

Publizität und Informationsasymmetrien
Messung der Kapitalmarkteffekte von Publizität durch Proxy-Größen

Disclosure and Information Asymmetries
Measuring the Capital Market Effects of Disclosure using Proxies



3-Monats-Arbeit im Rahmen der Prüfung für
Diplom-Kaufmann an der Universität Göttingen

vorgelegt: 06.08.2010

von: Alireza Safaei-Nikooei

aus: Teheran, Iran

Professur für Rechnungslegung
und Wirtschaftsprüfung

Prof. Dr. Jörg-Markus Hitz

Inhaltsverzeichnis

Anhangsverzeichnis.....	III
Abbildungsverzeichnis.....	IV
Tabellenverzeichnis.....	V
Abkürzungsverzeichnis.....	VI
Symbolverzeichnis.....	VIII
1. Problemstellung	1
2. Grundlagen.....	3
2.1. Asymmetrische Informationen.....	3
2.1.1. Adverse Selektion und Moral Hazard	3
2.1.2. Proxys.....	5
2.1.2.1. Geld-Brief Spanne	6
2.1.2.1.1. Copeland/Galai Modell	7
2.1.2.1.2. Glosten/Milgrom Modell	9
2.1.2.1.3. Diskussion.....	13
2.1.2.2. Handelsvolumen	16
2.1.2.2.1. Das Kyle-Modell	16
2.1.2.2.2. Diskussion.....	18
2.1.2.3. Aktienkursrenditevolatilität	19
2.2. Publizität.....	21
2.2.1. Definition	21
2.2.2. Proxys.....	22
2.3. Bisherige empirische Ergebnisse	24
3. Messung der Kapitalmarkteffekte von Publizität börsennotierter Unternehmen in Deutschland im Untersuchungszeitraum 2002.....	28
3.1. Fragestellung	28

3.2. Methodik	28
3.3. Stichprobenauswahl	30
3.4. Deskriptive Statistiken.....	31
3.5. Regressionsanalyse.....	35
3.5.1. Probit-Regression.....	35
3.5.2. Geld-Brief Spanne Regression	38
3.5.3. Handelsvolumen Regression	40
3.5.4. Aktienkursrenditevolatilität Regression	42
3.6. Diskussion	44
4. Thesenförmige Zusammenfassung	49
Anhang	51
Literaturverzeichnis.....	55
Rechtssprechungsverzeichnis	60

Anhangsverzeichnis

Anhang 1: Thematische Abgrenzung.....	51
Anhang 2: Definition der Variablen der empirischen Untersuchung.....	51
Anhang 3: Aufschlüsselung der aus der Stichprobe eliminierten Unternehmen	54
Anhang 4: Auflistung der Unternehmen mit händisch ermittelten Betafaktoren.....	54

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Ereigniswahrscheinlichkeiten Baumdiagramm	9
Abbildung 2:	Glosten-Milgrom Modell - Rechnerisches Beispiel.....	11
Abbildung 3:	Darstellung der Wettbewerbs- und Monopolspanne	14
Abbildung 4:	Darstellung unterschiedlicher Publizitätsniveaus in Abhängigkeit von einer Börsennotierung.....	46

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Zusammenfassung der Ergebnisse der vorgestellten empirischen Studien.....	27
Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der abhängigen Variablen	32
Tabelle 3: Deskriptive Statistiken der Kontrollvariablen	34
Tabelle 4: Probit-Regressionsmodell (1. Stufe).....	37
Tabelle 5: Geld-Brief Spanne Regressionsmodell (2. Stufe)	39
Tabelle 6: Handelsvolumen Regressionsmodell (2. Stufe)	41
Tabelle 7: Aktienkursrenditevolatilität Modell (2. Stufe)	43

Abkürzungsverzeichnis

bspw.	beispielsweise
bzw.	beziehungsweise
CDAX	Composite DAX
c.p.	ceteris paribus
d.h.	das heißt
DAX	Deutscher Aktien Index
Diss.	Dissertation
etc.	et cetera
EU	Europäische Union
f.	folgende
Habil.	Habilitation
HGB	Handelsgesetzbuch
Hrsg.	Herausgeber
IFRS	International Financial Reporting Standards
IMR	Inverse Mills Ratio
KapAEG	Kapitalaufnahmeerleichterungsgesetz
LSE	London Stock Exchange
Mass.	Massachusetts
MDAX	Mid Cap DAX
NYSE	New York Stock Exchange
OLS	Ordinary Least Squares

S.	Seite
SEC	Securities and Exchange Commission
TecDAX	Technologie-Werte DAX
TransPuG	Gesetz zur weiteren Reform des Aktien- und Bilanzrechts, zu Transparenz und Publizität
US	United States
U.S. GAAP	United States Generally Accepted Accounting Principles
vgl.	vergleiche
Vol.	Volume
No.	Number
NJ	New Jersey
u.a.	und andere
z.B.	zum Beispiel

Symbolverzeichnis

N	Anzahl
N_{KUM}	Anzahl kumuliert
$p_{(t)}$	"Wahrer" Kurswert (im Zeitpunkt t)
p_B	Briefkurs
p_G	Geldkurs
R	Rendite
S	Geld-Brief Spanne
σ	Standardabweichung (auch Volatilität)
σ^2	Varianz

1. Problemstellung

Ökonomische Modelle zeigen, dass ein Rückgang von Informationsasymmetrien geringere Transaktionskosten, etwa in Gestalt engerer Geld-Brief Spannen, beim Wertpapierhandel für Investoren zur Folge hat. Weil Transaktionskosten positiv mit Kapitalkosten korrelieren,¹ wird argumentiert, dass der Marktwert von Unternehmen durch eine umfangreichere Informationsbereitstellung bzw. einem größeren Publizitätsniveau gesteigert werden kann.² Hieraus wird zweierlei deutlich:

Zum einen, dass mit dem Publizitätsniveau von Unternehmen weitreichende ökonomische Konsequenzen verbunden sind. Die Bedeutung von Publizität reicht dabei über Erwägungen innerhalb von Unternehmensgrenzen hinaus und findet selbst auf regulatorischer Ebene noch Berücksichtigung. So kann der Beschluss³ der Europäischen Union (EU) infolge dessen Unternehmen⁴ mit Sitz in der EU ihre konsolidierten Abschlüsse seit 2005 nach IFRS aufstellen müssen, ebenfalls als eine auf dem Publizitätskonzept beruhende Abwägung von Kosten und Nutzen aufgefasst werden. In dem Vorschlag zur Beschlussfassung wird explizit auf die Kapitalkosten senkende Wirkung internationaler Bilanzierungsstandards verwiesen.⁵

Zum anderen, dass die Annahme, Publizität führe zu wirtschaftlichen Vorteilen, impliziert, dass sie Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern abbauen würde. Ziel dieser Arbeit ist es, diese in der Forschung und Praxis verbreitete Annahme, am Beispiel des deutschen Kapitalmarkts zu untersuchen. Damit soll eine Antwort auf die Frage ermöglicht werden, ob der vermutete Kapitalmarkteinfluss von Publizität auch im Kontext börsennotierter Unternehmen in Deutschland gerechtfertigt erscheint.

¹ Vgl. Amihud/Mendelson (1986), S. 246.

² Vgl. etwa Botosan (2006), S. 33 f.

³ Vgl. Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 (2002), S. 3 f.

⁴ Genauer: Kapitalmarktorientierte Unternehmen, deren Geschäftsjahre am oder nach dem 01.01.2005 begannen.

⁵ Vgl. Kommission der europäischen Gemeinschaften (2001), S. 2.

Zu diesem Zweck müssen die Kapitalmarkteffekte von Publizität aus der Variation von Proxy-Größen asymmetrischer Informationen abgeleitet werden. In der wissenschaftlichen Forschung geschieht dies entweder durch Beobachtung der Variation direkter Informationsasymmetrie-Maße. Darunter fallen die Geld-Brief Spanne, das Handelsvolumen oder die Aktienkursrenditevolatilität. Alternativ wird der Kapitalmarkteinfluss von Publizität durch Beobachtung der Variation von Eigenkapitalkosten, einem indirekten Informationsasymmetrie-Maß von Unternehmen, abgeleitet. Da im Fokus dieser Arbeit der originäre Einfluss von Publizität steht, wird auf die Darstellung von Methoden, welche Eigenkapitalkostensätze einschließen, verzichtet.⁶ Nichtsdestotrotz sind auch die direkten Proxys asymmetrischer Informationen durch Störgrößen beeinflusst, wodurch ein unverfälschter Rückschluss auf den Kapitalmarkteinfluss von Publizität erschwert wird. Darum wird bei den empirischen Untersuchungen besonderes Augenmerk darauf gerichtet, verzerrende Einflüsse zu kontrollieren.

Methodisch erfolgen die Untersuchungen dieser Arbeit im Rahmen multivariater Regressionsgleichungen. Zusätzlich werden diese jeweils um einen Korrekturterm für Selbst-Selektion in den Beobachtungen ergänzt. In drei Regressionen mit jeweils verschiedenem Informationsasymmetrie-Proxy als abhängiger Variable, wird der Kapitalmarkteinfluss von Publizität gemessen. Eine weitere Besonderheit der Regressionsanalyse ist ihr, mit Ausnahme des Untersuchungszeitraums, um Vergleichbarkeit bemühtes Untersuchungsdesign mit der Studie von Leuz/Verrecchia⁷.

⁶ Vgl. auch Anhang 1.

⁷ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000)

2. Grundlagen

2.1. Asymmetrische Informationen

Das Konzept asymmetrischer Informationen erlaubt die Kapitalmarkteffekte von Publizität greifbar zu machen. Möglich wird dies, weil durch Informationsasymmetrien das Verhalten von Marktteilnehmern in vorhersehbarerweise beeinflusst wird. Dadurch ist es möglich Kapitalmarktgrößen als Stellvertretervariablen von Informationsasymmetrien herzuleiten, aus deren Variation der Einfluss von Publizität schließlich ableitbar ist.

Die vorhersagbare Verhaltensänderung von Informationsasymmetrie betroffenen Marktteilnehmern ist Gegenstand des folgenden Abschnitts.

2.1.1. Adverse Selektion und Moral Hazard

Ein Markt dessen Teilnehmer bezüglich der Werthaltigkeit der gehandelten Güter über ungleiche Informationen verfügen, ist charakterisiert durch Informationsasymmetrien.⁸

Die für diese Arbeit zentrale Konsequenz asymmetrischer Informationen, adverse Selektion, lässt sich eingängig anhand des Beispiels eines Gebrauchtwagenmarktes erläutern. Das Beispiel stammt von Akerlof, der das Phänomen als erster beschrieben hat.⁹

Ihm zufolge kommen auf diesem Markt besser informierte Anbieter, also solche mit privaten Informationen, mit schlechter informierten Nachfragern von Fahrzeugen unterschiedlicher Qualität zusammen. Anbietern ermöglicht Ihr Wissensvorsprung opportunistisches Verhalten. Sie werden versuchen Ihre Fahrzeuge zum höchstmöglichen Preis zu veräußern, ungeachtet deren Qualität. Nachfragende sind sich dieses Anbieterverhaltens bewusst und schützen sich vor einer Überzahlung, indem Sie höchstens bereit sind den Durchschnittspreis der am Markt befindlichen Fahrzeuge zu bezahlen. Besitzer von Gebrauchtwagen besse-

⁸ Von ungleich informierten Marktteilnehmern auszugehen ist ungefährlich, angesichts empirischer Studien, welche Evidenz gegen die Existenz der starken Form von Markteffizienz liefern. Vgl. etwa Jaffe (1974), S. 424 f. Zu Markteffizienz im Allgemeinen vgl. etwa Brealey/Myers (2003), S. 351.

⁹ Vgl. Akerlof (1970), S. 489 f.

rer Qualität werden jedoch nicht bereit sein unter dem tatsächlichen Wert ihres Fahrzeugs zu verkaufen und werden sich folglich vom Markt zurückziehen. Der Rückgang des Anteils qualitativ hochwertiger Fahrzeuge veranlasst wiederum die Nachfragenden den maximalen Preis, den sie für ein Fahrzeug zu zahlen bereit sind, den Durchschnittspreis der am Markt verbliebenen Fahrzeuge, zu verringern.

Im Ergebnis führt das wiederholte Durchspielen dieses Mechanismus zu einem Rückgang des Handelsgeschehens und schlimmstenfalls sogar zum Erliegen des Marktes, nämlich dann wenn die Zahlungsbereitschaft der Nachfragenden gänzlich zurückginge.

Das Beispiel verdeutlicht zwei Punkte. Erstens: Wenn Informationen zwischen Marktteilnehmern ungleich verteilt sind, ist ein unerwünschter Handel aus Sicht der schlechter informierten Vertragsseite vorprogrammiert. Im Beispiel: Ein Handel findet nur mit solchen Gegenparteien statt, die mindestens keinen Verlust davontragen und umgekehrt der schlechter informierten Vertragsseite bestenfalls einen Verlust ersparen. Schließlich findet ein Handel lediglich dann statt, wenn die schlechter informierte Vertragsseite mindestens den Fahrzeugwert bezahlt. Damit erfolgt die Wahl der Gegenpartei des Nachfragenden niemals in seinem Interesse. Es findet eine *adverse* Selektion statt.

Zweitens: Adverse Selektion macht Preisanpassungsmechanismen erforderlich. Schlechter informierte müssen versuchen ihre erwarteten Verluste, aufgrund des Handels mit Insidern, zu verringern. Im Beispiel geschieht dies durch den Unwillen der Nachfragenden mehr als den Durchschnittspreis der am Markt befindlichen Fahrzeuge zu bezahlen.

Außer adverser Selektion ist eine weitere Konsequenz von Märkten mit ungleich informierten Akteuren das Moral Hazard. Im Kern unterscheidet sie sich von adverser Selektion durch ihren Entstehungszeitpunkt.¹⁰ Private Informationen wirken sich hier erst nach Vertragsabschluss zu Ungunsten der schlechter informierten Vertragsseite aus. Man spricht in diesem Zusammenhang auch von "hid-

¹⁰ Vgl. Mishkin (2004), S. 174.

den actions"¹¹ (versteckter Handlungen). Beispielshalber kommt Moral Hazard beim Vertragsverhältnis zwischen Versicherungsgeber und Versicherungsnehmer zum Tragen. Es ist zu vermuten, dass der Versicherte nach Vertragsabschluss seine Risikobereitschaft erhöht, d.h. sein Verhalten stillschweigend ändert (z.B. durch eine unachtsamere Fahrweise im Straßenverkehr). Diese "unmoralische" (Moral) Verhaltensänderung stellt aus Sicht des Versicherungsgebers eine Gefahr (Hazard) für seine Vermögensposition dar.¹²

Auch beim Moral Hazard erwartet die schlechter informierte Vertragsseite Verluste durch Interaktion mit Insidern und wird sich darum versuchen davor zu schützen. Bezogen auf das Beispiel könnte der Versicherungsgeber einen Selbstbehalt mit dem Versicherten vereinbaren, ihn an den Risiken beteiligen, und so die Gefahr nachträglicher versteckter Handlungen verringern.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die Existenz von asymmetrischen Informationen das Verhalten von schlechter informierten Marktteilnehmern beeinflusst. Letztere werden versuchen ihre, durch Interaktion mit Insidern, erwarteten Verluste durch geeignete Maßnahmen zu verringern. Das Konzept der adversen Selektion steht wesentlich hinter den nachfolgend vorgestellten Modellen, welche unter Modellbedingungen einen Zusammenhang zwischen am Kapitalmarkt beobachtbaren Größen und asymmetrischen Informationen herstellen. Das Konzept des Moral Hazard wurde aus Gründen der Vollständigkeit kurz umrissen. Für die Begründung der Tauglichkeit von Kapitalmarktgrößen als Maße der Informationsasymmetrie spielt es im Weiteren keine Rolle.¹³

2.1.2. Proxys

Zur Beantwortung der einleitend beschriebenen Problemstellung wird der Wirkungszusammenhang zwischen Publizität¹⁴ und Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern ausgenutzt.

¹¹ Vgl. Varian (2004), S. 693.

¹² Vgl. Mishkin (2004), S. 33.

¹³ Zu Informationsasymmetrien vgl. auch Scott (2006), S. 101 f.

¹⁴ Zu Publizität ausführlicher vgl. Abschnitt 2.2.

Es ergibt sich hierbei das Problem, dass Informationsasymmetrien am Kapitalmarkt nicht unmittelbar beobachtbar sind. Behelfen muss man sich durch den Einsatz von Ersatzvariablen, sogenannten Proxys. Diese erfüllen die Eigenschaft, mit der interessierenden Einflussgröße, der Informationsasymmetrie, zu variieren,¹⁵ im Unterschied zu ihr aber beobachtbar zu sein.

Die Verwendung von Proxys ist nicht unproblematisch. So können auf ihr beruhende Folgerungen über Wirkungszusammenhänge ungenau sein, insbesondere dann, wenn ein verwendeter Proxy weitere Einflüsse, als ausschließlich den interessierenden, erfasst.¹⁶

In den Folgenden Abschnitten 2.1.2.1 bis 2.1.2.3 wird für die Kapitalmarktgrößen Geld-Brief Spanne, Handelsvolumen sowie die Aktienkursrenditevolatilität ein Wirkungszusammenhang mit Informationsasymmetrien zwischen Marktteilnehmern hergeleitet.

2.1.2.1. Geld-Brief Spanne

Die Geld-Brief Spanne ist die Differenz, die ein Marktspezialist bei unmittelbarem Kauf und Verkauf eines Titels vereinnahmt. Sie kompensiert den Spezialisten dafür, dass er Investoren den zeitnahen Handel mit Wertpapieren ermöglicht. Diese müssen nicht erst einen preisübereinstimmenden, entgegengesetzten Transaktionswunsch eines anderen Investors abwarten, sondern können unmittelbar über den Marktspezialisten ihre Transaktionswünsche ausführen. Dafür nehmen sie auch in Kauf, dass ein Verkauf mit einem Preisabschlag, ein Kauf mit einem Preiszuschlag gegenüber dem "wahren" Kurswert, p , welcher annahmegemäß als Durchschnitt zwischen Geld- und Briefkurs definiert ist, erfolgt.

