma_6 DS_i * CF_{i,t}$	-0,136	-0,194	-0,080	-0,171
	(-1,94)	(-3,50)	(-1,24)	(-3,05)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t}$	0,090	0,284	0,116	0,133
	(0,58)	(1,89)	(0,89)	(1,03)
Beob.	4.466	4.466	4.427	4.427
R^2	0,138	0,162	0,137	0,163
$\gamma_2 + \gamma_3$	-0,360**	-0,661**	-0,366**	-0,642**
$\gamma_2 + \gamma_6$	-0,413**	-0,625**	-0,416**	-0,608**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,406**	-0,571**	-0,330**	-0,680**
$\gamma_3 + \gamma_7$	0,007	0,054	0,086	-0,072

Fortsetzung Tabelle 20

II. (nicht) börsennotierte Unternehmen				
$ACC_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
	$ACC_{i,t}$		$ACCH_{i,t}$	
	-	FIYR	-	FIYR
	1	2	3	4
γ_0	-0,004	-0,026	-0,003	-0,024
	(-1,34)	(-6,45)	(-0,99)	(-1,84)
$\gamma_1 CF_{i,t}$	-0,335	-0,550	-0,337	-0,547
	(-10,51)	(-11,36)	(-10,45)	(-9,71)
$\gamma_2 DS_i$	-0,021	-	-0,021	-
	(-6,71)	(-)	(-6,29)	(-)
$\gamma_3 DS_i * CF_{i,t}$	0,302	0,566	0,293	0,553
	(9,32)	(11,36)	(8,95)	(9,63)
Beob.	22.115	22.115	22.281	22.281
R^2	0,023	0,015	0,028	0,018
$\gamma_1 + \gamma_3$	-0,033**	0,016	-0,044**	0,006
$ACC_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 CF_{i,t} + \gamma_3 D_{i,t} * CF_{i,t} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t} + \gamma_6 DS_i * CF_{i,t} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
γ_0	-0,010	-0,023	-0,006	-0,027
	(-2,24)	(-4,54)	(-1,17)	(-2,01)
$\gamma_1 D_{i,t}$	0,027	0,008	0,031	0,021
	(2,85)	(0,91)	(3,26)	(2,00)
$\gamma_2 CF_{i,t}$	-0,301	-0,481	-0,340	-0,510
	(-6,63)	(-7,48)	(-7,18)	(-7,15)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t}$	0,122	-0,218	0,221	0,030
	(1,04)	(-1,68)	(2,41)	(0,22)
$\gamma_4 DS_i$	-0,013	-	-0,016	-
	(-2,78)	(-)	(-3,18)	(-)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t}$	-0,031	-0,014	-0,038	-0,025
	(-3,25)	(-1,51)	(-3,98)	(-2,31)
$\gamma_6 DS_i * CF_{i,t}$	0,257	0,506	0,277	0,529
	(5,61)	(7,68)	(5,79)	(7,27)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t}$	-0,039	0,085	-0,142	-0,125
	(-0,33)	(0,62)	(-1,52)	(-0,90)
Beob.	22.115	22.115	22.281	22.281
R^2	0,025	0,015	0,032	0,017
$\gamma_2 + \gamma_3$	-0,179	-0,699**	-0,119	-0,480**
$\gamma_2 + \gamma_6$	-0,044**	0,025	-0,063**	0,019
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	0,039	-0,108**	0,016	-0,076**
$\gamma_3 + \gamma_7$	0,083**	-0,133**	0,079**	-0,095**

Fortsetzung Tabelle 20

III. (nicht) geprüfte Unternehmen				
$ACC_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
	$ACC_{i,t}$		$ACCH_{i,t}$	
	-	FIYR	-	FIYR
	1	2	3	4
γ_0	-0,025	-0,031	-0,025	0,013
	(-44,67)	(0,00)	(-47,00)	(0,24)
$\gamma_1 CF_{i,t}$	-0,043	0,025	-0,037	0,016
	(-7,76)	(3,42)	(-6,58)	(2,26)
$\gamma_2 DS_i$	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
	(-1,28)	(-0,67)	(-1,30)	(-1,16)
$\gamma_3 DS_i * CF_{i,t}$	0,019	0,006	0,020	0,010
	(2,96)	(0,80)	(2,98)	(1,44)
Beob.	74.136	74.136	75.059	75.059
R^2	0,004	0,000	0,002	0,001
$\gamma_1 + \gamma_3$	-0,024**	0,031**	-0,017**	0,026**
$ACC_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 CF_{i,t} + \gamma_3 D_{i,t} * CF_{i,t} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t} + \gamma_6 DS_i * CF_{i,t} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
γ_0	-0,022	-0,032	-0,022	0,011
	(-31,50)	(0,00)	(-30,01)	(0,20)
$\gamma_1 D_{i,t}$	-0,004	-0,003	-0,007	-0,003
	(-2,31)	(-1,36)	(-4,15)	(-1,59)
$\gamma_2 CF_{i,t}$	-0,056	0,029	-0,054	0,029
	(-8,67)	(3,40)	(-7,66)	(3,13)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t}$	0,121	-0,071	0,071	-0,085
	(5,69)	(-2,14)	(5,05)	(-4,23)
$\gamma_4 DS_i$	-0,001	-0,001	-0,001	-0,001
	(-1,21)	(-0,72)	(-1,11)	(-0,80)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t}$	0,001	0,002	0,002	0,003
	(0,52)	(0,93)	(1,26)	(1,20)
$\gamma_6 DS_i * CF_{i,t}$	0,020	0,006	0,020	0,009
	(2,65)	(0,77)	(2,44)	(1,00)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t} * CF_{i,t}$	-0,016	0,026	0,002	0,031
	(-0,63)	(0,72)	(0,15)	(1,39)
Beob.	74.136	74.136	75.059	75.059
R^2	0,006	0,000	0,005	0,000
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,065**	-0,042	0,017	-0,056**
$\gamma_2 + \gamma_6$	-0,036**	0,035**	-0,034**	0,038**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	0,069**	-0,010	0,039**	-0,016
$\gamma_3 + \gamma_7$	0,105**	-0,045*	0,073**	-0,054**

Definition der Variablen: $ACC_{i,t}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t} = 1$, wenn $CF_{i,t} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

in den OLS-Regressionen zu einer Erhöhung des R^2.

5.3.3 Prognose der Erfolgsgröße

Die Resultate der Persistenzmessung haben mehrheitlich eine Reduzierung des Prognosefehlers und eine Erhöhung des Bestimmtheitsmaßes durch die Hinzunahme einer asymmetrischen Komponente in die Modellspezifikation gezeigt. Als Erweiterung der Prognose der Erfolgsgröße über ein AR(1)-Modell wird in diesem Abschnitt die Erfolgsgröße[352] über verzögerte Werte des Cash Flows und der Accruals geschätzt. Diese Zerlegung der Erfolgsgröße wird vorgenommen, um zu überprüfen, welcher Bestandteil – Cash Flow oder Accruals – einen stärkeren Einfluss auf die Schätzung der zukünftigen Erfolgsgröße ausübt. Des Weiteren wird untersucht, ob die Aufspaltung der Erfolgsgröße im Verhältnis zum AR(1)-Modell der aggregierten Erfolgsgröße das R^2 steigert und den Prognosefehler senkt.

Sowohl für die Cash Flows als auch die Accruals ist in Tabelle 21 im Modell ohne asymmetrische Komponente ein positiver Koeffizient im Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen zu erkennen. Dieser ist jeweils in den OLS-Regressionen am höchsten und in den FE-Regressionen am niedrigsten. Der Koeffizient der Accruals γ_2 ist, wie auch in den Korrelationsmatrizen der deskriptiven Statistik in Tabelle 7 ersichtlich, deutlich kleiner als der Koeffizient γ_1 der Cash Flows. Dies entspricht den Resultaten von Sloan (1996), der auch eine geringere Assoziation der Accruals mit dem Periodenergebnis misst. Diese Aussagen lassen sich auf die börsennotierten HGB-Unternehmen übertragen. Die Summen $\gamma_1 + \gamma_4$ für die Cash Flows und $\gamma_2 + \gamma_5$ für die Accruals sind bei den HGB-Unternehmen ebenfalls positiv, wobei die Summe der Accruals geringer ist als diejenige der Cash Flows. Unterschiede zwischen den Samples bei den Cash Flows und Accruals bestehen nicht.

Die Resultate der Schätzung der Erfolgsgröße über den Cash Flow und die Accruals mit asymmetrischer Komponente aus Modell b1) verifizieren für die IFRS-Unternehmen eine positive Assoziation für den Cash Flow in positiven als auch negativen Perioden. γ_2 ist positiv und nimmt Werte zwischen 0,340 und 0,766 an. Ferner ist die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ in den OLS- und FE-Regressionen signifikant und liegt in einem Wertebereich von 0,213 bis 0,720. Der Unterschied zwischen positiven und negativen Cash Flows bleibt, wie an den vergleichbaren Wertebereichen sichtbar ist, auch quantitativ insignifikant. Für die Accruals ist in positiven Perioden ebenso eine positive Beziehung zur Erfolgsgröße über γ_4, der sich zwischen 0,202 und 0,630 bewegt, erkennbar. Der Koeffizient γ_5 ist, außer in Regression

[352] Zur Prognose der Erfolgsgröße wird das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit verwendet.

(6), signifikant negativ, wodurch für die IFRS-Unternehmen eine stärkere Kompensation des Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis festgestellt wird.

Bei den börsennotierten HGB-Unternehmen besteht über positive Summen $\gamma_2 + \gamma_8$, die Werte von 0,217 bis 0,698 erreichen, und $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_8 + \gamma_9$, die in vier Regressionen signifikant positiv mit Werten von 0,271 bis 0,691 sind, sowohl in positiven als auch negativen Perioden eine positive Assoziation der Erfolgsgröße mit dem Cash Flow. Ein Unterschied zwischen positiven und negativen Perioden ist bei den HGB-Unternehmen gemäß den insignifikanten Summen $\gamma_3 + \gamma_9$ in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur nicht messbar. Des Weiteren existieren über in drei Regressionen, die die Benchmark-Regression (5) mit einschließt, signifikant negative γ_8 Anzeichen für einen höheren Zusammenhang des positiven Cash Flows mit der zukünftigen Erfolgsgröße bei den IFRS- im Verhältnis zu den HGB-Unternehmen. Durch γ_9 werden keine Hinweise auf quantitative Unterschiede für die negativen Cash Flows zwischen IFRS- und HGB-Unternehmen gegeben. Die HGB-Unternehmen besitzen für die Accruals in positiven Perioden signifikant positive Summen $\gamma_4 + \gamma_{10}$, wohingegen für die Summe $\gamma_5 + \gamma_{11}$ der negativen Perioden bis auf Regression (1) nur insignifikante Resultate vorliegen. Eine höhere Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis ist demnach für die börsennotierten HGB-Unternehmen nicht nachweisbar. Für die IFRS-Unternehmen ist die Kompensation der Cash Flows in Perioden mit einem negativen Ergebnis laut γ_{11} im Verhältnis zu den HGB-Unternehmen stärker ausgeprägt. Der Unterschied der Kompensation in den positiven Perioden, gemessen über γ_{10}, bleibt allerdings bis auf Regression (6) insignifikant.

Die Resultate des Modells b2) führen zu leicht abweichenden Interpretationen. γ_2 ist in sämtlichen Regressionen und die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ in fünf der sechs Regressionen signifikant positiv, wobei $\gamma_2 + \gamma_3$ leicht kleiner als γ_2 ist. Der Koeffizient γ_3 verifiziert allerdings keinen Unterschied zwischen positiven und negativen Perioden. Die Resultate des Cash Flows kehren sich für die HGB-Unternehmen um, da die relevante Summe für die negativen diejenige der positiven Perioden im Gegensatz zu Modell b1) in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur übersteigt. Zudem wird über das positiv signifikante Resultat der Summe $\gamma_3 + \gamma_9$ in der Benchmark-Regression (5) ein eindeutiger Unterschied zwischen negativen in Relation zu den positiven Perioden konstatiert. Im Vergleich der Samples wird anhand von signifikant negativen γ_8 in den FE-Regressionen, wie in Modell b1), für die positiven Cash Flows eine höhere Assoziation mit der zukünftigen Erfolgsgröße bei den IFRS-Unternehmen bestätigt. Ein in der Benchmark-Regression (5) signifikant positiver γ_9-Koeffizient spiegelt ebenfalls für die negativen Cash Flows eine höhere Assoziation bei den IFRS-Unternehmen wider. Bei den Accruals ist auch in Modell b2) für beide Unternehmensgruppen durch γ_4 und die Summe $\gamma_4 + \gamma_{10}$ ein positiver Zusammenhang in Perioden mit einem positiven Ergebnis verifizierbar. Unterschiede zwischen den

Tabelle 21: Prognose der Erfolgsgröße über Cash Flows und Accruals für IFRS-/HGB-Unternehmen

a) $IX_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$IX_{i,t}$			$IXH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,011	0,040	-	0,009	0,050	-
	(3,34)	(4,83)	(-)	(3,12)	(3,37)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,670	0,280	0,310	0,753	0,384	0,554
	(22,89)	(5,97)	(3,13)	(29,80)	(9,98)	(5,49)
$\gamma_2 ACC_{i,t-1}$	0,507	0,130	0,291	0,564	0,220	0,425
	(16,10)	(3,65)	(4,19)	(21,14)	(7,34)	(6,25)
$\gamma_3 DS_i$	0,004	0,014	0,005	-0,003	0,009	0,003
	(0,66)	(1,58)	(0,46)	(-0,60)	(1,28)	(0,31)
$\gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,093	-0,118	-0,084	-0,030	-0,076	-0,110
	(-1,60)	(-2,01)	(-0,74)	(-0,74)	(-1,55)	(-1,05)
$\gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1}$	-0,027	0,010	-0,094	0,018	0,034	-0,051
	(-0,44)	(0,19)	(-1,03)	(0,42)	(0,77)	(-0,63)
Beob.	3.684	3.684	2.992	3.602	3.602	2.909
R^2	0,381	0,327	-	0,476	0,454	-
RMSE	0,112	0,088	-	0,094	0,075	-
$\gamma_1 + \gamma_4$	0,577**	0,162**	0,226**	0,723**	0,308**	0,444**
$\gamma_2 + \gamma_5$	0,480**	0,140**	0,197**	0,582**	0,254**	0,374**
$IX_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
γ_0	0,016	0,032	-	0,010	0,046	-
	(3,82)	(3,63)	(-)	(2,60)	(2,88)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,019	0,006	0,030	0,000	0,015	0,022
	(-1,93)	(0,59)	(1,61)	(-0,04)	(1,45)	(1,25)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,671	0,340	0,541	0,766	0,427	0,641
	(16,86)	(6,39)	(4,34)	(22,45)	(8,07)	(5,95)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,098	-0,123	-0,328	-0,046	-0,050	-0,272
	(-1,24)	(-1,03)	(-1,87)	(-0,61)	(-0,52)	(-1,14)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,606	0,202	0,397	0,630	0,285	0,498
	(15,16)	(4,80)	(5,38)	(19,17)	(7,79)	(5,52)
$\gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,219	-0,154	-0,217	-0,171	-0,164	-0,245
	(-3,47)	(-2,12)	(-2,30)	(-3,03)	(-2,34)	(-1,95)
$\gamma_6 DS_i$	-0,006	0,017	0,015	-0,001	0,017	0,019
	(-0,93)	(1,90)	(1,19)	(-0,17)	(2,08)	(1,79)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,005	-0,029	-0,035	-0,010	-0,031	-0,022
	(-0,31)	(-1,90)	(-1,50)	(-0,82)	(-2,35)	(-1,12)
$\gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,021	-0,123	-0,214	-0,068	-0,155	-0,316
	(0,35)	(-2,02)	(-1,52)	(-1,26)	(-2,46)	(-2,66)
$\gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,246	-0,115	-0,018	0,039	0,049	0,431
	(-1,93)	(-0,74)	(-0,08)	(0,33)	(0,36)	(1,64)
$\gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,007	0,007	-0,178	-0,073	-0,037	-0,243
	(0,10)	(0,11)	(-1,94)	(-1,31)	(-0,69)	(-2,36)
$\gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,031	0,028	0,114	0,242	0,194	0,331
	(-0,27)	(0,27)	(0,82)	(2,70)	(2,00)	(1,97)
Beob.	3.684	3.684	2.992	3.602	3.602	2.909
R^2	0,395	0,334	-	0,480	0,455	-
RMSE	0,111	0,087	-	0,094	0,075	-

Fortsetzung Tabelle 21

	$IX_{i,t}$			$IXH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\gamma_2+\gamma_3$	0,573**	0,217*	0,213	0,720**	0,377**	0,369
$\gamma_2+\gamma_8$	0,692**	0,217**	0,327**	0,698**	0,272**	0,325**
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,348**	-0,021	-0,019	0,691**	0,271**	0,484**
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,344**	-0,238*	-0,346**	-0,007	-0,001	0,159
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,613**	0,209**	0,219**	0,557**	0,248**	0,255**
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,250**	-0,126	-0,103	0,071	0,030	0,086
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
γ_0	0,005	0,024	-	0,005	0,028	-
	(0,87)	(1,87)	(-)	(0,90)	(2,32)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,010	0,006	0,002	0,007	0,005	0,004
	(1,36)	(0,75)	(0,15)	(1,09)	(0,76)	(0,41)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,714	0,334	0,269	0,776	0,421	0,439
	(16,86)	(4,85)	(2,08)	(19,17)	(6,96)	(3,73)
$\gamma_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,052	-0,112	-0,067	-0,014	-0,100	-0,034
	(-0,76)	(-1,44)	(-0,60)	(-0,25)	(-1,56)	(-0,37)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,522	0,136	0,167	0,578	0,257	0,343
	(11,34)	(2,34)	(1,94)	(14,97)	(5,23)	(4,19)
$\gamma_5 D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,073	-0,061	-0,016	-0,043	-0,099	-0,018
	(-1,05)	(-0,85)	(-0,17)	(-0,74)	(-1,61)	(-0,20)
$\gamma_6 DS_i$	-0,003	0,044	0,019	0,003	0,031	0,021
	(-0,29)	(3,89)	(1,37)	(0,34)	(3,54)	(1,55)
$\gamma_7 DS_i*D_{i,t-1}$	0,001	-0,028	-0,010	-0,010	-0,027	-0,015
	(0,06)	(-2,74)	(-0,71)	(-0,99)	(-2,91)	(-1,12)
$\gamma_8 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,058	-0,357	-0,251	-0,100	-0,301	-0,239
	(-0,75)	(-4,17)	(-1,78)	(-1,56)	(-4,18)	(-1,71)
$\gamma_9 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,007	0,191	0,111	0,128	0,249	0,150
	(0,05)	(1,71)	(0,79)	(1,35)	(2,72)	(1,26)
$\gamma_{10} DS_i*ACC_{i,t-1}$	-0,070	-0,063	-0,120	-0,016	-0,059	-0,130
	(-0,67)	(-0,78)	(-1,20)	(-0,22)	(-0,82)	(-1,21)
$\gamma_{11} DS_i*D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	0,132	0,084	0,079	0,106	0,108	0,105
	(0,87)	(0,69)	(0,63)	(1,04)	(1,12)	(0,95)
Beob.	3.029	3.029	2.424	3.008	3.008	2.396
R^2	0,387	0,251	-	0,492	0,430	-
RMSE	0,105	0,082	-	0,090	0,071	-
$\gamma_2+\gamma_3$	0,662**	0,222**	0,202	0,762**	0,321**	0,405**
$\gamma_2+\gamma_8$	0,656**	-0,023	0,018	0,676**	0,120*	0,200*
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,611**	0,056	0,062	0,790**	0,269**	0,316**
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,045	0,079	0,044	0,114	0,149*	0,116
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,452**	0,073	0,047	0,562**	0,198**	0,213**
$\gamma_5+\gamma_{11}$	0,059	0,023	0,063	0,063	0,009	0,087

Definition der Variablen: $IX_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $IXH_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a) und b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i HGB-Bilanzierer. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i IFRS-Bilanzierer. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Samples ergeben sich gemäß γ_{10} nicht. In Perioden mit einem negativen Ergebnis ist dagegen für beide Samples anhand von γ_5 bzw. $\gamma_5 + \gamma_{11}$ keine Assoziation herzuleiten. Wird in Modell b1) noch eine stärkere Kompensation der Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis für die IFRS-Unternehmen gemessen, ist γ_{11} in Modell b2) insignifikant und beschreibt somit ein vergleichbares Ausmaß der Kompensation zwischen IFRS- und HGB-Unternehmen.

Im Rahmen der Prognose der Erfolgsgröße bei den börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur größer als in der Standardoutlierkorrektur. Bis auf Regression (4) liegt das R^2 in Modell b2) unter den Resultaten für das Modell b1). Im Vergleich zu Modell a) ohne asymmetrische Komponente ist das R^2 in Modell b1) in sämtlichen Regressionen und in Modell b2) in der Hälfte der Regressionen größer als in Modell a). Der Prognosefehler ist in den FE- geringer als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Der niedrigste RMSE liegt in Modell b2) vor, wohingegen er in Modell a) am höchsten ist. Im Verhältnis zu Modell b1) ist der Prognosefehler in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur identisch mit Modell a).

Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sind in Tabelle 22 größere Unterschiede als im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer zwischen den Samples zu erkennen. Die Resultate der börsennotierten HGB-Bilanzierer im Modell ohne asymmetrische Komponente lassen immer noch anhand von γ_1 und γ_2 auf einen positiven Zusammenhang der Erfolgsgröße mit dem Cash Flow und den Accruals schließen, wobei erneut γ_2 wesentlich kleiner als γ_1 ist. Die größten Koeffizienten sind jeweils in den OLS- und AB-Regressionen zu finden. Die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer weisen für die Cash Flows in den OLS-Regressionen signifikant positive und in den FE-Regressionen signifikant negative Resultate für die Summe $\gamma_1 + \gamma_4$ auf. Der Vorteilhaftigkeit der FE-Regressionen folgend, besteht für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer zwischen der Erfolgsgröße und dem Cash Flow eine negative Beziehung. Die Summe $\gamma_2 + \gamma_5$ ist zwar in fünf Regressionen signifikant, allerdings nicht in der Benchmark-Regression (5), so dass für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer keine Assoziation zwischen der Erfolgsgröße und den Accruals gegeben ist. Die qualitativen Unterschiede bei der Assoziation des Cash Flows und der Accruals zwischen den Samples werden über negative γ_4 und signifikant negative γ_5-Koeffizienten in den FE-Schätzungen quantifiziert.

Im Modell b1) mit asymmetrischer Komponente ist ein positiver Zusammenhang der Erfolgsgröße in Perioden mit positiven und negativen Cash Flows für die börsennotierten HGB-Bilanzierer zu identifizieren. γ_2 ist mit Werten von 0,185 bis 0,705 positiv und die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ liegt in einem ähnlichen

Wertebereich von 0,256 bis 0,748. Durch γ_3 ist ebenso kein deutlicher Unterschied zwischen positiven und negativen Cash Flows gegeben. Auf Grund der auffälligen Unterschiede zwischen den Schätzverfahren bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern wird erneut vorrangig auf die Resultate der Benchmark-Regression (5) verwiesen. Hinsichtlich der positiven Cash Flows treten im Gegensatz zu den OLS-Regressionen keine signifikanten Resultate für $\gamma_2 + \gamma_8$ in den FE- und AB-Schätzungen auf. Zudem ist $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_8 + \gamma_9$ in drei der sechs Regressionen, auch in der Benchmark-Regression (5), insignifikant. Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer existiert demnach weder für positive noch für negative Cash Flows ein Zusammenhang mit der Erfolgsgröße. Im Verhältnis der Samples zueinander zeigen negative γ_8 in den FE-Regressionen eine höhere Assoziation der positiven Cash Flows mit der Erfolgsgröße für die börsennotierten HGB-Bilanzierern. Für die negativen Cash Flows ergeben sich anhand von γ_9 keine Unterschiede zwischen den Samples.

Die Accruals besitzen in Perioden mit einem positiven Ergebnis gemäß γ_4 in vier der sechs Regressionen bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern eine signifikant positive Assoziation mit der Erfolgsgröße. Die Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit negativen Ergebnissen ist im Verhältnis zu Perioden mit positiven Ergebnissen jedoch laut γ_5 nicht stärker ausgeprägt. Bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern ist für die Beziehung der Accruals zur zukünftigen Erfolgsgröße in Perioden mit einem positiven Ergebnis zwar über $\gamma_4 + \gamma_{10}$ in den OLS- und AB-Schätzungen ein positiver Zusammenhang messbar, der aber durch die FE-Schätzungen nicht gestützt wird. In Bezug auf die Kompensation des Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis ergibt sich anhand von $\gamma_5 + \gamma_{11}$ kein Nachweis für ein solches Verhalten. Die Unterschiede zwischen den Samples sind im Fall der Perioden mit einem positiven Ergebnis, gemessen über γ_{10} in der Benchmark-Regression (5), signifikant und sprechen für einen geringeren Zusammenhang bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern. γ_{11} liefert keinen Nachweis für eine unterschiedliche Kompensation der Cash Flows in Perioden mit einem negativen Ergebnis zwischen den Samples.

Das Modell b2) führt, wie auch bei den IFRS- und HGB-Unternehmen, zu einigen Änderungen der Resultate im Vergleich zu Modell b1). γ_2 ist nur noch in den OLS-Regressionen signifikant positiv und γ_3 zeigt signifikant positive Resultate in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur. Negative Cash Flows besitzen bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern demnach eine höhere Assoziation mit der Erfolgsgröße als positive Cash Flows. Die Resultate für die relevanten Summen der nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern stehen im Einklang mit Modell b1). Die relevanten Summen weisen erneut nicht auf einen Einfluss des Cash Flows, sowohl in positiven als auch negativen Perioden, auf die Erfolgsgröße hin. Ein Unterschied zwischen den Samples ist nur für den negativen Cash Flow zu erkennen, welcher eine eindeutig höhere Assoziation bei den börsen- in Relation zu

Tabelle 22: Prognose der Erfolgsgröße über Cash Flows und Accruals für (nicht) börsennotierte Unternehmen

a) $IX_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$IX_{i,t}$			$IXH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,014	0,077	-	0,006	0,076	-
	(3,25)	(3,48)	(-)	(1,94)	(5,54)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,666	0,211	0,365	0,739	0,285	0,467
	(11,52)	(2,24)	(3,09)	(23,54)	(5,74)	(4,46)
$\gamma_2 ACC_{i,t-1}$	0,508	0,079	0,287	0,600	0,187	0,349
	(8,44)	(1,02)	(2,49)	(18,56)	(4,71)	(3,53)
$\gamma_3 DS_i$	0,033	-	-	0,035	-	-
	(7,15)	(-)	(-)	(10,22)	(-)	(-)
$\gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,118	-0,362	-0,289	-0,168	-0,362	-0,385
	(-1,93)	(-3,52)	(-2,11)	(-4,81)	(-5,97)	(-3,08)
$\gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,029	-0,215	0,007	-0,026	-0,247	0,008
	(0,43)	(-2,12)	(0,04)	(-0,67)	(-3,53)	(0,04)
Beob.	9.415	9.415	3.115	9.353	9.353	3.123
R^2	0,283	0,075	-	0,343	0,004	-
RMSE	0,116	0,053	-	0,100	0,046	-
$\gamma_1 + \gamma_4$	0,548**	-0,151**	0,076	0,571**	-0,077*	0,082
$\gamma_2 + \gamma_5$	0,537**	-0,136*	0,294*	0,574**	-0,060	0,357*

$IX_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
γ_0	0,013	0,067	-	0,010	0,069	-
	(2,10)	(2,96)	(-)	(2,35)	(4,98)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,004	-0,007	-0,008	-0,008	-0,020	-0,015
	(-0,28)	(-0,45)	(-0,84)	(-0,93)	(-2,46)	(-1,12)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,704	0,185	0,257	0,705	0,224	0,300
	(10,33)	(1,58)	(2,45)	(17,28)	(3,66)	(3,15)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,177	0,071	0,107	0,043	0,081	0,245
	(-0,86)	(0,35)	(0,50)	(0,44)	(0,58)	(1,48)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,586	0,083	0,145	0,584	0,147	0,162
	(9,60)	(0,90)	(1,45)	(14,05)	(2,90)	(2,11)
$\gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,228	0,003	0,206	0,046	0,146	0,339
	(-1,64)	(0,02)	(1,64)	(0,69)	(1,74)	(2,62)
$\gamma_6 DS_i$	0,018	-	-	0,017	-	-
	(2,70)	(-)	(-)	(3,88)	(-)	(-)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,008	0,014	-0,007	0,016	0,041	0,022
	(-0,50)	(0,66)	(-0,35)	(1,41)	(2,49)	(0,95)
$\gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,050	-0,250	-0,194	-0,033	-0,227	-0,230
	(-0,70)	(-1,97)	(-1,47)	(-0,75)	(-3,10)	(-1,78)
$\gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,689	-0,555	-0,453	-0,577	-0,244	-0,180
	(-3,03)	(-1,94)	(-1,37)	(-4,82)	(-1,20)	(-0,64)
$\gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,007	-0,197	0,157	0,034	-0,183	0,185
	(0,11)	(-1,72)	(0,87)	(0,73)	(-2,36)	(1,05)
$\gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,654	-0,236	-0,438	-0,580	-0,442	-0,476
	(-2,61)	(-0,67)	(-0,92)	(-4,62)	(-1,78)	(-1,30)
Beob.	9.415	9.415	3.115	9.353	9.353	3.123
R^2	0,318	0,009	-	0,365	0,007	-
RMSE	0,113	0,052	-	0,098	0,046	-

Fortsetzung Tabelle 22

	$IX_{i,t}$			$IXH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\gamma_2+\gamma_3$	0,527**	0,256	0,364	0,748**	0,305*	0,545**
$\gamma_2+\gamma_8$	0,654**	-0,065	0,063	0,672**	-0,003	0,070
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	-0,212*	-0,549**	-0,283	0,138*	-0,166	0,135
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,866**	-0,484*	-0,346	-0,534**	-0,163	0,065
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,593**	-0,114	0,302*	0,618**	-0,036	0,347*
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,882**	-0,233	-0,232	-0,534**	-0,296	-0,137
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
γ_0	0,010	0,102	-	0,010	0,082	-
	(1,64)	(5,24)	(-)	(1,88)	(4,66)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,006	-0,019	-0,010	-0,009	-0,024	-0,012
	(0,61)	(-1,83)	(-1,06)	(-1,23)	(-3,43)	(-1,80)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,741	0,018	0,148	0,685	-0,017	0,111
	(10,46)	(0,16)	(1,54)	(13,64)	(-0,26)	(1,26)
$\gamma_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,113	0,140	0,063	0,153	0,191	0,139
	(-0,85)	(1,21)	(0,64)	(2,02)	(2,85)	(2,20)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,655	0,058	0,143	0,601	0,065	0,091
	(8,06)	(0,54)	(1,44)	(10,31)	(0,96)	(1,28)
$\gamma_5 D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,242	-0,070	0,033	0,052	0,031	0,141
	(-1,81)	(-0,60)	(0,36)	(0,68)	(0,45)	(2,21)
$\gamma_6 DS_i$	0,022	-	-	0,027	-	-
	(2,99)	(-)	(-)	(3,99)	(-)	(-)
$\gamma_7 DS_i*D_{i,t-1}$	0,008	0,007	0,006	0,015	0,011	0,003
	(0,75)	(0,48)	(0,36)	(1,66)	(1,07)	(0,27)
$\gamma_8 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,061	-0,096	-0,145	-0,066	-0,010	-0,030
	(-0,77)	(-0,67)	(-0,90)	(-1,10)	(-0,11)	(-0,20)
$\gamma_9 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,005	-0,252	-0,098	-0,209	-0,208	-0,160
	(0,03)	(-1,83)	(-0,67)	(-2,34)	(-2,24)	(-1,46)
$\gamma_{10} DS_i*ACC_{i,t-1}$	0,010	-0,071	0,395	0,042	-0,037	0,269
	(0,11)	(-0,41)	(1,61)	(0,58)	(-0,31)	(1,31)
$\gamma_{11} DS_i*D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,023	-0,200	-0,018	-0,249	-0,170	-0,222
	(-0,14)	(-1,17)	(-0,08)	(-2,53)	(-1,49)	(-1,65)
Beob.	4.702	4.702	1.553	4.745	4.745	1.579
R^2	0,332	0,017	-	0,373	0,015	-
RMSE	0,107	0,051	-	0,095	0,044	-
$\gamma_2+\gamma_3$	0,628**	0,158	0,211	0,838**	0,174*	0,250*
$\gamma_2+\gamma_8$	0,680**	-0,078	0,003	0,619**	-0,027	0,081
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,572**	-0,190	-0,032	0,563**	-0,044	0,060
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,108	-0,112	-0,035	-0,056	-0,017	-0,021
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,665**	-0,013	0,538*	0,643**	0,028	0,360
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,265**	-0,270*	0,015	-0,197**	-0,139	-0,081

Definition der Variablen: $IX_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $IXH_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a) und b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i nicht börsennotiert. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i börsennotiert. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern verifiziert. γ_4 ist im Gegensatz zu Modell b1) nur in den OLS-Regressionen signifikant positiv und γ_5 lediglich in der Regression (6), so dass in Modell b2) bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern keine Anzeichen für eine Kompensation der Cash Flows weder in Perioden mit positiven noch mit negativen Ergebnissen existieren. Ähnlich verhält es sich bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern, die für die beiden Summen $\gamma_4 + \gamma_{10}$ und $\gamma_5 + \gamma_{11}$ in der relevanten Benchmark-Regression keine signifikanten Resultate vorweisen. Folgerichtig sind auch keine Unterschiede zwischen den Samples zu messen.

Im Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- deutlich geringer als in den OLS-Regressionen. Im Vergleich der beiden Verfahren zur Outlierkorrektur zeigt sich in Regression (4) ein größeres R^2 als in (1), wohingegen es in Regression (5) kleiner als in Regression (2) ist. In den Modellen mit asymmetrischer Komponente ist das R^2 bis auf Regression (2) größer als im symmetrischen Modell. Die höchsten R^2 liegen hierbei in Modell b2) vor. Der Prognosefehler ist in den FE- geringer als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. In Modell b2) ist der RMSE erneut am geringsten. In den Modellen mit asymmetrischer Komponente ist der Prognosefehler bis auf Regression (5) in Modell b1), in der das Resultat identisch mit Modell a) ist, niedriger als in Modell a).

Das Schwanken der Resultate zwischen den Schätzverfahren setzt sich auch im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen im Modell ohne asymmetrische Komponente aus Tabelle 23 fort. Die relevanten Koeffizienten γ_1 und γ_2 sind jeweils in den OLS- und AB-Regressionen signifikant positiv und in den FE-Regressionen signifikant negativ. Infolge der Abweichungen soll primär auf die FE-Regression abgestellt werden. Für die geprüften Unternehmen ergibt sich eine negative Beziehung der Erfolgsgröße mit dem Cash Flow und den Accruals anhand von γ_1 und γ_2, welche in etwa für die beiden unabhängigen Variablen gleichermaßen stark vorhanden ist. Bei den nicht geprüften Unternehmen besteht ein ähnliches Verhältnis über die jeweiligen Summen der Koeffizienten, die in den FE-Regressionen signifikant negativ sind. Die Summe der Accruals scheint hierbei ein wenig geringer als diejenige des Cash Flows zu sein. Im Einklang mit den qualitativen Resultaten belegen auch die Koeffizienten γ_4 und γ_5 keine quantitativen Unterschiede zwischen den Samples.

In Modell b1) mit asymmetrischer Komponente ist γ_2 in den OLS- und den AB-Schätzungen signifikant positiv, jedoch in den FE-Schätzungen leicht negativ. γ_3 ist demgegenüber in den OLS- und FE-Schätzungen signifikant negativ, wobei der Koeffizient und die t-Werte in den OLS-Regressionen deutlich höher sind. Gemeinsam mit den negativen Summen $\gamma_2 + \gamma_3$ ergibt sich für die geprüften Unternehmen Evidenz für eine höhere Assoziation des negativen in Relation zum positiven Cash Flow

mit der zukünftigen Erfolgsgröße, die allerdings im Gegensatz zu den anderen Unternehmensvergleichen negativ ist. Die FE-Regressionen zeigen gemäß $\gamma_2 + \gamma_8$ bei den nicht geprüften Unternehmen für die positiven Cash Flows einen negativen Zusammenhang, wohingegen die übrigen Regressionen eine positive Assoziation nahelegen. Die Summe $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_8 + \gamma_9$ ist zwar in drei der sechs Regressionen signifikant, jedoch nicht in der Benchmark-Regression (5), so dass für negative Cash Flows kein Zusammenhang gemessen wird. Ein stärkerer bzw. schwächerer Zusammenhang der positiven im Verhältnis zu den negativen Cash Flows ist über $\gamma_3 + \gamma_9$ für die nicht geprüften Unternehmen auf Grund eines insignifikanten Koeffizienten in der Benchmark-Regression nicht festzustellen. Außerdem bestehen keine Unterschiede zwischen den Samples bzgl. der Assoziation der positiven und negativen Cash Flows mit der Erfolgsgröße.

Die Resultate der Accruals schwanken ebenfalls zwischen den OLS- und AB-Schätzungen, in denen γ_4 signifikant positiv, sowie den FE-Schätzungen, in denen der Koeffizient signifikant negativ ist. Angesichts der vorrangigen Betrachtung der FE-Schätzung besteht bei den geprüften Unternehmen in Perioden mit einem positiven Ergebnis eine leichte Kompensation der Cash Flows durch die Accruals. Die Kompensation des Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis ist gemäß γ_5 zwar negativ, jedoch nur in den OLS-Regressionen signifikant. Für die nicht geprüften Unternehmen sind die Resultate, gemessen an den beiden relevanten Summen der Koeffizienten, identisch. Quantitative Unterschiede zwischen den Samples liegen nicht vor.

Für die geprüften Unternehmen sind im Rahmen des Modells b2) die gleichen Schwankungen, die auch bereits in Modell b1) vorliegen, zu erkennen. γ_2 ist erneut in den OLS- und AB-Schätzungen positiv, wobei nur in den OLS-Regressionen Signifikanz gegeben ist, und in den FE-Schätzungen signifikant negativ. Die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ ist im Zuge von nur schwach ausgeprägten γ_3 vergleichbar mit γ_2. Eine unterschiedliche Assoziation von positiven in Relation zu negativen Cash Flows mit der zukünftigen Erfolgsgröße ist in Modell b2) für die geprüften Unternehmen nicht verifizierbar. Die Resultate der nicht geprüften Unternehmen entsprechen denen der geprüften Unternehmen hinsichtlich des Cash Flows.

