

Duale Hochschule Baden-Württemberg
Villingen-Schwenningen
Fakultät Wirtschaft
Studiengang BWL - Bank

DISKUSSIONSBEITRÄGE

Discussion Papers

Kapitalmarktanomalien am deutschen Aktienmarkt

Eine empirische Untersuchung für DAX, MDAX und SDAX

Nr. 14/17

Fabian Kortenhorn (B.A.) und Prof. Dr. Wolfgang Disch



Herausgeber

Prof. Dr. Wolfgang Disch
Studiengang BWL- Bank
DHBW Villingen-Schwenningen
Friedrich-Ebert-Straße 30
78054 Villingen-Schwenningen
Telefon 07720/3906-127
Telefax 07720/3906-119
E-mail disch@dhbw-vs.de
Internet www.dhbw-vs.de

Redaktion

Prof. Dr. Wolfgang Disch

Druck

PRINTSTUDIO VS GmbH, Villingen-Schwenningen

ISSN 1864-5461

Alle Rechte vorbehalten

© 2017, Fabian Kortenhorn (B.A.)

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis	III
Symbolverzeichnis	IV
Abbildungsverzeichnis	V
Tabellenverzeichnis	VI
Anhangverzeichnis	VII
1 Einleitung	1
1.1 Problemstellung und Zielsetzung	1
1.2 Methodische Vorgehensweise	3
2 Kapitalmarkttheorien	4
2.1 Klassische Kapitalmarkttheorie	4
2.2 Effiziente Märkte	5
2.3 Kapitalmarktmodelle	7
2.4 Random-Walk Theorie	8
3 Theorie der Behavioral Finance	9
3.1 Theoretische Grundlagen	9
3.2 Prospect Theory	10
3.3 Heuristiken	12
3.4 Herdenverhalten	13
3.5 Aktuelle Diskussionen	14
4 Kapitalmarktanomalien	16
4.1 Definition	16
4.2 Kalenderanomalien	16
4.2.1 Januar-Effekt	17
4.2.2 Halloween-Effekt	21
4.2.3 Montags-Effekt	24
4.2.4 Monatswechsel-Effekt	26
4.2.5 Weitere Kalenderanomalien	28
4.3 Size-Effekt	29
4.4 Kennzahlenanomalien	31

5 Empirische Untersuchung	32
5.1 Daten und Methodik	32
5.2 Zeitliche Persistenz der Effekte	34
5.2.1 Januar-Effekt	35
5.2.2 Halloween-Effekt	37
5.2.3 Montags-Effekt	39
5.2.4 Monatswechsel-Effekt	41
5.3 Deskriptive Auswertung	43
5.3.1 Januar-Effekt	44
5.3.2 Halloween-Effekt	45
5.3.3 Montags-Effekt	46
5.3.4 Monatswechsel-Effekt	47
5.4 Risikoprofil der Indizes	48
5.5 Induktion einer Handelsstrategie	50
5.6 Revision der Modellannahmen	52
5.7 Bezug zur Behavioral Finance	57
5.8 Kritische Würdigung der Ergebnisse	59
6 Zusammenfassung und Ausblick	61
Anhang	64
Literaturverzeichnis	86
Erklärung	95

Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
bzw.	beziehungsweise
CAPM	Capital Asset Pricing Model
DAX	Deutscher Aktienindex
et al.	et alii
i. d. R.	in der Regel
MDAX	Mid-Cap Deutscher Aktienindex
S.	Seite
SDAX	Small-Cap Deutscher Aktienindex
Tab.	Tabelle
u. a.	unter anderem
Vgl.	Vergleiche
z. B.	zum Beispiel

Symbolverzeichnis

D_n	= Dummy-Variable
H_0	= Nullhypothese
H_1	= Alternativhypothese
r_i	= stetige Aktienmarktrendite
σ^2	= Standardabweichung
$F(x)$	= Funktionsgleichung
α	= Achsenabschnitt der Regressionsgeraden
β	= Steigung der Regressionsgeraden
ε	= stochastische Störterme
μ	= Mittelwert
ρ	= Korrelation
σ	= Varianz
Φ	= Normalverteilung

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1:	Wertefunktion der Prospect Theory	11
Abb. 2:	Überblick über Heuristiken	12
Abb. 3:	t-Werte Januar-Effekt	35
Abb. 4:	t-Werte Halloween-Effekt	37
Abb. 5:	t-Werte Montags-Effekt	39
Abb. 6:	t-Werte Monatswechsel-Effekt	41
Abb. 7:	Boxplot Januar-Effekt.....	44
Abb. 8:	Boxplot Halloween-Effekt	45
Abb. 9:	Boxplot Montags-Effekt	46
Abb. 10:	Boxplot Monatswechsel-Effekt	47
Abb. 11:	Relative Standardabweichung der Indizes.....	49

Tabellenverzeichnis

Tab. 1:	Auswahl aktueller Untersuchungen Januar-Effekt	19
Tab. 2:	Auswahl aktueller Untersuchungen Halloween-Effekt	22
Tab. 3:	Auswahl aktueller Untersuchungen Montags-Effekt	25
Tab. 4:	Auswahl aktueller Untersuchungen Monatswechsel-Effekt	27
Tab. 5:	Auswahl aktueller Untersuchungen Size-Effekt	30
Tab. 6:	Kritische Werte für den t-Test	34
Tab. 7:	Interpretation des Durbin-Watson-Tests	54