Formell gilt für die Spanne $S = p_B - p_G$ mit $p_B = p + S/2$ (Briefkurs) und $p_G = p - S/2$ (Geldkurs).

¹⁵ Vgl. Wagenhofer/Ewert (2003), S. 360.

¹⁶ Vgl. ebenda, S. 371.

2.1.2.1.1. Copeland/Galai Modell

Folgende Überlegungen basieren, falls nicht anders angegeben, auf O'hara.¹⁷

Es wird angenommen, dass der Marktspezialist sowohl mit Liquidität-Händlern (uninformierte Händler), als auch Insidern (informierte Händler) Geschäfte abschließt. Letztere kennen den Aktienkurs, sodass der Spezialist aus dem Handel mit ihnen sichere Verluste realisiert. Beispielsweise handelt es sich bei Insidern um institutionelle Marktteilnehmer, welche durch qualifiziertes Personal und hohen Suchausgaben in der Lage sind Informationen effizient zu verarbeiten. Ihre Anwesenheit repräsentiert die Informationsasymmetrie-Komponente des Modells.

Die aus dem Handel mit Insidern resultierenden sicheren Verluste werden kompensiert durch Einnahmen aus dem Handel mit Liquidität-Händlern. Dies ist möglich, weil bei Transaktionen dieser Händler der zugrundeliegende Aktienkurs weder bekannt, noch eine Rolle spielt. Wie ihr Name andeutet, sind vielmehr Liquiditätsmotive für ihre Handelsentscheidungen ausschlaggebend. So kann bspw. ein Verkauf von Aktienpositionen veranlasst sein, weil eine frühzeitige Pensionierung beabsichtigt wird.¹⁸

Würde ein Markt ausschließlich Liquidität-Händler beherbergen, wäre er frei von Informationsasymmetrien, da zwischen Liquidität-Händlern und Marktspezialisten ein gleicher Kenntnisstand bezüglich der zukünftigen Wertentwicklung eines Wertpapiers angenommen wird.

Weiterhin wird die Wahrscheinlichkeit mit der ein Spezialist auf Liquidität-Händler und Insider stößt vorgegeben. Ein Handel mit Insidern (Uninformierten) findet mit der Wahrscheinlichkeit $\pi_I (1 - \pi_I)$ statt.

Aus dem Handel mit Insidern folgen für den Spezialisten erwartete Verluste in Höhe von:

¹⁷ Vgl. O'Hara (1995), S. 53 - 56. Vgl. auch Copeland/Galai (1983), S. 1458 - 1462.

¹⁸ Vgl. Scott (2006), S. 96 f.

$$-\pi_I * \left(\int_{p_B}^{\infty} (p - p_B) f(p) dp + \int_0^{p_G} (p_G - p) f(p) dp \right) \quad (2.1)$$

mit $f(p)$: Dichtefunktion des Aktienkurses p .

Das erste Integral steht dabei für den zustande kommenden Verlust durch einen Verkauf an Insider. Das zweite drückt einen Verlust durch einen Kauf eines Titels von Insidern aus.

Für Liquidität-Händler gilt, dass diese mit der Wahrscheinlichkeit π_{BL} kaufen, der Wahrscheinlichkeit π_{SL} verkaufen und der Wahrscheinlichkeit π_{NL} nicht handeln.

Daraus folgt, dass der Spezialist aus dem Handel mit ihnen Gewinne in Höhe von

$$\pi_{BL}(p_A - p) + \pi_{SL}(p - p_B) + \pi_{NL}(0) \quad (2.2)$$

erwartet. Der erste Term steht dabei für Gewinne aus dem Verkauf, der zweite für Gewinne aus dem Kauf von Aktien. Der letzte Term zeigt an, dass keine Gewinne realisiert werden, falls Liquidität-Händler keinen Handel treiben.

Unter der zusätzlichen Annahme vollkommenen Wettbewerbs folgt für die Gewinnfunktion des Marktspezialisten schließlich:¹⁹

$$\begin{aligned} &-\pi_I * \left(\int_{p_B}^{\infty} (p - p_B) f(p) dp + \int_0^{p_G} (p_G - p) f(p) dp \right) \\ &+ (1 - \pi_I) * (\pi_{BL}(p_A - p) + \pi_{SL}(p - p_B)) = 0 \end{aligned} \quad (2.3)$$

(2.3) stellt die Zusammenführung der Gleichungen (2.1) und (2.2) dar multipliziert mit ihren jeweiligen Eintrittswahrscheinlichkeiten.

Wie nun erkennbar wird ist die Geld-Brief Spanne zunehmend mit π_I . So würde für $\pi_I = 0$ mit $p = p_A = p_B$ keine Geld-Brief Spanne verlangt. Umgekehrt ist für $\pi_I > 0$ eine positive Spanne erforderlich um Verluste aus (2.1) mit Gewinnen aus (2.2) zu kompensieren.

¹⁹ Vgl. Copeland/Galai (1983), S. 1462.

Somit folgt aus Gleichung (2.3), dass die Geld-Brief Spanne mit wachsender Informationsasymmetrie, dargestellt durch die Wahrscheinlichkeit mit der ein Handel mit informierten Investoren stattfindet (π_I), zunimmt. Damit korreliert die Geld-Brief Spanne positiv mit asymmetrischen Informationen und eignet sich folglich als Proxy für Informationsasymmetrien.

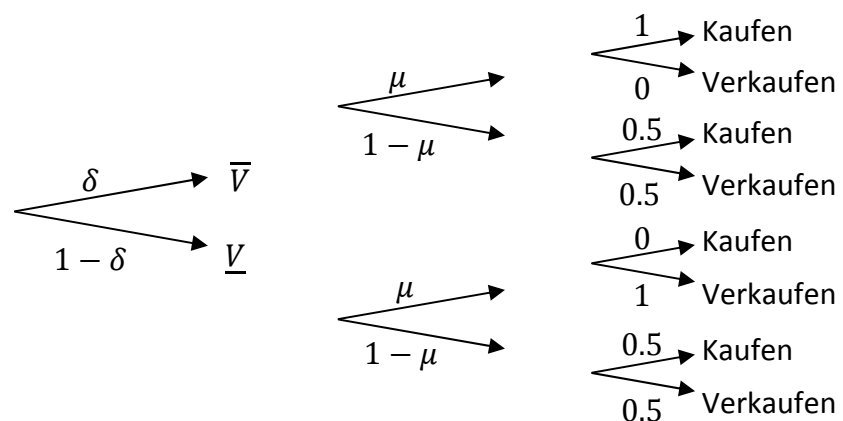
2.1.2.1.2. Glosten/Milgrom Modell

Die folgende Darstellung basiert, falls nicht anders gekennzeichnet, auf den Ausführungen von O'Hara.²⁰

Die Annahmen bezüglich der Teilnehmer sind gegenüber dem letzten Modell unverändert. Ein Marktspezialist handelt erneut mit Liquidität-Händlern sowie Insidern.

Abbildung eins veranschaulicht die Wahrscheinlichkeit der Abfolge von Ereignissen aus Sicht eines Marktspezialisten. Insbesondere geht hervor, dass der Parameter μ als Informationsasymmetrie Maß des Modells aufgefasst werden muss,

Abbildung 1: Ereigniswahrscheinlichkeiten Baumdiagramm



Quelle: O'Hara (1995), S. 63.

Anmerkung: μ : Wahrscheinlichkeit eines Handels mit informierten Händlern. $(1-\mu)$: Wahrscheinlichkeit eines Handels mit Liquidität-Händlern. δ : Wahrscheinlichkeit mit der ein Wertpapier den Wert \bar{V} annimmt. $(1-\delta)$: Wahrscheinlichkeit mit der ein Wertpapier den Wert \underline{V} annimmt.

weil es den Anteil der am Markt befindlichen informierten Investoren beschreibt. Erkennbar wird das aus den bedingten Kauf- und Verkaufswahrscheinlichkeiten

²⁰ Vgl. O'Hara (1995), S. 57 - 64; vgl. auch Glosten/Milgrom (1985).

der Ereignisknoten rechts in der Abbildung, welche aus Sicht des Marktspezialisten adverse Selektion mit der Wahrscheinlichkeit μ andeuten. Dort begegnet der Spezialist Insidern, die lediglich dann handeln, wenn ihnen ein Gewinn sicher ist, d.h. kaufen wenn $V > p_B$ bzw. verkaufen wenn $V < p_G$ gilt (erster und dritter Ereignisknoten, rechts in der Abbildung).

Weiterhin ist im Glisten-Milgrom Modell der Geldkurs festgelegt als bedingter Erwartungswert des Wertpapiers, gegeben ein Verkaufssignal (2.4). Analog ist der Briefkurs bestimmt durch den bedingten Erwartungswert des Wertpapiers, gegeben ein Kaufsignal (2.7). Beide Festlegungen basieren auf der Annahme, dass der Spezialist im vollkommenen Wettbewerb handelt, sodass er keine Gewinne realisiert.²¹

Formell bedeutet das für den Geld- und Briefkurs:

$$p_G = E\{V|VK\} = \underline{V} * P\{\underline{V}|VK\} + \bar{V} * P\{\bar{V}|VK\} \quad (2.4)$$

mit

$$P\{\underline{V}|VK\} = \frac{P\{\underline{V}\} * P\{VK|\underline{V}\}}{P\{\underline{V}\} * P\{VK|\underline{V}\} + P\{\bar{V}\} * P\{VK|\bar{V}\}} \quad (2.5)$$

$$P\{\bar{V}|VK\} = \frac{P\{\bar{V}\} * P\{VK|\bar{V}\}}{P\{\underline{V}\} * P\{VK|\underline{V}\} + P\{\bar{V}\} * P\{VK|\bar{V}\}} \quad (2.6)$$

und

$$p_B = E\{V|K\} = \underline{V} * P\{\underline{V}|K\} + \bar{V} * P\{\bar{V}|K\} \quad (2.7)$$

mit

$$P\{\underline{V}|K\} = \frac{P\{\underline{V}\} * P\{K|\underline{V}\}}{P\{\underline{V}\} * P\{K|\underline{V}\} + P\{\bar{V}\} * P\{K|\bar{V}\}} \quad (2.8)$$

$$P\{\bar{V}|K\} = \frac{P\{\bar{V}\} * P\{K|\bar{V}\}}{P\{\underline{V}\} * P\{K|\underline{V}\} + P\{\bar{V}\} * P\{K|\bar{V}\}} \quad (2.9)$$

²¹ Vgl. Hasbrouck (2007), S. 45.

(2.5-2.6) und (2.8-2.9) folgen aus dem Theorem von Bayes.²² Die für Gleichung (2.4) und (2.7) erforderlichen bedingten Wahrscheinlichkeiten lassen sich aus Abbildung eins ableiten.²³

So lässt sich beispielsweise ablesen, dass die Wahrscheinlichkeit eines Verkaufs wenn der Kurs niedrig ist, durch $P\{VK|\underline{V}\} = \mu + (1 - \mu)/2$ bestimmt ist. Analog wird ersichtlich, dass die Wahrscheinlichkeit eines Verkaufs wenn der Kurs hoch ist, bestimmt ist durch $P\{VK|\bar{V}\} = (1 - \mu)/2$ etc.

Nach Festlegung aller Modellparameter (\underline{V} , \bar{V} , $\delta = P\{\bar{V}\}$ und μ) sind alle für die Gleichungen (2.4) und (2.7) benötigten Terme numerisch bestimmt. Es ergibt sich ein positiver Zusammenhang zwischen Informationsasymmetrien und der Geld-Brief Spanne, wie aus der Variation des Parameters μ in Abbildung zwei deutlich wird.

Abbildung 2: Glisten-Milgrom Modell - Rechnerisches Beispiel

in €				p_G	p_B	$p_B - p_G$		
\underline{V}	\bar{V}	δ	μ	$P\{\underline{V} VK\}$	$E\{V VK\}$	$P\{\underline{V} K\}$	$E\{V K\}$	Spanne
100	150	0,5	0,10	0,55 ^(a)	€122,50 ^(b)	0,45 ^(c)	€127,50 ^(d)	€5,00
100	150	0,5	0,00	0,50	€125,00	0,50	€125,00	€0,00

Quelle: Darstellung in Anlehnung an Hasbrouck (2009).

Anmerkung:

μ : Wahrscheinlichkeit eines Handels mit Informierten Händlern bzw. Grad der Informationsasymmetrie des Modells.

δ : Wahrscheinlichkeit mit der das Wertpapier den Wert \bar{V} annimmt bzw. $P\{\bar{V}\}$. Dementsprechend $(1 - \delta) = P\{\underline{V}\}$.

Abbildung eins erlaubt die numerische Bestimmung der für die Gleichungen (2.4) bis (2.9) benötigten Terme. So gilt unter der obigen Modellspezifikation:

- (a) $P\{\underline{V}\} = 0,5$; $P\{\bar{V}\} = 0,5$
 $P\{VK|\underline{V}\} = \mu + (1 - \mu)/2 = 0,1 + 0,5 * 0,9 = 0,55$
 $P\{VK|\bar{V}\} = (1 - \mu)/2 = 0,9/2 = 0,45$
 $\rightarrow P\{\underline{V}|VK\} = 0,5 * 0,55 / (0,5 * 0,55 + 0,5 * 0,45) = 0,55.$
- (b) $p_G = E\{V|VK\} = \underline{V} * P\{\underline{V}|VK\} + \bar{V} * P\{\bar{V}|VK\}$
 $= 100 * 0,55 + 150 * (1 - 0,55)$
 $= €122,50$

²² Zum Bayes Theorem vgl. O'Hara (1995), S. 78.

²³ Nach vorheriger Festlegung aller Modellparameter.

Abbildung 2: Glosen-Milgrom Modell - Rechnerisches Beispiel

$$\begin{aligned}
 \text{(c)} \quad & P\{\underline{V}\} = 0,5; P\{\overline{V}\} = 0,5 \\
 & P\{K|\underline{V}\} = (1 - \mu)/2 = 0,45 \\
 & P\{K|\overline{V}\} = \mu + (1 - \mu)/2 = 0,55 \\
 \rightarrow \quad & P\{\underline{V}|K\} = 0,5 * 0,45 / (0,5 * 0,45 + 0,5 * 0,55) = 0,45. \\
 \text{(d)} \quad & p_B = E\{V|K\} = \underline{V} * P\{\underline{V}|K\} + \overline{V} * P\{\overline{V}|K\} \\
 & = 100 * 0,45 + 150 * (1 - 0,45) \\
 & = €127,50
 \end{aligned}$$

Die errechnete Spanne ist für $\mu = 0,1$ größer als für $\mu = 0$, womit gezeigt ist, dass die Geld-Brief Spanne mit zunehmender Informationsasymmetrie wächst.

Hasbrouck zeigt ferner, dass die Null-Profit Bedingung $p_B = E\{V|K\}$ ²⁴ sich weiter zerlegen lässt, sodass gilt:²⁵

$$\underbrace{(p_B - E\{V|L, K\})}_{\substack{\text{Gewinne gegenüber} \\ \text{Liquidität Händlern}}} P\{L|K\} = - \underbrace{(p_B - E\{V|I, K\})}_{\substack{\text{Verluste gegenüber} \\ \text{informierten Händlern}}} P\{I|K\} \quad (2.10)$$

- mit $E\{V|L, K\}$: Erwarteter Wertpapierkurs, gegeben der Kauf durch einen Liquidität-Händler
 $E\{V|I, K\}$: Erwarteter Wertpapierkurs, gegeben der Kauf durch einen informierten Händler
 $P\{L|K\}$: Wahrscheinlichkeit eines Kaufs durch einen Liquidität-Händler
 $P\{I|K\}$: Wahrscheinlichkeit eines Kaufs durch einen informierten Händler

und $E\{V|L, K\} < p_B < E\{V|I, K\}$.

(2.10) verdeutlicht das Preisanpassungsverhalten des Marktspezialisten. Mit zunehmender Informationsasymmetrie μ bzw. $P\{I|K\}$ wachsen dessen Verluste aus adverser Selektion. Die rechte Seite von Gleichung (2.10) würde folglich größer. Gleichmaßen sinken seine Erlöse gegenüber Liquidität-Händlern ($(1 - \mu)$ bzw. $P\{L|K\}$ sinkt). Die linke Seite von Gleichung (2.10) würde kleiner. Die Einhaltung der Null-Profit Bedingung macht es erforderlich, dass der Spezialist seine Spanne weitet. In Gleichung (2.10) hätte das einen erhöhten Geldkurs p_B zur Folge, sodass seine Verluste gegenüber informierten Händlern sinken

²⁴ Bzw. $p_G = E\{V|VK\}$. Auf eine analoge Darstellung für den Geldkurs wird an dieser Stelle verzichtet.

²⁵ Vgl. Hasbrouck (2007), S. 46.

während seine Gewinne gegenüber Liquidität-Händlern steigen. Dies geschieht solange bis Gleichung (2.10) wieder erfüllt ist.

2.1.2.1.3. Diskussion

Wie gezeigt werden konnte, lauten die Vorhersagen der beiden zuletzt vorgestellten Modelle, dass die Geld-Brief Spanne positiv mit asymmetrischen Informationen korreliert. Somit lässt sich folgern, dass die Geld-Brief Spanne ein geeigneter Proxy asymmetrischer Informationsverteilung zwischen Marktteilnehmern ist.

Eine wichtige Einschränkung dieser Folgerung resultiert jedoch aus der Annahme beider Modelle, die Geld-Brief Spanne würde alleinig durch Informationseffekte beeinflusst.²⁶ Wie die Diskussion der nachfolgenden Einflussfaktoren der Geld-Brief Spanne zeigt, stellt dies eine von der Realität abweichende Annahme dar.