Im Gegensatz zu Modell b1) liegen in Modell b2) keine signifikanten γ_4 in den FE-Regressionen mehr vor. Es besteht somit für die geprüften Unternehmen keine Kompensation des Cash Flows in Perioden mit einem positiven Ergebnis. Die insignifikanten γ_5 in den FE- und AB-Schätzungen stehen dagegen im Einklang mit Modell b1) und lassen auch in Modell b2) nicht auf eine höhere Kompensation der Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis bei den geprüften Unternehmen schließen. Für die nicht geprüften Unternehmen ist über die Summe $\gamma_4 + \gamma_{10}$, wie auch in Modell b1), eine leichte Kompensation des Cash Flows in Perioden mit einem positiven Ergebnis

Tabelle 23: Prognose der Erfolgsgröße über Cash Flows und Accruals für (nicht) geprüfte Unternehmen

a) $IX_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$IX_{i,t}$			$IXH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,045	0,113	-	0,043	0,132	-
	(21,76)	(2,84)	(-)	(23,30)	(3,08)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,570	-0,169	0,140	0,563	-0,118	0,163
	(30,02)	(-6,20)	(3,02)	(34,27)	(-4,92)	(4,27)
$\gamma_2 ACC_{i,t-1}$	0,561	-0,159	0,233	0,573	-0,120	0,276
	(20,55)	(-3,86)	(3,15)	(26,01)	(-3,35)	(4,47)
$\gamma_3 DS_i$	0,001	0,002	-0,009	-0,001	-0,001	-0,011
	(0,46)	(0,70)	(-1,74)	(-0,41)	(-0,38)	(-2,47)
$\gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,007	-0,033	0,027	0,006	-0,012	0,055
	(-0,33)	(-1,17)	(0,58)	(0,33)	(-0,45)	(1,33)
$\gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,056	0,025	-0,022	0,060	0,013	0,017
	(1,75)	(0,62)	(-0,36)	(2,33)	(0,37)	(0,34)
Beob.	28.619	28.619	12.643	28.721	28.721	12.722
R^2	0,287	0,172	-	0,324	0,140	-
RMSE	0,116	0,057	-	0,107	0,054	-
$\gamma_1 + \gamma_4$	0,563**	-0,202**	0,167**	0,569**	-0,130**	0,218**
$\gamma_2 + \gamma_5$	0,617**	-0,134**	0,211**	0,633**	-0,107**	0,293**
$IX_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
γ_0	0,031	0,102	-	0,027	0,118	-
	(14,21)	(2,54)	(-)	(14,16)	(2,74)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,012	-0,003	0,015	0,003	0,015	0,007
	(-1,54)	(-0,25)	(1,23)	(0,47)	(1,54)	(0,53)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,656	-0,101	0,160	0,674	-0,041	0,189
	(31,16)	(-3,25)	(2,95)	(37,09)	(-1,45)	(3,82)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,845	-0,501	-0,021	-0,601	-0,243	-0,068
	(-8,15)	(-3,50)	(-0,09)	(-8,90)	(-2,57)	(-0,59)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,607	-0,148	0,230	0,619	-0,103	0,282
	(22,07)	(-3,46)	(3,07)	(27,72)	(-2,80)	(4,34)
$\gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,886	-0,336	-0,208	-0,616	-0,248	-0,323
	(-4,80)	(-1,63)	(-1,20)	(-5,02)	(-1,58)	(-1,71)
$\gamma_6 DS_i$	0,003	0,005	-0,004	0,003	0,003	-0,006
	(1,25)	(1,54)	(-0,55)	(1,44)	(1,07)	(-0,96)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,001	0,004	-0,029	-0,002	0,003	-0,016
	(-0,13)	(0,34)	(-1,57)	(-0,28)	(0,25)	(-0,90)
$\gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,021	-0,053	-0,006	-0,023	-0,046	0,018
	(-0,85)	(-1,72)	(-0,10)	(-1,08)	(-1,58)	(0,33)
$\gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,098	0,216	-0,030	0,181	0,226	0,026
	(0,79)	(1,25)	(-0,11)	(2,21)	(1,68)	(0,20)
$\gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,050	0,008	-0,021	0,055	0,000	0,013
	(1,54)	(0,19)	(-0,36)	(2,08)	(0,00)	(0,26)
$\gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	0,260	0,277	0,055	0,032	0,104	0,247
	(1,23)	(1,05)	(0,19)	(0,22)	(0,53)	(0,77)
Beob.	28,619	28.619	12.643	28.721	28.721	12.722
R^2	0,309	0,113	-	0,345	0,078	-
RMSE	0,114	0,057	-	0,105	0,054	-

Fortsetzung Tabelle 23

	$IX_{i,t}$			$IXH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\gamma_2+\gamma_3$	-0,189	-0,602**	0,139	0,073	-0,284**	0,121
$\gamma_2+\gamma_8$	0,635**	-0,154**	0,154**	0,651**	-0,087**	0,207**
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	-0,112	-0,439**	0,103	0,231**	-0,104	0,165*
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,747**	-0,285**	-0,051	-0,420**	-0,017	-0,042
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,657**	-0,140**	0,209**	0,674**	-0,103**	0,295**
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,626**	-0,059	-0,153	-0,584**	-0,144	-0,076
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
γ_0	0,029	0,049	-	0,036	0,049	-
	(6,51)	(1,22)	(-)	(7,77)	(1,48)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,015	-0,016	0,000	0,007	-0,017	-0,008
	(2,65)	(-2,29)	(-0,02)	(1,33)	(-2,62)	(-0,60)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,698	-0,189	0,137	0,642	-0,128	0,173
	(19,14)	(-3,18)	(1,27)	(18,59)	(-2,55)	(1,95)
$\gamma_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,090	-0,059	-0,022	-0,083	-0,001	0,005
	(-1,64)	(-0,95)	(-0,27)	(-1,72)	(-0,02)	(0,07)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,656	-0,122	0,377	0,673	-0,064	0,405
	(12,64)	(-1,65)	(3,13)	(15,73)	(-1,03)	(4,08)
$\gamma_5 D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,203	-0,194	0,028	-0,232	-0,111	-0,079
	(-2,46)	(-1,90)	(0,26)	(-3,67)	(-1,40)	(-0,88)
$\gamma_6 DS_i$	0,007	0,006	0,006	-0,003	-0,003	-0,009
	(1,29)	(0,98)	(0,37)	(-0,58)	(-0,34)	(-0,57)
$\gamma_7 DS_i*D_{i,t-1}$	-0,002	0,006	-0,004	0,007	0,014	0,013
	(-0,27)	(0,84)	(-0,24)	(1,02)	(1,71)	(0,70)
$\gamma_8 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,089	-0,096	-0,136	-0,029	-0,052	-0,012
	(-2,08)	(-1,78)	(-1,21)	(-0,74)	(-0,94)	(-0,11)
$\gamma_9 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,122	0,038	0,073	0,091	-0,023	-0,005
	(1,88)	(0,52)	(0,65)	(1,61)	(-0,32)	(-0,04)
$\gamma_{10} DS_i*ACC_{i,t-1}$	-0,007	-0,100	-0,159	-0,016	-0,124	-0,101
	(-0,12)	(-1,42)	(-1,64)	(-0,32)	(-2,11)	(-1,22)
$\gamma_{11} DS_i*D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	0,236	0,254	0,126	0,269	0,174	0,250
	(2,50)	(2,28)	(0,89)	(3,59)	(1,80)	(2,09)
Beob.	12.788	12.788	4.931	12.985	12.985	5.022
R^2	0,332	0,220	-	0,361	0,192	-
RMSE	0,107	0,048	-	0,100	0,047	-
$\gamma_2+\gamma_3$	0,608**	-0,248**	0,115	0,559**	-0,129*	0,178*
$\gamma_2+\gamma_8$	0,609**	-0,285**	0,001	0,613**	-0,180**	0,161*
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,641**	-0,306**	0,052	0,621**	-0,204**	0,161*
$\gamma_3+\gamma_9$	0,032	-0,021	0,051	0,008	-0,024	0,000
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,649**	-0,222**	0,218*	0,657**	-0,188**	0,304**
$\gamma_5+\gamma_{11}$	0,033	0,060	0,154	0,037	0,063	0,171*

Definition der Variablen: $IX_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $IXH_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a) und b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i nicht geprüft. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

nachzuweisen. In Bezug auf die Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis bleibt die Summe $\gamma_5 + \gamma_{11}$ bis auf Regression (6) insignifikant. Wie qualitativ ersichtlich, existieren zwischen den Samples Abweichungen bei der Kompensation des Cash Flows in Perioden mit einem positiven Ergebnis, welche über einen signifikant negativen γ_{10}-Koeffizienten in der Benchmark-Regression (5) quantifiziert werden. Der Unterschied bei der Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis – γ_{11} – ist zwar in vier der sechs Regressionen signifikant, jedoch nicht in der Benchmark-Regression (5), wodurch kein eindeutiger Unterschied zwischen den Samples konstatiert wird.

Wie auch im Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- wesentlich kleiner als in den OLS-Regressionen. Zudem ist im Vergleich der Outlierkorrekturen das R^2 in Regression (4) größer als in Regression (1) und in Regression (5) kleiner als in Regression (2). Das höchste R^2 liegt hierbei in Modell b2) vor. Im Verhältnis zum Modell a) ohne asymmetrische Komponente sind bis auf die FE-Regressionen des Modells b1) die Resultate in den asymmetrischen Modellen deutlich größer als in Modell a). Beim Prognosefehler sind die Resultate eindeutiger. Dieser ist in den FE- erneut auffällig niedriger als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. Im Vergleich der symmetrischen und asymmetrischen Modelle sind in den Modellen a) und b1) die Resultate der FE- identisch und in den OLS-Regressionen des Modells b1) geringfügig kleiner. Das Modell b2) besitzt, wie in den anderen beiden Unternehmensvergleichen, den niedrigsten Prognosefehler.

5.3.4 Zusammenfassung der Resultate für die Erfolgsgrößen

Im Rahmen der symmetrischen Persistenzmessung der Erfolgsgrößen ist im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen im Modell von Basu (1997) kein Unterschied zwischen den Samples ersichtlich, wohingegen die unit root-Spezifikationen des DF- und ADF-Modells ein stärkeres transitorisches Verhalten der Erfolgsgrößen für die IFRS-Unternehmen bestätigen. Dieses Resultat steht im Gegensatz zu Gassen und Sellhorn (2006), die eine höhere Persistenz bei freiwillig nach den IFRS bilanzierenden deutschen Unternehmen messen. In der Gegenüberstellung der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer zeigen die börsennotierten HGB-Bilanzierer sowohl im Modell von Basu (1997) als auch in den beiden Modellen nach Dickey und Fuller (1979, 1981) die persistenteren Erfolgsgrößen. Zwischen den Unternehmen mit geprüften und nicht geprüften Jahresabschlüssen sind in den drei getesteten Modellen keine Unterschiede zu erkennen. Der Wechsel zu einer zeitwertbasierten Bilanzierung der IFRS führt somit zu einer Erfolgsgröße, welche den Anforderungen der Earnings

Quality an die Verlässlichkeit der Rechnungslegung nicht gerecht wird. Die Anreizsteuerung der Kapitalmarktorientierung scheint hingegen eine Erhöhung der Verlässlichkeit zu fördern, die allerdings für die Abschlussprüfung nicht besteht.

Conditional conservatism liegt in der asymmetrischen Persistenzmessung und im Accruals-Modell für die IFRS-Unternehmen, außer im Modell von Enders und Granger (1998), vor. Bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern ist conditional conservatism in den beiden Spezifikationen nach Dickey und Fuller (1979, 1981) gegeben. Zwischen den beiden Unternehmensgruppen existiert kein Unterschied beim Grad der asymmetrischen Persistenz, obwohl in der DF-Spezifikation leichte Anzeichen für ein größeres Ausmaß bei den IFRS-Unternehmen besteht. Die von Gassen und Sellhorn (2006) vertretene Ansicht, dass ein höherer Grad von conditional conservatism durch die IFRS erreicht wird, ist folglich bei den IFRS-Unternehmen dieser Untersuchung nicht gegeben. Die Rechnungslegung scheint aus diesem Grund nicht als alleinige Ursache für die Ausprägung von conditional conservatism betrachtet werden zu können.

Im Modell von Basu (1997) wird für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ein höherer Grad von transitorischem Verhalten der *positiven* im Verhältnis zu den *negativen* Erfolgsgrößen und ein niedrigeres Ausmaß von conditional conservatism in Relation zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern nachgewiesen. Diese Resultate werden durch die DF-Spezifikation und das Accruals-Modell widerlegt, in denen Evidenz für conditional conservatism für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer erbracht wird. Der noch im Modell von Basu (1997) festgestellte Unterschied zwischen den Samples, welcher auch von Ball und Shivakumar (2005) für Unternehmen des UK gemessen wird, bestätigt sich nicht in den übrigen Modellen. Die Anreizbildung über die Kapitalmarktorientierung ist gleichwohl nicht als Ursache für das Ausmaß einer vorsichtigen Rechnungslegung anzusehen.

Wie bei den geprüften Unternehmen, ist auch bei den nicht geprüften Unternehmen im Modell von Basu (1997) eine geringere Persistenz der *positiven* im Verhältnis zu den *negativen* Erfolgsgrößen zu erkennen, die aber in den drei übrigen Modellen der Persistenzmessung und dem Accruals-Modell falsifiziert wird. In diesen Modellen wird übereinstimmend conditional conservatism für die nicht geprüften Unternehmen nachgewiesen. Unterschiede zwischen den Samples ergeben sich nur in der ADF-Spezifikation, die für die nicht geprüften Unternehmen ein größeres Ausmaß von conditional conservatism nahelegt. Eine Steigerung des Verifizierungsgrades über die Abschlussprüfung wird hiermit nicht konstatiert.

Durch die US-Unternehmen werden die Resultate der jeweiligen Samples der deutschen Unternehmen untermauert. Schocks in Perioden mit einem negativen Ergebnis verhalten sich auch bei den US-Un-

ternehmen transitorischer als in Perioden mit einem positiven Ergebnis. Darüber hinaus entsprechen die in dieser Arbeit dargestellten Resultate denjenigen von Basu (1997). Der Grad des transitorischen Verhaltens verringert sich, wie bei den deutschen Unternehmen, im Modell von Enders und Granger (1998) im Vergleich zu den DF-Spezifikationen zusehends. Dies resultiert u.U. aus der abweichenden Dummy-Definition, die sich in der Enders und Granger (1998)-Spezifikation auf die verzögerten Differenzen bezieht. Anders als in der Analyse der deutschen Unternehmen sind für die US-Unternehmen verlässlichere Resultate für die Bestätigung von conditional conservatism anhand der verschiedenen Modelle ersichtlich. Dieses Sample ist das einzige, für welches über sämtliche Spezifikationen conditional conservatism verifiziert wird. Dies mag zum einen auf die belastbarere Datenbasis und zum anderen auf die Charakteristika der Unternehmen oder die US-GAAP zurückzuführen sein.

Die Fehlspezifikation des Modells von Basu (1997) wird in der Gegenüberstellung der Modelle zur Persistenzmessung besonders deutlich. Das Modell unterschätzt das Ausmaß des transitorischen Verhaltens bzw. überschätzt den Grad der Persistenz auf Grund der Überdifferenzierung, die zu einer Autokorrelation in den *Störtermen* führt, welche eine angemessene Darstellung der tatsächlichen Autokorrelation der *Variablen* innerhalb des AR(1)-Prozesses verhindert. Im Vergleich der Erfolgsgrößen weist der Jahresüberschuss gegenüber dem Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit einen höheren Grad von transitorischem Verhalten auf. Diese Aussage wird ebenso durch O'Hanlon, Poon und Yaansah (1992) sowie Pope und Walker (1999) getroffen, die dem Jahresüberschuss auf Grund der einmaligen außerordentlichen Effekte einen stärkeren transitorischen Charakter beimessen.

Die Prognose der Erfolgsgröße über den Cash Flow und die Accruals beweist für die beiden börsennotierten Samples eine positive Assoziation des Cash Flows und der Accruals mit dem zukünftigen Unternehmensergebnis. Für die beiden nicht börsennotierten Samples liegen jeweils negative Assoziationen der Cash Flows und Accruals mit der Erfolgsgröße vor. Die Assoziation der Accruals mit der Erfolgsgröße ist für sämtliche Samples geringer als diejenige des Cash Flows. Dieses Resultat wird durch Sloan (1996) oder Givoly, Hayn und Katz (2010) und weitere Studien, die die Accruals Anomaly untersuchen, für den amerikanischen Markt bestätigt. Unterschiede zwischen den Samples hinsichtlich des Zusammenhangs der Cash Flows und Accruals ergeben sich in den drei Unternehmensvergleichen des deutschen Marktes nicht. Die Rechnungslegungsstandards sowie die Anreizsteuerung über die Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung besitzen daher keinen entscheidenden Einfluss auf die Eigenschaften der Cash Flows und Accruals zur Prognose der zukünftigen Erfolgsgröße.

Wird die Prognose der Erfolgsgröße um eine asymmetrische Komponente zur Erfassung der unterschiedlichen Realisierung von Erträgen und Aufwendungen ergänzt, ist bei den börsennotierten IFRS-

und HGB-Unternehmen für die Cash Flows sowohl in Perioden mit einem positiven als auch negativen Ergebnis eine positive Assoziation mit der Erfolgsgröße nachzuweisen. In Perioden mit einem negativen Ergebnis lässt nur ein Modell für die IFRS-Unternehmen auf eine stärkere Kompensation des Cash Flows über die Accruals schließen. Im Gegensatz zu den IFRS- wird bei den HGB-Bilanzierern kein Nachweis für eine höhere Kompensation des Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis erbracht. Die Unterschiede zwischen den Samples belegen einen stärkeren Zusammenhang für positive und in einem Modell auch für negative Cash Flows bei den IFRS-Unternehmen. In einem Modell bestehen bei den IFRS-Unternehmen außerdem Anzeichen für eine höhere Kompensation von Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis. Gegenüber dem symmetrischen Modell scheint die Rechnungslegung einen Einfluss auf asymmetrische Realisierung von Erträgen und Aufwendungen bei der Prognose der Erfolgsgröße zu zeigen, welche in der Spezifikation der Modelle Berücksichtigung finden sollte. Die IFRS entsprechen insoweit bei der Prognose der Erfolgsgröße zu einem leicht ausgeprägteren Ausmaß den Anforderungen einer vorsichtigen Rechnungslegung.

Die Hinzunahme der asymmetrischen Komponente führt bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern zu keinem Nachweis für die Kompensation des Cash Flows über die Accruals. Ebenso ergibt sich kein Unterschied zwischen den börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern bzgl. einer höheren Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis. Die Kapitalmarktorientierung ist somit erneut nicht als Auslöser für eine größere Ausprägung einer vorsichtigen Rechnungslegung zu betrachten. Eine Erweiterung der Modellspezifikation um eine asymmetrische Komponente ist demnach in diesem Vergleich nicht notwendig.

Im Vergleich der beiden nicht börsennotierten Samples deuten die Resultate auf eine negative Assoziation der zukünftigen Erfolgsgröße mit den Cash Flows in Perioden mit einem positiven und negativen Ergebnis hin, die bei den geprüften Unternehmen in einem Modell sogar bei den Perioden mit einem negativen Ergebnis höher ist. Für die beiden Samples ergibt sich kein Beweis einer höheren Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis. Zudem wird auch kein eindeutiger Unterschied zwischen den Samples gemessen. Wie auch die Kapitalmarktorientierung, übt die Abschlussprüfung keinen Einfluss auf die Prognose der Erfolgsgröße im Zusammenhang mit den Eigenschaften einer vorsichtigen Rechnungslegung aus. Im Einklang mit den Resultaten der Persistenzmessung stellen die beiden Determinanten der Anreizsteuerung demzufolge keine Verbesserung der modellspezifischen Charakteristika einer vorsichtigen Rechnungslegung dar. Auffällig ist in der Analyse der Prognose der Erfolgsgröße das starke Schwanken der Resultate zwischen den Schätzverfahren. Eine alleinige Betrachtung der OLS-Schätzungen führt in vielen

Fällen zu einer von den verlässlicheren Methoden der FE- und AB-Schätzungen abweichenden Interpretation der Resultate und zeigt die Notwendigkeit der Überprüfung von unternehmensspezifischen Eigenschaften.

Im Verhältnis der Erfolgsgrößen ist das Bestimmtheitsmaß in der Persistenzmessung beim Jahresüberschuss größer als beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Bis auf einige Resultate im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen und ein Resultat im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sind keine Erhöhungen des R^2 über die Disaggregation der Erfolgsgröße zur Prognose der zukünftigen Erfolgsgröße im Vergleich zum AR(1)-Modell des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit zu erkennen. Zum Vergleich werden jeweils die Resultate des AR(1)-Modelle in Niveaus aus Tabelle 1 des Anhangs herangezogen. In der Persistenzmessung ist der Prognosefehler beim Jahresüberschuss geringer als beim Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit. Gegenteilige Resultate ergeben sich im Sample der US-Unternehmen, bei dem das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit die niedrigeren Prognosefehler als der Jahresüberschuss besitzt. Dies steht im Einklang mit der erschwerten Prognostizierbarkeit des Jahresüberschusses in Hinblick auf die außerordentlichen Effekte. Keine eindeutige Verringerung des Prognosefehlers ergibt sich über die Aufspaltung der Erfolgsgröße in Cash Flows und Accruals im Verhältnis zum AR(1)-Modell des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit.

Eine abschließende Beurteilung des Einflusses der FE-Schätzung, der Hadi (1994)-Outlierkorrektur, der unit root-Modelle und der asymmetrischen Komponente auf das R^2 und den RMSE soll erst in der Zusammenfassung der Resultate für den Cash Flow in Abschnitt 5.4.4 erfolgen.

5.4 Zeitreiheneigenschaften des Cash Flows

5.4.1 Persistenzmessung des Cash Flows

Die Analyse des Cash Flows lässt sich thematisch von den Erfolgsgrößen eines Unternehmens vor dem Hintergrund der alleinigen Betrachtung der Zahlungsmittelebene durch den Cash Flow im Gegensatz zur Erfolgsgröße, die auch zeitliche Verschiebungen bspw. über die Accruals einbezieht, trennen. Rein methodisch gesehen, lassen sich die für die beiden Erfolgsgrößen verwendeten Modelle auch auf die Schätzung des Cash Flows übertragen. In erster Linie soll in diesem Abschnitt die Persistenz des Cash Flows bzw. die Prognose des Cash Flows über ein AR(1)-Modell im Vordergrund stehen.

Die hier dargestellte Analyse lehnt sich an die Aufsätze von Finger (1994) sowie Homburg und Wrede

(2007) an, die über den verzögerten Cash Flow und die Bestandteile des Periodenergebnisses eines Unternehmens den zukünftigen Cash Flow prognostizieren. Allerdings wird, wie von Ball und Shivakumar (2006) vorgeschlagen, eine asymmetrische Komponente, die wiederum zwischen positiven und negativen Werten differenziert, ergänzt. Des Weiteren wird konträr zu den erwähnten Aufsätzen zusätzlich eine Unterscheidung zwischen zwei Unternehmenssamples vorgenommen.

Tabelle 24 beschreibt die Persistenzmessung des Cash Flows für die drei betrachteten Unternehmensvergleiche.[353] Begonnen wird, wie bei den Erfolgsgrößen, mit der Erläuterung des Vergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer. Analog zu den Erfolgsgrößen misst der Koeffizient α_1, der in sämtlichen Regressionen mit Werten zwischen -0,212 und -0,407 negativ ist, die Persistenz für den Cash Flow der IFRS-Unternehmen. Dies impliziert, dass ca. 21%-41% der Schocks bereits in der Folgeperiode kompensiert werden. Die Persistenzmessung für die HGB-Unternehmen durch die Summe $\alpha_1 + \alpha_3$ liefert vergleichbare Resultate und lässt auf ein ähnlich stark transitorisches Verhalten schließen. Der Koeffizient α_3 gibt keine Anzeichen dafür, dass eine Unternehmensgruppe im Verhältnis zur anderen ein stärkeres persistentes bzw. transitorisches Verhalten für den Cash Flow besitzt. Im Vergleich zum überdifferenzierten Modell a) zeigt β_1 erneut wesentlich größere negative Werte, die zwischen -0,465 und -0,922 liegen, und offenbart somit ein tatsächlich stärkeres transitorisches Verhalten des Cash Flows für die IFRS-Unternehmen. Die Werte von $\beta_1 + \beta_3$ für die HGB-Unternehmen sind in diesem Modell geringfügig größer. Unterschiede zwischen den Samples werden auch in Modell b) nicht nachgewiesen.

Innerhalb des Unternehmensvergleichs der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sind die α_1-Koeffizienten weitaus geringer als β_1. α_1 nimmt Werte von -0,265 bis -0,502 an, wohingegen β_1 zwischen -0,506 und -1,072 liegt. Zudem sind die t-Werte von β_1, insbesondere in den FE- und AB-Schätzungen, annähernd doppelt bzw. mehr als doppelt so groß wie die t-Werte von α_1. Für die börsennotierten HGB-Bilanzierer bedeutet dies ein transitorisches Verhalten der Cash Flows, wobei das über das Modell b) gemessene Ausmaß des transitorischen Verhaltens um einiges höher ist, als über das Modell a) dargelegt. Hierbei ist, wie bei den Erfolgsgrößen, eine leichte Überkompensation der Schocks in den Folgeperioden zu beachten. Positive Cash Flows folgen demnach auf Perioden mit negativen Cash Flows. Bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern setzt sich die Überschätzung der Persistenz bzw. die Unterschätzung des Grades des transitorischen Verhaltens fort. Die Summe $\alpha_1 + \alpha_3$ ist mit Werten zwischen -0,155 und -0,461 wesentlich kleiner als die Summe $\beta_1 + \beta_3$, die Werte von -0,402 bis -1,088 annimmt. Der Cash Flow verhält sich somit auch für nicht börsennotierte

[353] Die symmetrische und asymmetrische Persistenzmessung des Cash Flows wird, wie bei den Erfolgsgrößen, auch mit Hilfe der Regression von Niveauwerten auf verzögerte Niveauwerte durchgeführt. Diese Resultate aus Tabelle 2 des Anhangs unterscheiden sich nicht von den in diesem Abschnitt dargestellten Ergebnissen.

Tabelle 24: Persistenz des Cash Flows

I. IFRS-/HGB-Unternehmen						
a) $\Delta CF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
		$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$	
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
α_0	0,000	0,061	-	0,003	0,048	-
	(-0,03)	(3,23)	(-)	(1,19)	(2,86)	(-)
$\alpha_1 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,301	-0,396	-0,212	-0,345	-0,407	-0,273
	(-8,42)	(-14,78)	(-4,78)	(-12,67)	(-14,95)	(-7,74)
$\alpha_2 DS_i$	-0,006	-0,030	-0,040	-0,007	-0,023	-0,026
	(-1,24)	(-3,51)	(-3,12)	(-1,87)	(-3,13)	(-2,39)
$\alpha_3 DS_i * \Delta CF_{i,t-1}$	-0,110	-0,042	-0,064	-0,049	-0,035	0,004
	(-1,62)	(-0,63)	(-1,11)	(-0,98)	(-0,68)	(0,06)
Beob.	3.068	3.068	2.472	2.991	2.991	2.398
R^2	0,135	0,144	-	0,158	0,167	-
RMSE	0,125	0,113	-	0,100	0,091	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,411**	-0,438**	-0,276**	-0,394**	-0,442**	-0,269**
b) $\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
β_0	0,030	0,039	-	0,038	0,116	-
	(7,95)	(2,32)	(-)	(13,76)	(17,49)	(-)
$\beta_1 CF_{i,t-1}$	-0,465	-0,919	-0,899	-0,537	-0,922	-0,905
	(-13,65)	(-27,99)	(-17,77)	(-22,30)	(-28,78)	(-19,10)
$\beta_2 DS_i$	0,006	0,003	-0,018	-0,003	-0,002	-0,015
	(1,22)	(0,42)	(-1,78)	(-0,64)	(-0,27)	(-1,55)
$\beta_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,094	-0,077	-0,085	-0,022	-0,055	-0,034
	(-1,91)	(-1,65)	(-1,30)	(-0,59)	(-1,28)	(-0,50)
Beob.	3.726	3.726	3.039	3.657	3.657	2.978
R^2	0,247	0,251	-	0,317	0,322	-
RMSE	0,123	0,093	-	0,101	0,079	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,559**	-0,996**	-0,984**	-0,559**	-0,977**	-0,939**
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen						
a) $\Delta CF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
α_0	-0,006	-0,060	-	-0,004	-0,064	-
	(-1,78)	(-8,07)	(-)	(-1,31)	(-9,79)	(-)
$\alpha_1 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,430	-0,502	-0,287	-0,411	-0,458	-0,265
	(-9,18)	(-11,92)	(-5,92)	(-10,08)	(-13,98)	(-5,17)
$\alpha_2 DS_i$	0,016	-	-	0,011	-	-
	(4,32)	(-)	(-)	(3,35)	(-)	(-)
$\alpha_3 DS_i * \Delta CF_{i,t-1}$	0,162	0,056	0,132	0,095	-0,003	0,089
	(2,97)	(0,86)	(1,82)	(2,04)	(-0,05)	(1,22)
Beob.	4.746	4.746	1.572	4.681	4.681	1.551
R^2	0,103	0,103	-	0,128	0,131	-
RMSE	0,107	0,062	-	0,094	0,057	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,268**	-0,446**	-0,155**	-0,316**	-0,461**	-0,176**

Fortsetzung Tabelle 24

b) $\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
β_0	0,033	0,090	-	0,036	0,152	-
	(8,02)	(5,46)	(-)	(10,70)	(25,74)	(-)
$\beta_1 CF_{i,t-1}$	-0,506	-1,051	-0,952	-0,527	-1,072	-0,952
	(-12,44)	(-22,76)	(-13,80)	(-15,53)	(-25,07)	(-14,43)
$\beta_2 DS_i$	0,018	-	-	0,017	-	-
	(4,13)	(-)	(-)	(4,48)	(-)	(-)
$\beta_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,104	-0,035	0,076	0,092	-0,016	0,153
	(2,39)	(-0,61)	(0,78)	(2,52)	(-0,30)	(1,62)
Beob.	9.491	9.491	3.152	9.443	9.443	3.141
R^2	0,194	0,187	-	0,241	0,236	-
RMSE	0,105	0,049	-	0,097	0,045	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,402**	-1,086**	-0,876**	-0,435**	-1,088**	-0,799**
III. (nicht) geprüfte Unternehmen						
a) $\Delta CF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
α_0	0,011	-0,016	-	0,007	-0,017	-
	(6,11)	(-0,52)	(-)	(4,86)	(-0,57)	(-)
$\alpha_1 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,278	-0,461	-0,199	-0,318	-0,458	-0,183
	(-10,14)	(-11,54)	(-4,54)	(-14,11)	(-13,63)	(-3,73)
$\alpha_2 DS_i$	-0,005	-0,004	-0,007	-0,002	-0,001	-0,006
	(-2,29)	(-0,96)	(-1,64)	(-1,13)	(-0,17)	(-1,57)
$\alpha_3 DS_i * \Delta CF_{i,t-1}$	-0,050	-0,050	-0,008	-0,027	-0,063	-0,065
	(-1,52)	(-0,97)	(-0,14)	(-0,99)	(-1,45)	(-1,07)
Beob.	12.989	12.989	5.028	12.868	12.868	4.979
R^2	0,101	0,109	-	0,122	0,132	-
RMSE	0,099	0,058	-	0,090	0,053	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,328**	-0,511**	-0,207**	-0,345**	-0,521**	-0,248**
b) $\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
β_0	0,049	0,151	-	0,054	0,149	-
	(27,17)	(51,84)	(-)	(32,32)	(55,74)	(-)
$\beta_1 CF_{i,t-1}$	-0,386	-1,142	-0,811	-0,438	-1,141	-0,798
	(-24,31)	(-47,64)	(-18,84)	(-32,05)	(-51,94)	(-21,88)
$\beta_2 DS_i$	-0,002	0,002	-0,009	-0,003	-0,001	-0,011
	(-1,15)	(0,62)	(-1,86)	(-1,78)	(-0,39)	(-2,66)
$\beta_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,005	-0,016	0,028	0,007	-0,001	0,049
	(-0,25)	(-0,61)	(0,67)	(0,42)	(-0,06)	(1,34)
Beob.	29.006	29.006	12.869	28.980	28.980	12.880
R^2	0,181	0,186	-	0,233	0,238	-
RMSE	0,102	0,051	-	0,096	0,048	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,391**	-1,158**	-0,783**	-0,431**	-1,142**	-0,749**

Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

HGB-Bilanzierer stark transitorisch. Zwischen den Samples wird gemäß den Resultaten des Koeffizienten α_3 bzw. β_3 kein Unterschied gemessen.

Die für die beiden anderen Unternehmensvergleiche getätigten Aussagen zur Fehleinschätzung der Persistenz durch Modell a) treffen auch für den Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen zu. β_1 liegt für die FE- und AB-Schätzungen mit Werten von -0,386 bis -1,142 weit über den Resultaten von α_1, welche zwischen -0,183 und -0,461 liegen. Die t-Werte von β_1 sind zudem um ein Vielfaches größer als diejenigen von α_1. Der Koeffizient β_1 übersteigt erneut -1 und belegt eine stark schwankende Zeitreihe des Cash Flows und eine Überkompensation von Schocks. Ein eindeutiger Unterschied zwischen den Samples ist in beiden Modellen nicht gegeben.

Bis auf Modell b) im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- größer als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur höher als in der Standardoutlierkorrektur. In den drei Unternehmensvergleichen ist das R^2 in Modell b) im Verhältnis zu Modell a) wesentlich größer. Der Prognosefehler ist in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und darüber hinaus in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. In den beiden Unternehmensvergleichen der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen und der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist der RMSE in Modell b) bis auf Regression (4) niedriger als in Modell a). Im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist der Prognosefehler in Modell b) jeweils in den OLS-Regressionen größer und in den FE-Regressionen kleiner als in Modell a).

Die Resultate der Persistenzmessung anhand der ADF-Spezifikation aus Tabelle 25 weichen nicht erheblich von den Resultaten des Dickey und Fuller (1979)-Modells aus Tabelle 24 ab. Für den Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Bilanzierer ist β_1 in den FE-Regressionen und in Regression (3) leicht größer als in Modell b), wobei sich die t-Werte des Koeffizienten in der ADF-Spezifikation bemerkenswert verringern, allerdings immer noch signifikant bleiben. β_3 ist, wie in Modell b), negativ und insignifikant. Unterschiede bei der Persistenz des Cash Flows sind zwischen den IFRS- und HGB-Unternehmen insofern nicht erkennbar.

In den FE- und AB-Schätzungen des Vergleichs der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist im Verhältnis zu Modell b) eine Erhöhung von β_1 zu erkennen, wohingegen ebenfalls die t-Werte des Koeffizienten sinken. Für die nicht börsennotierten Unternehmen ist durch die negative Summe $\beta_1 + \beta_3$ ein vergleichbar transitorisches Verhalten des Cash Flows, welches ebenfalls Anzeichen für eine Überkompensation der Schocks aufweist, festzustellen. Anders als in Modell b), in dem β_3 in den FE-Regressionen negativ ist, bleibt der Koeffizient in der ADF-Spezifikation leicht posi-

tiv. β_3 ist nur in den OLS-Regressionen signifikant, so dass zwischen den Samples kein eindeutiger Unterschied nachgewiesen wird.

Im Einklang mit den anderen Unternehmensvergleichen ist für die geprüften und die nicht geprüften Unternehmen im Verhältnis zum Modell b) eine Erhöhung von β_1 in den FE-Regressionen und in Regression (4) mit einer Überkompensation der Schocks im ADF-Modell ersichtlich. Die t-Werte des Koeffizienten reduzieren sich erneut im ADF-Modell deutlich. Insbesondere in den OLS- und FE-Regressionen ist mehr als eine Halbierung der t-Werte zu konstatieren. β_3 ist bis auf Regression (6) negativ und erhöht folglich die Summe der Koeffizienten zur Messung des transitorischen Verhaltens für die nicht geprüften Unternehmen. Ein Unterschied der Persistenz des Cash Flows zwischen den Samples wird derweil nicht festgestellt.

Das Bestimmtheitsmaß ist in der ADF-Spezifikation in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur größer als in der Standardoutlierkorrektur. Bis auf eine Ausnahme ist das R^2 in der ADF-Spezifikation geringer als in Modell b). Des Weiteren ist der Prognosefehler in den FE- wesentlich kleiner als in den OLS-Regressionen und ebenso in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Im Verhältnis zu Modell b) ist der RMSE in der ADF-Spezifikation niedriger.

Wie auch die Erfolgsgrößen, wird der Cash Flow im nächsten Schritt auf seine Eigenschaften bzgl. der asymmetrischen Persistenz untersucht. Sowohl der Koeffizient α_2 als auch die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ sind im Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen in Modell a) aus Tabelle 26 bis auf eine Ausnahme signifikant negativ, wobei die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ in vier der sechs Regressionen größer ist als α_2. In Hinblick auf die asymmetrische Persistenz liegt gemäß α_3 ein gleichwertig transitorisches Verhalten für positive als auch negative Differenzen bei den IFRS-Unternehmen vor. Bei den HGB-Unternehmen ist $\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$ im Vergleich zu $\alpha_2 + \alpha_6$, insbesondere in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur, kleiner. Im Einklang mit den Resultaten der beiden Summen zeigt sich anhand von $\alpha_3 + \alpha_7$, dass kein Unterschied bei der Kompensation von Schocks zwischen positiven und negativen Differenzen besteht. Zudem ist in der Ausprägung der asymmetrischen Persistenz zwischen den Samples in Modell a) kein Unterschied zu identifizieren.