So variiert die Geld-Brief Spanne außerdem mit den Auftragsausführungskosten von Spezialisten. Hierunter fallen all jene Kosten, welche dem Spezialisten durch Erbringung seiner Dienstleistung entstehen, so zum Beispiel Kosten seiner aufgewendeten Arbeitszeit.²⁷

Die Geld-Brief Spanne hängt ferner mit dem Bestandhaltungsrisiko von Marktspezialisten zusammen, ebenfalls ein von Informationsasymmetrien unabhängiger Einflussfaktor, wie folgende Gleichung veranschaulicht.²⁸

$$\frac{p_B - p_G}{p} = \frac{z}{W_0} \sigma^2 |Q| \quad (2.11)$$

- mit
- z: Grad der Risikoaversion des Spezialisten
 - W_0 : Vermögensausstattung des Spezialisten zu Beginn der Periode
 - σ^2 : Renditevarianz der gehandelten Aktie
 - Q: Nettoauftragsvolumen. Positiv bei Geld-, negativ bei Brieftransaktionen

und p_B, p_G und p unverändert.

²⁶ Vgl. O'Hara (1995), S. 59.

²⁷ Vgl. Stoll (1978), S. 1144.

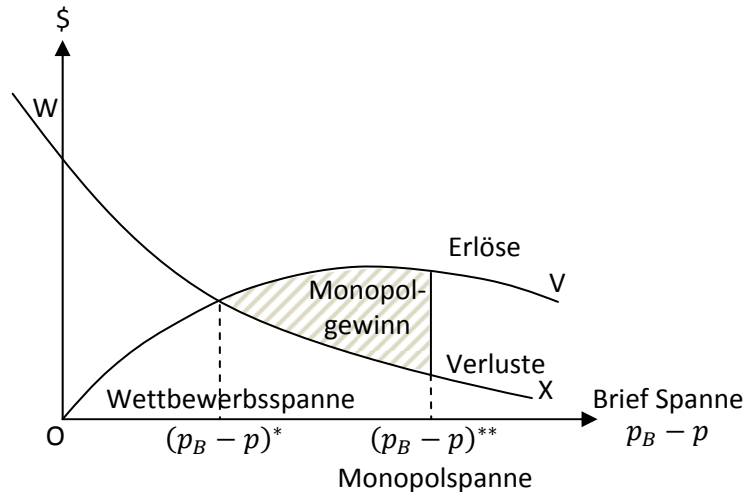
²⁸ Vgl. Stoll (2003), S. 13; vgl. auch Stoll (1978), S. 1142 - 1144.

(2.11) macht ersichtlich, dass der Spezialist bei ungleichem mengenmäßigem Zugang von Kauf- und Verkaufsaufträgen ($|Q| \neq 0$) die Geld-Brief Spanne ausdehnen wird. Der Grund liegt in seinem zunehmenden Verlustrisiko aus dem Halten eines unausgeglichenes Portfolios.²⁹ Ist er zu viele Titel Long (Short), muss er Verluste aus dem Kursrückgang (Kursanstieg) des gehandelten Titels befürchten. Die größere Geld-Brief Spanne kompensiert ihn für das übernommene Verlustrisiko.

(2.11) deutet außerdem an, dass das Bestandhaltungsrisiko und damit die Geld-Brief Spanne ebenso mit wachsender Unsicherheit bezüglich des Kursverlaufs der gehandelten Aktie (σ^2), sowie einer zunehmenden Risikoaversion (z) des Spezialisten steigt.

Weiterhin hängt die Geld-Brief Spanne mit dem Grad der Wettbewerbsintensität eines Marktes zusammen.

Abbildung 3: Darstellung der Wettbewerbs- und Monopolspanne



Quelle: Darstellung in Anlehnung an Copeland/Galai (1983), S. 1461.

Anmerkung: $p_B - p$ entspricht der halben Geld-Brief Spanne. Erlöse des Marktspezialisten resultieren aus dem Handel mit Liquidität-Händlern (Linie VO). Verluste resultieren aus dem Handel mit informierten Investoren (Linie WX).

Abbildung drei veranschaulicht, dass die Spanne mit zunehmendem Wettbewerb unter Marktspezialisten sinkt.³⁰ Im Zustand des Wettbewerbsgleichgewichts, im

²⁹ Vgl. Stoll (2003), S. 11.

³⁰ Vgl. Copeland/Galai (1983), S. 1463.

Schnittpunkt der Linien WX und VO, ist die (Brief-) Spanne³¹ kleiner als in der Monopolsituation, mit $(p_B - p)^* < (p_B - p)^{**}$. Dies geschieht, weil im Wettbewerb um Auftragseingänge, solange Profite erzielbar sind, Spezialisten einen Anreiz haben sich gegenseitig durch Quotierung kleinerer Spannen zu unterbieten.³² Ein Minimum findet die Spanne dort, wo eine weitere Unterbietung mit Verlusten verbunden wäre. Spezialisten erzielen in diesem Gleichgewicht keine Profite.

Die Geld-Brief Spanne enthält außerdem eine Optionspreiskomponente.³³ So kann die Platzierung eines Geldkurses durch den Spezialisten mit dem Verkauf einer Put-Option an Marktteilnehmer verglichen werden, da letztere die Möglichkeit (das Recht), aber nicht die Pflicht bekommen zu dem quotierten Geldkurs ihr Wertpapier zu veräußern. Analog kann ein quotierter Briefkurs als Call-Option aufgefasst werden. Folglich variiert die Geld-Brief Spanne mit Einflussgrößen der Optionspreistheorie. So zum Beispiel mit dem risikolosen Zins oder der Volatilität des gehandelten Titels.³⁴

Schließlich ist das "non-competitive pricing"³⁵ ein weiterer, von Informationsasymmetrien unabhängiger, Einflussfaktor der Geld-Brief Spanne. Regulierungen auf Börsenplätzen bezüglich der minimal erlaubten Preisschwankung eines Wertpapiers fallen in diese Kategorie.³⁶

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die Geld-Brief Spanne außer mit dem Grad asymmetrischer Informationen, auch mit hiervon unabhängigen Einflussfaktoren wie Bestandhaltungs- und Auftragsausführungskosten kovariiert. Empirische Studien, welche den Anteil der verschiedenen Einflusskomponenten der Geld-Brief Spanne untersuchen, unterstützen dieses Ergebnis. So konnte etwa beobachtet werden, dass die Geld-Brief Spanne zwischen 10 und 43 Prozent aus

³¹ Für die Geld-Spanne gilt spiegelbildlich, dass der Preisabschlag vom wahren Wert mit zunehmendem Wettbewerb kleiner wird. Somit sind die getroffenen Folgerungen für die Brief-Spanne übertragbar auf die Geld-Brief Spanne.

³² Vgl. Copeland/Galai (1983), S. 1461 f.; vgl. auch Demsetz (1968), S. 44.

³³ Vgl. Stoll (2003), S. 10.

³⁴ Vgl. Copeland/Galai (1983), S. 1464 f.

³⁵ Vgl. Stoll (2003), S. 10.

³⁶ Aufgrund ihres geringen Stellenwertes wird hierauf nicht vertiefend eingegangen.

dem Einfluss asymmetrischer Informationen resultiert. Umgekehrt bedeutet das, dass sich die Geld-Brief Spanne zwischen 57 und 90 Prozent aus informationsunabhängigen Einflussfaktoren zusammensetzt.³⁷

Die Implikation dieses Abschnitts für die später durchzuführende empirische Untersuchung lautet, dass die Kontrolle informationsunabhängiger Einfüsse der Geld-Brief Spanne für eine verlässliche Schätzung des Kapitalmarkteinflusses von Publizität eine notwendige Bedingung darstellt.

2.1.2.2. Handelsvolumen

Auch beim mengenmäßigen Aktienumschlag von Marktspezialisten, dem Handelsvolumen, lässt sich ein theoretisch plausibler Zusammenhang mit asymmetrischen Informationen begründen. Folgende Darstellung basiert, falls nicht anders angegeben, auf den Ausführungen von Rasmussen.³⁸

2.1.2.2.1. Das Kyle-Modell

Erneut wird von der Existenz informierter und Liquidität motivierter Händler sowie Marktspezialisten ausgegangen. Weiterhin werden folgende Annahmen getroffen:

1. Der Aktienkurs v ist normalverteilt mit Erwartungswert p_0 und Varianz σ_v^2 .
2. x entspricht dem Handelsvolumen informierter Händler. Für positive Werte möchte er kaufen, anderenfalls verkaufen. Ihm wird eine lineare Handelsstrategie unterstellt der Form: $x(v) = \alpha + \beta v$.
3. Das Handelsvolumen uninformierter Händler, u , ist normalverteilt mit Erwartungswert 0 und Varianz σ_u^2 .
4. Die Zufallsvariablen u und v sind unabhängig verteilt, d.h. $cov(u, v) = 0$.³⁹
5. Der Spezialist handelt im vollkommenen Wettbewerb. Er realisiert somit keine Gewinne. Formell: $(p - v) * y = 0$. Daraus folgt $p = v$ mit $v = E(v|y)$ als bestem Schätzwert des Marktspezialisten.

³⁷ Vgl. Stoll (1989), S. 16. In dieser Studie leitet sich die Spanne zu 43% aus dem Einfluss von Informationsasymmetrien ab. Vgl. ebenfalls Huang/Stoll (1997), S. 36. Diese Studie gelangt zu dem Ergebnis, dass sich die Geld-Brief Spanne zu ca. 10% aus der Informationsasymmetrie-Komponente zusammensetzt.

³⁸ Vgl. Rasmussen (2007), S. 228 f. ; vgl. auch Kyle (1985), S. 1315 - 1320.

³⁹ Vgl. Kyle (1985), S. 1317.

6. Das gesamte Handelsvolumen beträgt $y = x + u$. Positive (negative) Werte deuten an, dass der Markt mehr Titel kauft (verkauft) als verkauft (kauft).

Es lässt sich zeigen, dass:

$$x(v) = (v - p_0) \left(\frac{\sigma_u}{\sigma_v} \right) \quad (2.12)$$

und

$$p(y) = p_0 + \left(\frac{\sigma_v}{2\sigma_u} \right) y \quad (2.13)$$

Aus Annahme 5 folgt:

$$p = E(v|y) \quad (2.14)$$

mit

$$\begin{aligned} E(v|y) &= E(v) + \left(\frac{\text{cov}(v, y)}{\text{var}(y)} \right) y \\ &= p_0 + \left(\frac{\overbrace{\text{cov}(v, \underbrace{\alpha + \beta v + u}_x)}^y}}{\text{var}(\alpha + \beta v + u)} \right) y \\ &= p_0 + \left(\frac{\beta \sigma_v^2}{\beta^2 \sigma_v^2 + \sigma_u^2} \right) y \end{aligned} \quad (2.15)$$

Die erste Gleichung in (2.15) gilt per Definition,⁴⁰ die zweite folgt aus den eingangs formulierten Annahmen 2 und 6. Die letzte Gleichung in (2.15) zeigt, dass der Term der Kovarianz zwischen dem Aktienkurs v und dem Gesamthandelsvolumen y , $\beta \sigma_v^2$, ausschließlich auf die Kovarianz zwischen v und x zurückführbar ist. Erst ein Handelsaufkommen durch informierte Investoren verursacht σ_v^2 -Werte größer als Null. Denn gäbe es keinen Insiderhandel ($x = 0$), würden v und y nicht kovariieren ($\text{cov}(v, y) = 0$, wegen Annahme 4). Der Zähler des zweiten

⁴⁰ Vgl. etwa Wagenhofer/Ewert (2003), S. 84.

Terms der dritten Gleichung in (2.15) betrüge dann Null. σ_v kann somit als Informationsasymmetrie-Maß des Modells aufgefasst werden.⁴¹ Aus (2.12) folgt, dass mit zunehmender Informationsasymmetrie (σ_v wird größer bzw. (σ_u/σ_v) kleiner) das Handelsvolumen der Insider (x) und damit c.p. das Gesamthandelsvolumen (y) des Marktes abnimmt.

Das Ergebnis lässt sich intuitiv folgendermaßen beschreiben. Der Gewinn informierter Händler $((v - p) * x)$ hängt wesentlich von der Differenz des tatsächlichen Kurswertes, welcher nur ihnen bekannt ist, und dem vom Marktspezialisten festgelegten Handelspreis p ab. Mit zunehmender Informationsasymmetrie vermuten Spezialisten vermehrt adverse Selektion in ihren Auftragsbüchern und korrigieren folgerichtig den Handelspreis in Richtung der Kurseinschätzung der informierten Händler.

Vermuten informierte Händler etwa $v > p_0$, werden sie Titel kaufen wie aus (2.12) hervorgeht. Der Marktspezialist, würde die vermehrten Kaufaufträge in seinem Auftragsbuch als Signal eines in Wahrheit wertvolleren Titels deuten. Folgerichtig würde er den Handelspreis ausgehend von p_0 nach oben korrigieren wie aus (2.13) ersichtlich wird. Die Differenz zwischen v und p und damit die Handelsgewinne der informierten Händler würden sinken. Die Aufgabe kleinerer Handelsvolumina kann als Versuch informierter Händler aufgefasst werden, die Weitergabe ihrer privaten Informationen an den Spezialisten und damit ihren Einfluss auf den Handelspreis zu verringern.

2.1.2.2. Diskussion

Das Ergebnis des vorherigen Abschnitts lautet, dass sich das Handelsvolumen invers zu asymmetrischen Informationen verhält.⁴² Folglich eignet sie sich als Proxy von Informationsasymmetrien und kann somit zur Messung der Kapitalmarkteffekte von Publizität verwendet werden.

⁴¹ Vgl. Easley/O'hara (2003), S. 1039. Es werden ähnliche Überlegungen angestellt, obgleich von $\lambda = (\sigma_v/2\sigma_u)$ als dem Informationsasymmetrie-Maß gesprochen wird.

⁴² Die Auffassung eines inversen Zusammenhangs zwischen Informationsasymmetrien und dem Handelsvolumen wird geteilt. Vgl. etwa Leuz/Verrecchia (2000), S. 99; vgl. auch Gassen/Sellhorn (2006), S. 381.

Jedoch ist auch das Handelsvolumen, wie zuvor die Geld-Brief Spanne, ebenfalls von Informationsasymmetrien unabhängigen Faktoren beeinflusst. Bliebe dies unbeachtet, würde ihre Variation unzuverlässigen Aufschluss über den Kapitalmarkteinfluss von Publizität geben.

So deutet etwa Gleichung (2.11) ein verringertes Bestandhaltungsrisiko, mit sinkender Kursrendite-Volatilität eines Titels an; ein von Informationen unabhängiger Einflussfaktor. Die infolge des geringeren Risikos kleinere Geld-Brief Spanne bedeutet für Marktteilnehmer geringere Transaktionskosten je Handel. Damit wächst c.p. ihr Anreiz größere Handelsvolumina aufzugeben.

Aus Einschränkungen der letzten Art folgt für die später durchzuführende empirische Analyse, dass eine verlässliche Schätzung des Kapitalmarkteinflusses von Publizität die Kontrolle der von Informationen unabhängigen Komponenten des Handelsvolumens erfordert.

2.1.2.3. Aktienkursrenditevolatilität

Nachfolgende Darstellung basiert, falls nicht anders angegeben, auf Harris⁴³.

Es sei angenommen, der Aktienkurs folge einem Random Walk

$$p_t = p_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

und der tatsächliche Transaktionskurs bestimmte sich gemäß

$$v_t = p_t + \frac{S}{2} Q_t + \eta_t \quad (2.17)$$

- mit
- v_t : Transaktionskurs zum Zeitpunkt t
 - p_t : "wahrer" Kurs der Aktie zum Zeitpunkt t
 - Q_t : $\begin{cases} +1 \text{ bei Kauftransaktion mit } 50\% \text{ Eintrittswahrscheinlichkeit} \\ -1 \text{ bei Verkaufstransaktion mit } 50\% \text{ Eintrittswahrscheinlichkeit} \end{cases}$
 - S : Geld-Brief Spanne
 - η_t : Fehlerterm welcher die Abweichung zwischen $v_t - p_t$ und $S/2$ misst.
 - ε_t : Zufällige neue öffentliche Informationen. $\varepsilon_t \stackrel{i.i.d.}{\sim} N(0, \sigma^2)$.

⁴³ Vgl. Harris (2003), S. 415.

Gleichung (2.16) stimmt inhaltlich mit der schwachen Form der effizienten Markthypothese überein.⁴⁴ Zukünftige Kursentwicklungen lassen sich aus vergangenen nicht prognostizieren, da durch Wettbewerb unter Marktteilnehmern alle verfügbaren Informationen unmittelbar eingepreist sind.

Gleichung (2.17) modelliert den Aktienkurs zu dem Transaktionen tatsächlich erfolgen. Sie berücksichtigt die Kosten der Bereitstellung von Liquidität durch Marktspezialisten. In Übereinstimmung mit der Definition des Geld- und Briefkurses findet ein Kauf zu einem höheren $(p_t + S/2)$, ein Verkauf zu einem niedrigeren Preis $(p_t - S/2)$ als dem wahren Kurs, welcher annahmegemäß als Durchschnitt von Geld- und Briefkurs definiert ist, statt.

Für die erste Differenz der Gleichung (2.17) gilt⁴⁵

$$\Delta v_t = \Delta p_t + \Delta Q_t \frac{1}{2} S = \varepsilon_t + \Delta Q_t \frac{1}{2} S \quad (2.18)$$

sodass für die Varianz der Aktienkursrendite R_t folgt

$$\begin{aligned} \text{Var}(R_t) &= \text{Var}\left(\frac{v_t - v_{t-1}}{v_{t-1}}\right) \\ &= \frac{1}{(v_{t-1})^2} \text{Var}(\Delta v_t) \\ &= \frac{1}{(v_{t-1})^2} E(\Delta v_t - E(\Delta v_t))^2 \\ &= \frac{1}{(v_{t-1})^2} E(\varepsilon_t + \Delta Q_t \frac{1}{2} S)^2 \\ &= \frac{1}{(v_{t-1})^2} \left(\sigma^2 + \frac{1}{2} S^2\right) \end{aligned} \quad (2.19)$$

Die vierte Gleichung in (2.19) folgt aus $E(\Delta v_t) = E\left(\varepsilon_t + \Delta Q_t \frac{1}{2} S\right) = E(\varepsilon_t) + 0.5 * S * E(Q_t) - 0.5 * S * E(Q_{t-1}) = 0$.

(2.19) veranschaulicht, dass die Aktienkursrenditevolatilität (Quadratwurzel der letzten Gleichung in (2.19)) mit einer größer werdenden Geld-Brief

⁴⁴ Vgl. Ross/Westerfield/Jaffe (2006), S. 355 f.

⁴⁵ Vgl. Harris (2003), S. 415.

ne (S) c.p. steigt. Zuvor wurde gezeigt, dass die Geld-Brief Spanne mit zunehmender Informationsasymmetrie wächst.⁴⁶ Daraus folgt, dass die Volatilität der Aktienkursrendite positiv mit asymmetrischen Informationen zusammenhängt.

Trotzdem gilt die Aktienkursrenditevolatilität in der Literatur als die am wenigsten verlässliche Proxyvariable von Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern, da auch sie mit weiteren Einflussfaktoren variiert.⁴⁷ Dies deutet sich bspw. in der letzten Gleichung von (2.19) an. So könnte eine erhöhte Aktienkursrenditevolatilität, unabhängig von Informationsasymmetrien, die Folge gesteigerter firmenspezifischer Risiken (σ) sein.

Bei der Verwendung dieser Variable im empirischen Teil dieser Arbeit müssen somit informationsunabhängige Faktoren für eine zuverlässige Schätzung des Kapitalmarkteinflusses von Publizität kontrolliert werden.

2.2. Publizität

2.2.1. Definition

Nach Merkt dient Publizität "der Übermittlung von Information, bzw. [...] dem Ausgleich von Informationsasymmetrien"⁴⁸. Er fügt hinzu, dass Publizität vor allem auf die Übermittlung von Informationen an einen offenen und unbestimmten Adressatenkreis, dem Publikum, zielt.⁴⁹ Seiner Definition folgend ist vom Begriff der Publizität eine gezielte Informationsübermittlung, also eine mit "klar abgegrenztem Teilnehmerkreis"⁵⁰, abzugrenzen. Als Beispiel für letzteres können bilateral vereinbarte Einhaltungspflichten von Ober- oder Untergrenzen bilanzieller Kennziffern zwischen Schuldner und Gläubiger verstanden werden.⁵¹

Ähnlich weit fassen Pellens u.a. Publizität als die "allgemein zugängliche Bekanntmachung von Unternehmensinformationen"⁵² auf, wobei nicht die tatsächliche Kenntnisnahme von Unternehmensinformationen, sondern die sich jedem

⁴⁶ Vgl. Abschnitt 2.1.2.1.

⁴⁷ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 99.

⁴⁸ Merkt (2000), S. 8.

⁴⁹ Vgl. ebenda, S. 8.

⁵⁰ ebenda, S. 8.

⁵¹ Vgl. ebenda, S. 10 f.

⁵² Pellens u.a. (2008), S. 919.

eröffnende Möglichkeit hierfür entscheidend ist.⁵³ Auch hier deutet die Formulierung des allgemeinen Zugangs zu Informationen, auf eine Informationsasymmetrie senkende Funktion von Publizität hin.

Ökonomisch begründen lässt sich letzterer Zusammenhang unter anderem mit der Annahme, dass Publizität die Möglichkeit eines Informationszugewinns einzelner Marktteilnehmer erschwert. Die Folge sind steigende Suchkosten bzw. ein sinkender Nettogewinn der Informationsproduktion. Damit sinkt die Anzahl derer, die versuchen private Informationen aufzuspüren, sich also einen Informationsvorsprung zu erarbeiten, sodass im Ergebnis weniger Informationsasymmetrien zwischen Marktteilnehmern zu erwarten sind.⁵⁴

An diese Gedanken anknüpfend werden alle diejenigen Merkmale als Publizität steigernd verstanden, welche durch zusätzliche Informationsbereitstellung dazu beitragen Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern zu verringern. Beispiele werden im Folgenden angeführt.

2.2.2. Proxys

Wie bei Informationsasymmetrien, ergibt sich auch für (das Niveau von) Publizität das Problem ihrer nicht direkten Beobachtbarkeit. Erneut behilft man sich durch den Einsatz von Proxys.

Das Literaturstudium zeigt, dass grundsätzlich zwei Proxy-Typen zur Erfassung des Publizitätsniveaus von Unternehmen Anwendung finden. Zum einen sind dies einzelne mit Publizität verbundene Merkmale. Zum anderen sind dies Informationsindizes, in welchen eine Aggregation mehrerer mit Publizität verbundener Merkmale erfolgt.⁵⁵

Als Beispiel für ein einzeln ausgewähltes Merkmal sei die Studie von Leuz/Verrecchia angeführt. Sie verwenden zur Abbildung des Publizitätsniveaus den Rechnungslegungsstandard nach der ein Unternehmen bilanziert.⁵⁶ Dabei wird unterstellt, dass eine Bilanzierung nach internationalen Standards (im Un-

⁵³ Vgl. ebenda, S. 919.

⁵⁴ Vgl. Brown/Hillegeist (2007), S. 447.

⁵⁵ Vgl. Gierga (2008), S. 106.

⁵⁶ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 98.

terschied zu HGB) einem höheren Publizitätsniveau entspricht, da sie eine größere Selbstverpflichtung eines Unternehmens zu Publizität impliziert. Begründet wird dies mit den strengeren und umfangreicheren Ausweis- und Offenlegungspflichten internationaler Bilanzierungsstandards gegenüber HGB. So führt etwa die Bildung stiller Reserven, wie es im HGB erlaubt ist, zu einer Glättung des Ergebnisausweises von Unternehmen, mit der Folge, dass Investoren Informationen schlechter einschätzen können.⁵⁷ Sie wird deshalb mit einem niedrigeren Publizitätsniveau beurteilt als internationale Bilanzierungsstandards (IFRS oder U.S. GAAP).

Als Beispiel für die Erfassung des Publizitätsniveaus durch Indizes sei der Publizitäts-Proxy bei Botosan angesprochen. Dort wird unterstellt, dass ein hoher Indexwert, der aus dem Vorhandensein von (investitionsrelevanten) Informationen im Geschäftsbericht resultiert, einem hohen Publizitätsniveau entspricht. Diese Annahme wird zusätzlich, durch einen empirisch hohen Zusammenhang zwischen den in Geschäftsberichten offengelegten und der Menge weiterer über ein Unternehmen verfügbarer Informationen⁵⁸, unterstützt. So zählen beispielhaft, die Angabe zur Wettbewerbslage oder auch Informationen über die Anzahl der Mitarbeiter eines Unternehmens zu den investitionsrelevanten Informationen.⁵⁹ Die einzeln beobachteten Informationen in den ausgewerteten Geschäftsberichten gehen schließlich additiv in einen, um verzerrende Einflüsse bereinigten,⁶⁰ Publizitätsindex ein.

Die Verwendung einzelner Merkmale als Proxy für Publizität bietet den Vorteil, dass sie eine genauere Ausrichtung auf die untersuchte Fragestellung erlauben. Ergebnisse können eindeutiger bestimmten Merkmalen zugeordnet werden, so dass der Erklärungsgehalt des untersuchten Modells steigt.⁶¹ Umgekehrt bergen sie die Gefahr, dass auf ihnen basierende Ergebnisse nicht verallgemeinerbar für weitere Formen von Publizität sind und damit keinen Gesamteffekt von Publizität

⁵⁷ Vgl. Harris (2003), S. 314.

⁵⁸ Vgl. Botosan (1997), S. 329.

⁵⁹ Vgl. ebenda, S. 332.

⁶⁰ Mehrfachnennungen von Informationen werden nur einmal berücksichtigt; quantitative Angaben stärker gewichtet als qualitative. Vgl. ebenda, S. 334.

⁶¹ Vgl. Wagenhofer/Ewert (2003), S. 368.

berücksichtigen.⁶² Letzteres Problem wiederum wird durch die Verwendung von Publizitäts-Indizes tendenziell gemildert.

Für die später durchzuführende empirische Untersuchung dieser Arbeit wird, übereinstimmend mit dem Untersuchungsdesign bei Leuz/Verecchia, ein einzelnes Merkmal, der Bilanzierungsstandard, als Proxy des Umfangs von Publizität verwendet.

2.3. Bisherige empirische Ergebnisse

Im vorherigen Teil dieser Arbeit wurden die Grundlagen geschaffen, mittels derer der Kapitalmarkteinfluss von Publizität gemessen werden kann. Im Folgenden wird ein Überblick bisheriger empirischer Studien zu diesem Sachverhalt gegeben, ehe im nächsten Abschnitt auf die Beantwortung der eingangs in der Problemstellung aufgeworfenen Fragestellung übergegangen wird. Ziel dieses Abschnittes ist es, die Einordnung der Feststellungen des empirischen Teils dieser Arbeit in ein wissenschaftliches Gesamtbild zu ermöglichen.

Welker⁶³ untersucht den Kapitalmarkteinfluss von Publizität, indem er im Rahmen einer Regressionsanalyse die Geld-Brief Spanne in Abhängigkeit eines Publizitätsindex und weiterer Kontrollvariablen modelliert. Der Publizitätsproxy ist umso größer, je mehr Tatbestände in den Kategorien, jährliche, zwischenjährliche und freiwillige Publizität sowie Investor-Relations und sonstige Aspekte erfüllt werden. Die Auswertung von 1639 Beobachtungen über den Zeitraum 1983 bis 1990 führt insgesamt zu einer Stichprobengröße von 427 US-Unternehmen. Er misst einen negativen Koeffizienten des Publizitätsproxys. Dies deutet an, dass Unternehmen welche umfangreicher Informationen bereitstellen durchschnittlich kleinere Geld-Brief Spannen haben. Damit sind die Beobachtungen erwartungsgemäß. Es besteht ein negativer Zusammenhang zwischen dem Publizitätsniveau eines Unternehmens und dessen Geld-Brief Spanne.

Weiteren empirischen Aufschluss über den Kapitalmarkteinfluss von Publizität liefert die Studie von Coller/Yohn. Sie untersuchen, ob die Ausgabe von Mana-

⁶² Vgl. Healy/Palepu (2001), S. 426.

⁶³ Vgl. Welker (1995), S. 806 - 819.

gementprognosen zu einer Verringerung von Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern beitragen. Der Einfluss umfangreicherer Publizität wird somit über die Ausgabe von Managementprognosen stellvertreten. Ausgewertet werden Daten von 358 US-Unternehmen, darunter 179 welche Managementprognosen ausgeben und weiteren 179 die das nicht tun. Im Rahmen einer Regressionsanalyse gelangt die Studie zu dem Ergebnis, dass die Geld-Brief Spanne von Unternehmen, welche Prognosen ausgeben durchschnittlich sinkt. Ferner wird beobachtet, dass der Effekt langfristiger Natur ist. Auch mindestens 30 Tage nach Ausgabe der Managementprognosen wird weiterhin eine verringerte Geld-Brief Spanne festgestellt.⁶⁴ Damit zeigt sich erwartungsgemäß, dass umfangreichere Publizität, dargestellt durch Managementprognosen, Informationsasymmetrien verringert.

Healy/Hutton/Palepu liefern weitere empirische Evidenz über den Kapitalmarkteinfluss von Publizität. Als Publizitätsproxy wird eine Dummy-Variable verwendet, welche den Wert Eins annimmt für Unternehmen deren Publizitätsbewertung im Betrachtungszeitraum 1978 bis 1991 höher eingestuft wird. Sie nimmt den Wert Null an, bei solchen für die sich keine Verbesserung ergibt. Als Gründe für eine Verbesserung der Publizitätseinstufung von Unternehmen werden eine umfangreichere jährliche und zwischenjährliche Berichterstattung oder etwa eine Verbesserung der Unternehmenskommunikation mit Analysten und Investoren angeführt.⁶⁵ Ihre untersuchte Stichprobe umfasst 322 US-Unternehmen, von denen 97 im Betrachtungszeitraum eine verbesserte Publizität aufweisen. Im Rahmen einer multiplen Regressionsanalyse wird die Geld-Brief Spanne in Abhängigkeit des Publizitätsproxys und Kontrollvariablen modelliert. Die Schätzung des Koeffizienten des Publizitätsproxys ist signifikant negativ und damit erwartungsgemäß. Danach führt eine verbesserte bzw. umfangreichere Publizität zu einer Verringerung von Informationsasymmetrien.⁶⁶

Leuz/Verecchia liefern wichtigen Aufschluss über den Kapitalmarkteinfluss von Publizität auf dem deutschen Aktienmarkt. Grundlage ihrer Stichprobe bilden

⁶⁴ Vgl. Coller/Yohn (1997), S. 187.

⁶⁵ Vgl. Healy/Hutton/Palepu (1999), S. 495.

⁶⁶ Vgl. ebenda, S. 504 - 506.

102 Unternehmen des DAX 100 im Untersuchungszeitraum 1998. Anhand der Analyse multivariater Regressionen gelangen sie zu unterschiedlichen Ergebnissen. In ihrer ersten Versuchsanordnung modellieren sie die Geld-Brief Spanne, das Handelsvolumen sowie die Aktienkursrenditevolatilität jeweils in Abhängigkeit des Rechnungslegungsregimes (HGB bzw. IFRS/U.S.GAAP) nach denen Unternehmen bilanzieren und Kontrollvariablen. In ihrer zweiten Versuchsanordnung wiederholen sie die Regressionen mit dem Unterschied, den Publizitätsproxy, Rechnungslegungsstandard, durch einen Informationsindex auszutauschen. Im Ergebnis wird für die erste Versuchsanordnung festgestellt, dass sowohl bei der Regression mit der Geld-Brief Spanne als abhängiger Variable, als auch dem Handelsvolumen umfangreichere Publizität Informationsasymmetrien verringert. Wider Erwarten beobachten sie für die Aktienkursrenditevolatilität einen positiven Zusammenhang. Dies führen sie auf die Unzuverlässigkeit der Aktienkursrenditevolatilität als Proxy asymmetrischer Informationen zurück. In ihrer zweiten Versuchsanordnung schlägt die Bestätigung ihrer vorherigen Ergebnisse fehl. Vielmehr ist der nun gemessene Kapitalmarkteinfluss von Publizität in allen Regressionen insignifikant. Leuz/Verrecchia führen ihre inkonsistenten Ergebnisse auf einen Unterschied zwischen verpflichtender gegenüber freiwilliger Publizität zurück.⁶⁷ Letzteres ist umkehrbar, sodass Investoren der Informationsbereitstellung aus freiwilliger Publizität keinen Glauben schenken. Damit Publizität Informationsasymmetrien verringert dürfen Investoren schlechte Unternehmensnachrichten nicht vorenthalten werden können, schlussfolgern Leuz/Verrecchia.

Bushee/Leuz⁶⁸ untersuchen den Einfluss erhöhter Publizitätsanforderungen per Regulierungsbeschluss der SEC⁶⁹ auf einem außerbörslichen US-Handelsplatz, dem Over-The-Counter Bulletin Board. Die Untersuchung untergliedert 3600⁷⁰ von der Regulierung betroffene Unternehmen in drei Gruppen. Unternehmen, die vor und nach der Beschlussfassung den umfangreicheren Offenlegungspflichten nicht genügen. Anderen, welche den strengeren Offenlegungspflichten nach Inkrafttreten des Beschlusses nachkommen und schließlich solchen, die von

⁶⁷ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 113.

⁶⁸ Vgl. Bushee/Leuz (2005), S. 254 - 261.

⁶⁹ US-Börsenaufsichtsbehörde.

⁷⁰ Vgl. Bushee/Leuz (2005), S. 235.

vornherein die strengeren Auflagen erfüllen. Im Rahmen einer Regressionsanalyse wird für die erste Gruppe ein durchschnittlicher Anstieg der Geld-Brief Spanne sowie ein Rückgang des Handelsvolumens beobachtet⁷¹, während für die zwei letzten Gruppen ein Rückgang der Geld-Brief Spanne und ein Anstieg des Handelsvolumens festgestellt werden. Damit sind die Ergebnisse der ersten und zweiten Gruppe theoriekonform. Das Ergebnis der letzten Gruppe deutet zusätzlich auf Anzeichen positiver Externalitäten hin.⁷²

Zusammenfassend sind die Ergebnisse der vorgestellten Studien in der nachfolgenden Tabelle nochmals dargestellt.

Tabelle 1: Zusammenfassung der Ergebnisse der vorgestellten empirischen Studien

Autoren (Jahr)	Proxys		Zusammenhang	Erwartungsgemäß	Stichprobenumfang
	Informationsasymmetrie	Publizität			
Welker (1995)	Geld Brief Spanne	Publizitätsindex	–	Ja	427
Coller/Yohn (1997)	Geld Brief Spanne	Managementprognosen	–	Ja	358
Healy/Hutton/Palepu (1999)	Geld Brief Spanne	Publizitätsindex	–	Ja	322
Leuz/Verecchia (2000)	Geld Brief Spanne Handelsvolumen Volatilität	Bilanzierungsstandard (Publizitätsindex)	– / (0)	Ja / (Nein)	102
			+ / (0)	Ja / (Nein)	
			+	Nein	
Bushee/Leuz (2005)	Geld Brief Spanne Handelsvolumen	Regulierungsbeschluss	–	Ja	3600
			+	Ja	

Quelle: Eigene Darstellung.