Das Verhalten des Modells a) von Basu (1997), das transitorische Verhalten von Variablen zu unterschätzen, wird auch im Zusammenhang mit der Analyse des Cash Flows über die asymmetrische unit root-Spezifikation des Modells b1) überdeutlich. Der Koeffizient β_2 übertrifft die Werte von α_2 bei Weitem. β_2 ist i.d.R. mindestens doppelt so groß und besitzt bemerkenswert größere t-Werte. Da auch die Summe $\beta_2 + \beta_3$ die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ wesentlich übersteigt, wird ein wesentlich höherer Grad

Tabelle 25: Persistenz des Cash Flows (ADF)

I. IFRS-/HGB-Unternehmen						
$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_4 \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
		$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$	
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
β_0	0,023	0,085	-	0,028	0,090	-
	(5,61)	(5,34)	(-)	(9,43)	(6,04)	(-)
$\beta_1 CF_{i,t-1}$	-0,351	-1,047	-0,935	-0,363	-0,983	-0,773
	(-8,45)	(-19,90)	(-8,81)	(-13,56)	(-20,95)	(-8,49)
$\beta_2 DS_i$	0,001	0,005	-0,011	-0,001	0,002	-0,007
	(0,23)	(0,52)	(-0,98)	(-0,27)	(0,23)	(-0,65)
$\beta_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,061	-0,098	-0,043	-0,057	-0,084	-0,109
	(-1,07)	(-1,74)	(-0,50)	(-1,23)	(-1,50)	(-1,32)
$\beta_4 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,162	0,076	0,009	-0,212	0,030	-0,032
	(-6,24)	(2,63)	(0,27)	(-10,32)	(1,22)	(-0,97)
Beob.	3.054	3.054	2.456	2.948	2.948	2.370
R^2	0,220	0,185	-	0,278	0,234	-
RMSE	0,114	0,084	-	0,090	0,071	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,412**	-1,145**	-0,978**	-0,420**	-1,067**	-0,882**
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen						
$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_4 \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
β_0	0,026	0,059	-	0,028	0,139	-
	(5,14)	(6,53)	(-)	(6,55)	(7,64)	(-)
$\beta_1 CF_{i,t-1}$	-0,424	-1,295	-1,182	-0,417	-1,271	-1,141
	(-8,89)	(-18,30)	(-10,49)	(-9,70)	(-18,48)	(-10,52)
$\beta_2 DS_i$	0,014	-	-	0,011	-	-
	(2,53)	(-)	(-)	(2,23)	(-)	(-)
$\beta_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,142	0,082	0,209	0,126	0,018	0,050
	(2,72)	(1,02)	(1,38)	(2,73)	(0,23)	(0,33)
$\beta_4 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,147	0,131	0,078	-0,193	0,120	0,050
	(-6,69)	(3,65)	(1,91)	(-10,16)	(3,57)	(1,31)
Beob.	4.723	4.723	1.560	4.630	4.630	1.538
R^2	0,175	0,133	-	0,227	0,172	-
RMSE	0,099	0,046	-	0,086	0,042	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,282**	-1,213**	-0,973**	-0,291**	-1,253**	-1,091**
III. (nicht) geprüfte Unternehmen						
$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CF_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_4 \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
β_0	0,037	0,121	-	0,039	0,110	-
	(14,01)	(3,90)	(-)	(17,31)	(3,47)	(-)
$\beta_1 CF_{i,t-1}$	-0,257	-1,306	-1,143	-0,288	-1,303	-0,726
	(-10,83)	(-29,68)	(-9,85)	(-15,22)	(-30,53)	(-8,17)
$\beta_2 DS_i$	0,001	0,008	0,001	0,000	0,008	-0,009
	(0,37)	(1,95)	(0,18)	(-0,15)	(2,03)	(-1,34)
$\beta_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,040	-0,053	-0,060	-0,017	-0,048	0,054
	(-1,47)	(-1,61)	(-1,02)	(-0,80)	(-1,58)	(0,90)
$\beta_4 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,183	0,122	0,065	-0,201	0,107	-0,054
	(-12,94)	(5,48)	(2,07)	(-17,77)	(5,73)	(-1,96)
Beob.	12.926	12.926	5.002	12.766	12.766	4.944
R^2	0,181	0,144	-	0,221	0,179	-
RMSE	0,092	0,043	-	0,082	0,039	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,297**	-1,359**	-1,203**	-0,305**	-1,351**	-0,672**

Fortsetzung Tabelle 25

Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $CF_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

von transitorischem Verhalten der negativen Cash Flows erkennbar. Innerhalb des Modells b1) zeigt sich zudem, dass die Summe $\beta_2 + \beta_3$ auf einem vergleichbaren Niveau zu β_2 liegt und, unter Beachtung von β_3, keine ausgeprägtere Kompensation von Schocks in Perioden mit negativen in Relation zu positiven Niveauwerten für die IFRS-Unternehmen bestätigt wird. Für die HGB-Unternehmen ist die Persistenz von negativen im Verhältnis zu positiven Niveauwerten auf Grund von negativen Summen $\beta_3 + \beta_7$ geringfügig größer als $\beta_2 + \beta_6$. Die Summe $\beta_3 + \beta_7$ gibt jedoch keine Evidenz für eine asymmetrische Persistenz des Cash Flows für die HGB-Unternehmen. Ebenso werden über β_7 keine Unterschiede bei der asymmetrischen Persistenz zwischen den beiden börsennotierten Unternehmensgruppen verifiziert.

Abschließend soll im Unternehmensvergleich der IFRS- und HGB-Unternehmen die asymmetrische Persistenzmessung für den Cash Flow mit dem Modell b2) von Enders und Granger (1998) diskutiert werden. Für die Koeffizienten, welche die Interpretation der Resultate der IFRS-Unternehmen entscheidend beeinflussen, sind nur geringfügige Unterschiede zu Modell b1) erkennbar. Die Summe $\beta_2 + \beta_3$ ist im Vergleich zu Modell b1) leicht größer als β_2. Eine höhere Kompensation von Schocks in Perioden mit negativen Niveauwerten wird durch β_3 auch in Modell b2) nicht bestätigt. Diese Feststellungen gelten ebenso für die HGB-Unternehmen. Zwar übersteigt die Summe zur Persistenzmessung der negativen die Summe der positiven Niveauwerte, jedoch ist die Summe der maßgeblichen Koeffizienten für die asymmetrische Persistenz insignifikant. Die Resultate des Koeffizienten β_7 geben für Modell b2) ebenfalls keine Unterschiede bei der asymmetrischen Persistenz der beiden Unternehmensgruppen wieder.

Im Rahmen der asymmetrischen Persistenzmessung des Cash Flows für die börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen ist das Bestimmtheitsmaß, außer in Modell b2), in den FE- größer als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur höher als in der Standardoutlierkorrektur. Das R^2 ist, wie in der Persistenzmessung der Erfolgsgrößen, in Modell b1) am größten und in Modell a) am niedrigsten. Im Vergleich zu den Modellen ohne asymmetrische Komponente ist für das Modell a) eine Verringerung des R^2 in Regression (5) und eine Vergrößerung in den übrigen Regressionen nachzuweisen. In den OLS-Regressionen des Modells b1) ist das R^2

Tabelle 26: Asymmetrische Persistenz des Cash Flows für IFRS-/HGB-Unternehmen

a) $\Delta CF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i + \alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
α_0	-0,003	0,059	-	0,006	0,060	-
	(-0,58)	(2,73)	(-)	(1,61)	(3,30)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,001	-0,007	-0,003	-0,007	-0,008	-0,007
	(-0,14)	(-1,03)	(-0,30)	(-1,24)	(-1,36)	(-0,66)
$\alpha_2 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,270	-0,364	-0,137	-0,367	-0,475	-0,242
	(-4,57)	(-4,88)	(-1,07)	(-7,36)	(-6,73)	(-2,14)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1}$	-0,069	-0,095	-0,244	0,010	0,096	-0,114
	(-0,79)	(-0,69)	(-1,05)	(0,14)	(0,82)	(-0,61)
$\alpha_4 DS_i$	-0,002	-0,027	-0,018	-0,008	-0,018	-0,010
	(-0,18)	(-1,74)	(-0,96)	(-1,08)	(-1,67)	(-0,63)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,002	0,004	-0,013	0,010	0,002	-0,006
	(0,18)	(0,26)	(-0,71)	(0,94)	(0,16)	(-0,38)
$\alpha_6 DS_i * \Delta CF_{i,t-1}$	-0,156	-0,092	-0,247	-0,075	-0,132	-0,184
	(-1,13)	(-0,51)	(-1,26)	(-0,79)	(-1,14)	(-1,06)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1}$	0,111	0,120	0,313	0,109	0,198	0,296
	(0,64)	(0,47)	(1,04)	(0,81)	(1,07)	(1,17)
Beob.	3.068	3.068	2.472	2.991	2.991	2.398
R^2	0,136	0,145	-	0,159	0,165	-
RMSE	0,125	0,113	-	0,100	0,091	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,339**	-0,459**	-0,381**	-0,357**	-0,379**	-0,356**
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,426**	-0,456**	-0,384*	-0,442**	-0,607**	-0,426**
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,384**	-0,431**	-0,315*	-0,323**	-0,313**	-0,244**
$\alpha_3 + \alpha_7$	0,042	0,025	0,069	0,119	0,294	0,182

$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 CF_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
β_0	0,038	0,040	-	0,044	0,120	-
	(7,30)	(2,34)	(-)	(11,12)	(15,11)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,014	0,004	0,003	-0,020	0,004	-0,001
	(-1,29)	(0,37)	(0,20)	(-2,24)	(0,43)	(-0,09)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,524	-0,940	-0,840	-0,568	-0,945	-0,821
	(-10,22)	(-19,78)	(-10,29)	(-15,43)	(-24,53)	(-11,49)
$\beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,068	0,064	-0,074	-0,025	0,086	-0,139
	(0,74)	(0,80)	(-0,58)	(-0,37)	(1,06)	(-1,14)
$\beta_4 DS_i$	-0,003	0,000	-0,018	-0,004	-0,006	-0,012
	(-0,32)	(0,01)	(-1,23)	(-0,70)	(-0,73)	(-0,88)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,000	-0,007	0,003	0,008	-0,008	-0,002
	(0,01)	(-0,43)	(0,14)	(0,61)	(-0,56)	(-0,09)
$\beta_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,018	-0,045	-0,075	-0,016	-0,018	-0,105
	(-0,22)	(-0,61)	(-0,67)	(-0,27)	(-0,34)	(-1,08)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,176	-0,116	-0,062	0,016	-0,162	0,089
	(-1,35)	(-0,99)	(-0,33)	(0,14)	(-1,17)	(0,44)
Beob.	3.726	3.726	3.039	3.657	3.657	2.978
R^2	0,249	0,251	-	0,318	0,322	-
RMSE	0,123	0,093	-	0,101	0,079	-

Fortsetzung Tabelle 26

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\beta_2+\beta_3$	-0,456**	-0,876**	-0,914**	-0,593**	-0,859**	-0,960**
$\beta_2+\beta_6$	-0,542**	-0,985**	-0,915**	-0,584**	-0,963**	-0,926**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-0,650**	-1,037**	-1,051**	-0,593**	-1,039**	-0,976**
$\beta_3+\beta_7$	-0,108	-0,052	-0,136	-0,009	-0,076	-0,050
$\Delta CF_{i,t} =$	$\beta_0+\beta_1 D_{i,t-1}+\beta_2 CF_{i,t-1}+\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\beta_4 DS_i+$ $\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}+\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}+\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t}$					
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
β_0	0,012	0,090	-	0,022	0,093	-
	(2,03)	(5,41)	(-)	(4,91)	(5,99)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,026	-0,009	0,013	0,021	-0,006	0,003
	(3,26)	(-1,28)	(1,46)	(3,48)	(-0,96)	(0,33)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,375	-0,959	-0,832	-0,438	-0,952	-0,805
	(-7,07)	(-15,95)	(-9,30)	(-11,87)	(-18,63)	(-8,29)
$\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,041	-0,088	-0,115	0,016	-0,072	-0,009
	(-0,51)	(-1,31)	(-1,51)	(0,29)	(-1,36)	(-0,12)
$\beta_4 DS_i$	-0,007	0,003	-0,005	-0,009	0,002	-0,014
	(-0,75)	(0,23)	(-0,29)	(-1,01)	(0,16)	(-0,87)
$\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}$	0,014	0,001	-0,010	0,012	0,000	0,011
	(1,14)	(0,08)	(-0,59)	(1,10)	(0,02)	(0,73)
$\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,018	-0,123	-0,133	-0,026	-0,105	-0,087
	(-0,21)	(-1,39)	(-0,99)	(-0,35)	(-1,38)	(-0,68)
$\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,070	0,058	0,084	-0,034	0,062	-0,116
	(-0,58)	(0,58)	(0,60)	(-0,33)	(0,71)	(-1,00)
Beob.	3.054	3.054	2.456	2.948	2.948	2.370
R^2	0,204	0,193	-	0,249	0,235	-
RMSE	0,115	0,084	-	0,092	0,071	-
$\beta_2+\beta_3$	-0,416**	-1,047**	-0,947**	-0,422**	-1,024**	-0,814**
$\beta_2+\beta_6$	-0,393**	-1,082**	-0,965**	-0,464**	-1,057**	-0,892**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-0,504**	-1,112**	-0,996**	-0,482**	-1,067**	-1,017**
$\beta_3+\beta_7$	-0,111	-0,030	-0,031	-0,018	-0,010	-0,125

Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a und b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i HGB-Bilanzierer. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i IFRS-Bilanzierer. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

jeweils größer und in den FE-Regressionen identisch mit den Resultaten des symmetrischen Modells. Für das Modell b2) liegen die Resultate unterhalb des symmetrischen Modells b).

Der Prognosefehler ist in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. Für das Modell b2) ist der RMSE erneut am geringsten und für das Modell a) mehrheitlich am größten. Im Verhältnis zu den Modellen ohne asymmetrische Komponenten sind die Resultate für die Modelle a) und b1) mit

denen der symmetrische Modellen jeweils identisch. Die Resultate des Modells b2) liegen wiederum deutlich unter denen des symmetrischen Modells b).

Die Resultate der asymmetrischen Persistenzmessung des Cash Flows für den Unternehmensvergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sind in Tabelle 27 enthalten. Für das Modell a) von Basu (1997) lässt sich mit signifikant negativen α_2 in den OLS- und FE-Schätzungen transitorisches Verhalten der positiven Differenzen für die börsennotierten HGB-Bilanzierer identifizieren. Infolge von positiven α_3 ist die Summe $\alpha_2 + \alpha_3$ mit Werten von -0,200 bis -0,494 erheblich kleiner als α_2, der sich in einem Wertebereich von -0,361 bis -0,622 bewegt. Es scheint, qualitativ gesehen, eine Tendenz zu einem stärkeren transitorischen Verhalten von positiven Differenzen für die börsennotierten HGB-Bilanzierer vorzuliegen, welcher hinsichtlich α_3 nicht gefolgt werden kann. Positive und negative Differenzen verhalten sich für dieses Sample somit in einem vergleichbaren Ausmaß transitorisch.

Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ergibt sich ein annähernd identisches Bild. $\alpha_2 + \alpha_6$ ist wie α_2 nur in den OLS- und FE-Schätzungen negativ signifikant und hierbei in den OLS- kleiner sowie in den FE-Schätzungen größer als α_2. Die Summe $\alpha_2 + \alpha_6$ bewegt sich in einem Intervall von -0,282 bis -0,657 und spricht für ein transitorisches Verhalten der positiven Differenzen bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern. $\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$ ist wesentlich geringer als $\alpha_2 + \alpha_6$ und belegt durch negative Werte von -0,077 bis -0,336, die in den OLS- und FE-Schätzungen signifikant sind, transitorisches Verhalten der negativen Differenzen, welches sich qualitativ unterhalb der positiven Differenzen bewegt. Ein Unterschied in der asymmetrischen Persistenz lässt sich anhand von $\alpha_3 + \alpha_7$ nur in der OLS-Regression (4) konstatieren. Da sich die Aussagen der Koeffizienten für die jeweiligen Samples gleichen, ist es nicht verwunderlich, dass über den Koeffizienten α_7 kein Unterschied zwischen den Samples nachweisbar ist.

Für das Modell b1) ergeben sich ähnliche Aussagen wie im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen. Das „wahre“ Ausmaß der Persistenz bzw. des transitorischen Verhaltens wird durch das Modell von Basu (1997) auch in diesem Vergleich nicht angemessen abgebildet. In den OLS-Regressionen ist β_2 zwar noch geringfügig kleiner als α_2, aber in den FE- und AB-Schätzungen liegen die Koeffizienten zwischen -0,882 und -1,046 und können somit als Evidenz für transitorisches Verhalten in Perioden mit positiven Cash Flows, welches zur Überkompensation von Schocks neigt, gewertet werden. Ferner sind die t-Werte von β_2 um ein Vielfaches höher als die t-Werte von α_2, und die Summe $\beta_2 + \beta_3$ ist in Regression (3) und den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur im Zuge von negativen β_3 größer als β_2. Sowohl für positive als auch negative Cash Flows wird ein stark transitorisches Verhalten festgestellt. Ein eindeutiger Unterschied zwischen positiven und negativen

Cash Flows ergibt sich laut β_3 für die börsennotierten HGB-Bilanzierer dennoch nicht.

Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer bestehen im Verhältnis zu $\alpha_2 + \alpha_6$ aus Modell a) ebenfalls größere Werte für $\beta_2 + \beta_6$, die insgesamt von -0,329 bis -1,030 reichen. In Relation zu Modell a) sind die Wald-Tests von $\beta_2 + \beta_6$ zusätzlich in den AB-Schätzungen des Modells b1) signifikant. Hinsichtlich $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ zeigen sich auch eindeutig höhere Werte zwischen -0,712 und -1,426, die ein äußerst hohes transitorisches Verhalten in negativen Perioden sowie eine Überkompensation der Schocks widerspiegeln. Eine eindeutig asymmetrische Persistenz wird bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern nicht verifiziert, da nur in den OLS-Regressionen und in Regression (2) signifikante Summen $\beta_3 + \beta_7$ vorliegen. Unterschiede zwischen den Samples werden anhand von β_7 erneut nicht nachgewiesen.

In Modell b2) liegt β_2 in den FE- und AB-Schätzungen geringfügig über den Werten aus Modell b1). Die t-Werte von β_2 sind dabei in den OLS- und FE-Regressionen in Modell b2) wesentlich niedriger. Resultierend aus den negativen β_3, übertrifft die Summe $\beta_2 + \beta_3$ im Gegensatz zu Modell b1) β_2. Eine asymmetrische Persistenz zwischen positiven und negativen Cash Flows wird durch β_3, wie auch in beiden anderen Modellen, nicht identifiziert. Sind die Resultate für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer in Modell b1) für nahezu alle Regressionen in Relation zu den börsennotierten HGB-Bilanzierer größer, kehrt sich das Bild in Modell b2) um. Die positiven Cash Flows erreichen in diesem Modell Werte zwischen -0,314 und -1,154 und die negativen Cash Flows nur geringfügig abweichende Resultate zwischen -0,335 und -1,185. Die fehlende asymmetrische Persistenz zwischen den positiven und negativen Perioden ist auch über die Summe $\beta_3 + \beta_7$ nachweisbar. Unterschiede bei der asymmetrischen Persistenz zwischen den Samples ergeben sich nicht.

In diesem Unternehmensvergleich ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- bis auf eine Ausnahme kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur größer als in der Standardoutlierkorrektur. Wie auch im Unternehmensvergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen, existiert das höchste R^2 in Modell b1) und das niedrigste in Modell a). Im Verhältnis zu den symmetrischen Modellen sind für die asymmetrischen Modelle a) und b1) bis auf eine Ausnahme größere R^2 zu erkennen. In Modell b2) liegen die Resultate erneut erheblich unter denen des vergleichbaren symmetrischen Modells b).

Der Prognosefehler ist in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. Die niedrigsten Prognosefehler sind in Modell b2) und die höchsten in Modell a) zu finden. In den asymmetrischen Modellen liegen identische oder kleinere RMSE im Vergleich zu den symmetrischen Modellen vor, wobei die

Tabelle 27: Asymmetrische Persistenz des Cash Flows für (nicht) börsennotierte Unternehmen

a) $\Delta CF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i + \alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
α_0	0,006	-0,044	-	0,004	-0,043	-
	(0,95)	(-3,57)	(-)	(0,67)	(-3,95)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,008	-0,014	-0,008	-0,001	0,000	-0,005
	(-0,86)	(-1,19)	(-0,61)	(-0,07)	(-0,02)	(-0,32)
$\alpha_2 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,561	-0,602	-0,361	-0,513	-0,622	-0,383
	(-6,63)	(-4,89)	(-1,90)	(-6,46)	(-5,90)	(-1,94)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1}$	0,195	0,108	0,088	0,200	0,328	0,183
	(1,49)	(0,42)	(0,29)	(1,76)	(1,60)	(0,66)
$\alpha_4 DS_i$	0,010	-	-	0,014	-	-
	(1,37)	(-)	(-)	(2,20)	(-)	(-)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,003	0,004	-0,001	-0,007	-0,004	0,006
	(0,32)	(0,32)	(-0,05)	(-0,76)	(-0,36)	(0,33)
$\alpha_6 DS_i * \Delta CF_{i,t-1}$	0,232	-0,035	-0,125	0,065	-0,035	0,101
	(2,30)	(-0,20)	(-0,32)	(0,73)	(-0,22)	(0,31)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1}$	-0,114	0,193	0,388	-0,003	0,026	0,022
	(-0,76)	(0,59)	(0,77)	(-0,02)	(0,09)	(0,05)
Beob.	4.746	4.746	1.572	4.681	4.681	1.551
R^2	0,105	0,102	-	0,135	0,136	-
RMSE	0,106	0,062	-	0,094	0,056	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,366**	-0,494**	-0,273*	-0,313**	-0,294*	-0,200
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,329**	-0,637**	-0,486	-0,448**	-0,657**	-0,282
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,248**	-0,336**	-0,010	-0,251**	-0,303**	-0,077
$\alpha_3 + \alpha_7$	0,081	0,301	0,476	0,197**	0,354	0,205

$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 CF_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
β_0	0,034	0,080	-	0,034	0,145	-
	(5,79)	(4,88)	(-)	(6,07)	(22,25)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,004	0,009	0,016	-0,003	0,002	0,002
	(0,31)	(0,70)	(0,77)	(-0,31)	(0,16)	(0,09)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,520	-1,046	-0,899	-0,502	-1,045	-0,882
	(-9,25)	(-18,90)	(-9,74)	(-9,45)	(-19,42)	(-9,06)
$\beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,094	0,068	-0,045	-0,103	-0,077	-0,223
	(0,57)	(0,35)	(-0,17)	(-1,05)	(-0,46)	(-1,05)
$\beta_4 DS_i$	0,004	-	-	0,005	-	-
	(0,58)	(-)	(-)	(0,87)	(-)	(-)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,011	0,009	-0,029	0,024	0,032	0,015
	(0,81)	(0,50)	(-0,98)	(2,01)	(2,07)	(0,50)
$\beta_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,191	0,033	0,046	0,155	0,015	0,055
	(3,25)	(0,49)	(0,36)	(2,80)	(0,24)	(0,43)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,773	-0,481	-0,443	-0,427	0,016	0,338
	(-4,16)	(-1,83)	(-1,12)	(-3,48)	(0,08)	(1,02)
Beob.	9.491	9.491	3.152	9.443	9.443	3.141
R^2	0,217	0,200	-	0,267	0,245	-
RMSE	0,104	0,048	-	0,095	0,045	-

Fortsetzung Tabelle 27

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\beta_2+\beta_3$	-0,426**	-0,978**	-0,944**	-0,605**	-1,122**	-1,105**
$\beta_2+\beta_6$	-0,329**	-1,013**	-0,853**	-0,347**	-1,030**	-0,827**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-1,008**	-1,426**	-1,341**	-0,877**	-1,091**	-0,712**
$\beta_3+\beta_7$	-0,679**	-0,413*	-0,488	-0,530**	-0,061	0,115
$\Delta CF_{i,t} =$	$\beta_0+\beta_1 D_{i,t-1}+\beta_2 CF_{i,t-1}+\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\beta_4 DS_i+$ $\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}+\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}+\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t}$					
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
β_0	0,012	0,057	-	0,013	0,136	-
	(1,61)	(5,62)	(-)	(1,66)	(7,63)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,030	-0,005	0,010	0,035	-0,008	0,002
	(3,01)	(-0,45)	(0,74)	(3,71)	(-0,79)	(0,13)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,438	-1,149	-0,995	-0,427	-1,160	-1,008
	(-6,99)	(-13,53)	(-9,81)	(-6,11)	(-15,73)	(-9,23)
$\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,021	-0,126	-0,159	-0,069	-0,059	-0,098
	(-0,20)	(-1,39)	(-1,50)	(-0,76)	(-0,92)	(-1,17)
$\beta_4 DS_i$	0,026	-	-	0,025	-	-
	(3,00)	(-)	(-)	(2,92)	(-)	(-)
$\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}$	-0,016	-0,002	-0,014	-0,019	-0,003	0,001
	(-1,41)	(-0,16)	(-0,76)	(-1,78)	(-0,24)	(0,08)
$\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}$	0,124	0,054	0,112	0,083	0,006	0,089
	(1,76)	(0,50)	(0,65)	(1,11)	(0,06)	(0,44)
$\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,000	0,057	0,144	0,043	0,028	0,067
	(0,00)	(0,53)	(1,07)	(0,43)	(0,34)	(0,55)
Beob.	4.723	4.723	1.560	4.630	4.630	1.538
R^2	0,162	0,142	-	0,204	0,182	-
RMSE	0,100	0,047	-	0,087	0,042	-
$\beta_2+\beta_3$	-0,459**	-1,275**	-1,154**	-0,496**	-1,219**	-1,106**
$\beta_2+\beta_6$	-0,314**	-1,095**	-0,883**	-0,344**	-1,154**	-0,919**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-0,335**	-1,164**	-0,898**	-0,370**	-1,185**	-0,950**
$\beta_3+\beta_7$	-0,021	-0,069	-0,015	-0,026	-0,031	-0,031

Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a und b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i nicht börsennotiert. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i börsennotiert. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Unterschiede für das Modell b2) am höchsten sind.

Die in der asymmetrischen Persistenzmessung der beiden vorherigen Unternehmensvergleiche gewonnenen Erkenntnisse bzgl. der Fehlspezifikation von Modell a) werden auch in Tabelle 28 für den Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen verifiziert. Die Resultate der geprüften Unternehmen für α_2 und insbesondere α_3 stehen in einem vollkommenen Gegensatz zu den Resultaten von β_2 und β_3. α_2 erreicht einen Wertebereich von -0,252 bis -0,701 und ist im Verhältnis zu β_2,

welcher Werte von -0,321 bis -1,092 annimmt, wesentlich kleiner. Ist α_3 in Modell a) positiv und in den Regressionen (4) und (5) signifikant, so besitzt β_3 grundsätzlich negative Resultate, die in vier der sechs Regressionen, jedoch nicht in der Benchmark-Regression (5), signifikant sind. In der Betrachtung von Modell a) wird noch eine stärkere Kompensation von Schocks in Perioden mit *positiven* im Verhältnis zu *negativen* Cash Flows nachgewiesen, wohingegen das Modell b1) keinen Nachweis für eine asymmetrische Persistenz bei den geprüften Unternehmen erbringt.

Die positiven Cash Flows verhalten sich angesichts von insignifikanten α_6 für die nicht geprüften in Relation zu den geprüften Unternehmen auf einem vergleichbaren Niveau transitorisch. Positive α_7 beeinflussen dagegen die beiden Summen der Koeffizienten für die nicht geprüften Unternehmen, die bis auf eine Ausnahme signifikant sind. Es ergibt sich in Modell a) somit qualitativ ein *schwächeres* transitorisches Verhalten der negativen in Relation zu den positiven Cash Flows für die nicht geprüften Unternehmen, welches über positive Resultate der Summe $\alpha_3 + \alpha_7$ bestätigt wird. Ein Nachweis für einen Unterschied zwischen den Samples wird jedoch nicht geliefert. Die Aussagen zu den nicht geprüften Unternehmen werden durch die Resultate des Modells b1) widerlegt. Die Summe $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ übersteigt bis auf die Benchmark-Regression (5) $\beta_2 + \beta_6$ und bewegt sich in einem Wertebereich von -0,779 bis -1,377. Demgegenüber nimmt $\beta_2 + \beta_6$ lediglich Werte zwischen -0,331 und -1,111 an. Die Summe $\beta_3 + \beta_7$, die zwar in drei von sechs Regressionen, allerdings nicht in der Benchmark-Regression (5), signifikant negativ ist, lässt nicht auf eine asymmetrische Persistenz zwischen positiven und negativen Cash Flows schließen. Die Koeffizienten β_6 und β_7 zeigen zudem keine Unterschiede zwischen den Samples.

Die Interpretation der Resultate des Modells b2) entspricht derjenigen des Modells b1). β_2 ist in den FE- und AB-Schätzungen des Modells b2), außer in der Regression (3), größer und in den OLS-Regressionen kleiner als in Modell b1). β_2 und $\beta_2 + \beta_3$ bestätigen ein transitorisches Verhalten des positiven und negativen Cash Flows bei den geprüften Unternehmen. Die t-Werte von β_2 reduzieren sich in Modell b2) im Verhältnis zu Modell b1) merklich. Ist β_3 in Modell b1) noch in vier der sechs Regressionen signifikant negativ, so ist der Koeffizient in Modell b2) zwar negativ, jedoch insignifikant, wodurch keine asymmetrische Persistenz zwischen positiven und negativen Cash Flows für die geprüften Unternehmen nachgewiesen wird. β_6 und β_7 belegen auch in Modell b2) keine eindeutigen Unterschiede bei der Verarbeitung von Schocks in den Zeitreihen zwischen den Samples. Da die beiden Koeffizienten i.d.R. nahe null liegen, weichen die betroffenen Summen der Koeffizienten der Persistenzmessung für die nicht geprüften Unternehmen nicht beträchtlich von den Koeffizienten der geprüften Unternehmen ab. $\beta_2 + \beta_6$ ist in sämtlichen und $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ in den FE-Regressionen im Vergleich zu den geprüften Unternehmen geringfügig größer. Transitorisches Verhalten liegt so-

Tabelle 28: Asymmetrische Persistenz des Cash Flows für (nicht) geprüfte Unternehmen

a) $\Delta CF_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i + \alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta CF_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
α_0	0,015	-0,002	-	0,018	0,003	-
	(4,78)	(-0,08)	(-)	(7,26)	(0,11)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,006	-0,009	0,002	-0,008	-0,005	0,006
	(-1,39)	(-1,42)	(0,15)	(-2,19)	(-0,97)	(0,68)
$\alpha_2 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,318	-0,587	-0,252	-0,458	-0,701	-0,266
	(-5,88)	(-6,59)	(-1,86)	(-11,46)	(-8,43)	(-1,66)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1}$	0,040	0,184	0,068	0,211	0,433	0,137
	(0,57)	(1,31)	(0,40)	(3,86)	(3,74)	(0,76)
$\alpha_4 DS_i$	-0,001	-0,004	0,009	-0,004	-0,007	0,009
	(-0,30)	(-0,76)	(0,77)	(-1,36)	(-1,34)	(0,95)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,000	0,007	-0,014	0,000	0,002	-0,022
	(0,04)	(0,88)	(-1,04)	(0,12)	(0,40)	(-1,82)
$\alpha_6 DS_i * \Delta CF_{i,t-1}$	-0,111	-0,067	-0,152	0,005	0,035	-0,163
	(-1,77)	(-0,66)	(-1,01)	(0,11)	(0,38)	(-0,98)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta CF_{i,t-1}$	0,118	0,086	0,228	-0,042	-0,159	0,103
	(1,41)	(0,56)	(1,22)	(-0,64)	(-1,26)	(0,56)
Beob.	12.989	12.989	5.028	12.868	12.868	4.979
R^2	0,104	0,112	-	0,129	0,137	-
RMSE	0,099	0,058	-	0,090	0,053	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,278**	-0,403**	-0,184*	-0,247**	-0,268**	-0,129
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,429**	-0,654**	-0,404**	-0,453**	-0,666**	-0,429**
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,271**	-0,384**	-0,108	-0,284**	-0,392**	-0,189**
$\alpha_3 + \alpha_7$	0,158**	0,270**	0,296*	0,169**	0,274**	0,240*

$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 CF_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

b1) $CF_{i,t-1} < 0$

β_0	0,037	0,142	-	0,039	0,141	-
	(18,99)	(41,57)	(-)	(22,70)	(45,64)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,015	0,010	0,012	0,020	0,023	0,021
	(2,10)	(1,15)	(0,89)	(3,02)	(2,78)	(1,52)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,321	-1,081	-0,767	-0,350	-1,092	-0,772
	(-18,38)	(-39,70)	(-15,23)	(-23,34)	(-43,46)	(-16,66)
$\beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,702	-0,426	-0,360	-0,544	-0,118	-0,004
	(-6,68)	(-3,08)	(-2,24)	(-7,60)	(-1,18)	(-0,03)
$\beta_4 DS_i$	-0,001	0,003	-0,002	-0,001	0,002	-0,008
	(-0,55)	(1,09)	(-0,31)	(-0,27)	(0,50)	(-1,41)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,006	0,003	-0,010	-0,002	0,005	-0,017
	(-0,75)	(0,33)	(-0,61)	(-0,28)	(0,45)	(-1,05)
$\beta_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,010	-0,026	-0,015	-0,010	-0,019	0,031
	(-0,47)	(-0,89)	(-0,31)	(-0,58)	(-0,73)	(0,67)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,024	0,156	0,301	0,125	0,170	-0,045
	(0,20)	(0,94)	(1,60)	(1,49)	(1,23)	(-0,29)
Beob.	29.006	29.006	12.869	28.980	28.980	12.880
R^2	0,203	0,193	-	0,256	0,243	-
RMSE	0,100	0,050	-	0,095	0,048	-

Fortsetzung Tabelle 28

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\beta_2+\beta_3$	-1,023**	-1,507**	-1,127**	-0,894**	-1,210**	-0,776**
$\beta_2+\beta_6$	-0,331**	-1,107**	-0,782**	-0,360**	-1,111**	-0,741**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-1,009**	-1,377**	-0,841**	-0,779**	-1,059**	-0,790**
$\beta_3+\beta_7$	-0,678**	-0,270**	-0,059	-0,419**	0,052	-0,049
$\Delta CF_{i,t} =$	$\beta_0+\beta_1 D_{i,t-1}+\beta_2 CF_{i,t-1}+\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\beta_4 DS_i+$ $\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}+\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}+\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t}$					
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
β_0	0,036	0,122	-	0,038	0,112	-
	(8,97)	(4,04)	(-)	(11,21)	(3,66)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,015	-0,015	0,015	0,016	-0,016	0,007
	(2,80)	(-2,68)	(1,36)	(3,60)	(-3,16)	(0,75)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,300	-1,219	-0,738	-0,342	-1,237	-0,829
	(-9,61)	(-28,87)	(-7,74)	(-13,13)	(-31,89)	(-11,35)
$\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,022	-0,043	-0,126	-0,027	-0,008	-0,038
	(-0,45)	(-0,86)	(-1,56)	(-0,69)	(-0,17)	(-0,61)
$\beta_4 DS_i$	0,001	0,003	0,018	-0,003	0,003	0,003
	(0,17)	(0,52)	(1,28)	(-0,65)	(0,61)	(0,29)
$\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}$	-0,003	0,008	-0,026	0,000	0,008	-0,011
	(-0,47)	(1,22)	(-1,76)	(-0,01)	(1,24)	(-0,87)
$\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,060	-0,034	-0,132	-0,015	-0,028	-0,018
	(-1,64)	(-0,83)	(-1,37)	(-0,49)	(-0,77)	(-0,23)
$\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,082	-0,025	0,178	0,030	-0,030	0,049
	(1,39)	(-0,42)	(1,67)	(0,65)	(-0,54)	(0,61)
Beob.	12.926	12.926	5.002	12.766	12.766	4.944
R^2	0,158	0,151	-	0,192	0,187	-
RMSE	0,093	0,043	-	0,084	0,039	-
$\beta_2+\beta_3$	-0,322**	-1,262**	-0,864**	-0,369**	-1,245**	-0,867**
$\beta_2+\beta_6$	-0,360**	-1,253**	-0,870**	-0,357**	-1,265**	-0,847**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-0,300**	-1,321**	-0,818**	-0,354**	-1,303**	-0,836**
$\beta_3+\beta_7$	0,060	-0,068*	0,052	0,003	-0,038	0,011

Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a und b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i nicht geprüft. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

mit sowohl für positive als auch für negative Cash Flows vor. Für die nicht geprüften Unternehmen zeigt sich anhand von $\beta_3+\beta_7$ kein Nachweis für eine asymmetrische Persistenz von positiven und negativen Cash Flows.

Im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist das Bestimmtheitsmaß bis auf das Modell a) in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur größer als in der Standardoutlierkorrektur. Wie in den anderen beiden Unternehmensvergleichen, ist das R^2 in Modell b1) am höchsten und in Modell a) am niedrigsten. In den

asymmetrischen Modellen a) und b1) sind im Verhältnis zu den korrespondierenden symmetrischen Modellen größere und in Modell b2) hingegen kleinere R^2 zu finden.

Der Prognosefehler ist in den FE- deutlich kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur geringer als in der Standardoutlierkorrektur. Der RMSE ist in Modell b2) erneut am niedrigsten und liegt in Modell a) und b1) auf einem vergleichbaren Niveau. Für das asymmetrische und symmetrische Modell a) sind die Prognosefehler identisch. Die Resultate bewegen sich für die beiden asymmetrischen Modelle b1) und b2) der unit root-Spezifikation jeweils bis auf eine Ausnahme, insbesondere für Modell b2), unterhalb des symmetrischen Modells.

Im Rahmen der Resultate der asymmetrischen Persistenzmessung ergeben sich in der ADF-Spezifikation aus Tabelle 29 für die börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen einzig für β_2 in den FE-Schätzungen geringfügig höhere Koeffizienten und niedrigere t-Werte im Vergleich zu Modell b1). Für die IFRS- und HGB-Unternehmen verhalten sich, wie in den anderen Modellen, positive und negative Cash Flows gleichermaßen transitorisch. Im Gegensatz zu den IFRS-Unternehmen – und auch zu Modell b1) – wird in der ADF-Spezifikation über signifikant negative Summen $\beta_3 + \beta_7$ in fünf der sechs Regressionen Evidenz für ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen im Verhältnis zu positiven Perioden erbracht. β_7 ergibt keine Anzeichen für Unterschiede zwischen den Samples.