Anmerkung: – deutet auf einen negativ gemessenen Zusammenhang hin. + deutet auf einen positiv gemessenen Zusammenhang hin. 0 steht für insignifikante Messungen.

⁷¹ Vgl. ebenda, S. 258.

⁷² Danach wird als weitere Ursache der veränderten Liquiditätsmaße eine verbesserte Reputation des Handelsplatzes angenommen. Vgl. ebenda, S. 261.

3. Messung der Kapitalmarkteffekte von Publizität börsennotierter Unternehmen in Deutschland im Untersuchungszeitraum 2002

In diesem Abschnitt wird der Zusammenhang zwischen Publizität und Informationsasymmetrien empirisch untersucht. Das Untersuchungsdesign erfolgt dabei in enger Anlehnung an Leuz/Verrecchia.⁷³

3.1. Fragestellung

Anknüpfend an die Überlegungen in Abschnitt 2.1 und 2.2 wird die Hypothese, dass zwischen Publizität und Informationsasymmetrien ein inverser Zusammenhang besteht, getestet. Für eine Bestätigung dieses Zusammenhangs sollten folgende Feststellungen gemacht werden:

- A) Eine Bilanzierung nach internationalen Standards verringert durchschnittlich c.p. die Geld-Brief Spanne von Unternehmen.
- B) Eine Bilanzierung nach internationalen Standards erhöht durchschnittlich c.p. das (skalierte) Handelsvolumen von Unternehmen.
- C) Eine Bilanzierung nach internationalen Standards verringert durchschnittlich c.p. die Aktienkursrenditevolatilität von Unternehmen.

3.2. Methodik

Für eine unverzerrte Schätzung des empirischen Zusammenhangs zwischen Publizität und Informationsasymmetrien wird ein zweistufiges Verfahren, in der Literatur als "Treatment Effects"-Modell⁷⁴ bekannt, verwendet. Dies erfolgt in Übereinstimmung mit dem Untersuchungsdesign bei Leuz/Verrecchia.⁷⁵

$$P(IR_i = 1) = \Phi(\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_i + \varepsilon_i) \quad (3.1)$$

$$GB_i = \delta IR_i + \boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_i + \beta_{p+1} \underbrace{\frac{\phi(\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_i)}{\Phi(\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_i)}}_{\text{Inverse Mills Ratio}} + u_i \quad (3.2)$$

⁷³ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 101 - 111.

⁷⁴ Vgl. Greene (2003), S. 787 - 789.

⁷⁵ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 100 - 103. Zu Probit-Regressionen vgl. auch Wooldridge (2009), S. 575 - 587.

mit $\boldsymbol{\gamma}'\mathbf{z}_i: (\gamma_1 z_{1,i} + \dots + \gamma_n z_{n,i})$
 $\boldsymbol{\beta}'\mathbf{x}_i: (\beta_1 x_{1,i} + \dots + \beta_p x_{p,i})$
 $\phi(\sim)$: Dichtefunktion der Standardnormalverteilung
 $\Phi(\sim)$: Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung.

Gleichung (3.1) stellt die erste Stufe des Verfahrens dar. Es wird eine Probit-Regression zur Schätzung einer Verhältniskennzahl, des "Inverse Mills Ratio" (IMR), durchgeführt. Diese wird in der zweiten Stufe (3.2) als zusätzliche erklärende Variable einer regulären OLS-Regressionsgleichung hinzugefügt. Sie erlaubt die unverzerrte Schätzung des Koeffizienten der erklärenden Variable Bilanzierungsstandard (IR_i), welcher anderenfalls überschätzt würde.⁷⁶ Ursächlich hierfür ist eine nicht zufällig zu vermutende Streuung des Publizitätsniveaus in den Beobachtungen, wie ausführlicher im übernächsten Abschnitt 3.4 dargelegt wird.

Im Speziellen spricht man von einem Self-Selection Bias der sich andeutet, wenn die Fehlerterme der Auswahl- (3.1) und Ergebnisregressionsgleichung (3.2) korreliert sind.⁷⁷ Intuitiv könnte eine solche Korrelation der Fehlerterme bspw. auf einen nicht messbaren Einflussfaktor, etwa einer Internationalisierungs-Strategie eines Unternehmens, zurückführbar sein.⁷⁸ So ist vorstellbar, dass die Strategie einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit ausübt, mit der ein Unternehmen nach internationalen Standards bilanziert. Ebenso ist denkbar, dass die Strategie zu einem erhöhten Investoreninteresse führt, und dadurch die Informationsasymmetrie-Proxys ebenfalls beeinflusst. Durch ihre latente Natur, würde der Einfluss der Unternehmensstrategie folglich in den Fehlertermen beider Gleichungen (3.1) und (3.2) auftauchen. Die erklärende Variable IR_i wäre somit mit dem Fehlerterm u_i in Gleichung (3.2) korreliert, sodass ihr Koeffizient verzerrt geschätzt würde.

Außer der Korrektur für Selbst-Selektion in den Beobachtungen erlaubt das Verfahren zusätzlich die unverfälschte Schätzung des Einflusses von Publizität, in-

⁷⁶ Vgl. Greene (2003), S. 788.

⁷⁷ Vgl. Kennedy (2008), S. 276.

⁷⁸ Vgl. Joos (2000), S. 128-131.

dem es den Publizitätskoeffizienten um mögliche Störgrößen bereinigt. Möglich wird dies durch die Berücksichtigung geeigneter Kontrollvariablen, welche informationsunabhängige Einflüsse aus dem Koeffizienten des Bilanzierungsstandards extrahieren. Dadurch verbleibt alleinig der auf Informationsasymmetrien wirkende Einfluss von Publizität im Koeffizienten. Kontrollvariablen sind dann geeignet, wenn sie Bestandhaltungskosten, Auftragsausführungskosten sowie weitere von Informationen unabhängige Einflusskomponenten der Informationsasymmetrie-Proxys abbilden.⁷⁹

In Abschnitt 3.5 kommt das beschriebene Verfahren zur Anwendung. Zuvor werden im nächsten und übernächsten Abschnitt die erhobenen Daten zunächst vorgestellt und danach deskriptiv ausgewertet.

3.3. Stichprobenauswahl

Grundlage der in die Stichprobe einbezogenen Unternehmen bilden die Konstituenten des HDAX zum 24.03.2003⁸⁰. Die Auswahl der Stichprobe orientiert sich an Leuz/Verrecchia⁸¹, die ihrerseits den Vorgänger-Index des HDAX in ihrer Stichprobe untersuchen. Der HDAX umfasst 110 Aktiengesellschaften der Indizes DAX, MDAX und TecDAX.⁸²

Der Betrachtungszeitraum wird auf das Kalenderjahr 2002 festgelegt. Dies geschieht aus zwei Gründen. Zum einen bietet der Zeitraum einigen Abstand zu der Studie an der sie sich orientiert und erlaubt es somit neue Erkenntnisse zu gewinnen. Andererseits wäre die Auswahl eines beliebig späteren Untersuchungszeitraums, angesichts der IFRS Konzernbilanzierungspflicht EU-ansässiger kapitalmarktorientierter Unternehmen ab 2005,⁸³ nicht zweckmäßig. Ein später als 2002 gewählter Zeitraum würde die Variation der erklärenden Variable, Bilanzierungsstandard, schmälern. Die Folge wäre eine zunehmend insignifikante Schät-

⁷⁹ Vgl. Abschnitt 2.1.2. Vgl. auch Coller/Yohn (1997), S. 184.

⁸⁰ Vgl. Deutsche Börse (2010a), S. 19.

⁸¹ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 102.

⁸² Vgl. Deutsche Börse (2010b), S. 8.

⁸³ Vgl. Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 (2002), S. 3 f.

zung ihres Koeffizienten.⁸⁴ Rückschlüsse bezüglich des Kapitalmarkteinflusses von Publizität auf Informationsasymmetrien würden zunehmend unmöglich.

Ausgenommen zweier Statistiken stammen die notwendigen Informationen der Untersuchung aus der Finanzdatenbank Datastream. Zu den zwei Ausnahmen gehören der Betafaktor sowie die Auslandsnotierung aufgrund unvollständigen Datenzugangs. Bei dem Betafaktor werden zur Vermeidung größeren Datenverlusts, fehlende Informationen händisch ermittelt.⁸⁵ Dadurch bleiben der Stichprobe 13 Beobachtungen erhalten. Die Information bezüglich der Auslandsnotierung wird aus einer externen Quelle bezogen und darüber hinaus auf ihre Gültigkeit für den interessierenden Betrachtungszeitraum händisch überprüft.⁸⁶

Diese Vorgehensweise führt insgesamt zum Verlust von 25 der 110 maximal möglichen Beobachtungen. So gehen zwei Beobachtungen verloren, weil mindestens zwei (Querschnitts-) Merkmale fehlen. Eine Beobachtung wird eingebüßt, da sie in der Datenbank gänzlich nicht abrufbar ist. Weitere 13 Beobachtungen sind unbrauchbar, da für sie das Merkmal Kapitalintensität fehlt. Wieder sieben weitere Unternehmen müssen aufgrund fehlender Daten zu ihrem Verschuldungsgrad ausgeschlossen werden. Einer Gesellschaft fehlt das Merkmal Handelsvolumen. Schließlich werden zwei weitere Gesellschaften aufgrund fehlender Betafaktoren aus der Stichprobe entfernt. Damit verbleiben der Untersuchung insgesamt 85 Beobachtungen.⁸⁷

3.4. Deskriptive Statistiken

Tabelle zwei gibt einige deskriptive Statistiken der abhängigen Variablen⁸⁸, der im nächsten Abschnitt folgenden Regressionsanalyse wieder. Übereinstimmend mit den theoretischen Ausführungen dieser Arbeit werden als Informations-

⁸⁴ Vgl. Wooldridge (2009), S. 95.

⁸⁵ Zur Anwendung kommt das Marktmodell mit dem CDAX als Referenz für den Markt. In die Berechnungen werden monatliche Kursrenditen über den Zeitraum 01.01.2000 bis 01.01.2003 einbezogen. Die Kursdaten des CDAX stammen dabei aus Yahoo Finance.

⁸⁶ Grote/Kube/Küchen (2006), S. 7 f. Es wurde zusätzlich für Pfeiffer Vacuum eine Auslandsnotierung an der NYSE festgestellt.

⁸⁷ Eine detaillierte Auflistung der aus der Stichprobe ausgeschlossenen Unternehmen findet sich im Anhang.

⁸⁸ Eine Tabelle mit den Definitionen der einzelnen Variablen findet sich im Anhang.

asymmetrie-Proxys die Geld-Brief Spanne, das Handelsvolumen und die Aktienkursrenditevolatilität verwendet.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der abhängigen Variablen

Variable	Bilanzierung	Anzahl	Mittelwert	Median	Standard Abweichung
Geld-Brief					
Spanne (GBS)	Total	85	0,016619	0,016330	0,008020
	IR = 0	15	0,015875	0,014487	0,007944
	IR = 1	70	0,016778	0,016418	0,008084
Handelsvolumen					
(HV)	Total	85	0,000399	0,000183	0,000583
	IR = 0	15	0,000336	0,000196	0,000299
	IR = 1	70	0,000412	0,000180	0,000628
Volatilität					
(VOLA)	Total	85	0,033545	0,029007	0,013118
	IR = 0	15	0,032252	0,032016	0,015035
	IR = 1	70	0,033822	0,028954	0,012775

Quelle: Datastream, Eigene Berechnungen. Darstellung in Anlehnung an Leuz/Verecchia (2000), S. 104 f.

Anmerkung: *, **, *** deuten Signifikanz auf dem 10%, 5% bzw. 1% Niveau an. Zur Beurteilung signifikanter Unterschiede im Mittel (Median) wurden zweiseitige t-Tests (Mann-Whitney-Wilcoxon-Tests) durchgeführt.

Die Geld-Brief Spanne (GBS) einer Firma ist die Differenz der täglichen Brief- und Geldkurse geteilt durch den Durchschnitt aus beiden Kursen über den Zeitraum 31.05.2002 bis 31.12.2002. Das skalierte Handelsvolumen (HV) einer Firma ist definiert als Median des täglichen Aktienkurses multipliziert mit dem täglichen Handelsvolumen skaliert durch die Marktkapitalisierung vom 01.01.2003 über den Zeitraum 01.01.2002 bis 31.12.2002. Die Volatilität (VOLA) einer Firma entspricht der Standardabweichung der täglichen diskreten Kursrenditen über den Zeitraum 01.01.2002 bis 23.12.2002.

Es fällt auf, dass nach internationalen Standards (IFRS/U.S. GAAP) bilanzierende Unternehmen (IR=1) im Mittel eine größere Geld-Brief Spanne anzeigen als national (HGB) bilanzierende (IR=0). Der Unterschied ist mit 0,09%-punkten statistisch insignifikant.⁸⁹ Im Median zeigen international bilanzierende Unternehmen ebenfalls eine durchschnittlich größere Geld-Brief Spanne an. Die Differenz ist mit 0.19%-punkten ebenfalls statistisch insignifikant.⁹⁰

Das Handelsvolumen international bilanzierender Unternehmen ist durchschnittlich 22,9 Prozent größer als jenes HGB bilanzierender. Dies stünde im Einklang

⁸⁹ P-Wert der Prüfgröße (zweiseitiger t-Test): 0,6948.

⁹⁰ P-Wert der Prüfgröße (zweiseitiger Mann-Whitney-Wilcoxon Test): 0,7009.

mit den Erwartungen, wäre der Unterschied statistisch signifikant.⁹¹ Im Median ist das ca. 9% größere Handelsvolumen der national bilanzierenden Unternehmen ebenfalls insignifikant und kann somit nicht mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit verschieden von Null angenommen werden.⁹²

Bei der Volatilität der Aktienkursrendite zeigt sich, dass keine gruppenspezifisch signifikanten Unterschiede im Mittel und Median beobachtet werden können.⁹³ Danach muss die im Mittel (Median) größere (kleinere) Volatilität international bilanzierender Unternehmen ebenfalls als eine Folge zufälliger Streuung aufgefasst werden.

Damit bleibt festzuhalten, dass auf Grundlage der erhobenen Daten keine der deskriptiven Statistiken signifikant die eingangs des Abschnitts aufgestellten Zusammenhänge bestätigt.

Die bisherigen Feststellungen sind jedoch indikativer Natur. Genauerem Aufschluss über den Kapitalmarkteinfluss von Publizität liefert die Regressionsanalyse des folgenden Abschnitts 3.5. Dort werden insbesondere bislang unberücksichtigt gebliebene Störgrößen der abhängigen Variablen zusätzlich kontrolliert.

⁹¹ P-Wert der Prüfgröße (zweiseitiger t-Test): 0,6463.

⁹² P-Wert der Prüfgröße (zweiseitiger Mann-Whitney-Wilcoxon Test): 0,5037.

⁹³ Durchgeführter Test auf Unterschied im Mittel: Zweiseitiger t-Test mit $p = 0,6766$. Test auf Unterschied im Median: Zweiseitiger Mann-Whitney-Wilcoxon Test mit $p = 0,4748$.

Tabelle 3: Deskriptive Statistiken der Kontrollvariablen

Variable	Bilanz- ierung	Mittel- wert	Median	Max	Min	Std. Abw.
Marktkapital- isierung	IR = 0	7119389	920109	60996450	157988	16358397
	IR = 1	5410705	1437179	45434130	41640	9793157
	Total	5712237	1313823	60996450	41640	11126938
Streubesitz	IR = 0	0,565	0,517	1,000	0,012	0,265
	IR = 1	0,676	0,684	1,000	0,084	0,240
	Total	0,656	0,678	1,000	0,012	0,246
Kapital- intensität	IR = 0	0,422	0,359	0,859	0,232	0,188
	IR = 1	0,488	0,521	0,826	0,030	0,188
	Total	0,476	0,488	0,859	0,030	0,189
Verschuld- ungsgrad	IR = 0	0,118	0,068	0,471	0,000	0,143
	IR = 1	0,193	0,184	0,455	0,001	0,127
	Total	0,180	0,166	0,471	0,000	0,132

Quelle: Datastream, Eigene Berechnungen. Darstellung in Anlehnung an Leuz/Verrecchia (2000), S. 104 f.

Anmerkung: *, **, *** deuten Signifikanz auf dem 10%, 5% bzw. 1% Niveau an. Zur Beurteilung gruppenbezogener Unterschiede wurden für den Mittelwert (Median) zweiseitige t-tests (Mann-Whitney-Wilcoxon Test) durchgeführt. Die Marktkapitalisierung (*MCAP*) wurde beobachtet für den 01.01.2003. Der Streubesitz (*SB*) wurde beobachtet für den 23.12.2002. Die Kapitalintensität (*KI*) ergibt sich als Durchschnitt aus den jährlichen langfristigen Vermögenswerten geteilt durch Gesamtaktiva vom 01.01.2002 bis 01.01.2003. Der Verschuldungsgrad (*VG*) ergibt sich als Durchschnitt des Fremdkapitals geteilt durch das Gesamtkapital jeweils zum Jahresbeginn über den Zeitraum 01.01.1998 bis 01.01.2003.

Tabelle drei zeigt schließlich deskriptive Statistiken einiger der später zum Einsatz kommenden Kontrollvariablen der Regressionsanalyse. Die Firmenkennzahlen deuten an, dass international bilanzierende Unternehmen sich strukturell von HGB bilanzierenden unterscheiden. So haben sie im Median eine größere Marktkapitalisierung sowie mehr im Streubesitz befindliche Aktien. Ferner sind Kapitalintensität und Verschuldungsgrad durchschnittlich größer.