Bei den börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern ist ebenfalls für β_2 im Vergleich zu Modell b1) in den FE- und AB-Schätzungen eine Erhöhung des Koeffizienten, aber auch eine Verringerung der t-Werte zu erkennen. Für β_3 ergeben sich lediglich in den AB-Schätzungen auffällige Erhöhungen. Es liegt für die börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer kein Nachweis für asymmetrische Persistenz zwischen positiven und negativen Cash Flows vor. β_7 ist, wie in Modell b1), nur in den OLS-Regressionen signifikant und wird indes nicht als ausreichender Beleg für eine unterschiedliche asymmetrische Persistenz zwischen den Samples angesehen.

Wie in den anderen beiden Unternehmensvergleichen, ist β_2 bei den geprüften und nicht geprüften Unternehmen in den FE-Regressionen im Verhältnis zu Modell b1) jeweils größer, wobei ebenso bei den t-Werten eine Verringerung festzuhalten ist. Für β_3 ist analog zu den börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern in den AB-Regressionen eine leichte Erhöhung nachweisbar. Im Gegensatz zu Modell b1), in dem β_3 noch in der Mehrzahl der Regressionen signifikant ist, besteht im ADF-Modell einzig in den OLS-Regressionen Signifikanz. Für die geprüften Unternehmen ergibt sich kein Nachweis für ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen Cash Flows. Anhand der Summe $\beta_3 + \beta_7$, welche in den OLS- und FE-Schätzungen signifikant negativ ist, wird bei den nicht geprüften gegenüber den geprüften Unternehmen eine asymmetrische Persistenz des Cash Flows bewiesen.

Tabelle 29: Asymmetrische Persistenz des Cash Flows (ADF)

I. IFRS-/HGB-Unternehmen

$$\Delta CF_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 CF_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * CF_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \beta_8 \Delta CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
β_0	0,031	0,081	-	0,033	0,091	-
	(5,43)	(4,87)	(-)	(8,76)	(5,87)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,003	0,009	0,021	-0,004	-0,002	-0,001
	(0,26)	(0,72)	(1,31)	(-0,45)	(-0,22)	(-0,10)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,417	-1,018	-0,836	-0,404	-0,985	-0,731
	(-7,20)	(-15,33)	(-7,06)	(-11,59)	(-17,91)	(-7,05)
$\beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,174	-0,026	-0,231	0,100	-0,011	-0,159
	(1,47)	(-0,23)	(-1,79)	(1,15)	(-0,10)	(-1,45)
$\beta_4 DS_i$	-0,007	0,004	0,003	-0,004	0,004	-0,001
	(-0,86)	(0,48)	(0,20)	(-0,55)	(0,44)	(-0,06)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,004	-0,013	-0,028	0,000	-0,012	-0,023
	(-0,27)	(-0,74)	(-1,18)	(-0,02)	(-0,63)	(-1,03)
$\beta_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,016	-0,087	-0,176	-0,039	-0,097	-0,158
	(0,18)	(-1,29)	(-1,35)	(-0,61)	(-1,45)	(-1,35)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,213	-0,125	0,196	-0,064	-0,069	-0,267
	(-1,29)	(-0,73)	(0,85)	(-0,38)	(-0,28)	(-0,87)
$\beta_8 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,162	0,076	0,013	-0,211	0,030	-0,034
	(-6,16)	(2,59)	(0,38)	(-10,22)	(1,22)	(-1,07)
Beob.	3.054	3.054	2.456	2.948	2.948	2.370
R^2	0,223	0,185	-	0,279	0,234	-
RMSE	0,114	0,084	-	0,090	0,071	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,243*	-1,044**	-1,067**	-0,304**	-0,996**	-0,890**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,401**	-1,105**	-1,012**	-0,443**	-1,082**	-0,889**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,440**	-1,256**	-1,047**	-0,407**	-1,162**	-1,315**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,039**	-0,151**	-0,035**	0,036**	-0,080**	-0,426**
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen						
β_0	0,029	0,049	-	0,029	0,132	-
	(4,81)	(4,72)	(-)	(4,63)	(7,08)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,004	-0,003	-0,008	0,001	0,004	-0,014
	(0,29)	(-0,14)	(-0,45)	(0,11)	(0,21)	(-0,85)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,453	-1,263	-1,120	-0,424	-1,268	-1,131
	(-8,15)	(-16,72)	(-8,30)	(-7,12)	(-18,96)	(-9,75)
$\beta_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,126	-0,170	-0,496	-0,009	0,025	-0,285
	(0,54)	(-0,58)	(-1,68)	(-0,06)	(0,09)	(-0,99)
$\beta_4 DS_i$	-0,001	-	-	-0,002	-	-
	(-0,16)	(-)	(-)	(-0,33)	(-)	(-)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,008	0,022	-0,028	0,010	0,029	-0,016
	(0,50)	(0,81)	(-0,59)	(0,66)	(1,08)	(-0,43)
$\beta_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,242	0,122	0,243	0,211	0,073	-0,060
	(4,01)	(1,27)	(1,24)	(3,39)	(0,83)	(-0,34)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,822	-0,130	-0,384	-0,679	-0,061	-0,067
	(-3,08)	(-0,33)	(-0,79)	(-3,65)	(-0,14)	(-0,13)
$\beta_8 \Delta CF_{i,t-1}$	-0,127	0,131	0,059	-0,169	0,120	0,079
	(-5,83)	(3,69)	(1,35)	(-8,89)	(3,72)	(1,85)

Fortsetzung Tabelle 29

	$\Delta CF_{i,t}$			$\Delta CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
Beob.	4.723	4.723	1.560	4.630	4.630	1.538
R^2	0,198	0,143	-	0,254	0,180	-
RMSE	0,098	0,046	-	0,084	0,042	-
$\beta_2+\beta_3$	-0,327	-1,433**	-1,616**	-0,433**	-1,243**	-1,416**
$\beta_2+\beta_6$	-0,211**	-1,141**	-0,877**	-0,213**	-1,195**	-1,191**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-0,907**	-1,441**	-1,757**	-0,901**	-1,231**	-1,543**
$\beta_3+\beta_7$	-0,696**	-0,300	-0,880*	-0,688**	-0,036	-0,352
III. (nicht) geprüfte Unternehmen						
$\Delta CF_{i,t} =$	$\beta_0+\beta_1 D_{i,t-1}+\beta_2 CF_{i,t-1}+\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\beta_4 DS_i+\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}+$ $\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}+\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}+\beta_8\Delta CF_{i,t-1}+\varepsilon_{i,t}$					
β_0	0,027	0,117	-	0,026	0,107	-
	(9,58)	(3,77)	(-)	(12,03)	(3,38)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,014	0,015	0,010	0,011	0,029	0,016
	(1,38)	(0,99)	(0,48)	(1,31)	(2,07)	(0,79)
$\beta_2 CF_{i,t-1}$	-0,199	-1,252	-0,683	-0,214	-1,257	-0,743
	(-7,74)	(-26,26)	(-8,07)	(-10,67)	(-27,88)	(-7,00)
$\beta_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,646	-0,232	-0,497	-0,673	0,037	-0,081
	(-4,01)	(-1,16)	(-1,95)	(-7,04)	(0,19)	(-0,30)
$\beta_4 DS_i$	0,002	0,009	0,004	0,003	0,008	-0,004
	(0,52)	(2,07)	(0,44)	(0,98)	(2,09)	(-0,45)
$\beta_5 DS_i*D_{i,t-1}$	0,002	-0,007	-0,006	0,007	-0,026	-0,016
	(0,15)	(-0,45)	(-0,24)	(0,74)	(-1,69)	(-0,77)
$\beta_6 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,042	-0,060	-0,056	-0,037	-0,048	0,020
	(-1,42)	(-1,64)	(-0,73)	(-1,61)	(-1,49)	(0,27)
$\beta_7 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,005	-0,091	0,509	0,225	-0,378	0,030
	(0,03)	(-0,37)	(1,62)	(1,82)	(-1,71)	(0,09)
$\beta_8\Delta CF_{i,t-1}$	-0,160	0,123	-0,029	-0,179	0,108	-0,048
	(-11,40)	(5,58)	(-1,04)	(-15,78)	(5,89)	(-1,83)
Beob.	12.926	12.926	5.002	12.766	12.766	4.944
R^2	0,205	0,150	-	0,244	0,185	-
RMSE	0,091	0,042	-	0,081	0,039	-
$\beta_2+\beta_3$	-0,845**	-1,484**	-1,180**	-0,887**	-1,220**	-0,824**
$\beta_2+\beta_6$	-0,241**	-1,312**	-0,739**	-0,251**	-1,305**	-0,723**
$\beta_2+\beta_3+\beta_6+\beta_7$	-0,882**	-1,635**	-0,727**	-0,699**	-1,646**	-0,774**
$\beta_3+\beta_7$	-0,641**	-0,323*	0,012	-0,448**	-0,341**	-0,051

Definition der Variablen: $\Delta CF_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta CFH_{i,t}$, Veränderung des Cash Flows für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

In der ADF-Spezifikation ist das Bestimmtheitsmaß in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur größer als in der Standardoutlierkorrektur. Das R^2 liegt in der ADF-Spezifikation, insbesondere in den FE-Regressionen, unterhalb des Modells b2). Der Prognosefehler ist in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Wie auch in der Persistenzmessung der Erfolgsgrößen, ist der RMSE in der ADF-Spezifikation geringer als in Modell b2).

5.4.2 Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße

Zur weiteren Analyse der Prognose des Cash Flows soll zur Erklärung des zukünftigen Cash Flows die Erfolgsgröße – hier das Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit – verwendet werden. Es wird im Rahmen dieser Analyse der Frage nachgegangen, ob sich die Erfolgsgröße besser als ein AR(1)-Modell des Cash Flows für die Prognose des zukünftigen Cash Flows eignet.

Die Resultate der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße für die drei Unternehmensvergleiche mit und ohne asymmetrische Komponente sind in Tabelle 30 enthalten. Innerhalb des symmetrischen Modells sind im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen deutliche Unterschiede für den Koeffizienten γ_1 zwischen den OLS-Schätzungen und den Regressionen der FE- und AB-Schätzern zu erkennen. In den Regressionen (1) und (4) sind die Koeffizienten mit Werten von 0,297 und 0,336 noch stark signifikant positiv, wohingegen γ_1 in den FE- und AB-Schätzungen nahe null liegt und in fast allen Fällen, außer in der Benchmark-Regression (5), insignifikant ist. Es wird demnach für die IFRS-Unternehmen eine leicht positive Assoziation des Cash Flows mit der Erfolgsgröße bestätigt. Für die HGB-Bilanzierer ist dieser Zusammenhang auf Grund von insignifikanten Summen $\gamma_1 + \gamma_3$ in den FE- und AB-Regressionen nicht zu konstatieren. Darüber hinaus wird kein Unterschied der Assoziation von den Cash Flows und der Erfolgsgröße zwischen den beiden Samples nachgewiesen.

Im asymmetrischen Modell ist der Koeffizient γ_2, der das Verhalten von positiven Erfolgsgrößen für die IFRS-Unternehmen misst, in den OLS-Regressionen noch signifikant positiv. In den FE- und AB-Schätzungen besitzt er jedoch keine Signifikanz mehr. Positiv signifikante Werte von $\gamma_2 + \gamma_3$ in den OLS- und FE-Regressionen belegen einen positiven Zusammenhang von negativen Erfolgsgrößen und dem Cash Flow bei den IFRS-Unternehmen. In Hinblick auf die Unterschiede von positiven und negativen Erfolgsgrößen, gemessen über γ_3, zeigen sich in den OLS- und FE-Regressionen positiv signifikante Werte, die verifizieren, dass in Perioden mit einem negativen im Verhältnis zu einem positiven

Ergebnis ein größerer Zusammenhang mit dem Cash Flow für die IFRS-Unternehmen existiert. Bei den HGB-Bilanzierern ergeben sich zwar für positive Erfolgsgrößen in drei von sechs Regressionen signifikante Resultate, in der Benchmark-Regression (5) ist die relevante Summe der Koeffizienten dennoch insignifikant. Ähnlich verhalten sich die Resultate für die negativen und die Relation von positiven und negativen Erfolgsgrößen, bei denen die Summe der Koeffizienten lediglich in den OLS-Regressionen signifikant ist. Ergänzend lässt sich darlegen, dass kein Unterschied der asymmetrischen Komponente zwischen den beiden Samples existiert. Ein zusätzlicher Erklärungsgehalt durch die Berücksichtigung der asymmetrischen Behandlung von positiven und negativen Ergebnissen ergibt sich somit nur bei den IFRS-Unternehmen.

Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sind ebenfalls deutliche Unterschiede zwischen den OLS-, FE- und AB-Schätzungen im symmetrischen Modell für γ_1 sichtbar. Für die OLS-Schätzungen liegen einerseits mit 0,322 und 0,352 signifikant positive Koeffizienten vor. In den vier verbleibenden Regressionen ist andererseits kein signifikanter Koeffizient messbar. Im Gegensatz hierzu ist bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern die Summe $\gamma_1 + \gamma_3$ in fünf der sechs Regressionen signifikant. Die Vorzeichen wechseln zwischen den OLS-Regressionen und den FE-Schätzungen, die eine negative Assoziation des Cash Flows und der Erfolgsgröße wiedergeben. In der Betrachtung des Verhältnisses zwischen den Samples weisen signifikant negative γ_3 in den FE-Regressionen einen erkennbaren Unterschied nach. Die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer besitzen, wie durch die Aussagen der Einzelbetrachtung der Samples ersichtlich, einen stärkeren negativen Zusammenhang zwischen den betrachteten Variablen.

Wie auch im Vergleich der IFRS- und HGB-Unternehmen deutlich wird, führt die Ergänzung der asymmetrischen Komponente bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern zu keinen signifikanten Resultaten der hinzugefügten Variablen. Der Koeffizient γ_2 und die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ sind jeweils nur in den OLS-Regressionen positiv signifikant. Ein eindeutiger Unterschied zwischen positiven und negativen Ergebnissen ist anhand von γ_3 ebenso nicht zu belegen. Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sind die Resultate für $\gamma_2 + \gamma_6$ zwar in vier von sechs Regressionen signifikant, gleichwohl ist die Summe in der Benchmark-Regression (5) insignifikant. Anders verhält es sich in Perioden mit einem negativen Ergebnis, die einen Einfluss auf zukünftige Cash Flows besitzen, da die Summe $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$ in den Regressionen (1), (2) und insbesondere (5) signifikant negativ ist. Im Verhältnis zu den positiven Erfolgsgrößen ist gemäß $\gamma_3 + \gamma_7$, mit signifikant negativen Werten in vier von sechs Regressionen, die Assoziation für die negativen Erfolgsgrößen weitaus höher. Die qualitativen Unterschiede aus der Einzelbetrachtung der Samples werden über γ_7 quantifiziert, welcher in den OLS- und FE-Schätzungen mit Werten zwischen -0,312 und -0,846 signifikant negativ ist. Die nicht börsenno-

tierten besitzen folglich im Verhältnis zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern eine größere negative Assoziation mit den negativen Erfolgsgrößen.

Die Resultate von γ_1 des Vergleichs der geprüften und nicht geprüften Unternehmen schwanken gegenüber den anderen beiden Unternehmensvergleichen im Modell ohne asymmetrische Komponente weitaus stärker mit den Schätzverfahren. Die Koeffizienten und die t-Werte von γ_1 sind erneut in den OLS-Schätzungen signifikant positiv und erheblich größer als in den AB-Schätzungen. γ_1 ist allerdings in den FE-Regressionen signifikant negativ. Die für die nicht geprüften Unternehmen relevante Summe $\gamma_1 + \gamma_3$ ist mit signifikant negativen Werten in den FE-Regressionen leicht geringer als γ_1. Geprüfte und nicht geprüfte Unternehmen weisen daher eine negative Assoziation zwischen Cash Flow und Erfolgsgröße auf. γ_3 verifiziert keine Unterschiede zwischen den Unternehmensgruppen.

Im Modell mit asymmetrischer Komponente ist γ_2, wie auch γ_1 im Modell ohne asymmetrische Komponente, in den OLS- und AB-Schätzungen signifikant positiv, wohingegen der Koeffizient in den FE-Schätzungen mit Werten von -0,058 und -0,097 signifikant negativ ist. Eindeutiger sind die Resultate für γ_3, der mit Werten von -0,209 bis -0,722 grundsätzlich signifikant negativ ist. Auf Grund der negativen γ_3 ist auch die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ bis auf Regression (4) negativ, und in drei der sechs Regressionen, die Benchmark-Regression (5) eingeschlossen, signifikant. Die Assoziation der negativen ist im Verhältnis zu den positiven Ergebnissen anhand von negativen γ_3 für die geprüften Unternehmen höher. Für die nicht geprüften Unternehmen ist ebenso ein negativer Zusammenhang zwischen dem Cash Flow und den positiven und negativen Erfolgsgrößen erkennbar. Im Gegensatz zu den geprüften Unternehmen ist über ein insignifikantes Resultat von $\gamma_3 + \gamma_7$ in der Benchmark-Regression (5) kein eindeutiger Unterschied zwischen positiven und negativen Erfolgsgrößen festzustellen. Die positiven Resultate von γ_7, welcher in der Benchmark-Regression (5) signifikant ist, können als Evidenz für eine in Relation zu den geprüften Unternehmen *schwächere*, negative Assoziation der negativen Erfolgsgröße mit dem zukünftigen Cash Flow gewertet werden.

Im Rahmen der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße ist das Bestimmtheitsmaß in den FE-niedriger als in den OLS-Regressionen. Wie in der Prognose der Erfolgsgröße, ist das R^2 in Regression (4) bis auf eine Ausnahme größer als in Regression (1) und, außer im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen, in Regression (5) kleiner als in Regression (2). In den OLS-Regressionen zeigt sich im Modell mit asymmetrischer Komponente ein größeres und in den FE-Regressionen ein kleineres R^2 als im Modell ohne asymmetrische Komponente. Der Prognosefehler ist, ebenfalls wie in der Prognose der Erfolgsgröße, in den FE- wesentlich kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Im Modell mit asymmetrischer Komponente ist der Prognosefehler entweder identisch oder geringer

Tabelle 30: Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße

I. IFRS-/HGB-Unternehmen						
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 IX_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,048	0,044	-	0,053	0,048	-
	(15,27)	(2,58)	(-)	(20,28)	(3,02)	(-)
$\gamma_1 IX_{i,t-1}$	0,297	0,003	0,023	0,316	0,075	0,079
	(9,58)	(0,10)	(0,44)	(14,53)	(2,88)	(1,67)
$\gamma_2 DS_i$	0,002	-0,002	-0,018	-0,002	-0,005	-0,016
	(0,34)	(-0,31)	(-1,88)	(-0,39)	(-0,80)	(-1,91)
$\gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1}$	0,007	-0,033	-0,050	0,020	-0,026	-0,062
	(0,14)	(-0,68)	(-0,81)	(0,55)	(-0,68)	(-1,10)
Beob.	3.719	3.719	3.026	3.684	3.684	2.992
R^2	0,106	0,005	-	0,148	0,116	-
RMSE	0,127	0,091	-	0,109	0,081	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,304**	-0,030	-0,027	0,336**	0,049	0,017
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 IX_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
γ_0	0,067	0,055	-	0,060	0,050	-
	(13,58)	(3,07)	(-)	(15,66)	(3,10)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,001	0,009	0,004	0,006	0,012	0,013
	(0,12)	(0,93)	(0,28)	(0,78)	(1,45)	(0,96)
$\gamma_2 IX_{i,t-1}$	0,138	-0,110	-0,027	0,253	0,026	0,126
	(2,71)	(-1,94)	(-0,23)	(7,04)	(0,65)	(1,23)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1}$	0,336	0,266	0,104	0,166	0,146	-0,028
	(3,87)	(3,32)	(0,68)	(2,82)	(2,37)	(-0,21)
$\gamma_4 DS_i$	0,000	-0,003	-0,020	0,004	0,001	-0,009
	(-0,02)	(-0,30)	(-1,56)	(0,65)	(0,18)	(-0,81)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,025	-0,031	-0,033	-0,024	-0,029	-0,034
	(-1,75)	(-2,46)	(-1,61)	(-2,08)	(-2,58)	(-1,76)
$\gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1}$	0,013	0,000	-0,003	-0,027	-0,064	-0,116
	(0,16)	(0,01)	(-0,02)	(-0,43)	(-1,13)	(-0,94)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1}$	-0,129	-0,204	-0,142	-0,020	-0,039	0,014
	(-1,00)	(-1,75)	(-0,76)	(-0,21)	(-0,43)	(0,10)
Beob.	3.719	3.719	3.026	3.684	3.684	2.992
R^2	0,123	0,017	-	0,154	0,104	-
RMSE	0,126	0,091	-	0,109	0,081	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,474**	0,156**	0,077	0,419**	0,172**	0,098
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,151*	-0,110*	-0,030	0,226**	-0,038	0,010
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	0,358**	-0,048	-0,068	0,372**	0,069	-0,004
$\gamma_3 + \gamma_7$	0,207*	0,062	-0,038	0,146*	0,107	-0,014

Fortsetzung Tabelle 30

II. (nicht) börsennotierte Unternehmen						
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 IX_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,059	0,095	-	0,054	0,085	-
	(18,24)	(5,87)	(-)	(18,40)	(5,40)	(-)
$\gamma_1 IX_{i,t-1}$	0,322	0,004	0,013	0,352	0,043	0,037
	(8,07)	(0,07)	(0,16)	(11,51)	(0,99)	(0,58)
$\gamma_2 DS_i$	0,030	-	-	0,032	-	-
	(8,30)	(-)	(-)	(9,74)	(-)	(-)
$\gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1}$	0,068	-0,150	0,064	0,034	-0,122	0,117
	(1,59)	(-2,43)	(0,64)	(1,02)	(-2,38)	(1,34)
Beob.	9.492	9.492	3.142	9.445	9.445	3.142
R^2	0,179	0,127	-	0,186	0,068	-
RMSE	0,115	0,050	-	0,107	0,046	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,390**	-0,146**	0,077	0,386**	-0,079**	0,154**
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 IX_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
γ_0	0,070	0,087	-	0,065	0,079	-
	(13,33)	(5,27)	(-)	(13,73)	(4,93)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,016	-0,023	-0,036	-0,011	-0,013	-0,025
	(-1,61)	(-2,25)	(-2,12)	(-1,26)	(-1,47)	(-1,61)
$\gamma_2 IX_{i,t-1}$	0,230	-0,089	0,014	0,254	-0,032	-0,042
	(3,81)	(-1,04)	(0,12)	(4,77)	(-0,56)	(-0,41)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1}$	0,182	0,126	-0,147	0,166	0,111	0,049
	(1,63)	(0,78)	(-0,64)	(2,14)	(1,06)	(0,30)
$\gamma_4 DS_i$	0,008	-	-	0,011	-	-
	(1,37)	(-)	(-)	(2,19)	(-)	(-)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,002	0,015	0,020	0,005	0,022	0,019
	(0,20)	(1,19)	(0,99)	(0,53)	(1,99)	(0,95)
$\gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1}$	0,234	0,018	0,057	0,211	0,019	0,188
	(3,72)	(0,20)	(0,43)	(3,81)	(0,28)	(1,42)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1}$	-0,846	-0,653	0,078	-0,639	-0,312	-0,098
	(-6,56)	(-3,25)	(0,26)	(-6,90)	(-2,17)	(-0,43)
Beob.	9.492	9.492	3.142	9.445	9.445	3.142
R^2	0,204	0,015	-	0,204	0,002	-
RMSE	0,114	0,049	-	0,106	0,046	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,412**	0,037	-0,133	0,420**	0,079	0,007
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,464**	-0,071*	0,071	0,465**	-0,013	0,146*
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,200**	-0,598**	0,002	-0,008	-0,214*	0,097
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,664**	-0,527**	-0,069	-0,473**	-0,201*	-0,049

Fortsetzung Tabelle 30

III. (nicht) geprüfte Unternehmen						
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 IX_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,088	0,188	-	0,086	0,179	-
	(55,62)	(5,14)	(-)	(58,97)	(5,42)	(-)
$\gamma_1 IX_{i,t-1}$	0,399	-0,156	0,104	0,386	-0,127	0,145
	(26,06)	(-7,73)	(3,26)	(28,46)	(-6,71)	(5,19)
$\gamma_2 DS_i$	-0,004	-0,002	-0,007	-0,005	-0,003	-0,009
	(-2,38)	(-0,79)	(-2,45)	(-2,87)	(-1,32)	(-3,27)
$\gamma_3 DS_i * IX_{i,t-1}$	0,004	0,007	0,026	0,015	0,001	0,029
	(0,20)	(0,31)	(0,82)	(0,95)	(0,03)	(1,02)
Beob.	29.031	29.031	12.916	29.023	29.023	12.899
R^2	0,190	0,126	-	0,197	0,111	-
RMSE	0,113	0,051	-	0,107	0,050	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,403**	-0,149**	0,130**	0,401**	-0,126**	0,174**
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 IX_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
γ_0	0,078	0,179	-	0,075	0,167	-
	(42,42)	(5,01)	(-)	(44,74)	(5,12)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,015	-0,007	-0,004	-0,004	0,002	0,002
	(-3,04)	(-1,29)	(-0,50)	(-1,00)	(0,46)	(0,20)
$\gamma_2 IX_{i,t-1}$	0,469	-0,097	0,138	0,466	-0,058	0,186
	(26,66)	(-4,09)	(3,34)	(29,18)	(-2,63)	(4,96)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * IX_{i,t-1}$	-0,722	-0,433	-0,265	-0,462	-0,293	-0,209
	(-9,71)	(-5,00)	(-2,38)	(-9,16)	(-3,76)	(-2,51)
$\gamma_4 DS_i$	-0,003	0,002	0,000	-0,003	0,003	-0,002
	(-1,34)	(0,68)	(0,07)	(-1,48)	(1,17)	(-0,38)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,004	0,003	-0,015	0,003	-0,001	-0,017
	(0,77)	(0,41)	(-1,51)	(0,51)	(-0,12)	(-1,82)
$\gamma_6 DS_i * IX_{i,t-1}$	-0,008	-0,017	-0,028	-0,002	-0,043	-0,021
	(-0,41)	(-0,69)	(-0,70)	(-0,12)	(-1,88)	(-0,54)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * IX_{i,t-1}$	0,145	0,203	0,188	0,112	0,217	0,138
	(1,72)	(1,93)	(1,30)	(1,85)	(2,20)	(1,37)
Beob.	29.031	29.031	12.916	29.023	29.023	12.899
R^2	0,210	0,070	-	0,212	0,069	-
RMSE	0,112	0,051	-	0,106	0,050	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	-0,253**	-0,530**	-0,127	0,004	-0,351**	-0,023
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,461**	-0,114**	0,110**	0,464**	-0,101**	0,165**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,116**	-0,344**	0,033	0,114**	-0,177**	0,094
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,577**	-0,230**	-0,077	-0,350**	-0,076	-0,071

Definition der Variablen: $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $IX_{i,t-1}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $IXH_{i,t-1}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $IX_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

als im Modell ohne asymmetrische Komponente.

5.4.3 Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals

Als Erweiterung der Prognose des Cash Flows über die aggregierte Erfolgsgröße wird eine Disaggregation der Erfolgsgröße in Cash Flows und Accruals zur Prognose des zukünftigen Cash Flows vorgenommen. Über die Disaggregation wird eine differenziertere Darstellung der Einflussnahme auf den zukünftigen Cash Flow durch die Zahlungsströme aus der Vorperiode und die Periodisierung von zahlungsunwirksamen Bestandteilen der Erfolgsgröße ermöglicht.

In Tabelle 31 werden zunächst die Resultate des Modells ohne asymmetrische Komponente im Rahmen des Unternehmensvergleichs der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen wiedergegeben. γ_1 ist in vier von sechs Regressionen signifikant positiv und nimmt Werte zwischen 0,018 und 0,520 an. Es liegt somit, wie in der Persistenzmessung des Cash Flows über das AR(1)-Modell, ein transitorisches Verhalten des Cash Flows für die IFRS-Unternehmen vor. Wird die Summe $\gamma_1 + \gamma_4$ betrachtet, die sich nahe null bewegt, wird auch für die HGB-Unternehmen ein transitorisches Verhalten des Cash Flows verifiziert. Der Koeffizient der Accruals γ_2 ist lediglich in drei von sechs Regressionen, jedoch in der Benchmark-Regression (5), signifikant und beschreibt für die IFRS-Unternehmen eine positive Assoziation von Cash Flow und Accruals, die für die HGB-Unternehmen anhand von $\gamma_2 + \gamma_5$ nicht messbar ist. Ebenso bestehen sowohl für die Cash Flows als auch die Accruals keine Unterschiede zwischen den Samples.

In Anlehnung an Ball und Shivakumar (2006) soll die Prognosefähigkeit des Cash Flows und der Accruals auf den zukünftigen Cash Flow unter Hinzunahme einer asymmetrischen Komponente in den Modellen b1) und b2) dargestellt werden. Das Modell b1) liefert für γ_2 in den OLS-Regressionen und in Regression (6) jeweils signifikant positive Werte. Der Koeffizient bleibt indes in den übrigen Regressionen insignifikant. Die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ ist positiv und in den OLS-Regressionen, die die höchsten Koeffizienten besitzen, sowie der Benchmark-Regression (5) signifikant. In Perioden mit einem positiven und negativen Cash Flow ist demnach transitorisches Verhalten für die IFRS-Unternehmen gegeben. γ_3 ist nur in den Regressionen (1) und (2) signifikant, so dass kein eindeutiger Unterschied zwischen positiven und negativen Cash Flows existiert.

Für die HGB-Unternehmen ergeben sich identische Interpretationen der relevanten Summen der Koeffizienten. $\gamma_2 + \gamma_8$ ist ausschließlich in den OLS-Regressionen und in Regression (6), $\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_8 + \gamma_9$ nur in den OLS-Regressionen und $\gamma_3 + \gamma_9$ nicht signifikant. Die Koeffizienten zur Messung der Unter-

schiede zwischen den Samples hinsichtlich des Cash Flows – γ_8 und γ_9 – sind bis auf γ_9 in Regression (1) insignifikant. Bei der Kompensation des Cash Flows durch die Accruals sind für die IFRS-Unternehmen keine entscheidenden Resultate für γ_4 und γ_5 erkennbar. Dies gilt auch anhand der beiden Summen $\gamma_4 + \gamma_{10}$ und $\gamma_5 + \gamma_{11}$ für die HGB-Unternehmen. In Bezug auf eine abweichende Kompensation der Cash Flows durch die Accruals zwischen den IFRS- und HGB-Unternehmen sind über γ_{10} und γ_{11} keine Unterschiede ersichtlich.

Im Rahmen des Modells b2) ergeben sich nur wenige Abweichungen zu den Resultaten aus Modell b1). Der Koeffizient γ_2 ist weiterhin lediglich in den OLS-Schätzungen und in Regression (6) signifikant positiv. Für die negativen Cash Flows zeigt sich laut $\gamma_2 + \gamma_3$ ein vergleichbares Bild. Im Verhältnis der positiven und negativen Cash Flows werden gemäß γ_3 keine Unterschiede deutlich. Die Resultate der HGB-Unternehmen stehen ebenfalls im Einklang mit den Resultaten aus Modell b1) und weisen keine asymmetrische Persistenz nach. Unterschiede zwischen den Samples sind auch in Modell b2) durch γ_8 und γ_9 nicht zu erkennen. Im Gegensatz zu Modell b1) ist γ_4 in den OLS- und FE-Regressionen mit Werten zwischen 0,117 und 0,146 signifikant positiv. Da γ_5 in fünf der sechs Regressionen insignifikant ist, wird für die IFRS-Unternehmen keine höhere Kompensation des Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis dargelegt.

Wie bei den IFRS-Unternehmen, ist bei den HGB-Unternehmen eine Kompensation der Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem positiven Ergebnis anhand von $\gamma_4 + \gamma_{10}$ in drei der sechs Regressionen – und dabei entscheidend in der Benchmark-Regression (5) – zu konstatieren. Bei den HGB-Unternehmen ist zudem über signifikant negative Summen $\gamma_5 + \gamma_{11}$ in den FE-Regressionen und in Regression (4) eine größere Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis zu verifizieren. Obwohl qualitativ Anzeichen für eine unterschiedliche Kompensation des Cash Flows durch die Accruals zwischen den Samples bestehen, liegen quantitativ über γ_{10} und γ_{11} keine Unterschiede vor.

Das Bestimmtheitsmaß ist, wie in der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße, in den FE- kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur höher als in der Standardoutlierkorrektur. Bis auf Regression (5) ist das R^2 in den Modellen b1) und b2) größer als bzw. in Regression (2) in Modell b2) identisch mit den Resultaten des Modells a) ohne asymmetrische Komponente. Die höchsten R^2 sind in den OLS-Regressionen des Modells b2) zu finden. Der Prognosefehler ist in den FE- geringer als in den OLS-Regressionen und wiederum in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Erneut ist der RMSE in den Modellen b1) und b2) im Verhältnis zu Modell a) ohne asymmetrische Komponente mehrheitlich kleiner.

Tabelle 31: Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals für IFRS-/HGB-Unternehmen

a) $CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
		$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$	
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,032	0,042	-	0,038	0,043	-
	(9,56)	(2,54)	(-)	(14,10)	(2,79)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,520	0,018	0,113	0,509	0,102	0,168
	(15,19)	(0,41)	(1,37)	(19,83)	(2,67)	(2,32)
$\gamma_2 ACC_{i,t-1}$	0,132	0,006	0,064	0,144	0,067	0,059
	(3,99)	(0,15)	(0,97)	(6,15)	(2,21)	(1,06)
$\gamma_3 DS_i$	0,005	-0,001	-0,019	-0,003	-0,003	-0,012
	(1,01)	(-0,07)	(-1,96)	(-0,84)	(-0,46)	(-1,42)
$\gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,048	-0,043	-0,046	0,016	-0,049	-0,059
	(-0,94)	(-0,76)	(-0,53)	(0,41)	(-0,98)	(-0,73)
$\gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,041	0,030	-0,074	0,049	0,000	-0,054
	(0,84)	(0,58)	(-1,02)	(1,23)	(0,01)	(-0,85)
Beob.	3.689	3.689	3.005	3.615	3.615	2.931
R^2	0,237	0,013	-	0,258	0,163	-
RMSE	0,117	0,090	-	0,097	0,077	-
$\gamma_1 + \gamma_4$	0,472**	-0,025	0,067	0,525**	0,053	0,109
$\gamma_2 + \gamma_5$	0,173**	0,036	-0,010	0,193**	0,067	0,005
$CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$						
b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
γ_0	0,051	0,051	-	0,046	0,047	-
	(9,89)	(2,94)	(-)	(12,01)	(2,93)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,024	-0,006	-0,007	-0,017	0,003	-0,005
	(-2,43)	(-0,52)	(-0,39)	(-1,92)	(0,28)	(-0,30)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,354	-0,070	0,134	0,446	0,058	0,225
	(6,62)	(-1,20)	(1,16)	(11,99)	(1,29)	(2,42)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,271	0,207	-0,008	0,076	0,154	-0,078
	(3,04)	(2,02)	(-0,05)	(1,00)	(1,59)	(-0,63)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,056	-0,044	0,097	0,116	0,051	0,095
	(1,28)	(-0,88)	(1,17)	(4,07)	(1,50)	(1,60)
$\gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	0,171	0,123	-0,006	0,073	0,051	-0,017
	(2,61)	(1,77)	(-0,06)	(1,47)	(0,88)	(-0,21)
$\gamma_6 DS_i$	-0,010	-0,006	-0,023	-0,005	-0,006	-0,014
	(-1,34)	(-0,64)	(-1,65)	(-0,82)	(-0,79)	(-1,16)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1}$	0,003	-0,002	0,016	0,002	-0,012	-0,003
	(0,18)	(-0,10)	(0,65)	(0,17)	(-0,79)	(-0,16)
$\gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,107	0,017	0,003	0,029	-0,011	-0,058
	(1,35)	(0,22)	(0,03)	(0,49)	(-0,18)	(-0,51)
$\gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,343	-0,195	-0,098	-0,035	-0,218	-0,082
	(-2,64)	(-1,39)	(-0,52)	(-0,31)	(-1,43)	(-0,41)
$\gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,142	0,058	-0,061	0,067	0,007	-0,048
	(2,27)	(0,94)	(-0,70)	(1,31)	(0,14)	(-0,61)
$\gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,212	-0,081	0,013	-0,047	-0,035	0,001
	(-2,18)	(-0,79)	(0,10)	(-0,57)	(-0,39)	(0,01)
Beob.	3.689	3.689	3.005	3.615	3.615	2.931
R^2	0,249	0,034	-	0,261	0,148	-
RMSE	0,116	0,090	-	0,097	0,077	-

Fortsetzung Tabelle 31

	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\gamma_2+\gamma_3$	0,625**	0,137	0,126	0,522**	0,212*	0,147
$\gamma_2+\gamma_8$	0,344**	-0,076	0,111	0,441**	0,052	0,211*
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,618**	0,129	0,119	0,519**	0,194	0,130
$\gamma_3+\gamma_9$	0,274	0,205	0,008	0,078	0,142	-0,081
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,198**	0,014	0,036	0,183**	0,058	0,047
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,041	0,042	0,007	0,026	0,016	-0,016
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
γ_0	0,023	0,098	-	0,026	0,089	-
	(3,75)	(5,82)	(-)	(6,11)	(5,61)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,016	-0,017	0,000	0,016	-0,009	-0,003
	(2,17)	(-2,71)	(-0,01)	(2,86)	(-1,43)	(-0,35)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,554	0,003	0,171	0,553	0,099	0,188
	(10,14)	(0,05)	(1,32)	(15,06)	(1,61)	(2,03)
$\gamma_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,005	-0,086	-0,103	0,011	-0,034	-0,015
	(-0,07)	(-1,16)	(-1,15)	(0,19)	(-0,57)	(-0,19)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,146	0,139	0,090	0,118	0,117	0,093
	(3,57)	(2,80)	(1,11)	(3,28)	(2,32)	(1,44)
$\gamma_5 D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,082	-0,169	-0,064	0,033	-0,038	-0,035
	(-1,12)	(-2,50)	(-0,88)	(0,65)	(-0,68)	(-0,52)
$\gamma_6 DS_i$	-0,007	0,002	-0,018	-0,006	0,004	-0,019
	(-0,72)	(0,12)	(-0,97)	(-0,83)	(0,31)	(-1,12)
$\gamma_7 DS_i*D_{i,t-1}$	0,011	-0,001	0,000	0,007	-0,002	0,014
	(0,91)	(-0,11)	(-0,01)	(0,75)	(-0,18)	(0,82)
$\gamma_8 DS_i*CF_{i,t-1}$	0,064	-0,122	-0,053	0,086	-0,071	-0,048
	(0,69)	(-1,18)	(-0,32)	(1,31)	(-0,83)	(-0,35)
$\gamma_9 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,071	0,090	0,079	-0,107	-0,017	-0,083
	(-0,56)	(0,79)	(0,55)	(-1,14)	(-0,17)	(-0,67)
$\gamma_{10} DS_i*ACC_{i,t-1}$	0,120	-0,025	-0,001	0,193	0,068	-0,038
	(1,44)	(-0,33)	(-0,01)	(2,79)	(0,91)	(-0,45)
$\gamma_{11} DS_i*D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,054	0,011	-0,030	-0,188	-0,122	-0,044
	(-0,45)	(0,11)	(-0,30)	(-2,02)	(-1,30)	(-0,42)
Beob.	3.035	3.035	2.434	3.014	3.014	2.411
R^2	0,253	0,013	-	0,291	0,078	-
RMSE	0,111	0,081	-	0,094	0,073	-
$\gamma_2+\gamma_3$	0,549**	-0,083	0,068	0,564**	0,065	0,173*
$\gamma_2+\gamma_8$	0,618**	-0,119	0,118	0,639**	0,028	0,140
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,542**	-0,115*	0,094	0,543**	-0,023	0,042
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,076	0,004	-0,024	-0,096	-0,051	-0,098
$\gamma_4+\gamma_{10}$	0,266**	0,114	0,089	0,311**	0,185**	0,055
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,136	-0,158*	-0,094	-0,155*	-0,160*	-0,079

Definition der Variablen: $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a) und b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i HGB-Bilanzierer. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i IFRS-Bilanzierer. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Die Resultate des Unternehmensvergleichs der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer beinhaltet Tabelle 32. Im Modell ohne asymmetrische Komponente liegen in den OLS-Regressionen im Vergleich zu den übrigen Regressionen für γ_1 und γ_2 erneut wesentlich größere und signifikante Koeffizienten vor. Demnach verhält sich der Cash Flow für die börsennotierten HGB-Bilanzierer transitorisch und für die Accruals ist keine Assoziation mit dem zukünftigen Cash Flow gegeben. Bei den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern ergeben sich die gleichen Aussagen, wenngleich für die signifikante Summe $\gamma_1 + \gamma_4$ zwischen den Schätzverfahren ein Vorzeichenwechsel stattfindet. Die einzig in den OLS-Regressionen signifikante Summe $\gamma_2 + \gamma_5$ bietet auch für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer keine Evidenz für eine Assoziation der Accruals mit dem Cash Flow. Wie anhand γ_4 und γ_5 deutlich wird, unterscheiden sich die beiden Unternehmensgruppen bei den Eigenschaften des Cash Flows einerseits und beim Einfluss der Accruals auf den zukünftigen Cash Flow andererseits in Relation zueinander nicht.

Im Rahmen des Modells b1) mit asymmetrischer Komponente existieren bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern für γ_2 und die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ jeweils nur signifikant positive Koeffizienten in den OLS-Regressionen. In den übrigen Regressionen liegen die beiden Indikatoren nahe null und sind insignifikant, so dass dies einen vergleichbaren Grad des transitorischen Verhaltens von positiven und negativen Cash Flows bedeutet, welcher über γ_3 untermauert wird. Angesichts der primären Betrachtung der Benchmark-Regression (5) zur Interpretation der Resultate gelten für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer die gleichen Aussagen. Der fehlende Unterschied zwischen den Samples beim Verhalten des Cash Flows wird durch die beiden Koeffizienten γ_8 und γ_9, die außer in den OLS-Regressionen insignifikant sind, bestätigt.

Eine Kompensation des Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem positiven Ergebnis ist sowohl für die börsen- als auch die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer nicht gegeben, da γ_4 und $\gamma_4 + \gamma_{10}$ nur in den OLS-Regressionen signifikant sind. Ebenso ist für die Kompensation des Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis für beide Samples anhand von γ_5 und $\gamma_5 + \gamma_{11}$ kein Nachweis zu finden. Im Einklang mit dieser Interpretation stehen auch die beiden Koeffizienten zur Messung der Unterschiede zwischen den Samples, γ_{10} und γ_{11}, die wiederum ausschließlich in den OLS-Regressionen Signifikanz aufweisen.

Das Modell b2) weist nur geringfügige Abweichungen zu den Resultaten des Modell b1) auf. Für die börsennotierten HGB-Bilanzierer verhält sich der Cash Flow jeweils in positiven und negativen Perioden transitorisch. Der Koeffizient γ_2 ist in den OLS-Regressionen signifikant positiv, jedoch in den FE- und den AB-Schätzungen negativ und insignifikant, wohingegen die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ auch in den FE-Regressionen signifikant ist. γ_3 beschreibt keine asymmetrische Persistenz zwischen positiven und

Tabelle 32: Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals für (nicht) börsennotierte Unternehmen

a) $CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
		$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$	
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,042	0,092	-	0,035	0,083	-
	(11,00)	(5,57)	(-)	(10,96)	(5,19)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,513	-0,008	0,106	0,554	-0,015	0,107
	(10,71)	(-0,12)	(0,89)	(15,73)	(-0,28)	(1,18)
$\gamma_2 ACC_{i,t-1}$	0,192	0,047	0,036	0,165	-0,004	0,048
	(4,51)	(0,80)	(0,33)	(4,76)	(-0,08)	(0,58)
$\gamma_3 DS_i$	0,011	-	-	0,015	-	-
	(2,47)	(-)	(-)	(4,05)	(-)	(-)
$\gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,044	-0,151	0,001	0,010	-0,083	0,036
	(0,87)	(-2,04)	(0,01)	(0,25)	(-1,34)	(0,32)
$\gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1}$	-0,342	-0,116	0,046	-0,301	-0,043	0,025
	(-7,07)	(-1,33)	(0,32)	(-7,59)	(-0,62)	(0,21)
Beob.	9.369	9.369	3.086	9.307	9.307	3.082
R^2	0,296	0,179	-	0,330	0,143	-
RMSE	0,105	0,048	-	0,094	0,044	-
$\gamma_1 + \gamma_4$	0,557**	-0,159**	0,107*	0,564**	-0,098**	0,143*
$\gamma_2 + \gamma_5$	-0,150**	-0,069	0,082	-0,136**	-0,047	0,073
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \gamma_5 D_{i,t-1} *$ $ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} *$ $CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
γ_0	0,045	0,081	-	0,038	0,077	-
	(6,78)	(4,88)	(-)	(7,30)	(4,80)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,016	0,001	0,024	-0,007	0,007	0,011
	(-1,35)	(0,06)	(1,41)	(-0,69)	(0,64)	(0,62)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,493	0,014	0,160	0,523	-0,024	0,151
	(7,01)	(0,19)	(1,17)	(9,71)	(-0,37)	(1,37)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,076	-0,102	-0,387	0,043	0,092	-0,091
	(-0,55)	(-0,56)	(-1,66)	(0,45)	(0,57)	(-0,45)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,166	0,079	0,009	0,137	0,024	0,072
	(3,19)	(1,05)	(0,07)	(3,14)	(0,42)	(0,74)
$\gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	0,088	-0,105	-0,163	0,075	-0,079	-0,097
	(0,96)	(-0,98)	(-0,96)	(1,04)	(-0,94)	(-0,70)
$\gamma_6 DS_i$	-0,007	-	-	-0,004	-	-
	(-1,05)	(-)	(-)	(-0,74)	(-)	(-)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1}$	0,015	0,007	-0,045	0,019	0,017	-0,010
	(1,06)	(0,42)	(-1,99)	(1,61)	(0,99)	(-0,39)
$\gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,165	-0,086	-0,050	0,149	-0,014	-0,039
	(2,27)	(-1,03)	(-0,32)	(2,67)	(-0,20)	(-0,29)
$\gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,803	-0,402	-0,121	-0,669	-0,180	0,223
	(-4,72)	(-1,47)	(-0,40)	(-5,73)	(-0,82)	(0,78)
$\gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1}$	-0,282	-0,130	0,078	-0,241	-0,054	-0,045
	(-4,97)	(-1,32)	(0,47)	(-5,04)	(-0,71)	(-0,35)
$\gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,497	-0,052	-0,063	-0,328	-0,108	-0,088
	(-2,49)	(-0,16)	(-0,22)	(-2,17)	(-0,44)	(-0,24)
Beob.	9.369	9.369	3.086	9.307	9.307	3.082
R^2	0,330	0,036	-	0,358	0,033	-
RMSE	0,103	0,048	-	0,092	0,044	-

Fortsetzung Tabelle 32

	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\gamma_2+\gamma_3$	0,417**	-0,088	-0,227	0,566**	0,068	0,060
$\gamma_2+\gamma_8$	0,486**	0,014	0,160	0,519**	-0,024	0,151
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,425*	-0,081**	-0,272**	0,581	0,085	0,050
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,061**	-0,095*	-0,432**	0,062**	0,109	-0,101
$\gamma_4+\gamma_{10}$	-0,116**	-0,051	0,087	-0,104**	-0,030	0,027
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,409*	-0,157	-0,226	-0,253	-0,187	-0,185
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
γ_0	0,026	0,056	-	0,023	0,051	-
	(3,67)	(5,07)	(-)	(3,40)	(5,56)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,021	-0,018	0,007	0,017	-0,016	0,004
	(2,34)	(-2,06)	(0,55)	(2,10)	(-1,74)	(0,40)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,633	-0,113	-0,021	0,614	-0,150	-0,042
	(9,27)	(-1,39)	(-0,11)	(9,29)	(-1,76)	(-0,30)
$\gamma_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,102	-0,075	-0,119	-0,020	-0,025	-0,069
	(-1,12)	(-0,93)	(-1,10)	(-0,23)	(-0,33)	(-0,84)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	0,302	0,192	0,006	0,230	0,065	-0,025
	(4,34)	(2,18)	(0,03)	(3,64)	(0,96)	(-0,21)
$\gamma_5 D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,227	-0,221	-0,053	-0,130	-0,191	-0,020
	(-2,48)	(-2,68)	(-0,45)	(-1,59)	(-2,21)	(-0,22)
$\gamma_6 DS_i$	0,012	-	-	0,021	-	-
	(1,45)	(-)	(-)	(2,65)	(-)	(-)
$\gamma_7 DS_i*D_{i,t-1}$	-0,007	0,006	-0,018	-0,011	-0,001	-0,012
	(-0,70)	(0,49)	(-1,00)	(-1,15)	(-0,11)	(-0,70)
$\gamma_8 DS_i*CF_{i,t-1}$	0,041	-0,006	0,043	-0,003	0,037	0,123
	(0,54)	(-0,05)	(0,19)	(-0,04)	(0,35)	(0,63)
$\gamma_9 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,023	-0,041	0,136	-0,021	0,016	0,061
	(0,22)	(-0,39)	(0,95)	(-0,22)	(0,17)	(0,48)
$\gamma_{10} DS_i*ACC_{i,t-1}$	-0,379	-0,129	0,154	-0,304	0,000	0,034
	(-4,61)	(-0,76)	(0,55)	(-4,15)	(0,00)	(0,14)
$\gamma_{11} DS_i*D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	0,018	0,056	0,009	-0,077	0,060	-0,116
	(0,16)	(0,43)	(0,05)	(-0,78)	(0,51)	(-0,86)
Beob.	4.659	4.659	1.530	4.702	4.702	1.546
R^2	0,353	0,132	-	0,361	0,124	-
RMSE	0,097	0,047	-	0,090	0,043	-
$\gamma_2+\gamma_3$	0,531**	-0,188*	-0,140	0,594**	-0,175*	-0,111
$\gamma_2+\gamma_8$	0,674**	-0,119	0,022	0,611**	-0,113	0,081
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,595**	-0,235**	0,039	0,570**	-0,122**	0,073
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,079	-0,116	0,017	-0,041	-0,009	-0,008
$\gamma_4+\gamma_{10}$	-0,077	0,063	0,160	-0,074*	0,065	0,009
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,209**	-0,165	-0,044	-0,207**	-0,131	-0,136

Definition der Variablen: $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a) und b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i nicht börsennotiert. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i börsennotiert. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

negativen Perioden für die börsennotierten HGB-Bilanzierer. Für die nicht börsennotierten Unternehmen wird ebenfalls ein äußerst stark transitorisches Verhalten in Perioden mit positiven und negativen Cash Flows konstatiert. Eine asymmetrische Persistenz des Cash Flows wird über die Summe $\gamma_3 + \gamma_9$ für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer nicht bestätigt.

Anhand von γ_8 und γ_9 werden zudem keine Unterschiede im Verhalten des Cash Flows zwischen den beiden Samples quantifiziert. γ_4 bleibt in der Benchmark-Regression (5) insignifikant, wodurch für die börsennotierten HGB-Bilanzierer keine Kompensation des Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem positiven Ergebnis nachweisbar ist. Dieses Resultat zeigt sich auch für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer anhand von $\gamma_4 + \gamma_{10}$. Anders ergibt sich der Nachweis der Kompensation in Perioden mit einem negativen Ergebnis über γ_5, der in der Benchmark-Regression (5) und in den Regressionen (1) und (2) negativ signifikant mit Werten von -0,191 bis -0,227 ist. Für die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer gilt dies dagegen nicht, da $\gamma_5 + \gamma_{11}$ nur in den OLS-Regressionen signifikant ist. Dieser qualitative Unterschied zwischen den Samples wird gleichwohl nicht von γ_{11} quantifiziert.

Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen ist das Bestimmtheitsmaß in den FE-Regressionen, insbesondere in Modell b1), wesentlich geringer als in den OLS-Regressionen. Erneut ist, wie in der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße, nachzuweisen, dass das R^2 in Regression (4) größer als in Regression (1) und in Regression (5) kleiner als in Regression (2) ist. In den FE-Regressionen ist das R^2 in Modell a) und in den OLS-Regressionen in Modell b2) am größten. Der Prognosefehler ist in den FE-Regressionen kleiner als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in denen der Standardoutlierkorrektur. Die Resultate des Modell a) und Modells b1) sind in den FE-Regressionen identisch. In den OLS-Regressionen zeigt das Modell b1) indessen geringfügig niedrigere RMSE. Die geringsten Prognosefehler sind wiederum in Modell b2) zu erkennen.

Im Vergleich der geprüften und nicht geprüften Unternehmen ergibt sich im Modell ohne asymmetrische Komponente aus Tabelle 33, wie bei den anderen beiden Unternehmensvergleichen, ein starkes Schwanken von γ_1 zwischen den Schätzverfahren. In den OLS- und AB-Schätzungen ist γ_1 jeweils signifikant positiv und in den FE-Schätzungen signifikant negativ. γ_2 ist einzig in den OLS-Regressionen signifikant negativ, so dass für die geprüften Unternehmen kein Zusammenhang zwischen dem zukünftigen Cash Flow und den Accruals besteht. In der Betrachtung der nicht geprüften Unternehmen ergibt sich über in den FE-Regressionen signifikant negative Summen $\gamma_1 + \gamma_4$ ebenfalls ein stark transitorisches Verhalten des Cash Flows. Anhand von insignifikanten Summen $\gamma_2 + \gamma_5$ in den FE- und AB-Regressionen wird auch für die nicht geprüften Unternehmen keine Assoziation von Cash Flow

und Accruals gemessen. Die den Unterschied zwischen den Samples messenden Koeffizienten γ_4 und γ_5 dokumentieren keine eindeutigen Abweichungen zwischen den geprüften und nicht geprüften Unternehmen.

Die signifikant negativen γ_2 im Modell b1) mit asymmetrischer Komponente in den FE-Schätzungen lassen im Gegensatz zu den signifikant positiven Resultaten in den OLS- und AB-Schätzungen auf einen viel höheren Grad von transitorischem Verhalten in Perioden mit einem positiven Cash Flow schließen. Die Summe $\gamma_2 + \gamma_3$ ist in den FE-Schätzungen und in Regression (1) signifikant negativ und unterstreicht für Perioden mit einem negativen Cash Flow ein stark ausgeprägtes transitorisches Verhalten. Der Unterschied zwischen positiven und negativen Cash Flows ist hingegen für die geprüften Unternehmen nur in den OLS-Regressionen und in Regression (2) signifikant negativ. Die Resultate der nicht geprüften sind mit denen der geprüften Unternehmen vergleichbar und beschreiben in positiven und negativen Perioden ein äußerst stark transitorisches Verhalten, wobei auch in diesem Sample kein Unterschied zwischen positiven und negativen Cash Flows ersichtlich ist.

Die bis auf eine Ausnahme insignifikanten γ_8 und γ_9 geben zudem keine Anzeichen für eindeutige Unterschiede im Verhalten des Cash Flows zwischen den beiden Samples. Ferner ist für die Kompensation des Cash Flows durch die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis anhand von γ_4 kein Nachweis bei den geprüften Unternehmen zu finden. Ebenso ist für die nicht geprüften Unternehmen die Summe $\gamma_4 + \gamma_{10}$ nur in den OLS-Regressionen signifikant. γ_5 gibt für die geprüften Unternehmen keine entscheidenden Anzeichen für die Kompensation des Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis. Dies ist auch für die nicht geprüften Unternehmen infolge von lediglich in den OLS-Regressionen signifikanten Summen $\gamma_5 + \gamma_{11}$ der Fall. Die Resultate der Koeffizienten γ_{10} und γ_{11} entsprechen dem vergleichbaren Niveau der Kompensation zwischen den Samples.

In Modell b2) sind ebenfalls starke Abweichungen innerhalb der Resultate von γ_2 zu erkennen. In den OLS- und AB-Schätzungen ist der Koeffizient signifikant positiv. Demgegenüber sind die Resultate in den FE-Schätzungen signifikant negativ. Die auffälligen Differenzen zwischen den Schätzverfahren finden sich allerdings nicht in den Resultaten von γ_3 wieder, dessen Koeffizienten insignifikant und leicht negativ sind. Da sich die den Unterschied zwischen den Samples messenden Koeffizienten γ_8 und γ_9 nahe null bewegen, liegen die Resultate der nicht geprüften Unternehmen auf einem vergleichbaren Niveau. Obwohl die Summe $\gamma_3 + \gamma_9$ in den FE-Regressionen signifikant negativ ist und so ein stärkeres transitorisches Verhalten der negativen Cash Flows für die nicht geprüften Unternehmen nachgewiesen wird, ist γ_9 insignifikant. Für die Kompensation des Cash Flows durch die Accruals ist für beide Samples kein Beweis zu erbringen. Im Einklang mit der Einzelbetrachtung der Samples sind keine Unterschiede zwischen den Samples gemäß γ_{10}, der einzig in Regression (4) signifikant

Tabelle 33: Prognose des Cash Flows über Cash Flows und Accruals für (nicht) geprüfte Unternehmen

a) $CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 ACC_{i,t-1} + \gamma_3 DS_i + \gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
γ_0	0,050	0,154	-	0,049	0,177	-
	(26,16)	(49,74)	(-)	(28,42)	(5,71)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,574	-0,181	0,145	0,568	-0,126	0,169
	(33,03)	(-7,60)	(3,65)	(38,53)	(-5,69)	(5,19)
$\gamma_2 ACC_{i,t-1}$	-0,158	-0,041	0,049	-0,140	-0,053	0,095
	(-6,71)	(-1,11)	(0,81)	(-7,14)	(-1,77)	(1,90)
$\gamma_3 DS_i$	0,000	0,004	-0,011	-0,003	0,001	-0,012
	(-0,05)	(1,39)	(-2,23)	(-1,27)	(0,29)	(-2,96)
$\gamma_4 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,004	-0,039	0,038	0,014	-0,017	0,050
	(-0,19)	(-1,54)	(0,93)	(0,84)	(-0,70)	(1,42)
$\gamma_5 DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,053	0,048	-0,023	0,043	0,047	-0,019
	(1,91)	(1,41)	(-0,45)	(1,89)	(1,61)	(-0,45)
Beob.	28.625	28.625	12.651	28.709	28.709	12.722
R^2	0,303	0,215	-	0,342	0,185	-
RMSE	0,103	0,050	-	0,095	0,048	-
$\gamma_1 + \gamma_4$	0,570**	-0,220**	0,183**	0,582**	-0,143**	0,219**
$\gamma_2 + \gamma_5$	-0,105**	0,007	0,026	-0,097**	-0,006	0,076
$CF_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 ACC_{i,t-1} + \gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1} + \gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
b1) $CF_{i,t-1} < 0$						
γ_0	0,037	0,143	-	0,034	0,167	-
	(17,48)	(41,36)	(-)	(19,24)	(5,31)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,005	0,000	0,007	0,016	0,017	0,009
	(-0,71)	(0,01)	(0,51)	(2,18)	(1,78)	(0,71)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,660	-0,108	0,189	0,671	-0,063	0,205
	(34,27)	(-4,04)	(4,03)	(41,92)	(-2,54)	(5,08)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,854	-0,491	-0,303	-0,549	-0,160	-0,056
	(-8,62)	(-3,64)	(-1,59)	(-7,38)	(-1,48)	(-0,43)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	-0,119	-0,029	0,056	-0,111	-0,039	0,102
	(-5,12)	(-0,77)	(0,90)	(-5,64)	(-1,29)	(1,99)
$\gamma_5 D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	-0,680	-0,359	-0,237	-0,286	-0,260	-0,339
	(-3,79)	(-1,95)	(-1,22)	(-2,09)	(-1,75)	(-3,07)
$\gamma_6 DS_i$	0,001	0,007	-0,004	0,000	0,004	-0,008
	(0,29)	(2,12)	(-0,60)	(0,22)	(1,43)	(-1,46)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1}$	0,001	0,003	-0,005	-0,004	0,008	-0,010
	(0,11)	(0,27)	(-0,33)	(-0,48)	(0,67)	(-0,63)
$\gamma_8 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,009	-0,054	-0,009	-0,006	-0,042	0,021
	(-0,41)	(-1,99)	(-0,18)	(-0,33)	(-1,64)	(0,47)
$\gamma_9 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,048	0,211	0,331	0,124	0,200	0,023
	(0,40)	(1,25)	(1,57)	(1,44)	(1,37)	(0,14)
$\gamma_{10} DS_i * ACC_{i,t-1}$	0,050	0,035	-0,019	0,041	0,032	-0,020
	(1,81)	(1,01)	(-0,37)	(1,79)	(1,11)	(-0,48)
$\gamma_{11} DS_i * D_{i,t-1} * ACC_{i,t-1}$	0,219	0,153	0,177	-0,033	0,193	0,280
	(1,06)	(0,66)	(0,66)	(-0,21)	(1,05)	(1,71)
Beob.	28.625	28.625	12.651	28.709	28.709	12.722
R^2	0,332	0,122	-	0,364	0,112	-
RMSE	0,101	0,050	-	0,093	0,047	-

Fortsetzung Tabelle 33

	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
$\gamma_2+\gamma_3$	-0,194*	-0,599**	-0,114	0,122	-0,223*	0,149
$\gamma_2+\gamma_8$	0,661**	-0,101**	0,185**	0,671**	-0,059**	0,197**
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	-0,192*	-0,589**	-0,123*	0,118**	-0,211	0,131
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,853**	-0,488*	-0,308	-0,553**	-0,152	-0,066
$\gamma_4+\gamma_{10}$	-0,069**	0,006	0,037	-0,070**	-0,007	0,082
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,461**	-0,206	-0,060	-0,319**	-0,067	-0,059
b2) $\Delta CF_{i,t-1}<0$						
γ_0	0,036	0,121	-	0,041	0,113	-
	(8,70)	(3,99)	(-)	(9,69)	(3,96)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,014	-0,020	0,003	0,009	-0,020	0,001
	(2,61)	(-3,43)	(0,30)	(1,66)	(-3,83)	(0,07)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,692	-0,227	0,200	0,634	-0,192	0,195
	(21,23)	(-5,14)	(2,08)	(20,53)	(-5,05)	(2,40)
$\gamma_3 D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	-0,077	-0,045	-0,087	-0,058	-0,004	-0,057
	(-1,58)	(-0,86)	(-1,01)	(-1,30)	(-0,08)	(-0,71)
$\gamma_4 ACC_{i,t-1}$	-0,093	-0,011	0,199	-0,085	0,004	0,156
	(-2,05)	(-0,16)	(1,87)	(-2,33)	(0,07)	(1,77)
$\gamma_5 D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	-0,204	-0,124	-0,086	-0,201	-0,103	-0,126
	(-3,01)	(-1,67)	(-0,94)	(-3,60)	(-1,59)	(-1,72)
$\gamma_6 DS_i$	0,002	0,001	0,008	-0,006	-0,005	-0,001
	(0,37)	(0,22)	(0,56)	(-1,31)	(-0,78)	(-0,07)
$\gamma_7 DS_i*D_{i,t-1}$	0,001	0,014	-0,008	0,007	0,019	0,000
	(0,22)	(2,10)	(-0,49)	(1,22)	(2,72)	(0,01)
$\gamma_8 DS_i*CF_{i,t-1}$	-0,054	-0,048	-0,134	0,006	0,005	-0,035
	(-1,42)	(-1,11)	(-1,32)	(0,18)	(0,10)	(-0,40)
$\gamma_9 DS_i*D_{i,t-1}*CF_{i,t-1}$	0,071	-0,017	0,126	0,039	-0,073	0,049
	(1,23)	(-0,29)	(1,11)	(0,76)	(-1,23)	(0,46)
$\gamma_{10} DS_i*ACC_{i,t-1}$	0,048	-0,052	-0,176	0,036	-0,046	-0,115
	(0,91)	(-0,82)	(-2,09)	(0,85)	(-0,97)	(-1,58)
$\gamma_{11} DS_i*D_{i,t-1}*ACC_{i,t-1}$	0,110	0,194	0,297	0,137	0,129	0,256
	(1,38)	(2,23)	(2,49)	(2,08)	(1,64)	(2,52)
Beob.	12.793	12.793	4.932	12.984	12.984	5.023
R^2	0,352	0,250	-	0,378	0,239	-
RMSE	0,094	0,042	-	0,089	0,041	-
$\gamma_2+\gamma_3$	0,615**	-0,272**	0,113	0,576**	-0,196**	0,138
$\gamma_2+\gamma_8$	0,638**	-0,275**	0,066	0,640**	-0,187**	0,160**
$\gamma_2+\gamma_3+\gamma_8+\gamma_9$	0,632**	-0,337**	0,105	0,621**	-0,264**	0,152*
$\gamma_3+\gamma_9$	-0,006	-0,062*	0,039	-0,019	-0,077*	-0,008
$\gamma_4+\gamma_{10}$	-0,045	-0,063	0,023	-0,049*	-0,042	0,041
$\gamma_5+\gamma_{11}$	-0,094*	0,070	0,211**	-0,064	0,026	0,130

Definition der Variablen: $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $ACC_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Standardoutlierkorrektur. $ACCH_{i,t-1}$, Accruals für Unternehmen i in Jahr $t-1$ nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a) und b1) $D_{i,t-1}=1$, wenn $CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. Modell b2) $D_{i,t-1}=1$, wenn $\Delta CF_{i,t-1}<0$; =0, sonst. $DS_i=1$, wenn Unternehmen i nicht geprüft. $DS_i=0$, wenn Unternehmen i geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit dem Arellano und Bond (1991) Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

ist, und γ_{11}, der zwar in vier von sechs Regressionen, jedoch nicht in der entscheidenden Benchmark-Regression (5) signifikant ist, zu erkennen.

Das Bestimmtheitsmaß ist, wie auch im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer, in den FE-Regressionen kleiner als in den OLS-Regressionen und jeweils in Regression (4) höher als in Regression (1) sowie in Regression (5) niedriger als in Regression (2). Lediglich in den FE-Regressionen des Modells b1) sind im Verhältnis zu Modell a) ohne asymmetrische Komponente kleinere R^2 festzustellen. In Modell b2) liegen grundsätzlich größere R^2 vor. Wie auch in den anderen beiden Unternehmensvergleichen, ist der Prognosefehler in den FE- niedriger als in den OLS-Regressionen und in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur kleiner als in der Standardoutlierkorrektur. Darüber hinaus sind die asymmetrischen Modelle bis auf eine Ausnahme dem symmetrischen Modell mit niedrigeren Prognosefehlern überlegen, wobei das Modell b2) die geringsten RMSE zeigt.

5.4.4 Zusammenfassung der Resultate für den Cash Flow

Die Resultate der Persistenzmessung des Cash Flows sind eindeutiger als die Resultate der Erfolgsgröße und weisen für sämtliche Samples nur eine geringe Persistenz des Cash Flows auf, die wesentlich niedriger als diejenige der Erfolgsgröße ist. In den Unternehmensvergleichen sind jeweils keine Unterschiede zwischen den Samples messbar. Die Eigenschaft des Modells von Basu (1997), die Persistenz zu überschätzen bzw. den Grad des transitorischen Verhaltens zu unterschätzen, wird auch in der Persistenzmessung des Cash Flows deutlich. In der asymmetrischen Persistenzmessung liegen im Vergleich der börsennotierten Unternehmen bis auf eine Ausnahme keine Unterschiede bei der Verarbeitung von Schocks in Perioden mit einem positiven und negativen Cash Flow vor. Im Vergleich der nicht börsennotierten geprüften und nicht geprüften Unternehmen ist im Modell von Basu (1997) sowohl für die geprüften als auch die nicht geprüften Unternehmen ein stärkeres transitorisches Verhalten der *positiven* im Verhältnis zu den *negativen* Cash Flows zu beobachten, welches jedoch in den unit root-Spezifikationen widerlegt wird. Sowohl die Rechnungslegung als auch die beiden Determinanten der Anreizsteuerung besitzen somit keinen Einfluss auf die Eigenschaften des Cash Flows.

Im Rahmen der Prognose des Cash Flows über die aggregierte Erfolgsgröße ergeben sich zwischen den Samples divergierende Resultate. In der symmetrischen Modellspezifikation existiert für die IFRS-Unternehmen ein positiver, für die börsennotierten HGB-Bilanzierer kein und für die beiden nicht börsennotierten Samples ein negativer Zusammenhang zwischen dem zukünftigen Cash Flow und der Erfolgsgröße. Allein im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer ist für

die nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer eine höhere negative Assoziation erkennbar. In der asymmetrischen Modellspezifikation ist für die IFRS-Unternehmen bei den negativen Erfolgsgrößen eine höhere positive Assoziation und für die börsennotierten HGB-Bilanzierer kein Zusammenhang zwischen positiven und negativen Erfolgsgrößen mit dem zukünftigen Cash Flow zu verifizieren.

Die nicht börsennotierten, geprüften und nicht geprüften Unternehmen weisen einen negativen Zusammenhang mit positiven und negativen Erfolgsgrößen auf, der bei den geprüften Unternehmen für die negativen Erfolgsgrößen stärker ist. Es bestehen demnach Anzeichen für die Ergänzung einer asymmetrischen Komponente zur Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße, die die Implikationen einer vorsichtigen Rechnungslegung abbildet. Eindeutige Unterschiede zwischen den Samples ergeben sich für die negativen Erfolgsgrößen innerhalb des asymmetrischen Modells im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierer sowie der geprüften und nicht geprüften Unternehmen. Diese Unterschiede sprechen im Kontext mit dem Unterschied bei den börsen- und nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern des symmetrischen Modells für eine spürbare Beeinflussung der Prognose des Cash Flows durch die Kapitalmarktorientierung und die Abschlussprüfung.

Die Prognose des Cash Flows über den verzögerten Cash Flow und die Accruals unterstreicht die Interpretationen der Resultate aus der Persistenzmessung des Cash Flows. Der Cash Flow verhält sich in diesem Modell für sämtliche Samples transitorisch. Im symmetrischen Modell ist einzig für die IFRS-Unternehmen ein positiver Zusammenhang mit den Accruals zu erkennen. In den übrigen Samples ist kein Einfluss der Accruals auf den zukünftigen Cash Flow nachzuweisen. Zudem sind keine unterschiedlichen Eigenschaften des Cash Flows und der Accruals zwischen den Samples messbar. In den Modellen mit asymmetrischer Komponente verhalten sich die Schocks sowohl in Perioden mit einem positiven als auch einem negativen Cash Flow für die beiden börsennotierten Samples transitorisch. Dies gilt ebenfalls für die beiden nicht börsennotierten Samples, wobei sich die Schocks für die nicht geprüften Unternehmen in einem Modell in negativen Perioden zu einem höheren Grad transitorisch verhalten.

Unterschiede zwischen den Samples bestehen in den drei Unternehmensvergleichen, wie auch in der Persistenzmessung des Cash Flows, nicht. Eine ausgeprägtere Kompensation der Cash Flows über die Accruals in Perioden mit einem negativen Ergebnis ist nur in einem Modell für die börsennotierten HGB-Bilanzierer gegeben. Ein voneinander abweichendes Verhalten der Kompensation des Cash Flows durch die Accruals zwischen den Samples ist nicht zu konstatieren. Eine Erweiterung der Modellspezifikation um eine asymmetrische Komponente zur Abbildung einer vorsichtigen Rechnungslegung ist somit angesichts der vorliegenden Resultate zur Prognose des Cash Flows nicht erforderlich. Im Übrigen zeigen die drei Determinanten der Earnings Quality keinen Einfluss auf die Eigenschaften

des Cash Flows oder der Accruals.

Das Bestimmtheitsmaß ist bei einigen Modellen in den FE-Schätzungen größer, aber auch innerhalb einer maßgeblichen Anzahl von Modellen kleiner als in den OLS-Regressionen, so dass keine klare Überlegenheit der FE-Schätzung gegenüber der OLS-Schätzung besteht. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) scheint zu einer Erhöhung des Erklärungsgehalts beizutragen, da das R^2 i.d.R. in den Regressionen des Hadi (1994)-Verfahrens höher ist als in der Standardoutlierkorrektur. In der Gegenüberstellung der Modelle ist das R^2 in den unit root-Spezifikationen größer als im Modell von Basu (1997). Durch die Erweiterung des symmetrischen Modells um eine asymmetrische Komponente lässt sich im Einklang mit den Resultaten von Ball und Shivakumar (2006) das R^2 in der überwiegenden Anzahl der Modelle steigern. Die Berücksichtigung der Charakteristika einer vorsichtigen Rechnungslegung scheint folglich eine Erhöhung des Erklärungsgehalts zu fördern.

Im Rahmen der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße ist das R^2 bis auf zwei Ausnahmen im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen kleiner als im AR(1)-Modell des Cash Flows. Das Modell zur Prognose des Cash Flows über verzögerte Cash Flows und Accruals besitzt im Vergleich zum Modell mit der aggregierten Erfolgsgröße erheblich höhere R^2. Gegenüber dem AR(1)-Modell des Cash Flows ist das R^2 im Modell mit den verzögerten Cash Flows und Accruals im Vergleich der börsennotierten IFRS- und HGB-Unternehmen deutlich größer, wohingegen in einigen Fällen der anderen beiden Unternehmensvergleiche das R^2 kleiner als im AR(1)-Modell ist. Es besteht daher Grund zu der Annahme einer Steigerung des Erklärungsgehalts bei der Prognose des Cash Flows durch die Disaggregation der Erfolgsgröße in ihre Bestandteile, die auch von Barth, Cram und Nelson (2001) beschrieben wird. Wie auch bei der Erfolgsgröße, werden zum Vergleich jeweils die Resultate des AR(1)-Modells in Niveaus aus Tabelle 2 des Anhangs herangezogen.

Der Prognosefehler verringert sich in den FE-Schätzungen gegenüber den OLS-Schätzungen. Des Weiteren ist der RMSE in den Regressionen der Hadi (1994)-Outlierkorrektur niedriger als in der Standardoutlierkorrektur. Insbesondere in den FE-Schätzungen ist der RMSE in den unit root-Modellen der Persistenzmessung geringer als im Modell von Basu (1997). Die Prognosefehler sind zudem in den asymmetrischen i.d.R. geringer als, aber oftmals auch identisch mit den symmetrischen Modellen. Neben der Erhöhung des Erklärungsgehalts führt die Ergänzung der Eigenschaften einer vorsichtigen Rechnungslegung zu einer Verbesserung der Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows. Darüber hinaus sind die Prognosefehler für die Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße identisch mit oder größer als im AR(1)-Modell des Cash Flows. Diese Resultate sind mit Lorek und Willinger (2009) vergleichbar, die ebenfalls keine Verbesserung der Prognose des Cash Flows über die Erfolgsgröße feststellen. Bis auf einen Fall, bei dem der RMSE identisch mit dem AR(1)-Modell des Cash

Flows ist, liefert das Modell zur Prognose des Cash Flows über verzögerte Cash Flows und Accruals geringere Prognosefehler. Die Verwendung einer disaggregierten Erfolgsgröße verbessert somit auch die Genauigkeit der Prognose des zukünftigen Cash Flows.

6 Schlussbetrachtung

Diese Arbeit gibt einen Überblick über die Wechselwirkungen von Attributen und Determinanten der Earnings Quality. Als Attribute der Earnings Quality werden die (i) Persistenz, (ii) Prognosegenauigkeit und (iii) das Ausmaß von conditional conservatism ausgewählt, dessen Beziehung zu den Determinanten der (i) Rechnungslegung, (ii) Kapitalmarktorientierung und (iii) Abschlussprüfung überprüft werden. Es wird anhand dieser Analyse der Frage nachgegangen, wie die Informationsbereitstellung und die Entscheidungsnützlichkeit der Finanzberichterstattung verbessert und hierüber die Agency-Kosten, die durch die Informationsbeschaffung der Bilanzadressaten entstehen, gesenkt werden können. Die Determinante der Rechnungslegung besitzt vorrangig Implikationen für den Einfluss der Bewertung von Vermögenswerten und Schulden auf die Attribute der Earnings Quality, wohingegen die Determinanten der Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung genutzt werden, um den Einfluss der Anreizsteuerung der diversen Interessengruppen des Unternehmens wiederzugeben.