Die Daten unterstützen die Annahme, dass die Entscheidung nach internationalen Standards zu bilanzieren keine zufällige ist (Selbst-Selektions-Bias).⁹⁴ Vielmehr deuten sie eine Abwägung der Vor- und Nachteile des Publizitätsniveaus

⁹⁴ Vgl. Abschnitt 3.2. Vgl. dazu auch Leuz/Verrecchia (2000), S. 105.

eines Unternehmens an.⁹⁵ So ist es für verschuldete Unternehmen etwa vorteilhaft umfangreicheren Offenlegungspflichten zu folgen, weil sie dadurch zu günstigeren Finanzierungskonditionen gelangen.⁹⁶ Sie werden folglich eher nach internationalen Standards bilanzieren. Diese Annahme deckt sich mit den Beobachtungen in Tabelle drei. Die Beobachtungen unterstützen folglich die Zweckmäßigkeit des im folgenden Abschnitt zur Anwendung kommenden Zweistufenverfahrens.

3.5. Regressionsanalyse

3.5.1. Probit-Regression

In Anlehnung an Leuz/Verrecchia wird die Entscheidung, nach internationalen Standards zu bilanzieren, als Funktion der Variablen Marktkapitalisierung, Gesamtkapitalrentabilität, dem Anteil der im Streubesitz befindlichen Aktien und der Auslandsnotierung modelliert.⁹⁷ Von dieser Spezifikation abweichend wird das Merkmal Kapitalintensität durch die Variable Verschuldungsgrad ersetzt, wodurch eine verbesserte Anpassungsgüte des Modells erreicht wird. Schließlich werden einige der Variablen um ihren natürlichen Logarithmus erweitert, wodurch der Erklärungsgehalt des Modells nochmals gesteigert wird. Die endgültige Modellspezifikation der ersten Stufe lautet damit:

$$IR_i = \beta_0 + \beta_1 MCAP_i + \beta_2 GK_i + \beta_3 \ln(SB_i) + \beta_4 \ln(VG_i) + \beta_5 (UK/US_i) + u_i \quad (3.3)$$

Von allen Variablen wird erwartet, dass sie einen positiven Einfluss auf das Publizitätsniveau und damit die Wahrscheinlichkeit des Ausweises nach internationalen Standards ausüben.⁹⁸ So werden größere Unternehmen eher ausweisen, weil die ihnen anfallenden Kosten umfangreicherer Publizität relativ geringer sind, als das bei kleineren Unternehmen der Fall ist. Die Kapitalrentabilität erfasst die Erfolgssituation eines Unternehmens. Es liegt nahe, dass Unternehmen mit guten Ergebnissen eher zu einem umfangreichen Ausweis neigen. Ein wachsender

⁹⁵ Vgl. Botosan (2006), S. 37.

⁹⁶ Vgl. Wagenhofer/Ewert (2003), S. 362.

⁹⁷ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 105 - 107.

⁹⁸ Vgl. für folgende Ausführungen Wagenhofer/Ewert (2003), S. 360 - 363.

Streubesitz deutet auf eine zunehmend unkonzentrierte Eigentümerstruktur eines Unternehmens hin. Damit wächst der Mehrwert zusätzlicher Informationsbereitstellung, da einer größeren Anzahl informationsbedürftiger Eigentümer Informationssuchkosten erspart werden. Unternehmen mit größerem Streubesitz werden daher zu einem umfangreicheren Publizitätsniveau tendieren. Der Verschuldungsgrad übt, wie bereits beschrieben wurde, ebenfalls einen positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit des Ausweises nach internationalen Standards aus.⁹⁹ Schließlich deutet das Merkmal der Auslandsnotierung auf externen Druck zu umfangreicherer Publizität hin.¹⁰⁰ Auch von ihr kann somit ein positiver Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit der Bilanzierung nach internationalen Standards vermutet werden.

Die Regression von Gleichung (3.3) bringt folgendes Resultat zum Vorschein:

⁹⁹ Vgl. Abschnitt 3.4.

¹⁰⁰ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 106.

Tabelle 4: Probit-Regressionsmodell (1. Stufe)

$$P(IR_i = 1) = \Phi(\beta_0 + \beta_1 MCAP_i + \beta_2 GK_i + \beta_3 \ln(SB_i) + \beta_4 \ln(VG_i) + \beta_5 UK/US_i + u_i)$$

Variable	Koeffizient	Standard Fehler	z-Statistik	P > z (Zweiseitig)	Signifikanz
Konstante	2,219	0,459	4,830	0,000	***
Marktkapitalisierung	0,000	0,000	-1,340	0,182	/
Gesamtkapitalrentabilität	-3,399	2,830	-1,200	0,230	/
Streubesitz	0,464	0,269	1,720	0,085	*
Verschuldungsgrad	0,302	0,112	2,700	0,007	***
UK/US-Notierung	0,537	0,725	0,740	0,459	/
		McFadden R^2	0,182	LR-Statistik	14,394
		% korrekter Vorhersagen des Modells	82,4%	P > LR	0,0133

Quelle: Datastream, Eigene Berechnungen. In Anlehnung an Leuz/Verecchia (2000), S. 107 f.

Anmerkung: *, **, *** deuten Signifikanz auf dem 10%, 5% bzw. 1% Niveau an (zweiseitig). Die abhängige Variable (*IR*) ist 1, falls nach IFRS/U.S. GAAP bilanziert wird, anderenfalls (HGB) 0. Die Marktkapitalisierung (*MCAP*) wurde beobachtet für den 01.01.2003. Die Gesamtkapitalrentabilität (*GK*) ist bestimmt als Durchschnitt der jährlichen Gesamtkapitalrentabilitäten vom 01.01.1998 bis 01.01.2003. Der Streubesitz (*SB*) wurde beobachtet für den 23.12.2002. Der Verschuldungsgrad ergibt sich als Durchschnitt des Fremdkapitals geteilt durch das Gesamtkapital jeweils zum Jahresbeginn vom 01.01.1998 bis 01.01.2003. UK/US-Notierung (*UK/US*) beträgt 1, falls eine Gesellschaft an der NYSE oder LSE zum 31.12.2002 notiert ist, anderenfalls 0.

Bei allen signifikanten Variablen stimmen die Vorzeichen mit den Erwartungen überein. Dennoch erweist sich das Modell im Vergleich zu der Probit-Regression bei Leuz/Verecchia weniger geeignet die abhängige Variable zu erklären. Dies deutet sich sowohl über die McFadden- R^2 Statistik,¹⁰¹ als auch die insignifikanten Variablen Marktkapitalisierung, Kapitalrentabilität und Auslandsnotierung an.

Der Auswahlregression wird im Weiteren keine Aufmerksamkeit gewidmet, da ihre Koeffizienten nicht im Fokus der Analyse stehen und sie lediglich für die Ge-

¹⁰¹ McFadden- R^2 Statistik 0,182 vergleicht sich mit 0,408 bei Leuz/Verecchia. Vgl. ebenda, S. 107.

nerierung des Korrekturterms der eigentlich interessierenden zweiten Stufe der Schätzungen (Gleichung (3.4) bis (3.6)) benötigt wird.¹⁰²

3.5.2. Geld-Brief Spanne Regression

Leuz/Verrecchia folgend wird der Geld-Brief Spanne ein funktionaler Zusammenhang mit den Variablen Bilanzierungsstandard, Marktkapitalisierung, Handelsvolumen, Aktienkursrenditevolatilität und den im Streubesitz befindlichen Aktien unterstellt. Die Berücksichtigung der Kontrollvariablen gewährleistet die Extraktion der informationsunabhängigen Einflüsse aus dem Koeffizienten des Bilanzierungsstandards. Beispielsweise erfasst die Aktienkursrenditevolatilität, wie aus Gleichung (2.11) hervorgeht, das Bestandhaltungsrisiko von Marktspezialisten und wird darum als Kontrollvariable in die Regressionsgleichung einbezogen.

Die endgültige Modellspezifikation lautet:¹⁰³

$$\ln(\text{GBS}_i) = \beta_0 + \beta_1 \text{IR}_i + \beta_2 \ln(\text{MCAP}_i) + \beta_3 \ln(\text{HV}_i) + \beta_4 \ln(\text{Vola}_i) + \beta_5 \ln(\text{SB}_i) + \beta_6 \text{IMR}_i + u_i \quad (3.4)$$

Die Regression von Gleichung (3.4) bringt folgendes Ergebnis zum Vorschein:

¹⁰² Korrekturterm, meint das "Inverse Mills Ratio". Vgl. Abschnitt 3.2.

¹⁰³ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 107.

Tabelle 5: Geld-Brief Spanne Regressionsmodell (2. Stufe)

$$\ln(GBS_i) = \beta_0 + \beta_1 IR_i + \beta_2 \ln(MCAP_i) + \beta_3 \ln(HV_i) + \beta_4 \ln(Vola_i) + \beta_5 \ln(SB_i) + \beta_6 IMR_i + u_i$$

Variable	Koeffizient	Standard Fehler	z-Statistik	P > z (Zweiseitig)	Signifikanz
Konstante	-1,480	0,286	-5,181	0,000	***
Bilanzierungsstandard	0,034	0,164	0,205	0,838	/
Marktkapitalisierung	-0,304	0,017	-17,743	0,000	***
Handelsvolumen	-0,245	0,025	-9,966	0,000	***
Volatilität	0,178	0,074	2,415	0,016	***
Streubesitz	-0,112	0,048	-2,325	0,020	***
Inverse Mills Ratio	0,039	0,099	0,395	0,693	/
		R^2	0,8283	F-Statistik	62,704
		Adj. R^2	0,8151	P > F	0,0000

Quelle: Datastream, Eigene Berechnungen. In Anlehnung an Leuz/Verecchia (2000), S. 107.

Anmerkung: *, **, *** deuten Signifikanz auf dem 10%, 5% bzw. 1% Niveau an (zweiseitig). Die Geld-Brief Spanne (*GBS*) einer Firma ist die Differenz der täglichen Brief- und Geldkurse geteilt durch den Durchschnitt beider Kurse über den Zeitraum 31.05.2002 bis 31.12.2002. Der Bilanzierungsstandard (*IR*) nimmt den Wert 1 an, falls nach IFRS/U.S. GAAP bilanziert wird, anderenfalls (HGB) den Wert 0. Die Marktkapitalisierung (*MCAP*) wurde beobachtet für den 01.01.2003. Das skalierte Handelsvolumen (*HV*) einer Firma ist definiert als Median des täglichen Aktienkurses multipliziert mit dem täglichen Handelsvolumen skaliert durch die Marktkapitalisierung vom 01.01.2003 über den Zeitraum 01.01.2002 bis 31.12.2002. Die Volatilität (*VOLA*) einer Firma entspricht der Standardabweichung der täglichen diskreten Kursrenditen über den Zeitraum 01.01.2002 bis 23.12.2002. Der Streubesitz (*SB*) wurde beobachtet für den 23.12.2002. Das Inverse Mills Ratio (*IMR*) wurde aus der Probit-Regression geschätzt. Sie dient der unverfälschten Schätzung der Koeffizienten des Modells bei vermuteter Selbst-Selektion in den Beobachtungen.

Der erwartete inverse Zusammenhang zwischen Publizität und Informationsasymmetrien kann aus Tabelle fünf nicht bestätigt werden. Der Koeffizient des Bilanzierungsstandards ist insignifikant, sodass der gemessene positive Wert als Folge einer zufälligen Streuung aufgefasst werden muss. Daraus lässt sich folgern, dass ein Wechsel des Rechnungslegungsregimes auf Grundlage der erhobenen Daten keine eindeutige Wirkung auf asymmetrische Informationen entfalten kann.

tet. Die Untersuchung kann daher die Ergebnisse von Leuz/Verrecchia nicht bestätigen.¹⁰⁴

Die Vorzeichen der Koeffizienten aller weiteren Variablen der Regression entsprechen den Erwartungen und sind darüber hinaus signifikant.¹⁰⁵ Ferner beschreibt das Modell 82,8% der Gesamtstreuung in den Beobachtungen. Ein F-Test auf den Ausschluss aller verwendeten erklärenden Variablen ist hochgradig signifikant und deutet ebenfalls auf ein insgesamt plausibel spezifiziertes Modell hin.

Schließlich deutet das insignifikant geschätzte "Inverse Mills Ratio" auf einen unzureichend behobenen Selbst-Selektions-Bias in den Beobachtungen hin.¹⁰⁶

3.5.3. Handelsvolumen Regression

Für die Untersuchung der eingangs formulierten zweiten Fragestellung B) dieses Abschnitts wird ein funktionaler Zusammenhang zwischen der abhängigen Variable Handelsvolumen und den erklärenden Variablen Bilanzierungsstandard, Marktkapitalisierung, Streubesitz und der Aktienkursrenditevolatilität angenommen. Erneut wird durch Berücksichtigung der Kontrollvariablen bezweckt, lediglich den auf Informationsasymmetrien ausgehenden Einfluss von Publizität im Koeffizienten des Bilanzierungsstandards sichtbar zu machen.

Übereinstimmend mit der Spezifikation bei Leuz/Verrecchia lautet das untersuchte Modell:¹⁰⁷

$$HV_i = \beta_0 + \beta_1 IR_i + \beta_2 \ln(MCAP_i) + \beta_3 SB_i + \beta_4 Vola_i + \beta_5 IMR_i + u_i \quad (3.5)$$

Die Regression von Gleichung (3.5) bringt folgendes Ergebnis zum Vorschein:

¹⁰⁴ Vgl. Abschnitt 3.3.

¹⁰⁵ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 108.

¹⁰⁶ Vgl. Fabiano (2008), S. 36.

¹⁰⁷ Vgl. Leuz/Verrecchia (2000), S. 107.

Tabelle 6: Handelsvolumen Regressionsmodell (2. Stufe)

$$HV_i = \beta_0 + \beta_1 IR_i + \beta_2 \ln(MCAP_i) + \beta_3 SB_i + \beta_4 Vola_i + \beta_5 IMR_i + u_i$$

Variable	Koeffizient	Standard Fehler	z-Statistik	P > z (Zweiseitig)	Signifikanz
Konstante	0,001440	0,000598	2,409	0,016	**
Bilanzierungsstandard	-0,000159	0,000315	-0,506	0,613	/
Marktkapitalisierung	-0,000130	0,000031	-4,205	0,000	***
Streubesitz	0,000544	0,000213	2,556	0,011	**
Volatilität	0,016968	0,003960	4,284	0,000	***
Inverse Mills Ratio	0,000121	0,000193	0,626	0,532	/
		R^2	0,4601	F-Statistik	13,465
		Adj. R^2	0,4259	P > F	0,0000

Quelle: Datastream, Eigene Berechnungen. In Anlehnung an Leuz/Verrecchia (2000), S. 107.

Anmerkung: *, **, *** deuten Signifikanz auf dem 10%, 5% bzw. 1% Niveau an (zweiseitig). Das skalierte Handelsvolumen (*HV*) einer Firma ist definiert als Median des täglichen Aktienkurses multipliziert mit dem täglichen Handelsvolumen skaliert durch die Marktkapitalisierung vom 01.01.2003 über den Zeitraum 01.01.2002 bis 31.12.2002. Der Bilanzierungsstandard (*IR*) nimmt den Wert 1 an, falls nach IFRS/U.S. GAAP bilanziert wird, anderenfalls (HGB) den Wert 0. Die Marktkapitalisierung (*MCAP*) wurde beobachtet für den 01.01.2003. Der Streubesitz (*SB*) wurde beobachtet für den 23.12.2002. Die Volatilität (*Vola*) einer Firma entspricht der Standardabweichung der täglichen diskreten Kursrenditen über den Zeitraum 01.01.2002 bis 23.12.2002. Das Inverse Mills Ratio (*IMR*) wird aus der Probit-Regression geschätzt. Sie dient der unverfälschten Schätzung der Koeffizienten des Modells bei vermuteter Selbst-Selektion in den Beobachtungen.

Wider Erwarten wird kein signifikant positives Vorzeichen für den Koeffizienten des Bilanzierungsstandard in Tabelle sechs beobachtet. Die Insignifikanz legt die Vermutung eines in Wahrheit nicht von Null verschiedenen Koeffizienten nahe. Das gemessene Vorzeichen muss somit als Folge einer zufälligen Streuung um Null gedeutet werden.

Das Modell ist stark signifikant und in der Lage 46,0% der Streuung der abhängigen Variable zu erklären. Dies vergleicht sich zu 37,5% bei Leuz/Verrecchia.¹⁰⁸ Die Vorzeichen der Koeffizienten aller weiteren Variablen stimmen mit den Erwar-

¹⁰⁸ Vgl. ebenda, S. 107 - 110.

tungen überein.¹⁰⁹ Das Modell scheint somit insgesamt plausibel. Jedoch weicht das Ergebnis für den Publizitätskoeffizienten von den Feststellungen bei Leuz/Verecchia ab.

Wie schon in der vorherigen Regression ist das "Inverse Mills Ratio" erneut insignifikant. Eine verzerrte Schätzung der Koeffizienten aufgrund von Selbstselektion in den Beobachtungen ist somit nicht auszuschließen.

3.5.4. Aktienkursrenditevolatilität Regression

Zur Untersuchung der zu Beginn aufgestellten Hypothese C) dieses Abschnitts erfolgt analog zu der bisherigen Vorgehensweise die Variablenauswahl anhand der Modellspezifikation bei Leuz/Verecchia.¹¹⁰

Als Kontrollvariablen zum Einsatz kommen, die Marktkapitalisierung, der Streubesitz sowie der Betafaktor. Das Modell lautet:

$$\text{Vola}_i = \beta_0 + \beta_1 \text{IR}_i + \beta_2 \ln(\text{MCAP}_i) + \beta_3 \text{SB}_i + \beta_4 \text{Beta}_i + \beta_5 \text{IMR}_i + u_i \quad (3.6)$$

Die Ergebnisse der Regression von Gleichung (3.6) finden sich in Tabelle sieben.

¹⁰⁹ Vgl. ebenda, S. 109 f.

¹¹⁰ Vgl. ebenda, S. 108.

Tabelle 7: Aktienkursrenditevolatilität Modell (2. Stufe)

$$Volat_i = \beta_0 + \beta_1 IR_i + \beta_2 \ln(MCAP_i) + \beta_3 SB_i + \beta_4 Beta_i + \beta_5 IMR_i + u_i$$

Variable	Koeffizient	Standard Fehler	z-Statistik	P > z (Einseitig)	Signifikanz
Konstante	0,089035	0,014295	6,229	0,000	***
Bilanzierungsstandard	-0,012500	0,009310	-1,343	0,090	*
Marktkapitalisierung	-0,003319	0,000824	-4,029	0,000	***
Streubesitz	0,001683	0,006263	0,269	0,394	/
Beta	0,000793	0,001994	0,398	0,346	/
Inverse Mills Ratio	0,009881	0,005494	1,798	0,036	**
		R^2	0,2001	F-Statistik	3,953
		Adj. R^2	0,1495	P > F	0,0030

Quelle: Datastream, Yahoo Finance, Eigene Berechnungen. In Anlehnung an Leuz/Verrecchia (2000), S. 108.

Anmerkung: *, **, *** deuten Signifikanz auf dem 10%, 5% bzw. 1% Niveau an (einseitig). Die Volatilität (*Volat*) einer Firma entspricht der Standardabweichung der täglichen diskreten Kursrenditen über den Zeitraum 01.01.2002 bis 23.12.2002. Der Bilanzierungsstandard (*IR*) nimmt den Wert 1 an, falls nach IFRS/US GAAP bilanziert wird, anderenfalls (HGB) den Wert 0. Die Marktkapitalisierung (*MCAP*) wurde beobachtet für den 01.01.2003. Der Streubesitz (*SB*) wurde beobachtet für den 23.12.2002. Beta (*Beta*) wurde beobachtet für den 31.12.2002 mit Ausnahme von 13 Beobachtungen. Letztere werden bestimmt als Kovarianz der monatlichen stetigen Kursrenditen einer Firma mit denjenigen des CDAX geteilt mit der Varianz der monatlichen stetigen Kursrenditen des CDAX über den Zeitraum 01.01.2000 bis 01.01.2003. Das Inverse Mills Ratio (*IMR*) wird aus der Probit-Regression geschätzt. Sie dient der unverfälschten Schätzung der Koeffizienten des Modells bei vermuteter Selbst-Selektion in den Beobachtungen.

Das negative Vorzeichen des Bilanzierungsstandard-Koeffizienten ist auf dem 10% Niveau signifikant (einseitig getestet). Ihr Koeffizient kann daher mit geringer Irrtumswahrscheinlichkeit kleiner als Null angenommen werden. Nach internationalen Standards bilanzierende Unternehmen haben demnach durchschnittlich eine ca. 38,8% geringere Kursrenditevolatilität als national bilanzierende Unternehmen. Dies bestätigt den erwarteten Zusammenhang, wonach ein größeres Publizitätsniveau Informationsasymmetrien verringert. Es zeigt sich somit erstmals ein theoriekonformes Resultat.

Das Modell ist imstande 20,1% der Gesamtstreuung der abhängigen Variable zu erklären. Dies ist zu vergleichen mit 22,3% bei Leuz/Verecchia.¹¹¹ Die signifikanten Koeffizienten der Kontrollvariablen des Modells haben die erwarteten Vorzeichen. Schließlich wird erstmals das Inverse Mills Ratio signifikant gemessen. Das Modell erscheint somit insgesamt plausibel.

3.6. Diskussion

Es stellt sich die Frage, warum mit Ausnahme der letzten Untersuchung, ein inverser Zusammenhang zwischen Publizität und Informationsasymmetrien nicht beobachtet werden kann.

Eine Ursache könnte im gewählten Untersuchungszeitraum des Jahres 2002 liegen. Sowohl der EU Verordnung¹¹², welche eine internationale Konzernbilanzierungspflicht kapitalmarktorientierter Unternehmen ab 2005 vorschreibt, als auch dem 1998 verabschiedeten Kapitalaufnahmeerleichterungsgesetz (KapAEG)¹¹³, kommt eine von handelsrechtlichen Rechnungslegungsvorschriften befreiende Funktion zu. Daraus resultiert eine in den erhobenen Daten vermehrt unzureichende Variation der unabhängigen Variable Bilanzierungsstandard. Ein Indiz hierfür liefert die Beobachtung, dass lediglich 15 der 85 untersuchten Unternehmen der Stichprobe nach nationalen Standards bilanzieren. Die niedrig gemessenen Signifikanzniveaus der Bilanzierungsstandardkoeffizienten in allen Regressionen, deuten auf die Plausibilität dieser Überlegung hin.

Ein Verbesserungsvorschlag für zukünftige Untersuchungen ist es durch Erhebung einer größeren Stichprobe diesem Problem zu entgegnen. Erreicht werden könnte dies etwa, indem zusätzlich Unternehmen mit außerbörslich am Kapitalmarkt platzierten Wertpapieren in die Stichprobe einbezogen würden. Alternativ sollte die Datenerhebung in einem früheren Zeitraum erwogen werden.

Ein weiterer Grund könnte in der geringen Anpassungsgüte des Auswahlregressionsmodells liegen. In dem Maße, wie das spezifizierte Modell der ersten Stufe

¹¹¹ Vgl. ebenda, S. 108.

¹¹² Vgl. Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 (2002), S. 3 f.

¹¹³ Vgl. Pellens u.a. (2008), S. 47.

(Gleichung (3.1)) insignifikante Inverse Mills Ratio verursacht und damit den Effekt der Selbst-Selektion nicht kontrolliert, kann eine Verzerrung infolge ausgelassener Variablen nicht ausgeschlossen werden.¹¹⁴ Den Ausführungen von Abschnitt 3.2 nach, würde der Koeffizient des Bilanzierungsstandards überschätzt.¹¹⁵ Dadurch wiederum würde die Bestätigung der ersten und dritten Hypothese tendenziell erschwert. Ein Indiz für die Plausibilität dieser Überlegung liefern die Ergebnisse der Volatilität-Regression. Dort ist das Inverse Mills Ratio signifikant und der beobachtete Zusammenhang erstmals erwartungsgemäß.

Zukünftige Untersuchungen sollten Zweifel an der Gültigkeit der erhaltenen Ergebnisse, aufgrund von Selbst-Selektion in den Beobachtungen durch zusätzliche Selbst-Selektion kontrollierende Verfahren ausräumen. Ein Difference-in-Differences Ansatz etwa oder "Two-Stage-Least-Squares" Verfahren sollten hierzu erwogen werden. Zusätzlich sollte versucht werden, durch Aufnahme bislang unberücksichtigt gebliebener Variablen die Anpassungsgüte des Probit-Regressionsmodells zu verbessern.

Ein anderer Grund der beobachteten Ergebnisse könnte eine unzureichende Modellspezifikation¹¹⁶ der ersten beiden Regressionen¹¹⁷ sein. Wie in Abschnitt 2.1.2 dargestellt wurde, ist keiner der verwendeten Proxys alleine von asymmetrischen Informationen abhängig. In dem Maße, wie die in den ersten beiden Regressionen verwendeten Kontrollvariablen informationsunabhängige Einflüsse nicht kontrollieren, kommt im Koeffizienten des Bilanzierungsstandards nicht alleinig der Informationsasymmetrie senkende Einfluss von Publizität zum Ausdruck. Der Koeffizient würde zusätzlich Störeinflüsse abbilden, sodass der beobachtete Zusammenhang verfälscht und möglicherweise darum insignifikant ist. Eine alternative Vorgehensweise wäre es, die adverse Selektions-Komponente der Informationsasymmetrie-Proxys isoliert als abhängige Variable der Regressionen einzusetzen. Letzteres würde den Gebrauch von Kontrollvariablen erübrigen. Allerdings zeigt das Literaturstudium, dass diese Vorgehensweise ver-

¹¹⁴ Vgl. Botosan (2006), S. 37.

¹¹⁵ Vgl. Abschnitt 4.2.

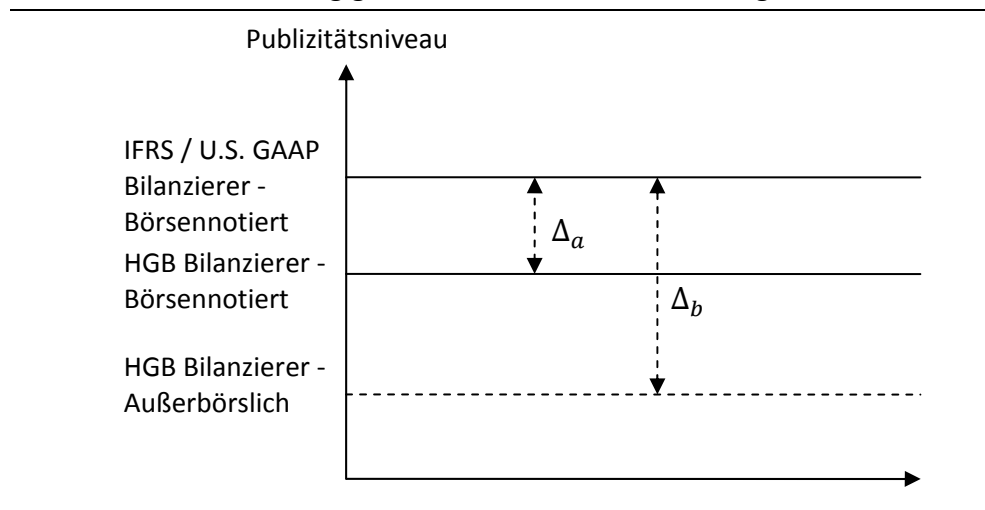
¹¹⁶ Vgl. Wagenhofer/Ewert (2003), S. 371.

¹¹⁷ Vgl. Tabelle fünf und sechs.

gleichsweise wenig Anhängerschaft findet, unter anderem weil die Isolation der adversen Selektions-Komponente mit großem rechnerischem Aufwand verbunden ist.¹¹⁸

Eine weitere mögliche Ursache könnte eine ungenügende Variation der Publizitätsniveaus der untersuchten Unternehmen sein.¹¹⁹ Hierfür spricht, dass sämtliche in der Stichprobe berücksichtigte Unternehmen börsennotiert sind. Demzufolge unterliegen sämtliche Unternehmen strengen, d.h. gesetzliche Anforderungen übertreffende, börsenrechtlichen Mindestpublizitätsanforderungen. Damit sinkt jedoch der Bereich, um den die Publizitätsniveaus der in der Stichprobe vertretenen Unternehmen insgesamt streuen könnten, wie Abbildung vier veransch-

Abbildung 4: Darstellung unterschiedlicher Publizitätsniveaus in Abhängigkeit von einer Börsennotierung



Quelle: Eigene Darstellung.

Anmerkung: Δ_a entspricht der maximal möglichen Streuung des Publizitätsniveaus zwischen nach nationalen und internationalen Standards bilanzierenden börsennotierten Unternehmen. Δ_b entspricht der maximal möglichen Streuung des Publizitätsniveaus zwischen nach nationalen Standards bilanzierenden außerbörslich notierten Unternehmen und nach internationalen Standards bilanzierenden börsennotierten Unternehmen.

aulicht. Tendenziell wird eine signifikante Messung des Bilanzierungsstandardkoeffizienten damit erschwert.

¹¹⁸ Vgl. Botosan (2006), S. 36.

¹¹⁹ Vgl. Joos (2000), S. 130.

Schließlich können die Ergebnisse die Folge eines inadäquat gewählten Publizitätsproxys sein. Leuz/Verecchia merken an, dass der Bilanzierungsstandard alternativ als Proxy des marginalen Effekts internationaler Rechnungslegung aufgefasst werden kann.¹²⁰ Die insignifikanten Ergebnisse wären demnach als qualitativ unwesentlicher Unterschied zwischen HGB und U.S.GAAP/IFRS im Untersuchungszeitraum 2002 auslegbar. Hierfür spricht, dass der Konzernabschluss HGB bilanzierender Unternehmen seit 1998 im Zuge neuer Gesetzesbeschlüsse, etwa des TransPUG im Jahr 2002, im Umfang internationalen Konzernabschlüssen angenähert wurde.¹²¹ So wurde der HGB Konzernabschluss etwa um die Bereiche Segmentberichterstattung und Kapitalflussrechnung erweitert und weist seither dieselben Bestandteile wie ein internationaler Konzernabschluss auf. Ein weiteres Indiz für die Plausibilität dieser Überlegung ist ihre Eigenschaft die inkonsistenten Ergebnisse¹²² von Leuz/Verecchia aus dem Jahr 1998 widerspruchsfrei zu beschreiben. So waren die Ergebnisse ihrer ersten Versuchsanordnung signifikant, weil für den Untersuchungszeitraum 1998 handelsrechtliche Vorschriften internationalen noch unterlegen waren. Jedoch war der untersuchte Einfluss nicht der von Publizität im Allgemeinen, da anderenfalls die Ergebnisse ihrer Zweituntersuchung, bei welcher der Publizitätsproxy Bilanzierungsstandard durch einen Publizitätsindex ausgetauscht wurde, die ihrer Erstuntersuchung hätten bestätigen müssen.¹²³

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die Ergebnisse mit Blick auf die eingangs in der Problemstellung aufgeworfene Fragestellung kein zweifelsfreies Urteil erlauben. Unter der Annahme einer unzureichenden Modellspezifikation als Ursache der insignifikanten Beobachtungen der ersten beiden Regressionen, folgt aus dem Ergebnis der letzten Regression, das auch am Beispiel des deutschen Kapitalmarkts zusätzliche Informationsbereitstellung, Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern verringert. Damit ist die in der Forschung und

¹²⁰ Vgl. Leuz/Verecchia (2000), S. 111.

¹²¹ Vgl. Pellens u.a. (2008), S. 48.

¹²² Vgl. Abschnitt 2.3.

¹²³ Vgl. Leuz/Verecchia (2000), S. 113. Leuz/Verecchia begründen ihre inkonsistenten Ergebnisse freilich anders. Vgl. hierzu Abschnitt 2.3.

Praxis vertretene Auffassung, Publizität verringerte Informationsasymmetrien, auch am Beispiel des deutschen Aktienmarkts als gerechtfertigt einzuschätzen.

4. Thesenförmige Zusammenfassung

Ziel dieser Arbeit war es einen vermuteten inversen Kausalzusammenhang zwischen Publizität und Informationsasymmetrien am Beispiel des deutschen Aktienmarkts zu untersuchen. Grundlegend wurden hierzu Stellvertretervariablen, sowohl für Informationsasymmetrien, als auch für das Publizitätsniveau von Unternehmen vorgestellt. Eine Zusammenführung der Variablen erfolgte im Rahmen einer multivariaten Regressionsanalyse, aus deren Koeffizientenschätzungen der Kapitalmarkteinfluss von Publizität abgeleitet wurde. Die im Rahmen dieser Arbeit zentralen Inhalte und Ergebnisse sind im Folgenden thesenförmig zusammengefasst:

1. Informationsasymmetrien fördern adverse Selektion. Das dadurch ausgelöste Preisanpassungsverhalten von Marktspezialisten erlaubt die Ableitung eines Zusammenhangs zwischen Informationsasymmetrien und ausgewählten Kapitalmarktgrößen. Die Geld-Brief Spanne, das Handelsvolumen sowie die Aktienkursrenditevolatilität variieren unter Modellbedingungen mit der Wahrscheinlichkeit adverser Selektion. Somit eignen sie sich als Proxys von Informationsasymmetrien unter Marktteilnehmern.
2. Keiner der Proxys variiert ausschließlich aufgrund von Informationsasymmetrien. Im Rahmen einer multiplen Regressionsanalyse erfordert eine verlässliche Schätzung des Kapitalmarkteinflusses von Publizität die Kontrolle informationsunabhängiger Einflusskomponenten.
3. Das Publizitätsniveau von Unternehmen unterliegt einem Selbst-Selektions-Bias, weil sie als Ergebnis der Abwägung von firmenspezifischen Vor- und Nachteilen nicht zufällig in den Beobachtungen variiert. Eine verlässliche Schätzung des Kapitalmarkteinflusses von Publizität erfordert die Kontrolle dieses Effekts.
4. Der Informationsasymmetrien abbauende Effekt von Publizität kann in zahlreichen empirischen Studien beobachtet werden. Auch am Beispiel des deutschen Kapitalmarkts lässt sich dieser Zusammenhang partiell beobachten. Jedoch deuten die allgemein niedrigen Signifikanzniveaus der Publizitätskoeffizienten auf ein Verbesserungspotential hinsichtlich der, den Regressionsana-

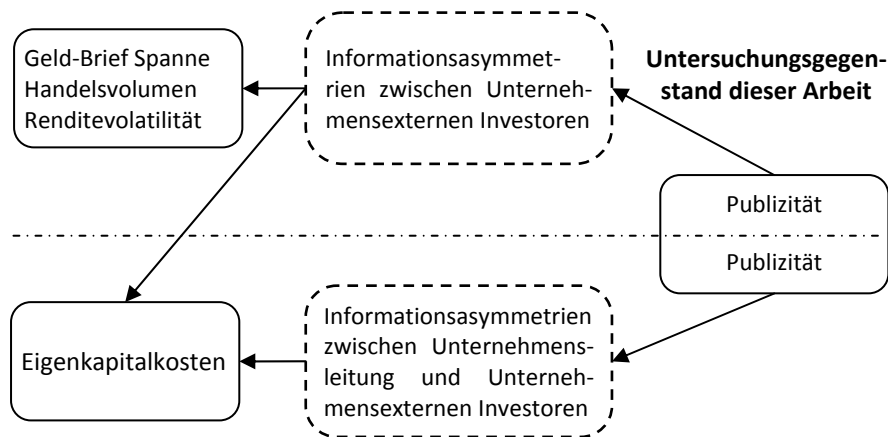
lysen zu Grunde liegenden, Modellspezifikationen. Alternativ sind die Ergebnisse als Anzeichen eines vergleichsweise einheitlichen Publizitätsniveaus börsennotierter Unternehmen in Deutschland zu werten. Anderenfalls ist die empirische Evidenz der Untersuchung in dieser Arbeit auslegbar als das Ergebnis eines unzureichenden Gebrauchs der Bilanzierungsstandards als Stellvertretervariable für das Publizitätsniveau von Unternehmen. Zukünftige Studien sollten Zweifel an der Eindeutigkeit der Ergebnisse durch eine geeignete Verfahrensauswahl ausräumen. Vorschläge hierzu wurden vorgestellt.