In der Diskussion der Unterschiede und Gemeinsamkeiten des deutschen Handelsrechts mit den IFRS zeigt sich, dass die Fair Value-Bilanzierung nicht grundlegend als Auslöser der noch andauernden Finanzmarktkrise betrachtet werden kann, sondern vielmehr die Verschleppung von Abschreibungen einen prozyklischen Effekt in der Abschwungphase ausgeübt hat. Diese Verzögerung resultiert aus der Ausnutzung von Ermessensspielräumen und den Unsicherheiten bei der modellgestützten Wertermittlung durch den Bilanzersteller. Unabhängig von der opportunistischen Auslegung der Spielräume bei der Bewertung, besitzt der Fair Value dennoch im Vergleich zu den fortgeführten Anschaffungs- und Herstellungskosten die höhere Entscheidungsnützlichkeit, da grundsätzlich eine zeitnahe Information des Bilanzlesers gewährleistet ist. Die Annäherung des HGB an die IFRS über das BilMoG führt letztlich nur in Einzelfällen zu einer vergleichbaren Zeitwertbilanzierung, die infolge der Finanzmarktkrise nicht flächendeckend für sämtliche Bilanzpositionen im HGB übernommen wurde. Ratsam wäre eine Abmilderung der konjunkturellen Effekte auf die Rechnungslegung durch die Einführung einer Reservenbildung in den IFRS, die bspw. innerhalb von bankenspezifischen Regelungen des HGB bereits existiert und das prozyklische Verhalten der Bilanzierung abschwächt.

Die Resultate der Persistenzmessung sprechen für eine geringere Persistenz der Erfolgsgrößen bei den IFRS-Unternehmen im Verhältnis zu den börsennotierten HGB-Bilanzierern. Dies steht im Einklang mit den Resultaten von Anctil und Chamberlain (2005), die eine Erhöhung der Persistenz durch eine Rechnungslegung, welche auf fortgeführten Anschaffungs- und Herstellungskosten basiert, zeigen.

Auf Grund der direkten Realisierung von Wertänderungen führt die Fair Value-Bilanzierung folglich zu einer stärker transitorischen Erfolgsgröße. Gegenteilige Resultate einer höheren Persistenz finden Gassen und Sellhorn (2006) noch bei freiwillig nach den IFRS bilanzierenden Unternehmen. Da kein Unterschied zwischen IFRS- und HGB-Unternehmen in der asymmetrischen Persistenz besteht, erhöht der Wechsel der Rechnungslegung zu einer zeitwertbasierten Bewertung somit nicht das Ausmaß von conditional conservatism. Dies steht im Widerspruch zur bestehenden Literatur, die überwiegend eine Steigerung von conditional conservatism durch die IFRS und eine Verbesserung der Informationsversorgung feststellt. Weitere Studien belegen jedoch, dass die Einführung der IFRS per se nicht zu einer Erhöhung von conditional conservatism führt, sondern auch weitere regulatorische oder kulturelle Rahmenbedingungen in Betracht gezogen werden müssen (Ball, Robin und Wu, 2003; Ding, Jeanjean und Stolowy, 2005). Daher scheinen vielmehr weitere Faktoren neben den Standards für die Ausprägung einer vorsichtigen Rechnungslegung in Deutschland verantwortlich zu sein. Aus diesen Resultaten ergibt sich auch, dass die Fair Value-Bilanzierung nicht zu einer Abkehr von einer vorsichtigen Rechnungslegung geführt hat und die IFRS nicht als Ursache für die Finanzmarktkrise anzusehen sind.

Die Implikationen der Anreizsteuerung – Kapitalmarktorientierung und Abschlussprüfung – verdeutlichen die unterschiedlichen Anforderungen der Bilanzadressaten an die Finanzberichterstattung. Die Nachfrage nach einer entscheidungsnützlichen Berichterstattung ist bei den börsennotierten Unternehmen angesichts der eigenkapitalbasierten Finanzierung mit einer Vielzahl von Investoren, die keinen Zugang zu weiteren Informationen neben den öffentlich verfügbaren Informationen besitzen, im Vergleich zu den nicht börsennotierten Unternehmen höher. Um dieser Nachfrage gerecht zu werden, bestehen hohe Transparenzanforderungen der Börse, die weit über den Jahresabschluss hinausgehen. Zudem erhalten die Investoren keine Möglichkeit, das opportunistische Verhalten des Managements einzudämmen, wodurch die Nachfrage nach einem Kontrollmechanismus, der über eine vorsichtige Rechnungslegung gegeben ist, steigt.

Die nicht börsennotierten Unternehmen, die in Deutschland überwiegend eignergeführt sind, sind vermehrt von der Außenfinanzierung durch Fremdkapital abhängig, die zu einer intensiven Beziehung zu den Hausbanken führt. Diese direkte Kommunikation verringert die Nachfrage nach entscheidungsnützlichen Finanzberichten, so dass sich die publizierten Informationen der nicht börsennotierten Unternehmen ausschließlich auf den Jahresabschluss beschränken. Die Abschlussprüfung wird in dieser Arbeit als Validierung der Jahresabschlussdaten betrachtet, die den angestrebten Verifizierungsgrad i.S. einer vorsichtigen Rechnungslegung erhöht. Darüber hinaus dient die Abschlussprüfung als zusätzlicher Kontrollmechanismus zur Vermeidung von opportunistischem Verhalten des Managements.

Die in der empirischen Untersuchung gemessene höhere Persistenz der Erfolgsgröße bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern im Verhältnis zu den nicht börsennotierten HGB-Bilanzierern ist demnach, wie auch in anderen Studien nachgewiesen, auf die höhere Nachfrage nach einer verlässlicheren Rechnungslegung durch die verschiedenen Interessengruppen des Unternehmens zurückzuführen. Die Abschlussprüfung führt im Gegensatz zur Kapitalmarktorientierung zu keiner höheren Persistenz. Eine Erhöhung des conditional conservatism durch die Kapitalmarktorientierung ergibt sich, wie auch durch die Abschlussprüfung, nicht. Die beiden Determinanten der Anreizsteuerung bedingen somit keine Verbesserung der Earnings Quality. Demgegenüber wird in der Literatur eine Steigerung durch die Anreizsteuerung der Kapitalmarktorientierung (Ball und Shivakumar, 2005) und Abschlussprüfung (Cano-Rodríguez, 2010), vor allem durch Big4-Prüfer, beschrieben.

Die Resultate der Persistenzmessung der Erfolgsgrößen weisen einen höheren Grad von transitorischem Verhalten des Jahresüberschusses im Verhältnis zum Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit bei den deutschen Unternehmen nach, welcher durch die Resultate der US-Unternehmen untermauert wird. Ursache für das höhere transitorische Verhalten des Jahresüberschusses sind die einmaligen außerordentlichen Effekte (O'Hanlon, Poon und Yaansah, 1992; Pope und Walker, 1999). Die in dieser Arbeit beobachtete mean reversion der Erfolgsgrößen steht im Gegensatz zu den frühen Annahmen von Ball und Watts (1972), die von einem Random Walk mit Drift ausgehen und von einer Vielzahl von Studien übernommen werden. Die in diesen Studien vertretene Annahme eines Random Walk mit Drift für die Erfolgsgröße ist demzufolge nicht sachgerecht, da zunächst eine Modellierung des Prozesses für jede Zeitreihe notwendig ist. Ansonsten besteht ohne eine adäquate Messung der Stationarität des Prozesses die Problematik der Unter- bzw. Überdifferenzierung. Die empirische Analyse bestätigt die theoretisch hergeleitete Fehlspezifikation des Modells von Basu (1997), welches hinsichtlich der Überdifferenzierung deutlich das Ausmaß des transitorischen Verhaltens unterschätzt bzw. den Grad der Persistenz der Erfolgsgröße und des Cash Flows überschätzt. Die aus der Überdifferenzierung künstlich hinzugefügte Autokorrelation in den Störtermen verhindert eine angemessene Darstellung der tatsächlichen Autokorrelation der Variablen innerhalb des AR(1)-Prozesses. Ein Modell, welches auf den unit root-Spezifikationen von Dickey und Fuller (1979, 1981) oder dem schwellenwertorientierten Modell von Enders und Granger (1998) beruht, unterliegt nicht dieser Problematik.

Als Ergänzung zur bestehenden Literatur wird in den Modellen zur Prognose der Erfolgsgröße und des Cash Flows jeweils eine asymmetrische Komponente, die die unterschiedliche Realisierung von Erträgen und Aufwendungen einer vorsichtigen Rechnungslegung widerspiegelt, hinzugefügt. Es wird zudem darauf hingewiesen, dass bspw. das Prognosemodell mit Accruals und Cash Flows nicht auf

Grund einer, wie in der Zeitreihenanalyse von VAR-Modellen, zunächst zu erfolgenden Überprüfung von Stationarität und Modellierung des Prozesses ohne Weiteres für jeden Datensatz übernommen werden darf. Des Weiteren ergeben sich aus diesen Überlegungen abweichende Interpretationen der Koeffizienten zu den Annahmen von Ball und Shivakumar (2005) und zur Implementierung von weiteren verzögerten Werten der abhängigen Variablen in die Modellspezifikation (Ball und Shivakumar, 2006), die zu einer Anpassung des Störterms führt.

Wie in der Literatur zur Accrual-Anomaly, die von Sloan (1996) begründet wird, ist die Assoziation der Accruals mit dem Periodenergebnis in dieser Arbeit geringer als diejenige des Cash Flows. Die geringere Ausprägung resultiert aus der Definition der Accruals als Residualgröße aus Erfolgsgröße und Cash Flow, die die Verschiebung von zahlungsunwirksamen Komponenten des Unternehmenserfolgs zwischen den Perioden widerspiegelt. Der Treiber des Erfolgs ist jedoch in erster Linie der Cash Flow, so dass dieser Zusammenhang höher ist als derjenige der Accruals. Die Zerlegung der Erfolgsgröße in Cash Flows und Accruals lässt differenzierte Aussagen zur Herleitung der zukünftigen Erfolgsgröße zu, da beide Komponenten signifikanten Einfluss auf den zukünftigen Erfolg besitzen. Dies belegen auch weitere Studien, die über die Zerlegung der Erfolgsgrößen in Cash Flows und Accruals eine erhöhte Prognosegenauigkeit konstatieren (Barth, Cram und Nelson, 2001). Durch den von Sloan (1996) nicht korrekt erkannten Eigenschaften des Modells werden die Annahmen aus dem AR(1)-Modell der Erfolgsgröße direkt auf das Prognosemodell der Erfolgsgröße über die Cash Flows und Accruals übertragen, welches irrtümlich in der Accounting-Literatur vielfach als Modell zur Persistenzmessung bezeichnet wird.

Die Disaggregation der Erfolgsgröße in Cash Flows und Accruals und die Berücksichtigung der asymmetrischen Realisierung von Erträgen und Aufwendungen führt zu keiner eindeutigen Verbesserung der Prognose der zukünftigen Erfolgsgröße, welche von Ball und Shivakumar (2006) für ein Sample von US-Unternehmen dokumentiert wird. Einzig für die IFRS-Unternehmen ergeben sich schwache Anzeichen für eine modellspezifische Ergänzung der Charakteristika von conditional conservatism. In den Vergleichen der Kapitalmarktorientierung und der Abschlussprüfung sind hingegen keine Hinweise zu finden. Die drei Determinanten der Earnings Quality führen aus diesem Grund, wie in der asymmetrischen Persistenzmessung, zu keinem höheren Ausmaß einer vorsichtigeren Rechnungslegung.

Im Vergleich der Persistenzmessung des Cash Flows mit derjenigen der Erfolgsgröße wird eine geringere Persistenz des Cash Flows deutlich. Die drei getesteten Determinanten der Earnings Quality besitzen jedoch keinen Einfluss auf die symmetrische oder asymmetrische Persistenz des Cash Flows. Diese fehlende Einflussnahme wird ebenfalls in der Prognose des Cash Flows über die verzögerten

Cash Flows und die Accruals nachgewiesen. Lediglich bei den börsennotierten HGB-Bilanzierern sind schwache Anzeichen für eine notwendige Ergänzung des Modells um die asymmetrischen Komponenten einer vorsichtigen Rechnungslegung gegeben. Da sich die Veränderungen des Cash Flows eher an dem operating Cycle eines Unternehmens und somit mehr an den mikro- und makroökonomischen Faktoren orientieren, die sich direkt auf die Umsatzentwicklung auswirken, ist der nur untergeordnete Einfluss der Rechnungslegung und der beiden Determinanten der Anreizsteuerung auf die Zeitreiheneigenschaften des Cash Flows nicht verwunderlich. Innerhalb der Prognose des Cash Flows über die aggregierte Erfolgsgröße ist allerdings bei den beiden Determinanten der Anreizsteuerung eine Beeinflussung der Erfolgsgröße zu erkennen, die auf die Berücksichtigung der Implikationen einer vorsichtigen Rechnungslegung hinweist.

Im Gegensatz zu dem mehrheitlich nicht vorliegenden Zusammenhang zwischen den getesteten Determinanten und Attributen der Earnings Quality üben die betrachteten ökonometrischen Sachverhalte einen quantitativen Einfluss auf die Gütekriterien der empirischen Untersuchung aus. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) führt i.d.R. zu einer Erhöhung des R^2 und einer Senkung des Prognosefehlers im Verhältnis zur Standardoutlierkorrektur. Ferner verringert sich der Prognosefehler gegenüber den OLS-Schätzungen durch die Verwendung von fixed effects. Im Rahmen der Persistenzmessung weisen die Resultate darauf hin, dass die Verwendung einer unit root-Spezifikation im Verhältnis zu der Spezifikation von Basu (1997) zu einer Steigerung des Bestimmtheitsmaßes und einer Verringerung des Prognosefehlers führt. Die Berücksichtigung einer asymmetrischen Komponente zur Abbildung der unterschiedlichen Realisierung von Erträgen und Aufwendungen in der Modellspezifikation bedingt ebenfalls eine Erhöhung des Erklärungsgehalts und eine Senkung des Prognosefehlers. Zudem liegen im Rahmen der Prognose des Cash Flows in den Modellen mit den verzögerten Cash Flows und Accruals höhere R^2 und niedrigere RMSE gegenüber dem AR(1)-Modell des Cash Flows vor.

Über die Veränderungen der beiden Gütekriterien – Bestimmtheitsmaß und Prognosefehler – wird die Notwendigkeit für einen sorgsamen Umgang mit Outliern und für die Betrachtung von unternehmensspezifischen Effekten bei der Untersuchung von Paneldaten aufgezeigt. In diesem Zusammenhang wird die Fehlinterpretation der Resultate über eine alleinige Schätzung mit OLS deutlich, die in der Accounting-Literatur überwiegend Anwendung findet. Die OLS-Schätzungen führen zu einer übermäßig häufigen Bestätigung der Annahmen, welche durch das für Paneldaten vorzuziehende Verfahren der fixed effects in einigen Modellspezifikationen widerlegt werden.

Die Verlässlichkeit der Resultate dieser Arbeit ist stark von den Eigenschaften der jeweiligen Zeitreihe des Unternehmens abhängig. Gerade die Zeitreihen der nicht börsennotierten Unternehmen sind in vielen Fällen sehr kurz, wodurch die Resultate zwischen den Schätzverfahren schwanken und ein-

deutige Resultate in einigen Fällen nur schwer zu finden sind. Die zuverlässigeren Daten der deutschen börsennotierten Unternehmen und insbesondere der US-Unternehmen unterstreichen jedoch die grundlegenden Unterschiede zwischen den Modellspezifikationen. Einem möglichen survivorship bias im Sample der US-Unternehmen wird durch die Verwendung des Modells von Enders und Granger (1998) entgegengewirkt.[354]

Die massiven Veränderungen der IFRS im Zeitablauf könnten die Vergleichbarkeit der Zeitreiheneigenschaften der analysierten Variablen der IFRS-Unternehmen beeinträchtigen. Darüber hinaus besitzen weitere Änderungen der rechtlichen Rahmenbedingungen indirekten Einfluss auf die Rechnungslegung und die Anreizsteuerung des Unternehmens. Im Vergleich der börsen- und nicht börsennotierten Unternehmen könnte die unterlassene Anwendung des Heckman (1979)-Verfahrens zu einer nicht angemessenen Abbildung der Endogenität der Entscheidung für einen Börsengang führen. Da die Daten der Cash Flows der nicht börsennotierten Unternehmen zum Teil auf den eigenen Aktivitäten des Datenbankanbieters beruhen, ist eine vollständige Objektivierbarkeit der Daten nur bedingt gegeben.

Wie aus den Resultaten des Cash Flows ersichtlich ist, ist dieser nur bedingt von der Rechnungslegung oder den beiden Determinanten der Anreizsteuerung abhängig. Aus diesem Grund werden durch weiterführende Forschung zusätzliche Nachweise für eine Darstellung der Faktoren zur Bestimmung der Eigenschaften des Cash Flows benötigt. Modelle, die den operating Cycle eines Unternehmens wiedergeben, scheinen hier am besten geeignet. Im Gegensatz zu dem in dieser Arbeit untersuchten conditional conservatism könnten die drei Determinanten der Earnings Quality einen Einfluss auf den unconditional conservatism ausüben, welcher von Hung und Subramanyam (2007) bereits für deutsche Unternehmen verifiziert wird.

Zukünftige Studien sollten die weitere Annäherung des HGB an die IFRS über das BilMoG untersuchen, um festzustellen, ob diese Annäherung auch quantitativ messbar ist. Wie in anderen Studien zur Darstellung der Charakteristika der Abschlussprüfung, könnte eine weitere Untergliederung des Abschlussprüfers in Big-4 Gesellschaften und kleine Gesellschaften erfolgen. Des Weiteren ist die Einbeziehung von makroökonomischen Effekten auf die Zeitreihen von Unternehmensdaten, z.B. zur Wiedergabe von konjunkturellen Zyklen, auf unterschiedliche Branchen denkbar. Insbesondere während der immer noch andauernden Finanzmarktkrise sind Untersuchungen zu den Auswirkungen der Krise auf die Kreditvergabe, vorrangig für nicht börsennotierte Unternehmen, angebracht.

[354] Vgl. Brauer und Westermann (2010), S. 4.

Anhang

Tabelle 1: Persistenz der Erfolgsgrößen (Niveaus)

$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 NI_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$IX_{i,t}$			$NI_{i,t}$			$IXH_{i,t}$			$NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
I. IFRS-/HGB-Unternehmen												
γ_0	0,019	0,042	-	0,010	0,029	-	0,015	0,023	-	0,012	0,028	-
	(6,13)	(4,39)	(-)	(3,56)	(2,85)	(-)	(5,96)	(2,92)	(-)	(5,43)	(3,60)	(-)
$\gamma_1 NI_{i,t-1}$	0,544	0,190	0,294	0,533	0,149	0,225	0,673	0,359	0,411	0,613	0,292	0,271
	(19,07)	(4,67)	(4,42)	(16,75)	(3,36)	(3,44)	(30,45)	(11,16)	(6,51)	(24,78)	(8,64)	(3,29)
$\gamma_2 DS_i$	-0,005	-0,002	-0,015	-0,004	0,002	-0,013	-0,004	-0,003	-0,005	-0,006	-0,003	-0,002
	(-1,30)	(-0,34)	(-1,49)	(-1,21)	(0,37)	(-1,45)	(-1,32)	(-0,59)	(-0,44)	(-2,36)	(-0,60)	(-0,33)
$\gamma_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,082	0,156	0,080	0,033	0,114	0,031	0,029	0,106	0,041	0,029	0,104	0,026
	(2,12)	(3,16)	(0,95)	(0,71)	(2,04)	(0,38)	(1,00)	(2,84)	(0,53)	(0,86)	(2,46)	(0,28)
Beob.	6.118	6.118	5.308	5.548	5.548	4.759	6.026	6.026	5.197	5.407	5.407	4.608
R^2	0,353	0,333	-	0,290	0,247	-	0,490	0,489	-	0,398	0,389	-
RMSE	0,105	0,088	-	0,094	0,077	-	0,087	0,074	-	0,072	0,061	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,626**	0,346**	0,374**	0,566**	0,263**	0,256**	0,702**	0,465**	0,452**	0,642**	0,396**	0,297**
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen												
γ_0	0,021	0,093	-	0,011	0,061	-	0,013	0,084	-	0,008	0,055	-
	(9,28)	(10,63)	(-)	(6,81)	(8,63)	(-)	(8,21)	(11,16)	(-)	(6,03)	(9,70)	(-)
$\gamma_1 NI_{i,t-1}$	0,581	0,299	0,376	0,501	0,270	0,320	0,677	0,422	0,474	0,604	0,348	0,226
	(19,33)	(5,74)	(5,24)	(14,77)	(5,67)	(3,30)	(34,26)	(13,21)	(6,48)	(24,75)	(9,77)	(3,10)
$\gamma_2 DS_i$	0,027	-	-	0,026	-	-	0,026	-	-	0,023	-	-
	(9,51)	(-)	(-)	(12,05)	(-)	(-)	(12,43)	(-)	(-)	(13,79)	(-)	(-)
$\gamma_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,046	-0,458	-0,276	-0,028	-0,442	-0,255	-0,093	-0,503	-0,342	-0,096	-0,494	-0,151
	(-1,34)	(-7,30)	(-2,96)	(-0,73)	(-7,57)	(-2,25)	(-3,82)	(-11,01)	(-3,46)	(-3,39)	(-9,82)	(-1,51)
Beob.	11.796	11.796	5.312	11.385	11.385	4.922	11.670	11.670	5.288	11.171	11.171	4.830
R^2	0,293	0,011	-	0,240	0,015	-	0,383	0,021	-	0,305	0,001	-
RMSE	0,111	0,060	-	0,092	0,050	-0,094	0,052	-	0,075	0,041	-	
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,535**	-0,159**	0,100	0,473**	-0,172**	0,065	0,584**	-0,081*	0,132*	0,508**	-0,146**	0,075

Fortsetzung Tabelle 1

$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 NI_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$IX_{i,t}$			$NI_{i,t}$			$IXH_{i,t}$			$NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
III. (nicht) geprüfte Unternehmen												
γ_0	0,046	0,105	-	0,036	0,105	-	0,042	0,131	-	0,033	0,073	-
	(27,88)	(44,95)	(-)	(27,56)	(2,96)	(-)	(29,64)	(3,08)	(-)	(29,45)	(42,81)	(-)
$\gamma_1 NI_{i,t-1}$	0,552	-0,176	0,159	0,494	-0,204	0,112	0,562	-0,108	0,205	0,486	-0,161	0,134
	(31,37)	(-7,43)	(4,04)	(26,39)	(-8,41)	(2,93)	(37,19)	(-4,75)	(5,89)	(32,42)	(-6,71)	(4,12)
$\gamma_2 DS_i$	-0,002	-0,002	-0,008	-0,002	-0,001	-0,007	-0,003	-0,002	-0,008	-0,002	-0,001	-0,008
	(-1,22)	(-0,68)	(-2,24)	(-1,10)	(-0,35)	(-2,60)	(-1,93)	(-0,83)	(-2,61)	(-1,51)	(-0,44)	(-3,50)
$\gamma_3 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,004	-0,003	0,026	0,001	0,005	0,034	0,015	-0,009	0,027	0,015	-0,010	0,065
	(0,17)	(-0,12)	(0,65)	(0,04)	(0,19)	(0,86)	(0,87)	(-0,36)	(0,75)	(0,85)	(-0,39)	(1,81)
Beob.	29.025	29.025	12.921	29.037	29.037	12.926	28.914	28.914	12.850	28.843	28.843	12.837
R^2	0,292	0,190	-	0,231	0,146	-	0,332	0,139	-	0,255	0,138	-
RMSE	0,117	0,058	-	0,095	0,046	-	0,106	0,054	-	0,085	0,043	-
IV. US-Unternehmen												
$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
γ_0	0,013	0,002	-	0,016	0,005	-	0,012	0,004	-	0,015	0,004	-
	(15,89)	(0,51)	(-)	(16,63)	(1,00)	(-)	(15,32)	(1,02)	(-)	(15,54)	(0,76)	(-)
$\gamma_1 NI_{i,t-1}$	0,810	0,670	0,500	0,763	0,606	0,374	0,829	0,696	0,537	0,787	0,637	0,364
	(84,94)	(44,49)	(11,20)	(68,97)	(36,14)	(9,16)	(94,02)	(48,06)	(14,41)	(75,62)	(34,21)	(10,23)
Beob.	7.498	7.498	7.277	7.494	7.494	7.269	7.625	7.625	7.435	7.617	7.617	7.419
R^2	0,629	0,659	-	0,554	0,590	-	0,681	0,706	-	0,599	0,631	-
RMSE	0,029	0,027	-	0,034	0,031	-	0,029	0,027	-	0,035	0,032	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,556**	-0,179**	0,185**	0,495**	-0,199**	0,146**	0,577**	-0,117**	0,232**	0,501**	-0,171**	0,199**

Fortsetzung Tabelle 1

I. IFRS-/HGB-Unternehmen

$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 NI_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i + \gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$IX_{i,t}$			$NI_{i,t}$			$IXH_{i,t}$			$NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
γ_0	0,015	0,007	-	0,009	0,017	-	0,008	0,007	-	0,009	0,022	-
	(3,70)	(0,79)	(-)	(2,99)	(2,02)	(-)	(2,40)	(0,87)	(-)	(3,26)	(3,02)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,037	-0,027	-0,040	-0,043	-0,038	-0,025	-0,003	-0,006	-0,023	-0,025	-0,026	-0,022
	(-3,56)	(-2,64)	(-2,12)	(-4,52)	(-4,05)	(-3,19)	(-0,40)	(-0,69)	(-1,44)	(-3,25)	(-3,19)	(-3,81)
$\gamma_2 NI_{i,t-1}$	0,606	0,364	0,608	0,597	0,310	0,677	0,737	0,500	0,566	0,677	0,374	0,435
	(14,27)	(7,10)	(3,84)	(13,53)	(5,72)	(3,33)	(22,42)	(10,97)	(4,51)	(18,09)	(7,48)	(3,58)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,285	-0,473	-0,653	-0,292	-0,436	-0,804	-0,165	-0,363	-0,470	-0,287	-0,313	-0,474
	(-3,54)	(-5,12)	(-3,36)	(-3,70)	(-4,34)	(-3,18)	(-2,59)	(-4,54)	(-2,77)	(-4,28)	(-3,35)	(-2,66)
$\gamma_4 DS_i$	-0,001	0,001	-0,003	0,002	0,004	0,007	0,002	0,003	0,002	-0,002	-0,003	0,006
	(-0,29)	(0,07)	(-0,17)	(0,57)	(0,63)	(0,54)	(0,63)	(0,43)	(0,15)	(-0,72)	(-0,57)	(0,67)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,013	-0,006	0,017	0,021	0,015	0,011	-0,001	-0,005	0,018	0,017	0,016	0,019
	(1,05)	(-0,44)	(0,81)	(1,89)	(1,27)	(1,00)	(-0,06)	(-0,50)	(1,02)	(1,92)	(1,65)	(2,02)
$\gamma_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,048	0,136	-0,141	-0,090	0,066	-0,362	-0,021	0,055	-0,060	-0,029	0,092	-0,086
	(0,89)	(2,38)	(-0,83)	(-1,39)	(0,92)	(-1,68)	(-0,49)	(1,12)	(-0,43)	(-0,55)	(1,52)	(-0,67)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	0,110	-0,084	0,240	0,288	0,116	0,653	0,110	0,031	0,186	0,229	0,110	0,397
	(1,00)	(-0,68)	(1,07)	(2,54)	(0,90)	(2,36)	(1,35)	(0,32)	(0,98)	(2,54)	(0,96)	(1,95)
Beob.	6.118	6.118	5.308	5.548	5.548	4.759	6.026	6.026	5.197	5.407	5.407	4.608
R^2	0,363	0,285	-	0,302	0,219	-	0,492	0,468	-	0,404	0,389	-
RMSE	0,105	0,086	-	0,093	0,076	-	0,087	0,073	-	0,072	0,061	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,321**	-0,109	-0,045	0,305**	-0,126	-0,127	0,572**	0,137*	0,096	0,390**	0,061	-0,039
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,654**	0,500**	0,467**	0,507**	0,376**	0,315**	0,716**	0,555**	0,506**	0,648**	0,466**	0,349**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	0,479**	-0,057	0,054	0,503**	0,056	0,164	0,661**	0,223**	0,222**	0,590**	0,263**	0,272**
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,175*	-0,557**	-0,413**	-0,004	-0,320**	-0,151	-0,055	-0,332**	-0,284**	-0,058	-0,203**	-0,077

Fortsetzung Tabelle 1

II. (nicht) börsennotierte Unternehmen

$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 NI_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i + \gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$IX_{i,t}$			$NI_{i,t}$			$IXH_{i,t}$			$NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
γ_0	0,017	0,084	-	0,013	0,051	-	0,012	0,075	-	0,007	0,045	-
	(5,36)	(9,89)	(-)	(5,10)	(7,42)	(-)	(5,19)	(10,27)	(-)	(3,67)	(8,16)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,020	-0,025	-0,024	-0,020	-0,016	-0,017	-0,007	-0,013	-0,009	-0,013	-0,011	-0,004
	(-2,35)	(-2,63)	(-2,50)	(-2,84)	(-1,83)	(-1,70)	(-1,32)	(-2,01)	(-0,90)	(-2,66)	(-2,00)	(-0,50)
$\gamma_2 NI_{i,t-1}$	0,636	0,378	0,403	0,502	0,348	0,361	0,698	0,498	0,495	0,639	0,416	0,294
	(15,16)	(5,78)	(5,49)	(9,08)	(5,02)	(3,05)	(22,95)	(11,15)	(6,09)	(14,77)	(6,71)	(3,21)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,308	-0,430	-0,402	-0,132	-0,287	-0,302	-0,096	-0,317	-0,302	-0,155	-0,209	-0,103
	(-2,87)	(-2,89)	(-2,77)	(-1,39)	(-2,27)	(-1,51)	(-1,69)	(-3,77)	(-2,78)	(-2,38)	(-2,26)	(-0,73)
$\gamma_4 DS_i$	0,016	-	-	0,010	-	-	0,014	-	-	0,014	-	-
	(4,27)	(-)	(-)	(3,40)	(-)	(-)	(5,14)	(-)	(-)	(5,99)	(-)	(-)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,008	0,020	0,014	0,005	0,009	0,010	0,009	0,019	0,002	0,008	0,011	0,005
	(0,84)	(1,60)	(0,89)	(0,63)	(0,79)	(0,77)	(1,31)	(1,93)	(0,12)	(1,44)	(1,42)	(0,41)
$\gamma_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	0,002	-0,450	-0,334	0,110	-0,410	-0,310	-0,016	-0,490	-0,392	-0,019	-0,453	-0,265
	(0,04)	(-5,86)	(-3,30)	(1,86)	(-5,17)	(-2,11)	(-0,46)	(-8,19)	(-3,46)	(-0,41)	(-6,03)	(-2,16)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,483	-0,114	0,505	-0,679	-0,181	0,320	-0,441	-0,037	0,275	-0,403	-0,209	0,165
	(-3,85)	(-0,56)	(2,04)	(-6,07)	(-1,05)	(1,15)	(-5,47)	(-0,25)	(1,38)	(-4,95)	(-1,36)	(0,56)
Beob.	11.796	11.796	5.312	11.385	11.385	4.922	11.670	11.670	5.288	11.171	11.171	4.830
R^2	0,323	0,001	-	0,282	0,003	-	0,401	0,047	-	0,328	0,010	-
RMSE	0,109	0,059	-	0,089	0,049	-	0,093	0,051	-	0,074	0,041	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,328**	-0,052	0,001	0,370**	0,061	0,059	0,602**	0,181*	0,193*	0,484**	0,207**	0,191
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,638**	-0,072	0,069	0,612**	-0,062	0,051	0,682**	0,008	0,103	0,620**	-0,037	0,029
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,153*	-0,616**	0,172	-0,199**	-0,530**	0,069	0,145**	-0,346**	0,076	0,062	-0,455**	0,091
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,791**	-0,544**	0,103	-0,811**	-0,468**	0,018	-0,537**	-0,354**	-0,027	-0,558**	-0,418**	0,062

Fortsetzung Tabelle 1

III. (nicht) geprüfte Unternehmen

$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 NI_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i + \gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * NI_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$IX_{i,t}$			$NI_{i,t}$			$IXH_{i,t}$			$NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
γ_0	0,033	0,098	-	0,024	0,099	-	0,028	0,119	-	0,022	0,066	-
	(17,24)	(34,39)	(-)	(16,33)	(2,81)	(-)	(17,40)	(2,84)	(-)	(18,33)	(31,58)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,014	-0,007	-0,005	-0,016	-0,009	-0,001	-0,002	0,004	0,002	-0,008	0,001	0,003
	(-2,86)	(-1,28)	(-0,64)	(-4,21)	(-1,93)	(-0,13)	(-0,53)	(0,71)	(0,22)	(-2,47)	(0,28)	(0,46)
$\gamma_2 NI_{i,t-1}$	0,637	-0,121	0,176	0,604	-0,130	0,162	0,663	-0,041	0,237	0,602	-0,081	0,169
	(31,12)	(-4,32)	(3,45)	(27,44)	(-4,32)	(3,03)	(37,43)	(-1,52)	(5,06)	(34,40)	(-2,65)	(3,53)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,826	-0,417	-0,194	-0,816	-0,411	-0,300	-0,578	-0,270	-0,238	-0,601	-0,274	-0,191
	(-10,68)	(-4,07)	(-1,57)	(-12,37)	(-5,22)	(-2,63)	(-11,20)	(-3,11)	(-2,46)	(-12,88)	(-3,46)	(-1,87)
$\gamma_4 DS_i$	0,001	0,002	-0,002	-0,001	0,001	0,002	-0,001	0,003	-0,001	-0,001	0,002	-0,002
	(0,34)	(0,64)	(-0,29)	(-0,41)	(0,64)	(0,47)	(-0,42)	(1,30)	(-0,14)	(-0,69)	(0,91)	(-0,52)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,000	0,000	-0,014	0,004	0,005	-0,014	-0,001	-0,003	-0,018	0,002	-0,002	-0,012
	(-0,07)	(0,03)	(-1,34)	(0,98)	(0,85)	(-1,61)	(-0,28)	(-0,45)	(-1,78)	(0,42)	(-0,48)	(-1,56)
$\gamma_6 DS_i * NI_{i,t-1}$	-0,017	-0,026	-0,017	-0,011	-0,019	-0,043	-0,003	-0,049	-0,023	0,003	-0,039	0,006
	(-0,70)	(-0,90)	(-0,35)	(-0,43)	(-0,59)	(-0,80)	(-0,17)	(-1,78)	(-0,47)	(0,12)	(-1,27)	(0,11)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	0,160	0,178	0,078	0,122	0,176	0,280	0,104	0,184	0,106	0,087	0,092	0,176
	(1,83)	(1,51)	(0,54)	(1,59)	(1,82)	(1,97)	(1,68)	(1,83)	(0,93)	(1,55)	(0,98)	(1,43)
Beob.	29.025	29.025	12.921	29.037	29.037	12.926	28.914	28.914	12.850	28.843	28.843	12.837
R^2	0,314	0,127	-	0,265	0,079	-	0,353	0,083	-	0,283	0,076	-
RMSE	0,116	0,058	-	0,093	0,046	-	0,105	0,054	-	0,083	0,043	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	-0,189*	-0,538**	-0,018	-0,212**	-0,541**	-0,138	0,085	-0,311**	-0,001	0,001	-0,355**	-0,022
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,620**	-0,147**	0,159**	0,593**	-0,149**	0,119**	0,660**	-0,090**	0,214**	0,605**	-0,120**	0,175**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,046	-0,386**	0,043	-0,101**	-0,384**	0,099	0,186**	-0,176**	0,082	0,091**	-0,302**	0,160*
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,666**	-0,239**	-0,116	-0,694**	-0,235**	-0,020	-0,474**	-0,086	-0,132	-0,514**	-0,182**	-0,015

Fortsetzung Tabelle 1

IV. US-Unternehmen

$NI_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 NI_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$IX_{i,t}$			$NI_{i,t}$			$IXH_{i,t}$			$NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
γ_0	0,008	-0,004	-	0,008	-0,006	-	0,007	-0,002	-	0,006	-0,006	-
	(10,22)	(-0,88)	(-)	(8,50)	(-1,08)	(-)	(9,02)	(-0,62)	(-)	(7,08)	(-1,26)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,005	0,008	-0,002	0,005	0,009	0,006	0,005	0,008	0,004	0,007	0,011	0,007
	(1,50)	(2,64)	(-0,32)	(1,15)	(2,07)	(1,20)	(1,48)	(2,47)	(0,77)	(1,63)	(2,54)	(1,04)
$\gamma_2 NI_{i,t-1}$	0,866	0,739	0,424	0,856	0,715	0,383	0,885	0,761	0,530	0,876	0,740	0,331
	(96,21)	(52,32)	(4,23)	(82,71)	(43,81)	(8,16)	(104,23)	(54,74)	(4,45)	(88,87)	(43,20)	(3,78)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,669	-0,527	-0,474	-0,767	-0,590	-0,278	-0,496	-0,358	-0,334	-0,567	-0,412	-0,087
	(-5,54)	(-5,07)	(-1,60)	(-8,84)	(-6,14)	(-1,88)	(-7,02)	(-5,23)	(-1,80)	(-8,03)	(-4,66)	(-0,51)
Beob.	7.498	7.498	7.277	7.494	7.494	7.269	7.625	7.625	7.435	7.617	7.617	7.419
R^2	0,641	0,674	-	0,577	0,618	-	0,692	0,718	-	0,618	0,653	-
RMSE	0,029	0,027	-	0,033	0,030	-	0,029	0,026	-	0,034	0,031	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,197	0,212*	-0,050	0,089	0,125	0,105	0,389**	0,403**	0,196	0,309**	0,328**	0,244

Definition der Variablen: $IX_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $IXH_{i,t}$, Ergebnis der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $NI_{i,t}$, Jahresüberschuss für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $NIH_{i,t}$, Jahresüberschuss für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit AB-Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Tabelle 2: Persistenz des Cash Flows (Niveaus)

$CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 CF_{i,t-1} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$