Ausblickend lässt sich des Weiteren sagen, dass vor dem Hintergrund der niedrig gemessenen Signifikanzniveaus die Hinterfragung eines gegebenenfalls bidirektionalen Kapitalmarkteinflusses von Publizität zweckmäßig erscheint. So könnte der Frage nachgegangen werden, ob die Bereitstellung öffentlicher Informationen die Entstehung von Informationsasymmetrien begünstigt, weil es bestimmten Investorengruppen möglich ist, öffentliche Informationen in private zu überführen.¹²⁴ Als sinnvolle Erweiterung zu der in dieser Arbeit behandelten Fragestellung bleibt dies einer weiteren Untersuchung in zukünftigen Studien vorbehalten.

¹²⁴ Vgl. Kim/Verrecchia (1994), S. 44.

Anhang

Anhang 1: Thematische Abgrenzung



Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 2: Definition der Variablen der empirischen Untersuchung

Variable (Abkürzung) [Mnemonic]	Formel	Kommentar
Geld-Brief Spanne (GBS) [PA] [PB]	$= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(p_{B,t} - p_{G,t})}{\left(\frac{p_{B,t} + p_{G,t}}{2}\right)}$	Betrachtungszeitraum: 31.05.2002 bis 31.12.2002 $p_{B,t}$: Täglicher Briefkurs zum Zeitpunkt t. $p_{G,t}$: Täglicher Geldkurs zum Zeitpunkt t.
Skaliertes Handelsvolumen (HV) [P] [VO] [W08001]	$= M\left(\frac{p_t * V_t}{MCap}, \dots, \frac{p_T * V_T}{MCap}\right)$	Betrachtungszeitraum: 01.01.2002 bis 23.12.2002 $M(\sim)$: Median p_t : "Wahrer" täglicher Kurs. V_t : Handelsvolumen $MCap$: Marktkapitalisierung zum 01.01.2003.

Anhang 2: Definition der Variablen der empirischen Untersuchung

Variable (Abkürzung) [Mnemonic]	Formel	Kommentar
Volatilität (VOLA) [P]	$= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2$ mit $R_t = (p_{t+1} - p_t) / p_t$	Betrachtungszeitraum: 01.01.2002 bis 23.12.2002 R_t : Diskrete tägliche Renditen. \bar{R} : Durchschnitt der diskreten täglichen Renditen über den Betrachtungszeitraum.
Bilanzierungsstandard (IR) [W07536]	$= \begin{cases} 1 & \text{falls IFRS / US GAAP} \\ 0 & \text{falls HGB} \end{cases}$	Betrachtungszeitpunkt: 31.12.2002 IR : Binärvariable, welche anzeigt, nach welchem Standard bilanziert wird.
Marktkapitalisierung (MCAP) [W08001]	/	Betrachtungszeitpunkt: 01.01.2003
Gesamtkapitalrentabilität (GK) [WC08326]	$= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T=5} RoA_t$	Betrachtungszeitraum: 01.01.1998 bis 01.01.2003 GK : Durchschnitt aus den jährlichen Gesamtkapitalrentabilitäten der letzten fünf Jahre.
Kapitalintensität (KI) [WC02201] [WC02999]	$= \frac{\overline{TA} - \overline{CA}}{\overline{TA}} = \frac{\overline{LTA}}{\overline{TA}}$	Betrachtungszeitraum: 01.01.2002 bis 01.01.2003 \overline{CA} : Durchschnitt der jährlichen kurzfristigen Vermögenswerte der letzten zwei Jahre. \overline{LTA} : Durchschnitt der jährlichen langfristigen Vermögenswerte der letzten zwei Jahre. \overline{TA} : Durchschnitt der jährlichen Gesamtaktiva der letzten zwei Jahre.

Anhang 2: Definition der Variablen der empirischen Untersuchung

Variable (Abkürzung) [Mnemonic]	Formel	Kommentar
Streubesitz (SB) [WC08021]	$= (1 - FB)\%$	Betrachtungszeitpunkt: 23.12.2002 <i>FB</i> : Prozentualer Anteil im Festbesitz befindlicher Aktien an der Menge aller ausgegebenen Aktien.
Verschuldungsgrad (VG) [WC03255] [WC02999]	$= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T=5} \frac{TD_t}{TA_t}$	Betrachtungszeitraum: 01.01.1998 bis 01.01.2003 <i>TD_t</i> : Fremdkapital zum Jahresbeginn <i>TA_t</i> : Gesamtkapital zum Jahresbeginn
Beta (Beta) [---]	$= \frac{Kov(R_i, R_M)}{Var(R_M)}$ mit <i>R</i> $= \ln(p_t/p_{t-1})$	Betrachtungszeitraum: 01.01.2000 bis 01.01.2003 <i>Kov</i> : Kovarianz <i>Var</i> : Varianz <i>R_i</i> : stetige monatliche Rendite des Unternehmens <i>i</i> . <i>R_M</i> : stetige monatliche Rendite des Marktes, approximiert durch den CDAX. Formel findet Anwendung, wenn Betafaktoren über Datastream nicht zugänglich sind, insgesamt 13-mal.
Beta (Beta) [W09802]	/	Betrachtungszeitpunkt: 31.12.2002
UK/US-Notierung (UK/US) [---]	$= \begin{cases} 1 & \text{falls auslandsnotiert} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$	Betrachtungszeitraum: Kalenderjahr 2002 Berücksichtigt sind Auslandsnotierungen an der Börse in London und der NYSE.

Quelle: Eigene Darstellung.

Anmerkung: Mnemonic steht für das Abrufkürzel, der für die Variablen relevanten Rohdaten aus Datastream.

Anhang 3: Aufschlüsselung der aus der Stichprobe eliminierten Unternehmen

Fehlende Kennzahlen	N	N _{KUM}	Unternehmen (Alternative Bezeichnung)
Mehrere	2	2	Plambeck Neue Energien; Gehe (Celesio).
Betafaktor	2	4	Techem; Mobilcom (Freenet). Bayerische Hypovereinsbank; Aareal Bank; Allianz; Generali;
Kapital Intensität	13	17	BB Biotech; Commerzbank; Depfa Bank; Deutsche Bank; Hannover Rückversicherung; IKB Bank; IVG Immobilien;
Handelsvolumen	1	18	Karstadt Quelle (Arcandor) IWKA (Kuka); Buderus; Degussa;
Verschuldungsgrad	6	24	Deutsche Börse; Kontron; Repower Systems.
Fehler Datenübertragung	1	25	LION Bioscience.

Verbleibende

Stichprobengröße: (110 - 25) = 85

Quelle: Eigene Darstellung.

Anmerkung: Berücksichtigt wurden 110 Unternehmen des HDAX entsprechend seiner Zusammensetzung zum 24.03.2003.

Anhang 4: Auflistung der Unternehmen mit händisch ermittelten Betafaktoren

	Unternehmen (Alternative Bezeichnung)		N _{KUM}
Wella	Wedeco	T-Online	3
Schwarz Pharma	SAP Sys. Integ.	Thiel Logistik (Logwin)	6
IXOS Software	GPC Biotech	Epcos	9
Celanese	Beru	Bayer	12
AWD Holding			13

Quelle: Eigene Darstellung.

Anmerkung: Durch die händische Berechnung der Betafaktoren wird der Ausschluss von 13 Beobachtungen aus der Stichprobe vermieden.

Zur Berechnung wurde das Marktmodell verwendet:

$$\ln(R_i) = \alpha + \beta \ln(R_M) + u_i \text{ mit } \beta = \text{Cov}(R_i, R_M) / \text{Var}(R_M).$$

Bei der Berechnung werden stetige Monatsrenditen über einen Betrachtungszeitraum von maximal drei Jahren beginnend ab dem 01.01.2000 berücksichtigt.

Literaturverzeichnis

- Akerlof, George A. (1970): The Market for "Lemons": Quality Uncertainty and the Market Mechanism, in: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 84 No. 3 (August 1970), S. 488-500.
- Amihud, Yakov / Mendelson, Haim (1986): Asset pricing and the bid-ask spread, in: Journal of Financial Economics, Vol. 17 No. 2 (December 1986), S. 223-249.
- Botosan, Christine A. (2006): Disclosure and the cost of capital: what do we know?, in: Accounting & Business Research, Vol. 36 Special Issue (2006), S. 31-40.
- Botosan, Christine A. (1997): Disclosure level and the cost of equity capital, in: Accounting Review, Vol. 72 No. 3 (July 1997), S. 323.
- Brealey, Richard A. / Myers, Stewart C. (2003): Principles of corporate finance, 7. Auflage, Boston, Mass. u.a. 2003.
- Brown, Stephen / Hillegeist, Stephen A. (2007): How Disclosure Quality Affects the Level of Information Asymmetry, in: Review of Accounting Studies, Vol. 12 No. 2-3 (September 2007), S. 443-477.
- Bushee, Brian J. / Leuz, Christian (2005): Economic consequences of SEC disclosure regulation: evidence from the OTC bulletin board, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 39 No. 2 (June 2005), S. 233-264.
- Coller, Maribeth / Yohn, Teri Lombardi (1997): Management Forecasts and Information Asymmetry: An Examination of Bid-Ask Spreads, in: Journal of Accounting Research, Vol. 35 No. 2 (Autumn 1997), S. 181-191.
- Copeland, Thomas E. / Galai, Dan (1983): Information Effects on the Bid-Ask Spread, in: Journal of Finance, Vol. 38 No. 5 (Winter 1983), S. 1457-1469.
- Demsetz, Harold (1968): The Cost of Transacting, in: The Quarterly Journal of Economics, Vol. 82 No. 1 (February 1968), S. 33-53.

- Deutsche Börse (2010a): Historical Index Compositions of the Equity- and Strategy Indices of Deutsche Börse, unter: [http://cis.deutsche-boerse.com/INTERNET/EXCHANGE/zpd.nsf/PublikationenID/CPOL-66CENG/\\$FILE/Historical_Index_Compositions_3_17.pdf?OpenElement](http://cis.deutsche-boerse.com/INTERNET/EXCHANGE/zpd.nsf/PublikationenID/CPOL-66CENG/$FILE/Historical_Index_Compositions_3_17.pdf?OpenElement), Stand: 04.08.2010.
- Deutsche Börse (2010b): Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse, unter: [http://www10.deutsche-boerse.com/INTERNET/EXCHANGE/zpd.nsf/PublikationenID/CPOL-5DVBPY/\\$FILE/Equity_L_6_13_d.pdf?OpenElement](http://www10.deutsche-boerse.com/INTERNET/EXCHANGE/zpd.nsf/PublikationenID/CPOL-5DVBPY/$FILE/Equity_L_6_13_d.pdf?OpenElement), Stand: 04.08.2010.
- Easley, David / O'hara, Maureen (2003): Microstructure and Asset Pricing, in: Constantinides, George M. / Harris, Milton / Stulz, Rene (Hrsg.): Handbook of the Economics of Finance, Amsterdam u.a. 2003, S. 1021-1052.
- Fabiano, Jonfilippo (2008): Asymmetric information, Disclosure, and Liquidity: The Swiss Evidence, Diss., Lugano 2008.
- Gassen, Joachim / Sellhorn, Thorsten (2006): Applying IFRS in Germany - Determinants and Consequences, in: Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis, Heft Nr. 4 (2006), S. 365-386.
- Gierga, Ralph L. (2008): Freiwillige Publizität und Eigenkapitalkosten. Die Auswirkungen freiwilliger Unternehmenspublizität auf die Eigenkapitalkosten am Beispiel börsennotierter Unternehmen in Deutschland, Diss., Marburg 2008.
- Glosten, Lawrence R. / Milgrom, Paul R. (1985): Bid, Ask And Transaction Prices In a Specialist Market with Heterogeneously Informed Traders, in: Journal of Financial Economics, Vol. 14 No. 1 (March 1985), S. 71-100.
- Greene, William H. (2003): Econometric analysis, 5. Auflage, Upper Saddle River, NJ u.a. 2003.

- Grote, Michael H. / Kube, Florian / Küchen, Michael (2006): „Home, sweet home“ – Die Entwicklung des Handelsvolumens deutscher Aktien im Ausland, Working paper Nr. 172, Johann Wolfgang Goethe-Universität.
- Harris, Larry (2003): Trading and exchanges: Market microstructure for practitioners, Oxford u.a. 2003.
- Hasbrouck, Joel (2007): Empirical market microstructure: The institutions, economics and econometrics of securities trading, Oxford u.a. 2007.
- Hasbrouck, Joel (2009): SimpleSequentialTradeModel, unter: pages.stern.nyu.edu/~jhasbrou/BView/SimpleSequentialTradeModel01.xls, Stand: 24.07.2010.
- Healy, Paul M. / Hutton, Amy P. / Palepu, Krishna G. (1999): Stock Performance and Intermediation Changes Surrounding Sustained Increases in Disclosure, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 16 No. 3 (Fall 1999), S. 485-520.
- Healy, Paul M. / Palepu, Krishna G. (2001): Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature, in: Journal of Accounting & Economics, Vol. 31 No. 1-3 (September 2001), S. 405-440.
- Huang, R. D. / Stoll, H. R. (1997): The components of the bid-ask spread: A general approach, in: Review of Financial Studies, Vol. 10 No. 4 (Winter 1997), S. 995-1034.
- Jaffe, Jeffrey P. (1974): Special Information and Insider Trading, in: Journal of Business, Vol. 47 No. 3 (July 1974), S. 410-428.
- Joos, Peter (2000): Discussion of The Economic Consequences of Increased Disclosure., in: Journal of Accounting Research, Vol. 38 No. 3 (Winter 2000), S. 125-136.
- Kennedy, Peter (2008): A Guide to Econometrics, 6. Auflage, Malden u.a. 2008.

- Kim, Oliver / Verrecchia, Robert E. (1994): Market liquidity and volume around earnings announcements, in: Journal of Accounting and Economics, Vol. 17 No. 1-2 (January 1994), S. 41-67.
- Kommission der Europäischen Gemeinschaften (2001): Vorschlag für eine Verordnung des Europäischen Parlaments und des Rates betreffend die Anwendung internationaler Rechnungslegungsgrundsätze, unter: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUri-Serv.do?uri=COM:2001:0080:FIN:DE:PDF>, Stand: 04.08.2010.
- Kyle, Albert S. (1985): Continuous Auctions and Insider Trading, in: Econometrica, Vol. 53 No. 6 (November 1985), S. 1315-1335.
- Leuz, Christian / Verrecchia, Robert E. (2000): The Economic Consequences of Increased Disclosure., in: Journal of Accounting Research, Vol. 38 No. 3 (Winter 2000), S. 91-124.
- Merkt, Hanno (2000): Unternehmenspublizität: Offenlegung von Unternehmensdaten als Korrelat der Marktteilnahme, Habil., Universität zu Hamburg 2000.
- Mishkin, Frederic S. (2004): The economics of money, banking, and financial markets, 7. Auflage, Boston, Mass. u.a. 2004.
- O'Hara, Maureen (1995): Market microstructure theory, Cambridge, Mass. 1995.
- Pellens, Bernhard u.a. (2008): Internationale Rechnungslegung : IFRS 1 bis 8, IAS 1 bis 41, IFRIC-Interpretationen, Standardentwürfe. Mit Beispielen, Aufgaben und Fallstudie, 7. Auflage, Stuttgart 2008.
- Rasmussen, Eric (2007): Games and Information: An introduction to game theory, 4. Auflage, Malden, Mass. u.a. 2007.
- Ross, Stephen A./Westerfield, Randolph W./Jaffe, Jeffrey (2006): Corporate Finance, 7. Auflage, Boston, Mass. u.a. 2006.
- Scott, William R. (2006): Financial Accounting Theory, 4. Auflage, Toronto 2006.

- Stoll, Hans R. (1989): Inferring the Components of the Bid-Ask Spread: Theory and Empirical Tests, in: Journal of Finance, Vol. 44 No. 1 (March 1989), S. 115-134.
- Stoll, Hans R. (2003): Market microstructure, in: Constantinides, George M. / Harris, Milton / Stulz, Rene (Hrsg.): Handbook of the Economics of Finance, Amsterdam u.a. 2003, S. 553-604.
- Stoll, Hans R. (1978): The Supply of Dealer Services in Securities Markets, in: Journal of Finance, Vol. 33 No. 4 (September 1978), S. 1133-1151.
- Varian, Hal R. (2004): Grundzüge der Mikroökonomik, 6. Auflage, München u.a. 2004.
- Wagenhofer, Alfred / Ewert, Ralf (2003): Externe Unternehmensrechnung, Berlin u.a. 2003.
- Welker, Michael (1995): Disclosure Policy, Information Asymmetry, and Liquidity in Equity Markets, in: Contemporary Accounting Research, Vol. 11 No. 2 (Spring 1995), S. 801-827.
- Wooldridge, Michael J. (2009): Introductory Econometrics: A Modern Approach, 4. Auflage, Mason, Ohio u.a. 2009.

Rechtssprechungsverzeichnis

Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 (2002), Verordnung (EG) Nr. 1606/2002 des europäischen Parlaments und des Rates betreffend die Anwendung internationaler Rechnungslegungsgrundsätze vom 19.07.2002, unter: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2002:243:0001:0004:de:PDF>, Stand: 04.08.2010.

Erklärung

Ich versichere, dass ich die Arbeit selbstständig und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt habe. Alle Stellen, die wörtlich oder sinngemäß aus Veröffentlichungen oder anderen Quellen entnommen sind, sind als solche kenntlich gemacht.

Göttingen, 06. August 2010