	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
I. IFRS-/HGB-Unternehmen						
γ_0	0,033	0,044	-	0,038	0,116	-
	(9,91)	(2,60)	(-)	(13,76)	(17,49)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,461	0,013	0,093	0,463	0,078	0,100
	(15,26)	(0,41)	(1,81)	(19,24)	(2,45)	(2,40)
$\gamma_2 DS_i$	0,003	0,000	-0,021	-0,003	-0,002	-0,013
	(0,66)	(-0,05)	(-2,05)	(-0,64)	(-0,27)	(-1,40)
$\gamma_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,066	-0,070	-0,066	-0,022	-0,055	-0,047
	(-1,40)	(-1,65)	(-0,96)	(-0,59)	(-1,28)	(-0,78)
Beob.	3.719	3.719	3.040	3.657	3.657	2.978
R^2	0,212	0,003	-	0,246	0,144	-
RMSE	0,120	0,091	-	0,101	0,079	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,395**	-0,057	0,027	0,441**	0,023	0,053
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen						
γ_0	0,042	0,100	-	0,036	0,152	-
	(10,72)	(5,89)	(-)	(10,70)	(25,74)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,424	-0,089	0,043	0,473	-0,072	0,051
	(9,70)	(-2,30)	(0,46)	(13,96)	(-1,68)	(0,89)
$\gamma_2 DS_i$	0,017	-	-	0,017	-	-
	(3,78)	(-)	(-)	(4,48)	(-)	(-)
$\gamma_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,121	-0,075	0,068	0,092	-0,016	0,119
	(2,60)	(-1,43)	(0,69)	(2,52)	(-0,30)	(1,38)
Beob.	9.495	9.495	3.155	9.443	9.443	3.141
R^2	0,290	0,242	-	0,339	0,212	-
RMSE	0,107	0,050	-	0,097	0,045	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,545**	-0,164**	0,111*	0,565**	-0,088**	0,170**
III. (nicht) geprüfte Unternehmen						
γ_0	0,056	0,159	-	0,054	0,149	-
	(29,64)	(54,67)	(-)	(32,32)	(55,74)	(-)
$\gamma_1 CF_{i,t-1}$	0,564	-0,189	0,166	0,562	-0,141	0,199
	(34,79)	(-7,99)	(4,11)	(41,21)	(-6,44)	(5,78)
$\gamma_2 DS_i$	-0,001	0,002	-0,007	-0,003	-0,001	-0,012
	(-0,48)	(0,68)	(-1,48)	(-1,78)	(-0,39)	(-2,75)
$\gamma_3 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,015	-0,022	0,017	0,007	-0,001	0,053
	(-0,79)	(-0,92)	(0,42)	(0,42)	(-0,06)	(1,45)
Beob.	29.042	29.042	12.921	28.980	28.980	12.880
R^2	0,299	0,234	-	0,343	0,221	-
RMSE	0,105	0,051	-	0,096	0,048	-
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,549**	-0,211**	0,183**	0,569**	-0,142**	0,252**

Fortsetzung Tabelle 2

$$CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i + \gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
I. IFRS-/HGB-Unternehmen						
γ_0	0,050	0,052	-	0,044	0,120	-
	(9,80)	(2,98)	(-)	(11,12)	(15,11)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,030	-0,008	-0,001	-0,020	0,004	-0,004
	(-2,97)	(-0,71)	(-0,07)	(-2,24)	(0,43)	(-0,28)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,346	-0,046	0,135	0,432	0,055	0,175
	(6,86)	(-0,95)	(1,53)	(11,75)	(1,42)	(2,54)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,122	0,103	-0,036	-0,025	0,086	-0,132
	(1,52)	(1,43)	(-0,30)	(-0,37)	(1,06)	(-1,13)
$\gamma_4 DS_i$	-0,010	-0,007	-0,023	-0,004	-0,006	-0,014
	(-1,31)	(-0,76)	(-1,58)	(-0,70)	(-0,73)	(-1,05)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,010	0,002	0,007	0,008	-0,008	0,000
	(0,71)	(0,13)	(0,28)	(0,61)	(-0,56)	(-0,01)
$\gamma_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,038	-0,017	-0,065	-0,016	-0,018	-0,100
	(0,49)	(-0,27)	(-0,55)	(-0,27)	(-0,34)	(-1,06)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,193	-0,129	-0,092	0,016	-0,162	0,047
	(-1,56)	(-1,19)	(-0,50)	(0,14)	(-1,17)	(0,24)
Beob.	3.719	3.719	3.040	3.657	3.657	2.978
R^2	0,218	0,007	-	0,247	0,128	-
RMSE	0,120	0,091	-	0,101	0,079	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,468**	0,057	0,099	0,407**	0,141	0,043
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,384**	-0,063	0,070	0,416**	0,037	0,075
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	0,313**	-0,089	-0,058	0,407**	-0,039	-0,010
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,071	-0,026	-0,128	-0,009	-0,076	-0,085
II. (nicht) börsennotierte Unternehmen						
γ_0	0,045	0,091	-	0,034	0,145	-
	(6,67)	(5,28)	(-)	(6,07)	(22,25)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	-0,013	-0,004	0,002	-0,003	0,002	0,002
	(-1,16)	(-0,34)	(0,08)	(-0,31)	(0,16)	(0,11)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,406	-0,103	0,120	0,498	-0,045	0,120
	(6,14)	(-1,74)	(1,38)	(9,36)	(-0,84)	(1,36)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,045	0,026	-0,219	-0,103	-0,077	-0,199
	(-0,32)	(0,15)	(-1,01)	(-1,05)	(-0,46)	(-1,07)
$\gamma_4 DS_i$	-0,002	-	-	0,005	-	-
	(-0,26)	(-)	(-)	(0,87)	(-)	(-)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,020	0,015	-0,018	0,024	0,032	0,013
	(1,49)	(0,87)	(-0,70)	(2,01)	(2,07)	(0,45)
$\gamma_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	0,225	0,010	-0,008	0,155	0,015	0,024
	(3,29)	(0,13)	(-0,07)	(2,80)	(0,24)	(0,20)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,819	-0,505	-0,287	-0,427	0,016	0,342
	(-4,81)	(-1,91)	(-1,01)	(-3,48)	(0,08)	(1,08)
Beob.	9.495	9.495	3.155	9.443	9.443	3.141
R^2	0,319	0,084	-	0,361	0,064	-
RMSE	0,105	0,049	-	0,095	0,045	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,361**	-0,077	-0,099	0,395**	-0,122	-0,079
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,631**	-0,093*	0,112	0,653**	-0,030	0,144*
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,233*	-0,572**	-0,394**	0,123	-0,091	0,287
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,864**	-0,479*	-0,506**	-0,530**	-0,061	0,143

Fortsetzung Tabelle 2

$$CF_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t-1} + \gamma_2 CF_{i,t-1} + \gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \gamma_4 DS_i + \gamma_5 DS_i * D_{i,t-1} + \gamma_6 DS_i * CF_{i,t-1} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

	$CF_{i,t}$			$CFH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
III. (nicht) geprüfte Unternehmen						
γ_0	0,043	0,149	-	0,039	0,141	-
	(21,07)	(44,09)	(-)	(22,70)	(45,64)	(-)
$\gamma_1 D_{i,t-1}$	0,011	0,010	0,015	0,020	0,023	0,024
	(1,60)	(1,12)	(1,21)	(3,02)	(2,78)	(1,73)
$\gamma_2 CF_{i,t-1}$	0,633	-0,131	0,204	0,650	-0,092	0,234
	(35,13)	(-4,94)	(4,34)	(43,32)	(-3,68)	(5,38)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	-0,821	-0,447	-0,272	-0,544	-0,118	0,002
	(-8,31)	(-3,30)	(-1,60)	(-7,60)	(-1,18)	(0,01)
$\gamma_4 DS_i$	0,000	0,004	-0,001	-0,001	0,002	-0,008
	(-0,07)	(1,26)	(-0,09)	(-0,27)	(0,50)	(-1,48)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,007	0,000	-0,014	-0,002	0,005	-0,019
	(-0,87)	(0,04)	(-0,93)	(-0,28)	(0,45)	(-1,21)
$\gamma_6 DS_i * CF_{i,t-1}$	-0,018	-0,033	-0,024	-0,010	-0,019	0,033
	(-0,87)	(-1,22)	(-0,52)	(-0,58)	(-0,73)	(0,74)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t-1} * CF_{i,t-1}$	0,005	0,154	0,221	0,125	0,170	-0,087
	(0,04)	(0,90)	(1,11)	(1,49)	(1,23)	(-0,56)
Beob.	29.042	29.042	12.921	28.980	28.980	12.880
R^2	0,322	0,157	-	0,362	0,159	-
RMSE	0,104	0,051	-	0,095	0,048	-
$\gamma_2 + \gamma_3$	-0,188	-0,578**	-0,068	0,106	-0,210*	0,236*
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,615**	-0,164**	0,180**	0,640**	-0,111**	0,267**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	-0,201**	-0,457**	0,129	0,221**	-0,059	0,182*
$\gamma_3 + \gamma_7$	-0,816**	-0,293**	-0,051	-0,419**	0,052	-0,085

Definition der Variablen: $CF_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $CFH_{i,t}$, Cash Flow für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $CF_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $D_{i,t-1} = 1$, wenn $CF_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB/nicht börsennotiert/nicht geprüft. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS/börsennotiert/geprüft. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit AB-Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Tabelle 3: Persistenz von Earnings per Share für IFRS-/HGB-Unternehmen

a) $\Delta EPS_{i,t} =$	$\alpha_0 + \alpha_1 \Delta EPS_{i,t-1} + \alpha_2 DS_i + \alpha_3 DS_i * \Delta EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$\Delta EPS_{i,t}$			$\Delta EPSH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
α_0	-0,006	0,019	-	-0,005	0,016	-
	(-1,10)	(1,09)	(-)	(-1,76)	(1,33)	(-)
$\alpha_1 \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,257	-0,324	-0,209	-0,272	-0,340	-0,164
	(-5,88)	(-9,15)	(-4,44)	(-8,25)	(-13,53)	(-3,66)
$\alpha_2 DS_i$	0,001	-0,004	-0,016	0,001	-0,001	-0,007
	(0,17)	(-0,29)	(-0,61)	(0,36)	(-0,19)	(-0,43)
$\alpha_3 DS_i * \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,003	0,021	0,005	-0,012	0,002	-0,043
	(-0,04)	(0,41)	(0,08)	(-0,26)	(0,05)	(-0,66)
Beob.	4.615	4.615	3.969	4.331	4.331	3.664
R^2	0,067	0,088	-	0,075	0,099	-
RMSE	0,185	0,171	-	0,112	0,102	-
$\alpha_1 + \alpha_3$	-0,260**	-0,303**	-0,204**	-0,284**	-0,338**	-0,207**
b) $\Delta EPS_{i,t} =$	$\beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
β_0	-0,001	0,005	-	0,013	0,016	-
	(-0,32)	(0,30)	(-)	(3,91)	(1,56)	(-)
$\beta_1 EPS_{i,t-1}$	-0,555	-0,849	-0,767	-0,520	-0,768	-0,744
	(-11,54)	(-18,21)	(-12,56)	(-15,92)	(-21,34)	(-11,79)
$\beta_2 DS_i$	0,002	0,006	-0,004	0,000	-0,005	0,003
	(0,39)	(0,49)	(-0,18)	(-0,07)	(-0,64)	(0,20)
$\beta_3 DS_i * EPS_{i,t-1}$	0,211	0,288	0,079	0,056	0,134	0,078
	(3,26)	(4,35)	(1,07)	(1,35)	(2,74)	(1,02)
Beob.	5.338	5.338	4.553	5.026	5.026	4.221
R^2	0,167	0,181	-	0,220	0,233	-
RMSE	0,174	0,154	-	0,098	0,086	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,344**	-0,561**	-0,688**	-0,464**	-0,634**	-0,666**
a) $\Delta EPS_{i,t} =$	$\alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta EPS_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta EPS_{i,t-1} + \alpha_4 DS_i +$ $\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1} + \alpha_6 DS_i * \Delta EPS_{i,t-1} + \alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
α_0	-0,017	0,006	-	-0,010	0,008	-
	(-2,61)	(0,31)	(-)	(-2,43)	(0,65)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,012	-0,012	-0,016	-0,012	-0,013	-0,008
	(-1,13)	(-1,17)	(-1,23)	(-1,91)	(-1,99)	(-0,97)
$\alpha_2 \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,131	-0,140	-0,030	-0,172	-0,179	-0,015
	(-2,40)	(-2,27)	(-0,29)	(-4,27)	(-3,80)	(-0,23)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,281	-0,405	-0,542	-0,288	-0,431	-0,454
	(-2,90)	(-3,04)	(-2,34)	(-3,55)	(-4,10)	(-2,69)
$\alpha_4 DS_i$	0,012	0,007	0,015	0,006	0,005	0,010
	(1,59)	(0,46)	(0,55)	(1,25)	(0,58)	(0,58)
$\alpha_5 DS_i * D_{i,t-1}$	-0,004	0,000	0,000	0,003	0,006	0,001
	(-0,35)	(-0,02)	(0,01)	(0,35)	(0,73)	(0,04)
$\alpha_6 DS_i * \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,053	-0,037	-0,184	-0,052	-0,076	-0,182
	(-0,67)	(-0,44)	(-1,34)	(-0,82)	(-1,08)	(-1,76)
$\alpha_7 DS_i * D_{i,t-1} * \Delta EPS_{i,t-1}$	0,085	0,104	0,498	0,119	0,226	0,362
	(0,63)	(0,65)	(1,68)	(1,10)	(1,74)	(1,77)
Beob.	4.615	4.615	3.969	4.331	4.331	3.664
R^2	0,080	0,096	-	0,085	0,104	-
RMSE	0,184	0,169	-	0,111	0,101	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,412**	-0,545**	-0,572**	-0,460**	-0,610**	-0,469**
$\alpha_2 + \alpha_6$	-0,184**	-0,177**	-0,214**	-0,224**	-0,255**	-0,197*
$\alpha_2 + \alpha_3 + \alpha_6 + \alpha_7$	-0,380**	-0,478**	-0,258*	-0,393**	-0,460**	-0,289**
$\alpha_3 + \alpha_7$	-0,196*	-0,301**	-0,044	-0,169*	-0,205*	-0,092

Fortsetzung Tabelle 3

$$\Delta EPS_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 EPS_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i * D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * EPS_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$$

	$\Delta EPS_{i,t}$			$\Delta EPSH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
b1) $NI_{i,t-1} < 0$						
β_0	0,015	0,008	-	0,023	0,019	-
	(1,93)	(0,44)	(-)	(5,56)	(1,85)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,097	-0,064	-0,036	-0,065	-0,031	0,011
	(-5,20)	(-2,97)	(-1,18)	(-5,17)	(-2,09)	(0,49)
$\beta_2 EPS_{i,t-1}$	-0,606	-0,771	-0,585	-0,593	-0,780	-0,708
	(-6,66)	(-7,62)	(-3,82)	(-12,30)	(-14,96)	(-7,08)
$\beta_3 D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1}$	-0,136	-0,224	-0,295	-0,181	-0,113	-0,020
	(-1,15)	(-1,66)	(-1,52)	(-2,09)	(-1,08)	(-0,13)
$\beta_4 DS_i$	-0,005	0,006	0,027	-0,006	-0,006	-0,001
	(-0,61)	(0,39)	(1,00)	(-1,25)	(-0,79)	(-0,05)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,056	0,039	0,013	0,031	0,012	-0,007
	(2,48)	(1,59)	(0,39)	(2,02)	(0,67)	(-0,25)
$\beta_6 DS_i * EPS_{i,t-1}$	0,208	0,245	-0,131	0,099	0,150	0,088
	(1,84)	(1,80)	(-0,73)	(1,60)	(2,01)	(0,67)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1}$	0,118	0,126	0,286	0,065	0,018	-0,014
	(0,77)	(0,71)	(1,28)	(0,59)	(0,14)	(-0,07)
Beob.	5.338	5.338	4.553	5.026	5.026	4.221
R^2	0,180	0,190	-	0,233	0,241	-
RMSE	0,173	0,153	-	0,097	0,086	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,742**	-0,995**	-0,880**	-0,774**	-0,893**	-0,728**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,398**	-0,526**	-0,716**	-0,494**	-0,630**	-0,620**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,416**	-0,624**	-0,725**	-0,610**	-0,725**	-0,654**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,018	-0,098	-0,009	-0,116	-0,095	-0,034
b2) $\Delta NI_{i,t-1} < 0$						
β_0	0,011	0,046	-	0,014	0,050	-
	(1,21)	(2,40)	(-)	(2,42)	(3,98)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,008	-0,037	-0,002	0,004	-0,009	-0,005
	(-0,71)	(-4,03)	(-0,17)	(0,60)	(-1,24)	(-0,51)
$\beta_2 EPS_{i,t-1}$	-0,580	-0,948	-0,743	-0,454	-0,790	-0,840
	(-6,73)	(-13,81)	(-7,32)	(-7,72)	(-12,72)	(-8,35)
$\beta_3 D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1}$	-0,037	0,057	-0,165	-0,088	-0,053	-0,074
	(-0,36)	(0,70)	(-1,61)	(-1,15)	(-0,69)	(-0,74)
$\beta_4 DS_i$	-0,002	-0,015	0,007	-0,003	-0,013	-0,010
	(-0,22)	(-0,88)	(0,43)	(-0,38)	(-1,36)	(-0,70)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,002	0,023	-0,010	0,000	0,010	0,007
	(0,14)	(2,13)	(-0,69)	(-0,06)	(1,12)	(0,60)
$\beta_6 DS_i * EPS_{i,t-1}$	0,122	0,240	-0,114	0,018	0,131	0,104
	(1,08)	(2,58)	(-0,95)	(0,26)	(1,65)	(0,80)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1}$	0,152	0,085	0,279	0,080	0,059	0,028
	(1,07)	(0,77)	(2,05)	(0,83)	(0,63)	(0,22)
Beob.	4.585	4.585	3.928	4.123	4.123	3.464
R^2	0,198	0,207	-	0,184	0,198	-
RMSE	0,167	0,144	-	0,087	0,075	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,617**	-0,891**	-0,908**	-0,542**	-0,843**	-0,914**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,458**	-0,708**	-0,857**	-0,436**	-0,659**	-0,736**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,343**	-0,566**	-0,743**	-0,444**	-0,653**	-0,782**
$\beta_3 + \beta_7$	0,115	0,142	0,114	-0,008	0,006	-0,046

Fortsetzung Tabelle 3

$\Delta EPS_{i,t} =$	$\beta_0 + \beta_1 EPS_{i,t-1} + \beta_2 DS_i + \beta_3 DS_i * EPS_{i,t-1} + \beta_4 \Delta EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
	$\Delta EPS_{i,t}$			$\Delta EPSH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6
β_0	0,008	0,028	-	0,016	0,044	-
	(1,55)	(1,52)	(-)	(4,53)	(3,95)	(-)
$\beta_1 EPS_{i,t-1}$	-0,581	-0,916	-0,818	-0,452	-0,772	-0,786
	(-11,70)	(-15,70)	(-9,38)	(-11,89)	(-17,42)	(-10,82)
$\beta_2 DS_i$	-0,005	-0,004	-0,002	-0,004	-0,008	0,000
	(-0,86)	(-0,28)	(-0,11)	(-0,95)	(-1,07)	(-0,03)
$\beta_3 DS_i * EPS_{i,t-1}$	0,220	0,276	0,058	0,058	0,134	0,082
	(3,26)	(3,70)	(0,75)	(1,25)	(2,47)	(1,09)
$\beta_4 \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,034	0,058	0,001	-0,105	-0,024	-0,052
	(-1,36)	(2,37)	(0,02)	(-5,28)	(-1,05)	(-1,97)
Beob.	4.585	4.585	3.928	4.123	4.123	3.464
R^2	0,197	0,203	-	0,192	0,201	-
RMSE	0,167	0,145	-	0,086	0,075	-
$\beta_1 + \beta_3$	-0,361**	-0,640**	-0,760**	-0,394**	-0,638**	-0,704**
$\Delta EPS_{i,t} =$	$\beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 EPS_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1} + \beta_4 DS_i + \beta_5 DS_i *$ $D_{i,t-1} + \beta_6 DS_i * EPS_{i,t-1} + \beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1} + \beta_8 \Delta EPS_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$					
β_0	0,021	0,026	-	0,017	0,040	-
	(2,42)	(1,35)	(-)	(4,07)	(3,46)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	-0,085	-0,050	-0,010	-0,037	-0,015	0,003
	(-4,34)	(-1,99)	(-0,36)	(-2,45)	(-0,87)	(0,14)
$\beta_2 EPS_{i,t-1}$	-0,627	-0,839	-0,728	-0,444	-0,714	-0,590
	(-6,19)	(-6,99)	(-4,51)	(-9,79)	(-12,98)	(-5,21)
$\beta_3 D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1}$	-0,127	-0,199	-0,220	-0,268	-0,221	-0,363
	(-1,01)	(-1,32)	(-1,19)	(-2,33)	(-1,69)	(-2,12)
$\beta_4 DS_i$	-0,010	-0,002	0,032	-0,006	-0,009	0,005
	(-1,07)	(-0,10)	(1,59)	(-1,25)	(-1,01)	(0,34)
$\beta_5 DS_i * D_{i,t-1}$	0,035	0,019	-0,019	0,006	0,001	0,001
	(1,46)	(0,65)	(-0,60)	(0,34)	(0,04)	(0,04)
$\beta_6 DS_i * EPS_{i,t-1}$	0,235	0,247	-0,177	0,089	0,145	-0,044
	(1,96)	(1,73)	(-1,05)	(1,55)	(1,90)	(-0,33)
$\beta_7 DS_i * D_{i,t-1} * EPS_{i,t-1}$	0,051	0,067	0,330	-0,060	-0,043	0,237
	(0,32)	(0,36)	(1,51)	(-0,43)	(-0,26)	(1,06)
$\beta_8 \Delta EPS_{i,t-1}$	-0,024	0,061	0,025	-0,093	-0,018	-0,047
	(-1,00)	(2,50)	(0,72)	(-4,65)	(-0,82)	(-1,65)
Beob.	4.585	4.585	3.928	4.123	4.123	3.464
R^2	0,209	0,211	-	0,202	0,208	-
RMSE	0,166	0,144	-	0,086	0,074	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,754**	-1,038**	-0,948**	-0,712**	-0,935**	-0,953**
$\beta_2 + \beta_6$	-0,392**	-0,592**	-0,905**	-0,355**	-0,569**	-0,634**
$\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$	-0,468**	-0,724**	-0,795**	-0,683**	-0,833**	-0,760**
$\beta_3 + \beta_7$	-0,076	-0,132	0,110	-0,328**	-0,264*	-0,126

Definition der Variablen: $\Delta EPS_{i,t}$, Veränderung der Earnings per Share für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta EPSH_{i,t}$, Veränderung der Earnings per Share für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t-1} = 1$, wenn $EPS_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell a und b2) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $\Delta EPS_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell b) und b1) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $EPS_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB-Bilanzierer. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS-Bilanzierer. Sämtliche Variablen sind mit dem Schlusskurs des Unternehmens i aus Jahr $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) korrigierte z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit AB-Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Tabelle 4: Messung von conditional conservatism anhand der Rendite für IFRS-/HGB-Unternehmen

$EPS_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 RET_{i,t} + \gamma_2 DS_i + \gamma_3 DS_i * RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
	$EPS_{i,t}$		$EPSH_{i,t}$	
	-	FIYR	-	FIYR
	1	2	3	4
γ_0	0,002	-0,002	0,024	0,018
	(0,61)	(-0,11)	(8,18)	(1,48)
$\gamma_1 RET_{i,t}$	0,051	0,059	0,090	0,091
	(4,72)	(5,10)	(12,63)	(10,01)
$\gamma_2 DS_i$	0,003	0,010	-0,003	0,012
	(0,55)	(0,80)	(-0,81)	(1,41)
$\gamma_3 DS_i * RET_{i,t}$	0,053	0,030	0,025	0,017
	(3,42)	(1,85)	(2,55)	(1,59)
Beob.	6.084	6.084	6.019	6.019
R^2	0,040	0,065	0,102	0,123
$\gamma_1 + \gamma_3$	0,104**	0,089**	0,115**	0,108**
$EPS_{i,t} =$	$\gamma_0 + \gamma_1 D_{i,t} + \gamma_2 RET_{i,t} + \gamma_3 D_{i,t} * RET_{i,t} + \gamma_4 DS_i +$ $\gamma_5 DS_i * D_{i,t} + \gamma_6 DS_i * RET_{i,t} + \gamma_7 DS_i * D_{i,t} * RET_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$			
γ_0	0,054	0,016	0,048	0,026
	(7,52)	(0,89)	(9,22)	(1,99)
$\gamma_1 D_{i,t}$	-0,008	0,006	0,005	0,007
	(-0,77)	(0,52)	(0,63)	(0,84)
$\gamma_2 RET_{i,t}$	-0,039	0,017	0,034	0,063
	(-2,19)	(0,98)	(2,82)	(4,91)
$\gamma_3 D_{i,t-1} * RET_{i,t}$	0,243	0,155	0,143	0,097
	(8,06)	(4,31)	(6,74)	(3,94)
$\gamma_4 DS_i$	-0,010	0,017	-0,003	0,019
	(-1,12)	(1,18)	(-0,50)	(1,85)
$\gamma_5 DS_i * D_{i,t}$	0,012	-0,005	-0,002	-0,006
	(0,90)	(-0,38)	(-0,18)	(-0,61)
$\gamma_6 DS_i * RET_{i,t}$	0,044	0,003	0,015	-0,001
	(1,78)	(0,14)	(0,98)	(-0,08)
$\gamma_7 DS_i * D_{i,t} * RET_{i,t}$	0,076	0,079	0,058	0,056
	(1,74)	(1,54)	(1,96)	(1,60)
Beob.	6.084	6.084	6.019	6.019
R^2	0,087	0,111	0,131	0,154
$\gamma_2 + \gamma_3$	0,204**	0,172**	0,177**	0,160**
$\gamma_2 + \gamma_6$	0,005	0,020	0,049**	0,062**
$\gamma_2 + \gamma_3 + \gamma_6 + \gamma_7$	0,324**	0,254**	0,250**	0,215**
$\gamma_3 + \gamma_7$	0,319**	0,234**	0,201**	0,153**

Definition der Variablen: $EPS_{i,t}$, Earnings per Share für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $EPSH_{i,t}$, Earnings per Share für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $RET_{i,t}$, Rendite für Unternehmen i in Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $RETH_{i,t}$, Rendite für Unternehmen i in Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $D_{i,t} = 1$, wenn $RET_{i,t} < 0$; =0, sonst. $DS_i = 1$, wenn Unternehmen i HGB-Bilanzierer. $DS_i = 0$, wenn Unternehmen i IFRS-Bilanzierer. Sämtliche Variablen sind mit dem Schlusskurs des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Regressionen der Standardoutlierkorrektur vernachlässigen 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung der Variablen. Die Outlierkorrektur nach Hadi (1994) verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Tabelle 5: Persistenz der Erfolgsgrößen für S&P 500-Unternehmen (1980-2008)

a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	-0,002	0,002	-	-0,003	0,005	-	-0,002	0,002	-	-0,003	-0,021	-
	(-4,67)	(0,61)	(-)	(-4,68)	(1,33)	(-)	(-4,12)	(0,49)	(-)	(-4,59)	(-4,59)	(-)
$\alpha_1 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,133	-0,157	-0,109	-0,234	-0,286	-0,211	-0,157	-0,180	-0,121	-0,245	-0,295	-0,219
	(-5,88)	(-6,69)	(-2,91)	(-9,83)	(-12,61)	(-7,29)	(-7,47)	(-8,02)	(-3,69)	(-10,88)	(-14,15)	(-10,29)
Beob.	3.733	3.733	3.670	3.710	3.710	3.634	3.780	3.780	3.727	3.756	3.756	3.692
R^2	0,016	0,082	-	0,051	0,138	-	0,024	0,087	-	0,145	0,145	-
RMSE	0,033	0,032	-	0,040	0,038	-	0,034	0,033	-	0,042	0,040	-
b) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,009	0,021	-	0,012	0,014	-	0,012	0,026	-	0,015	0,031	-
	(8,77)	(6,00)	(-)	(9,47)	(3,35)	(-)	(11,41)	(7,23)	(-)	(11,83)	(7,74)	(-)
$\beta_1 NI_{i,t-1}$	-0,175	-0,355	-0,536	-0,238	-0,449	-0,697	-0,214	-0,401	-0,481	-0,275	-0,485	-0,659
	(-14,16)	(-17,62)	(-8,56)	(-15,61)	(-19,97)	(-14,67)	(-16,84)	(-22,11)	(-10,60)	(-18,52)	(-19,97)	(-13,89)
Beob.	3.764	3.764	3.681	3.751	3.751	3.660	3.830	3.830	3.783	3.820	3.820	3.763
R^2	0,069	0,105	-	0,096	0,145	-	0,106	0,140	-	0,128	0,174	-
RMSE	0,032	0,030	-	0,040	0,036	-	0,033	0,031	-	0,042	0,038	-
a) $\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
α_0	-0,005	-0,002	-	-0,006	0,001	-	-0,005	-0,002	-	-0,006	-0,025	-
	(-4,97)	(-0,54)	(-)	(-4,95)	(0,23)	(-)	(-5,18)	(-0,56)	(-)	(-5,67)	(-5,41)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	-0,003	-0,003	-0,002	-0,006	-0,004	0,000	-0,004	-0,003	-0,003	-0,006	-0,004	-0,002
	(-2,20)	(-1,62)	(-1,08)	(-3,29)	(-2,35)	(-0,07)	(-2,88)	(-2,18)	(-1,35)	(-3,24)	(-2,20)	(-1,05)
$\alpha_2 \Delta NI_{i,t-1}$	0,022	0,039	0,006	-0,074	-0,102	-0,015	0,009	0,020	-0,012	-0,069	-0,096	-0,128
	(0,50)	(0,95)	(0,10)	(-1,66)	(-2,39)	(-0,22)	(0,24)	(0,54)	(-0,22)	(-1,82)	(-2,37)	(-2,60)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * \Delta NI_{i,t-1}$	-0,351	-0,416	-0,271	-0,408	-0,430	-0,426	-0,397	-0,451	-0,280	-0,428	-0,447	-0,297
	(-5,66)	(-5,88)	(-2,50)	(-6,51)	(-5,66)	(-3,63)	(-7,35)	(-7,18)	(-2,68)	(-7,48)	(-5,94)	(-3,13)
Beob.	3.733	3.733	3.670	3.710	3.710	3.634	3.780	3.780	3.727	3.756	3.756	3.692
R^2	0,032	0,094	-	0,073	0,151	-	0,045	0,104	-	0,081	0,160	-
RMSE	0,033	0,031	-	0,040	0,038	-	0,034	0,032	-	0,041	0,039	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,329**	-0,377**	-0,265**	-0,482**	-0,532**	-0,441**	-0,497**	-0,388**	-0,431**	-0,292**	-0,543**	-0,425**

Fortsetzung Tabelle 5

b1) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,004	0,017	-	0,004	0,006	-	0,005	0,019	-	0,004	0,021	-
	(3,72)	(4,89)	(-)	(2,77)	(1,47)	(-)	(4,22)	(5,44)	(-)	(2,73)	(5,24)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,007	0,007	0,006	0,006	0,008	0,006	0,005	0,006	0,009	0,007	0,009	0,007
	(1,68)	(1,89)	(1,50)	(1,24)	(1,98)	(1,21)	(1,46)	(1,85)	(2,24)	(1,49)	(1,86)	(1,29)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,120	-0,300	-0,448	-0,143	-0,363	-0,656	-0,129	-0,318	-0,347	-0,148	-0,363	-0,563
	(-9,22)	(-15,59)	(-7,26)	(-8,92)	(-14,61)	(-9,88)	(-9,87)	(-16,42)	(-7,56)	(-9,22)	(-13,08)	(-9,34)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,367	-0,206	-0,282	-0,498	-0,264	-0,163	-0,481	-0,290	-0,387	-0,550	-0,334	-0,259
	(-3,21)	(-1,88)	(-1,95)	(-4,59)	(-2,78)	(-1,42)	(-6,54)	(-4,01)	(-3,15)	(-7,24)	(-3,52)	(-2,53)
Beob.	3.764	3.764	3.681	3.751	3.751	3.660	3.830	3.830	3.783	3.820	3.820	3.763
R^2	0,086	0,119	-	0,123	0,166	-	0,141	0,165	-	0,170	0,207	-
RMSE	0,032	0,030	-	0,039	0,035	-	0,033	0,030	-	0,041	0,037	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,487**	-0,506**	-0,730**	-0,641**	-0,627**	-0,819**	-0,610**	-0,608**	-0,734**	-0,698**	-0,697**	-0,822**
b2) $\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{i,t-1} + \beta_2 NI_{i,t-1} + \beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
β_0	0,004	0,007	-	0,004	0,022	-	0,004	0,026	-	0,004	0,023	-
	(2,79)	(1,82)	(-)	(1,81)	(5,25)	(-)	(2,79)	(8,73)	(-)	(2,01)	(5,22)	(-)
$\beta_1 D_{i,t-1}$	0,007	0,004	0,007	0,012	0,010	0,008	0,010	0,006	0,006	0,013	0,011	0,013
	(3,49)	(1,67)	(2,45)	(4,49)	(3,59)	(2,85)	(4,79)	(2,29)	(2,00)	(5,40)	(4,03)	(3,90)
$\beta_2 NI_{i,t-1}$	-0,114	-0,305	-0,450	-0,147	-0,360	-0,608	-0,113	-0,311	-0,362	-0,151	-0,364	-0,463
	(-6,54)	(-12,53)	(-7,36)	(-6,39)	(-11,81)	(-10,44)	(-6,86)	(-12,26)	(-7,76)	(-7,34)	(-13,06)	(-8,12)
$\beta_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,104	-0,097	-0,105	-0,129	-0,133	-0,072	-0,135	-0,120	-0,098	-0,149	-0,147	-0,128
	(-4,17)	(-3,40)	(-3,31)	(-4,15)	(-4,42)	(-2,24)	(-5,64)	(-4,22)	(-2,99)	(-5,17)	(-5,07)	(-3,56)
Beob.	3.700	3.700	3.621	3.675	3.675	3.585	3.767	3.767	3.715	3.741	3.741	3.677
R^2	0,072	0,107	-	0,098	0,148	-	0,096	0,127	-	0,114	0,162	-
RMSE	0,032	0,029	-	0,039	0,035	-	0,032	0,03	-	0,040	0,036	-
$\beta_2 + \beta_3$	-0,218**	-0,402**	-0,555**	-0,276**	-0,493**	-0,680**	-0,248**	-0,431**	-0,460**	-0,300**	-0,511**	-0,591**

Fortsetzung Tabelle 5

$\Delta NI_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
c1) $NI_{i,t-1} > 0$		$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$	
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
β_0	0,005	0,018	-	0,005	0,008	-	0,005	0,020	-	0,005	0,022	-
	(4,55)	(5,12)	(-)	(3,43)	(1,77)	(-)	(5,06)	(5,62)	(-)	(3,57)	(5,52)	(-)
$\beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,128	-0,311	-0,455	-0,151	-0,376	-0,666	-0,136	-0,329	-0,396	-0,157	-0,380	-0,551
	(-10,02)	(-15,83)	(-7,03)	(-9,61)	(-15,13)	(-10,40)	(-10,72)	(-16,31)	(-8,03)	(-10,11)	(-13,51)	(-9,53)
$\beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1}$	-0,617	-0,635	-0,795	-0,726	-0,739	-0,875	-0,679	-0,684	-0,832	-0,769	-0,791	-0,869
	(-7,85)	(-7,92)	(-6,37)	(-9,90)	(-9,88)	(-10,27)	(-12,46)	(-12,32)	(-8,23)	(-14,35)	(-11,81)	(-11,23)
Beob.	3.764	3.764	3.681	3.751	3.751	3.660	3.830	3.830	3.783	3.820	3.820	3.763
R^2	0,085	0,117	-	0,122	0,164	-	0,140	0,263	-	0,169	0,204	-
RMSE	0,032	0,030	-	0,039	0,035	-	0,033	0,030	-	0,041	0,037	-
$\beta_1 - \beta_2$	0,489**	0,324**	0,340*	0,575**	0,363**	0,209	0,543**	0,355**	0,436**	0,612**	0,411**	0,318**
c2) $\Delta NI_{i,t-1} > 0$												
β_0	0,009	0,009	-	0,012	0,029	-	0,010	0,030	-	0,013	0,030	-
	(8,51)	(2,49)	(-)	(8,92)	(7,28)	(-)	(10,10)	(11,26)	(-)	(10,10)	(7,51)	(-)
$\beta_1 DNI_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,156	-0,332	-0,540	-0,221	-0,431	-0,696	-0,169	-0,350	-0,443	-0,232	-0,440	-0,633
	(-12,07)	(-17,16)	(-9,76)	(-13,61)	(-18,75)	(-15,09)	(-13,60)	(-18,89)	(-10,46)	(-15,06)	(-19,18)	(-14,09)
$\beta_2 (1 - DNI_{i,t-1}) * NI_{i,t-1}$	-0,191	-0,392	-0,573	-0,241	-0,473	-0,693	-0,215	-0,419	-0,489	-0,262	-0,493	-0,634
	(-12,68)	(-15,62)	(-10,15)	(-13,22)	(-19,03)	(-14,48)	(-14,33)	(-19,63)	(-10,86)	(-14,68)	(-19,16)	(-13,38)
Beob.	3.700	3.700	3.621	3.675	3.675	3.585	3.767	3.767	3.715	3.741	3.741	3.677
R^2	0,068	0,104	-	0,090	0,138	-	0,088	0,122	-	0,104	0,151	-
RMSE	0,032	0,029	-	0,039	0,035	-	0,032	0,030	-	0,040	0,037	-
$\beta_1 - \beta_2$	0,035**	0,060**	0,033**	0,020	0,042**	-0,003	0,046**	0,069**	0,400**	0,030*	0,053**	0,001

Fortsetzung Tabelle 5

$\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 NI_{i,t-1} + \alpha_2 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
	$\Delta IX_{i,t}$			$\Delta NI_{i,t}$			$\Delta IXH_{i,t}$			$\Delta NIH_{i,t}$		
	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB	-	FIYR	AB
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
α_0	0,008	0,009	-	0,009	0,028	-	0,009	0,030	-	0,010	0,028	-
	(7,87)	(2,55)	(-)	(7,25)	(7,03)	(-)	(9,06)	(11,03)	(-)	(8,23)	(7,22)	(-)
$\alpha_1 NI_{i,t-1}$	-0,160	-0,354	-0,497	-0,195	-0,404	-0,570	-0,172	-0,368	-0,391	-0,205	-0,410	-0,456
	(-12,98)	(-16,06)	(-6,74)	(-13,01)	(-17,74)	(-8,83)	(-14,22)	(-19,08)	(-6,21)	(-14,60)	(-18,81)	(-7,88)
$\alpha_2 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,054	0,015	-0,023	-0,135	-0,089	-0,077	-0,078	-0,009	-0,040	-0,148	-0,098	-0,100
	(-2,52)	(0,58)	(-0,76)	(-6,03)	(-3,68)	(-2,78)	(-3,93)	(-0,35)	(-1,22)	(-7,19)	(-4,38)	(-3,92)
Beob.	3.700	3.700	3.621	3.675	3.675	3.585	3.767	3.767	3.715	3.741	3.741	3.677
R^2	0,069	0,102	-	0,105	0,154	-	0,091	0,120	-	0,121	0,168	-
RMSE	0,032	0,029	-	0,039	0,035	-	0,032	0,030	-	0,040	0,036	-
$\Delta NI_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 D_{i,t-1} + \alpha_2 NI_{i,t-1} + \alpha_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1} + \alpha_4 \Delta NI_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}$												
α_0	0,004	0,005	-	0,003	0,009	-	0,004	0,024	-	0,003	0,021	-
	(3,58)	(1,33)	(-)	(2,03)	(1,89)	(-)	(3,78)	(8,54)	(-)	(1,87)	(5,28)	(-)
$\alpha_1 D_{i,t-1}$	0,007	0,008	0,006	0,005	0,008	0,006	0,008	0,009	0,007	0,006	0,009	0,004
	(1,63)	(2,07)	(1,43)	(1,11)	(1,99)	(1,08)	(2,28)	(2,52)	(2,02)	(1,22)	(1,90)	(0,68)
$\alpha_2 NI_{i,t-1}$	-0,114	-0,306	-0,459	-0,122	-0,330	-0,617	-0,116	-0,307	-0,332	-0,122	-0,320	-0,448
	(-8,92)	(-14,32)	(-6,59)	(-7,92)	(-13,91)	(-7,37)	(-9,24)	(-15,69)	(-5,48)	(-8,12)	(-13,33)	(-6,65)
$\alpha_3 D_{i,t-1} * NI_{i,t-1}$	-0,338	-0,178	-0,237	-0,444	-0,249	-0,127	-0,322	-0,193	-0,416	-0,469	-0,300	-0,284
	(-2,82)	(-1,56)	(-1,75)	(-3,72)	(-2,47)	(-1,05)	(-3,84)	(-2,29)	(-3,18)	(-5,39)	(-3,25)	(-2,24)
$\alpha_4 \Delta NI_{i,t-1}$	-0,035	0,023	-0,013	-0,103	-0,075	-0,041	-0,047	0,006	-0,022	-0,109	-0,079	-0,078
	(-1,64)	(0,88)	(-0,46)	(-4,49)	(-3,11)	(-1,38)	(-2,35)	(0,24)	(-0,79)	(-5,14)	(-3,53)	(-2,88)
Beob.	3.700	3.700	3.621	3.675	3.675	3.585	3.767	3.767	3.715	3.741	3.741	3.677
R^2	0,083	0,113	-	0,125	0,171	-	0,110	0,136	-	0,146	0,191	-
RMSE	0,031	0,029	-	0,038	0,035	-	0,032	0,030	-	0,039	0,036	-
$\alpha_2 + \alpha_3$	-0,452**	-0,484**	-0,696**	-0,566**	-0,579**	-0,744**	-0,438**	-0,500**	-0,748**	-0,591**	-0,620**	-0,732**

Definition der Variablen: $\Delta IX_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta IXH_{i,t}$, Veränderung des Ergebnisses der gewöhnlichen Geschäftstätigkeit für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). $\Delta NI_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Standardoutlierkorrektur. $\Delta NIH_{i,t}$, Veränderung des Jahresüberschusses für Unternehmen i von Jahr $t-1$ zu Jahr t nach Outlierkorrektur von Hadi (1994). Modell a), b2) und c2) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $\Delta NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Modell b), b1) und c1) $D_{i,t-1} = 1$, wenn $NI_{i,t-1} < 0$; =0, sonst. Sämtliche Variablen sind mit der Bilanzsumme des Unternehmens i zum Ende des Jahres $t-1$ standardisiert. Die Standardoutlierkorrektur vernachlässigt 1% der Beobachtungen an beiden Enden der Verteilung. Die Hadi (1994)-Korrektur verwendet hierzu korrespondierend ein Signifikanzniveau von 1%. White (1980) t-Statistiken in Klammern in den Regressionen ohne und mit FE. Windmeijer (2005) z-Statistiken in Klammern in den Regressionen mit AB-Schätzer. **(*) Signifikanz auf dem 1%(5%)-Niveau.

Literaturverzeichnis

Ahmed, A.S.; Billings, B.K.; Morton, R.K.; Stanford-Harris, M. (2002). The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs. The Accounting Review, 77 (4), 867–890.

Al-Attar, A.; Hussain, S. (2004). Corporate Data and Future Cash Flows. Journal of Business Finance & Accounting, 31 (7) & (8), 861–903.

Albrecht, W.S.; Lookabill, L.L.; McKeown, J.C. (1977). The Time Series Properties of Annual Earnings. Journal of Accounting Research, 15 (2), 226–244.

Anctil, R.M.; Chamberlain, S. (2005). Determinants of the Time Series of Earnings and Implications for Earnings Quality. Contemporary Accounting Research, 22 (3), 483–517.

Arellano, M.; Bond, S. (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. Review of Economic Studies, 58 (2), 277–297.

Arellano, M.; Bover, O. (1995). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. Journal of Econometrics, 68 (1), 29–51.

Ashbaugh, H.; Warfield, T.D. (2003). Audits as a Corporate Governance Mechanism: Evidence from the German Market. Journal of International Accounting Research, 2 (1), 1–21.

von Auer, L. (2007). Ökonometrie. Springer-Verlag.

Baetge, J.; Kirsch, H.J.; Thiele, S. (2009). Bilanzen. IDW-Verlag.

Ball, R.; Brown, P. (1969). Portfolio Theory and Accounting. Journal of Accounting Research, 7 (2), 300–323.

Ball, R.; Kothari, S.; Nikolaev, V. (2010). Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism. Working Paper.

Ball, R.; Kothari, S.; Robin, A. (2000). The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings. Journal of Accounting and Economics, 29 (1), 1–51.

Ball, R.; Robin, A.; Sadka, G. (2008). Is Financial Reporting Shaped by Equity Markets or by Debt Markets? An International Study of Timeliness and Conservatism. Review of Accounting Studies, 13 (2-3), 168–205.

Ball, R.; Robin, A.; Wu, J.S. (2003). Incentives versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries. Journal of Accounting and Economics, 36 (1-3), 235–270.

Ball, R.; Shivakumar, L. (2005). Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness. Journal of Accounting and Economics, 39 (1), 83–128.

Ball, R.; Shivakumar, L. (2006). The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. Journal of Accounting Research, 44 (2), 207–242.

Ball, R.; Shivakumar, L. (2008). Earnings Quality at Initial Public Offerings. Journal of Accounting and Economics, 45 (2-3), 324–349.

Ball, R.; Watts, R. (1972). Some Time Series Properties of Accounting Income. The Journal of Finance, 27 (3), 663–681.

Baltagi, B.H. (2008). Econometric Analysis of Panel Data. John Wiley & Sons Ltd.

Barth, M.E.; Cram, D.P.; Nelson, K.K. (2001). Accruals and the Prediction of Future Cash Flows. The Accounting Review, 76 (1), 27–58.

Basu, S. (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. Journal of Accounting and Economics, 25 (1), 1–34.

Beatty, A.; Weber, J.; Yu, J.J. (2008). Conservatism and Debt. Journal of Accounting and Economics, 45 (2-3), 154–174.

Beaver, W.H. (1970). The Time Series Behavior of Earnings. Journal of Accounting Research, 8 (Empirical Research in Accounting: Selected Studies), 62–99.

Beaver, W.H.; Ryan, S.G. (2005). Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling. Review of Accounting Studies, 10 (2), 269–309.

Becker, C.L.; DeFond, M.L.; Jiambalvo, J.J.; Subramanyam, K.R. (1998). The Effect of Audit Quality on Earnings Management. Contemporary Accounting Research, 15 (1), 1–24.

Beiersdorf, K.; Eierle, B.; Haller, A. (2009). International Financial Reporting Standard for Small and Medium-sized Entities (IFRS for SMEs): Überblick über den finalen Standard des IASB. Der Betrieb, 30/2009, 1549–1557.

Benston, G.J. (2006). Fair-Value Accounting: A Cautionary Tale from Enron. Journal of Accounting and Public Policy, 25 (4), 465–484.

Berger, A.N.; Miller, N.H.; Petersen, M.A.; Rajan, R.G.; Stein, J.C. (2005). Does Function Follow Organizational Form? Evidence from the Lending Practices of Large and Small Banks. Journal of Financial Economics, 76 (2), 237–269.

Bharath, S.T.; Sunder, J.; Sunder, S.V. (2008). Accounting Quality and Debt Contracting. The Accounting Review, 83 (1), 1–28.

Bhargava, A.; Franzini, L.; Narendranathan, W. (1982). Serial Correlation and the Fixed Effects Model. The Review of Economic Studies, 49 (4), 533–549.

Biddle, G.C.; Hilary, G. (2006). Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment. The Accounting Review, 81 (5), 963–982.

Bigus, J. (2006). Reputation und Wirtschaftsprüferhaftung. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 58 (1), 22–41.

Bigus, J. (2007a). Das Vorsichtsprinzip bei Informationsasymmetrien zwischen Gläubigern. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 59 (8), 567–587.

Bigus, J. (2007b). Die Sorgfaltsanreize des Wirtschaftsprüfers bei beschränkter Haftung. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 59 (2), 61–86.

Blundell, R.; Bond, S. (1998). Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. Journal of Econometrics, 87 (1), 115–143.

Böcking, H.J.; Flick, C. (2009). Die Saarbrücker Initiative gegen den Fair Value. Der Betrieb, 05/2009, 185–188.

Bönig, O. (2009). Sprungbrett und Auffangbecken - Die zwei Seiten des Entry Standard. Going Public, 5/2009, 30–33.

Boone, J.P.; Khurana, I.K.; Raman, K.K. (2010). Do the Big 4 and the Second-tier Firms Provide Audits of Similar Quality? Journal of Accounting and Public Policy, 29 (4), 330–352.

Börner, C.; Grichnik, D.; Reize, F. (2010). Finanzierungsentscheidungen mittelständischer Unternehmer - Einflussfaktoren der Fremdfinanzierung deutscher KMU. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 62 (3), 227–250.

Böttcher, B.; Linnemann, C. (2008). Erfolgsmodell Mittelstand - Fakten und Irrtümer. Finanz Betrieb, 2/2008, 163–167.

Bowen, R.M.; Burgstahler, D.; Daley, L.A. (1986). Evidence on the Relationships between Earnings and Various Measures of Cash Flow. The Accounting Review, 61 (4), 713–725.

Box, G.E.P.; Jenkins, G.M. (1976). Time Series Analysis, Forecasting and Control. Holden-Day.

Box, G.E.P.; Pierce, D.A. (1970). Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models. Journal of the American Statistical Association, 65 (332), 1509–1526.

Brauer, S.; Westermann, F. (2010). A Note on the Time Series Measure of Conservatism. CESifo Working Paper No. 2968.

Brauer, S.; Westermann, F.; Leuschner, C.F. (2011). Does the Introduction of IFRS Change the Timeliness of Loss Recognition? Evidence from German Firms. Institute of Empirical Economic Research Working Paper No. 87.

Breusch, T.S.; Pagan, A.R. (1979). A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation. Econometrica, 47 (5), 1287–1294.

Brooks, L.D.; Buckmaster, D.A. (1976). Further Evidence of the Time Series Properties of Accounting Income. The Journal of Finance, 31 (5), 1359–1373.

Burger, A.; Feldrappe, T.; Ulbrich, P. (2006). Auswirkungen der Umstellung von HGB auf IFRS auf zentrale Kennzahlen des Jahresabschlusses. PiR, 8/2006, 134–141.

Bushman, R.M.; Piotroski, J.D. (2006). Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions. Journal of Accounting and Economics, 42 (1-2), 107–148.

Cameron, A.C.; Trivedi, P.K. (2009). Microeconometrics Using Stata. Stata Press.

Campbell, J.Y.; Mankiw, N.G. (1987). Permanent and Transitory Components in Macroeconomic Fluctuations. American Economic Review, 77 (2), 111–117.

Cano-Rodríguez, M. (2010). Big Auditors, Private Firms and Accounting Conservatism: Spanish Evidence. European Accounting Review, 19 (1), 131–159.

Castedello, M.; Beyer, S. (2009). Steuerung immaterieller Werte und IFRS. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 61 (2), 152–171.

Casterella, J.R.; Jensen, K.L.; Knechel, W.R. (2009). Is Self-Regulated Peer Review Effective at Signaling Audit Quality? The Accounting Review, 84 (3), 713–735.

Chan, K.H.; Lin, K.Z.; Zhang, F. (2007). On the Association between Changes in Corporate Ownership and Changes in Auditor Quality in a Transitional Economy. Journal of International Accounting Research, 6 (1), 19–36.

Chen, C.Y.; Lin, C.J.; Lin, Y.C. (2008). Audit Partner Tenure, Audit Firm Tenure, and Discretionary Accruals: Does Long Auditor Tenure Impair Earnings Quality? Contemporary Accounting Research, 25 (2), 415–445.

Chen, H.; Tang, Q.; Jiang, Y.; Lin, Z. (2010). The Role of International Financial Reporting Standards in Accounting Quality: Evidence from the European Union. Journal of International Financial Management and Accounting, 21 (3), 220–278.

Cheng, C.S.A.; Hollie, D. (2008). Do Core and Non-Core Cash Flows from Operations Persist Differentially in Predicting Future Cash Flows? Review of Quantitative Finance and Accounting, 31 (1), 29–53.

Cheung, Y.W.; Chinn, M. (1997). Further Investigation of the Uncertain Unit Root in GNP. Journal of Business & Economic Statistics, 15 (1), 68–75.

Cheung, Y.W.; Lai, K.S. (1995). Lag Order and Critical Values of the Augmented Dickey-Fuller Test. Journal of Business & Economic Statistics, 13 (3), 277–280.

Christensen, P.O.; Feltham, G.A.; Şabac, F. (2005). A Contracting Perspective on Earnings Quality. Journal of Accounting and Economics, 39 (2), 265–294.

Danbolt, J.; Rees, W. (2008). An Experiment in Fair Value Accounting: UK Investment Vehicles. European Accounting Review, 17 (2), 271–303.

Daske, H.; Hail, L.; Leuz, C.; Verdi, R. (2008). Mandatory IFRS Reporting around the World: Early Evidence on the Economic Consequences. Journal of Accounting Research, 46 (5), 1085–1142.

Dechow, P.M. (1994). Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance: The Role of Accounting Accruals. Journal of Accounting and Economics, 18 (1), 3–42.

Dechow, P.M.; Dichev, I.D. (2002). The Quality of Accruals and Earnings: The Role of Accrual Estimation Errors. The Accounting Review, 77 (Supplement), 35–59.

Dechow, P.M.; Ge, W. (2006). The Persistence of Earnings and Cash Flows and the Role of Special Items: Implications for the Accrual Anomaly. Review of Accounting Studies, 11 (2-3), 253–296.

Dechow, P.M.; Kothari, S.; Watts, R.L. (1998). The Relation between Earnings and Cash Flows. Journal of Accounting and Economics, 25 (2), 133–168.

Dechow, P.M.; Richardson, S.A.; Sloan, R.G. (2008). The Persistence and Pricing of the Cash Component of Earnings. Journal of Accounting Research, 46 (3), 537–566.

Dichev, I.D.; Tang, V.W. (2009). Earnings Volatility and Earnings Predictability. Journal of Accounting and Economics, 47 (1-2), 160–181.

Dickey, D.A.; Fuller, W.A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74 (366), 427–431.

Dickey, D.A.; Fuller, W.A. (1981). Likelihood Ratio Tests for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49 (4), 1057–1072.

Dietrich, J.R.; Muller, K.A.; Riedl, E.J. (2007). Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism. Review of Accounting Studies, 12 (1), 95–124.

Ding, Y.; Hope, O.K.; Jeanjean, T.; Stolowy, H. (2007). Differences between Domestic Accounting Standards and IAS: Measurement, Determinants and Implications. Journal of Accounting and Public Policy, 26 (1), 1–38.

Ding, Y.; Jeanjean, T.; Stolowy, H. (2005). Why do National GAAP Differ from IAS? The Role of Culture. The International Journal of Accounting, 40 (4), 325–350.

Durbin, J.; Watson, G.S. (1951). Testing for Serial Correlation in Least Squares Regression. II. Biometrika, 38 (1-2), 159–178.

Eckey, H.F.; Kosfeld, R.; Dreger, C. (2004). Ökonometrie. Gabler-Verlag.

Economist (2001). Shining a Light on Company Accounts. Economist, 360 (8235), 53–54.

von Eitzen, B.; Moog, T.; Pyschny, H. (2010). Forschungs- und Entwicklungskosten nach dem Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz (BilMoG) unter Berücksichtigung des IAS 38. KoR, 7-8/2010, 357–361.

Elliott, G.; Rothenberg, T.J.; Stock, J.H. (1996). Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root. Econometrica, 64 (4), 813–836.

Enders, W. (2010). Applied Econometric Time Series. John Wiley & Sons.

Enders, W.; Granger, C.W.J. (1998). Unit-root Tests and Asymmetric Adjustment with an Example Using the Term Structure of Interest Rates. Journal of Business & Economic Statistics, 16 (3), 304–311.

Fama, E.F.; MacBeth, J.D. (1973). Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests. Journal of Political Economy, 81 (3), 607–636.

Feldmann, D.A.; Read, W.J. (2010). Auditor Conservatism after Enron. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 29 (1), 267–278.

Financial Services Authority (2009). The Turner Review - A Regulatory Response to the Global Banking Crisis.

Finger, C.A. (1994). The Ability of Earnings to Predict Future Earnings and Cash Flow. Journal of Accounting Research, 32 (2), 210–223.

Foster, G. (1977). Quarterly Accounting Data: Time-Series Properties and Predictive-Ability Results. The Accounting Review, 52 (1), 1–21.

Francis, J.R.; Krishnan, J. (1999). Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism. Contemporary Accounting Research, 16 (1), 135–165.

Frey, H.; Oehler, A. (2009). Bilanzierung und Bewertung immaterieller Vermögenswerte im Deutschen Aktienindex DAX der Jahre 2005 bis 2007. Finanz Betrieb, 6/2009, 316–323.

Fülbier, R.U.; Gassen, J.; Sellhorn, T. (2008). Vorsichtige Rechnungslegung - Theoretische Erklärung und empirische Evidenz. Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 78 (12), 1317–1342.

Fülbier, U.; Gassen, J.; Ott, E. (2010). IFRS for SMEs für den europäischen Mittelstand? Der Betrieb, 25/2010, 1357–1360.

Fuller, W.A. (1976). Introduction to Statistical Time Series. John Wiley & Sons.

García-Teruel, P.J.; Martínez-Solano, P.; Sánchez-Ballesta, J.P. (2010). Accruals Quality and Debt Maturity Structure. Abacus, 46 (2), 188–210.

Gassen, J.; Fülbier, R.U.; Sellhorn, T. (2006). International Differences in Conditional Conservatism - The Role of Unconditional Conservatism and Income Smoothing. European Accounting Review, 15 (4), 527–564.

Gassen, J.; Sellhorn, T. (2006). Applying IFRS in Germany - Determinants and Consequences. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 58 (4), 365–386.

Gassen, J.; Skaife, H.A. (2009). Can Audit Reforms Affect the Information Role of Audits? Evidence from the German Market. Contemporary Accounting Research, 26 (3), 867–898.

Ghosh, A.; Gu, Z.; Jain, P.C. (2005). Sustained Earnings and Revenue Growth, Earnings Quality, and Earnings Response Coefficients. Review of Accounting Studies, 10 (1), 33–57.

Gigler, F.; Kanodia, C.; Sapra, H.; Venugopalan, R. (2009). Accounting Conservatism and the Efficiency of Debt Contracts. Journal of Accounting Research, 47 (3), 767–797.

Gil-Alana, L.A.; Peláez, R.F. (2008). The Persistence of Earnings per Share. Review of Quantitative Finance and Accounting, 31 (4), 425–439.

Gilgenberg, B.; Weiss, J. (2009). Die „Zeitwertfalle“ - Bilanzierung von Finanzinstrumenten im Spannungsfeld der gegenwärtigen Finanzmarktkrise. KoR, 3/2009, 182–186.

Givoly, D.; Hayn, C. (2000). The Changing Time Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become more Conservative? Journal of Accounting and Economics, 29 (3), 287–320.

Givoly, D.; Hayn, C.K.; Katz, S.P. (2010). Does Public Ownership of Equity Improve Earnings Quality? The Accounting Review, 85 (1), 195–225.

Givoly, D.; Hayn, C.K.; Natarajan, A. (2007). Measuring Reporting Conservatism. The Accounting Review, 82 (1), 65–106.

Greene, W.H. (2008). Econometric Analysis. Prentice Hall International.

Grubbs, F.E. (1969). Procedures for Detecting Outlying Observations in Samples. Technometrics, 11 (1), 1–21.

Guedhami, O.; Pittman, J.A.; Saffar, W. (2009). Auditor Choice in Privatized Firms: Empirical Evidence on the Role of State and Foreign Owners. Journal of Accounting and Economics, 48 (2-3), 151–171.

Hadi, A.S. (1992). Identifying Multiple Outliers in Multivariate Data. Journal of the Royal Statistical Society, Series (B), 54 (3), 761–771.

Hadi, A.S. (1994). A Modification of a Method for the Detection of Outliers in Multivariate Samples. Journal of the Royal Statistical Society, Series (B), 56 (2), 393–396.

Haller, A.; Ernstberger, J.; Froschhammer, M. (2009). Die Auswirkungen der verpflichtenden Umstellung der Rechnungslegung von HGB auf IFRS - Eine empirische Analyse. KoR, 5/2009, 267–278.

Haller, A.; Froschhammer, M.; Groß, T. (2010). Die Bilanzierung von Entwicklungskosten nach IFRS bei deutschen börsennotierten Unternehmen - Eine empirische Analyse. Der Betrieb, 13/2010, 681–689.

Hamilton, J.D. (1994). Time Series Analysis. Princeton University Press.

Hansen, L.P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. Econometrica, 50 (4), 1029–1054.

Hausman, J.A. (1978). Specification Tests in Econometrics. Econometrica, 46 (6), 1251–1271.

Heckman, J.J. (1979). Sample Selection Bias as a Specification Error. Econometrica, 47 (1), 153–161.

Heninger, W.G. (2001). The Association between Auditor Litigation and Abnormal Accruals. The Accounting Review, 76 (1), 111–126.

Hennrichs, J. (2008). IFRS - Eignung für Ausschüttungszwecke? Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 60 (5), 415–432.

Herrmann, D.R.; Pornupatham, S.; Vichitsarawong, T. (2008). The Impact of the Asian Financial Crisis on Auditors' Conservatism. Journal of International Accounting Research, 7 (2), 43–63.

Hitz, J.M. (2007). The Decision Usefulness of Fair Value Accounting - A Theoretical Perspective. European Accounting Review, 16 (2), 323–362.

Holthausen, R.W.; Watts, R.L. (2001). The Relevance of the Value-Relevance Literature for Financial Accounting Standard Setting. Journal of Accounting and Economics, 31 (1-3), 3–75.

Homburg, C.; Wrede, N. (2007). Persistente Bestimmungsgrößen des künftigen operativen Cash Flows - Empirische Evidenz für deutsche KMU des verarbeitenden Gewerbes. Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 77 (9), 875–910.

Hung, M.; Subramanyam, K.R. (2007). Financial Statement Effects of Adopting International Accounting Standards: The Case of Germany. Review of Accounting Studies, 12 (4), 623–657.

Hunt, A.K.; Lulseged, A. (2007). Client Importance and Non-Big 5 Auditors' Reporting Decisions. Journal of Accounting and Public Policy, 26 (2), 212–248.

Im, K.; Pesaran, M.; Shin, Y. (2003). Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. Journal of Econometrics, 115 (1), 53–74.

Ismail, B.; Choi, K. (1996). Determinants of Time-Series Properties of Earnings and Cash Flows. Review of Financial Economics, 5 (2), 131–145.

Iyengar, R.J.; Zampelli, E.M. (2010). Does Accounting Conservatism Pay? Accounting and Finance, 50 (1), 121–142.

Janssen, J.; Gronewold, U. (2010). IFRS for Small and Medium-sized Entities - Konzeptionelle Schwächen des neuen Standards und ihre Implikationen. KoR, 2/2010, 75–80.

Jeanjean, T.; Stolowy, H. (2008). Do Accounting Standards Matter? An Exploratory Analysis of Earnings Management before and after IFRS Adoption. Journal of Accounting and Public Policy, 27 (6), 480–494.

Jensen, M.C.; Meckling, W.H. (1976). Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure. Journal of Financial Economics, 3 (4), 305–360.

Kämpfer, G.; Kayser, H.; Schmidt, S. (2010). Das Grünbuch der EU-Kommission zur Abschlussprüfung. Der Betrieb, 45/2010, 2457–2463.

Katz, S.P. (2009). Earnings Quality and Ownership Structure: The Role of Private Equity Sponsors. The Accounting Review, 84 (3), 623–658.

Keane, M.P.; Runkle, D.E. (1998). Are Financial Analysts' Forecasts of Corporate Profits Rational? Journal of Political Economy, 106 (4), 768–805.

von Keitz, I.; Wenk, M.O. (2010). Eine quantitative und qualitative Analyse der von der DPR festgestellten Fehler bei der IFRS-Anwendung. Der Betrieb, 10/2010, 513–521.

Kim, M.; Kross, W. (2005). The Ability of Earnings to Predict Future Operating Cash Flows has been Increasing-not Decreasing. Journal of Accounting Research, 43 (5), 753–780.

Kopatschek, M.; Struffert, R.; Wolfgarten, W. (2010). Bilanzielle Abbildung von Bewertungseinheiten nach BilMoG (Teil 2). KoR, 6/2010, 328–333.

Kreiß, J.P.; Neuhaus, G. (2006). Einführung in die Zeitreihenanalyse. Springer-Verlag.

Krishnan, G.V. (2003). Audit Quality and the Pricing of Discretionary Accruals. Auditing: A Journal of Practice & Theory, 22 (1), 109–126.

Krishnan, G.V. (2007). Did Earnings Conservatism Increase for Former Andersen Clients? Journal of Accounting, Auditing and Finance, 22 (2), 141–163.

Kußmaul, H.; Weiler, D. (2009a). Fair Value-Bewertung im Licht aktueller Entwicklungen (Teil 1). KoR, 3/2009, 163–171.

Kußmaul, H.; Weiler, D. (2009b). Fair Value-Bewertung im Licht aktueller Entwicklungen (Teil 2). KoR, 4/2009, 209–216.

Küting, K.; Lauer, P. (2009). Der Fair Value in der Krise. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 61 (6), 547–567.

Küting, K.; Weber, C.P. (2010). Der Konzernabschluss: Praxis der Konzernrechnungslegung nach HGB und IFRS. Schäffer-Poeschel.

Küting, K.; Zwirner, C. (2007). Quantitative Auswirkungen der IFRS-Rechnungslegung auf das Bilanzbild in Deutschland. KoR, 2/2007, 92–102.

Kvaal, E.; Nobes, C. (2010). International Differences in IFRS Policy Choice: A Research Note. Accounting and Business Research, 40 (2), 173–187.

Kwiatkowski, D.; Phillips, P.C.B.; Schmidt, P.; Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are we that Economic Time Series have a Unit Root? Journal of Econometrics, 44 (1-3), 159–178.

LaFond, R.; Roychowdhury, S. (2008). Managerial Ownership and Accounting Conservatism. Journal of Accounting Research, 40 (1), 101–135.

LaFond, R.; Watts, R.L. (2008). The Information Role of Conservatism. The Accounting Review, 83 (2), 447–478.

LaPorta, R.; de Silanes, F.L.; Shleifer, A.; Vishny, R.W. (1998). Law and Finance. Journal of Political Economy, 106 (6), 1113–1155.

Lara, J.M.G.; Mora, A. (2004). Balance Sheet versus Earnings Conservatism in Europe. European Accounting Review, 13 (2), 261–292.

Laux, C.; Leuz, C. (2009). The Crisis of Fair-Value Accounting: Making Sense of the Recent Debate. Accounting, Organizations and Society, 34 (6-7), 826–834.

Laux, C.; Leuz, C. (2010). Did Fair-Value Accounting Contribute to the Financial Crisis? Journal of Economic Perspectives, 24 (1), 93–118.

Lennox, C.; Pittman, J.A. (2010). Big Five Audits and Accounting Fraud. Contemporary Accounting Research, 27 (1), 209–247.

Leuz, C. (2001). Infrastructure Requirements for an Economically Efficient System of Public Financial Reporting and Disclosure. Brookings-Wharton Papers on Financial Services, 170–178.

Lev, B. (1983). Some Economic Determinants of Time-Series Properties of Earnings. Journal of Accounting and Economics, 5 (1), 31–48.

Li, D. (2010). Does Auditor Tenure Affect Accounting Conservatism? Further Evidence. Journal of Accounting and Public Policy, 29 (3), 226–241.

Lopuhaä, H.; Rousseeuw, P. (1991). Breakdown Points of Affine Equivariant Estimators of Multivariate Location and Covariance Matrices. Annals of Statistics, 19 (1), 229–248.

Lorek, K.S.; Willinger, G.L. (2009). New Evidence Pertaining to the Prediction of Operating Cash Flows. Review of Quantitative Finance and Accounting, 32 (1), 1–15.

Lu, T.; Sapra, H. (2009). Auditor Conservatism and Investment Efficiency. The Accounting Review, 84 (6), 1933–1958.

Lütkepohl, H. (2007). New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer-Verlag.

MacKinnon, J.G. (1994). Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests. Journal of Business & Economic Statistics, 12 (2), 167–176.

MacKinnon, J.G. (2010). Critical Values for Cointegration Tests. Queen's Economics Department Working Paper No. 1227.

Maddala, G.S.; Kim, I.M. (1998). Unit Roots, Cointegration, and Structural Change. Cambridge University Press.

Maddala, G.; Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a new Simple Test. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue, 631–652.

Martin, R.D.; Rich, J.S.; Wilks, T.J. (2006). Auditing Fair Value Measurements: A Synthesis of Relevant Research. Accounting Horizons, 20 (3), 287–303.

Müller, S.; Reinke, J. (2010). Parameter bei der Bestimmung von Wertminderungen nach IAS 36. KoR, 1/2010, 23–32.

Neftçi, S.N. (1984). Are Economic Time Series Asymmetric over the Business Cycle? The Journal of Political Economy, 92 (2), 307–328.

Nelson, C.; Plosser, C. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomics Time Series: Some Evidence and Implications. Journal of Monetary Economics, 10 (2), 139–162.

Neusser, K. (2009). Zeitreihenanalyse in den Wirtschaftswissenschaften. Vieweg+Teubner.

Nichols, D.C.; Wahlen, J.M.; Wieland, M.M. (2009). Publicly Traded versus Privately Held: Implications for Conditional Conservatism in Bank Accounting. Review of Accounting Studies, 14 (1), 88–122.

Nikolaev, V.V. (2010). Debt Covenants and Accounting Conservatism. Journal of Accounting Research, 48 (1), 137–175.

Obermaier, R. (2009). Fair Value-Bilanzierung nach IFRS auf der Basis von Barwertkalkülen. KoR, 10/2009, 545–554.

O'Brien, R.M. (2007). A Caution Regarding Rules of Thumb for Variance Inflation Factors. Quality & Quantity, 41 (5), 673–690.

O'Connell, V. (2006). The Impact of Accounting Conservatism on the Compensation Relevance of UK Earnings. European Accounting Review, 15 (4), 627–649.

Oetken, P.; Frank, R. (2009). Die deutschen Small Caps. Finanz Betrieb, 7-8/2009, 374–377.

O'Hanlon, J.; Poon, S.; Yaansah, R.A. (1992). Market Recognition of Differences in Earnings Persistence: UK Evidence. Journal of Business Finance & Accounting, 19 (4), 625–639.

Pae, J.; Thornton, D.B.; Welker, M. (2005). The Link between Earnings Conservatism and the Price-to-Book Ratio. Contemporary Accounting Research, 22 (3), 693–717.

Peek, E.; Cuijpers, R.; Buijink, W. (2010). Creditors' and Shareholders' Reporting Demands in Public Versus Private Firms: Evidence from Europe. Contemporary Accounting Research, 27 (1), 49–91.

Phillips, P.C.B. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. Econometrica, 55 (2), 277–301.

Plankensteiner, D.; Zimmermann, V. (2009). Unternehmensbefragung 2009 - Unternehmensfinanzierung - deutliche Spuren der Krise: Keine Kreditklemme, aber massive Finanzierungsschwierigkeiten. KfW (Hrsg.).

Pope, P.F.; Walker, M. (1999). International Differences in the Timeliness, Conservatism, and Classification of Earnings. Journal of Accounting Research, 37 (3), 53–87.

Ronen, J.; Yaari, V. (2007). Earnings Management: Emerging Insights in Theory, Practice, and Research. Springer-Verlag.

Rousseeuw, P.; Leroy, A. (1987). Robust Regression and Outlier Detection. John Wiley & Sons Ltd.

Ruddock, C.; Taylor, S.J.; Taylor, S.L. (2006). Nonaudit Services and Earnings Conservatism: Is Auditor Independence Impaired? Contemporary Accounting Research, 23 (3), 701–746.

Ruhnke, K.; Canitz, I. (2010). Indikatoren für eine Wertminderung gem. IAS 36. KoR, 1/2010, 13–22.

Ruhnke, K.; Schmiele, C.; Schwind, J. (2010). Die Erwartungslücke als permanentes Phänomen der Abschlussprüfung - Definitionsansatz, empirische Untersuchung und Schlussfolgerungen. Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 62 (6), 394–421.

Sargan, J.D. (1958). The Estimation of Economic Relationships using Instrumental Variables. Econometrica, 26 (3), 393–415.

Sargan, J.D. (1959). The Estimation of Relationships with Autocorrelated Residuals by the Use of Instrumental Variables. Journal of the Royal Statistical Society, Series (B), 21 (1), 91–105.

Schildbach, T. (2009a). Der handelsrechtliche Jahresabschluss. Verlag Neue Wirtschafts-Briefe GmbH & Co.

Schildbach, T. (2009b). Fair value-Statik und Information des Kapitalmarktes. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 61 (6), 581–598.

Schipper, K. (2005). The Introduction of International Accounting Standards in Europe: Implications for International Convergence. European Accounting Review, 14 (1), 101–126.

Schipper, K.; Vincent, L. (2003). Earnings Quality. Accounting Horizons, 17 (Supplement), 97–110.

Schmeisser, W. (2007). Zur Ansatz- und Bewertungsproblematik von Humankapital nach IFRS. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 59 (1), 1–19.

Schmidt, P.; Phillips, P.C.B. (1992). LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 54 (3), 257–287.

Schruff, W. (2009). Herausforderungen aus der Subprime Krise an die Rechnungslegung. Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, 61 (6), 568–580.

Sen, P.K. (2005). Reported Earnings Quality under Conservative Accounting and Auditing. Journal of Accounting, Auditing and Finance, 20 (3), 229–256.

Sloan, R.G. (1996). Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? The Accounting Review, 71 (3), 289–315.

Smith, C.W.; Warner, J.B. (1979). On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants. Journal of Financial Economics, 7 (2), 117–161.

Smith, J.A.; Todd, P.E. (2001). Reconciling Conflicting Evidence on the Performance of Propensity-Score Matching Methods. American Economic Review, 91 (2), 112–118.

Soderstrom, N.S.; Sun, K.J. (2007). IFRS Adoption and Accounting Quality: A Review. European Accounting Review, 16 (4), 675–702.

Stefansky, W. (1972). Rejecting Outliers in Factorial Designs. Technometrics, 14 (2), 469–479.

Tendeloo, B.V.; Vanstraelen, A. (2008). Earnings Management and Audit Quality in Europe: Evidence from the Private Client Segment Market. European Accounting Review, 17 (3), 447–469.

Tong, H. (1983). Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis. Springer-Verlag.

Tong, H. (1990). Non-Linear Time-Series: A Dynamical Approach. Oxford University Press.

Tukey, J.W. (1962). The Future of Data Analysis. Annals of Mathematical Statistics, 33 (1), 1–67.

Verbon, H.A.A. (1980). Testing for Heteroscedasticity in a Model of Seemingly Unrelated Regression Equations with Variance Components (SUREVC). Economics Letters, 5 (2), 149–153.

Véron, N. (2008). Fair Value Accounting is the Wrong Scapegoat for this Crisis. Accounting in Europe, 5 (2), 63–69.

Vuong, Q.H. (1989). Likelihood Ratio Tests for Model Selection and Non-Nested Hypotheses. Econometrica, 57 (2), 307–333.

Wang, D. (2006). Founding Family Ownership and Earnings Quality. Journal of Accounting Research, 44 (3), 619–656.

Waschbusch, G.; Staub, N.; Karmann, O. (2009). Die Zukunftsfähigkeit der kapitalmarktorientierten Mittelstandsfinanzierung über die Börse. Finanz Betrieb, 12/2009, 689–697.

Watts, R.L. (2003a). Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. Accounting Horizons, 17 (3), 207–221.

Watts, R.L. (2003b). Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities. Accounting Horizons, 17 (4), 287–301.

Watts, R.L.; Leftwich, R.W. (1977). The Time Series of Annual Accounting Earnings. Journal of Accounting Research, 15 (2), 253–271.

Wegmann, J.; Kaehlert, G. (2008). Erfolgsstory mit Wahrnehmungsdefiziten - Die Unternehmen im Entry Standard haben eine faire Aufmerksamkeit verdient. Going Public, 5/2008, 18–20.

White, H. (1980). A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. Econometrica, 48 (4), 817–838.

Wielenberg, S. (2009). Ausschüttungsbegrenzung und liquidationsfinanzierte Ausschüttungen - wie sinnvoll ist vorsichtige Rechnungslegung? Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 61 (2), 2–21.

Windmeijer, F. (2005). A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Efficient two-step GMM estimators. Journal of Econometrics, 126 (1), 25–51.

Zhang, J. (2008). The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers. Journal of Accounting and Economics, 45 (1), 27–54.

Zhang, X.F. (2007). Accruals, Investment, and the Accrual Anomaly. The Accounting Review, 82 (5), 1333–1363.

Zimmermann, J.; Schymczyk, J. (2009). Economic Cycle Reserving in den Stricken der IFRS-Rechnungslegung. KoR, 9/2009, 506–511.

Zülch, H.; Hoffmann, S. (2009). Plädoyer für einen deutschen Weg der Zeitwertbewertung. Der Betrieb, 05/2009, 189–190.

Zwirner, C. (2010). Kapitalmarktorientierung - Legaldefinition und Rechtsfolgen. KoR, 01/2010, 1–5.