Anhangverzeichnis

Anhang 1:	Indexentwicklung von 2007 bis Ende 2008	64
Anhang 2:	t-Werte Dezember-Effekt	65
Anhang 3:	t-Werte Dienstags-Effekt.....	66
Anhang 4:	t-Werte Mittwochs-Effekt.....	67
Anhang 5:	t-Werte Donnerstags-Effekt	68
Anhang 6:	t-Werte Freitags-Effekt.....	69
Anhang 7:	t-Werte Monatswechsel-Effekt 4 Tage.....	70
Anhang 8:	t-Werte Monatswechsel-Effekt 3 Tage.....	71
Anhang 9:	t-Werte Monatswechsel-Effekt 2 Tage.....	72
Anhang 10:	t-Werte Monatswechsel-Effekt 1 Tag.....	73
Anhang 11:	Beta-Faktoren Januar-Effekt.....	74
Anhang 12:	Beta-Faktoren Halloween-Effekt.....	75
Anhang 13:	Beta-Faktoren Montags-Effekt.....	76
Anhang 14:	Beta-Faktoren Monatswechsel-Effekt.....	77
Anhang 15:	Relative Standardabweichung der Indizes	78
Anhang 16:	Ratinganzahl für die einzelnen Indizes	79
Anhang 17:	Histogramm für die Tagesrenditen des DAX	80
Anhang 18:	Teststatistiken DAX	81
Anhang 19:	Teststatistiken MDAX	82
Anhang 20:	Teststatistiken SDAX.....	83
Anhang 21:	Datenträger mit Berechnungsdateien	84

1 Einleitung

1.1 Problemstellung und Zielsetzung

*„Sell in May and go away.
But remember to come back in September.“¹*

So lautet eine der bekanntesten Börsenweisheiten an den internationalen Finanzmärkten. Der Spruch wird häufig in den Medien zitiert und bedeutet, dass Anleger in den Wintermonaten höhere Renditen erzielen können und ihrer Anlage deshalb im Sommer eine Pause gönnen sollten.²

Viele Anleger fragen sich, ob diese Börsenweisheit tatsächlich etwas taugt und sich bei einer strikten Verfolgung der Strategie Überrenditen erzielen lassen. Wird der bekannte Professor für Behavioral Finance Prof. Weber zitiert, so ist der Spruch etwa zurückzuführen auf die Tatsache, dass Händler in den Sommermonaten weniger arbeiten wollen und betitelt die Weisheit deshalb lediglich als clevere Idee. Demnach hätten Anleger dann durch Leerverkäufe im Sommer ebenfalls Geld verdienen können.

Historisch betrachtet gibt es Börsenphasen, in denen die Strategie aufgeht und andere, in denen genau ein umgekehrtes Handeln sinnvoll gewesen wäre. So ist der DAX beispielsweise im Mai 2013 rund 6 % gestiegen und legte damit einen der besten Monate überhaupt hin. Das Gegenbeispiel zeigt jedoch bei einer Durchschnittsbetrachtung der DAX-Monate ab 1948, dass der Mai historisch gesehen mit -0,1 % der zweitschlechteste Monate überhaupt ist.³

Neben der auch als Halloween-Effekt bezeichneten Anomalie existieren weitere Anomalien oder Unregelmäßigkeiten. Untersuchungen in der Vergangenheit haben immer wieder einzelne Effekte nachgewiesen, wobei der Erfolg der Effekte häufig abhängig ist vom jeweiligen Land.⁴

Bisherige Untersuchungen haben den Fokus i. d. R. auf einzelne Effekte gelegt und reichen nicht stringent bis in die Gegenwart. Deshalb soll anhand der vorliegenden Arbeit die Frage beantwortet werden, wie sich ausgewählte Kalendereffek-

¹ Schwarzer, 2013, S. 155.

² Vgl. Spremann/Scheuerle, 2010, S. 29.

³ Vgl. Schwarzer, 2013, S. 156-157.

⁴ Vgl. Bouman/Jacobsen, 2002, S. 1622 für den Halloween-Effekt.

te in der neueren Börsengeschichte ab dem Jahr 2000 entwickelt haben. Ziel ist es, einen Überblick über die einzelnen Effekte sowie über den theoretischen Hintergrund und aktuelle Untersuchungen zu geben. Dabei liegt der Schwerpunkt der Untersuchung nicht nur auf der zeitlichen Entwicklung der Effekte, sondern auch auf der Betrachtung absolut erzielbarer Renditen in den einzelnen Jahren. Zudem wird eine Unterscheidung in die drei größten deutschen Indizes DAX, MDAX und SDAX vorgenommen, um mögliche Unterschiede in den Größenklassen herauszustellen. Der DAX gilt aufgrund der Zusammensetzung als der bekannteste deutsche Index⁵, jedoch zeigen zahlreiche Untersuchungen, dass gerade auch kleinere Indizes aufgrund des Kleinfirmen-Effektes attraktive Renditen aufweisen können.⁶ Für die Betrachtung einer möglichen Handelsstrategie auf der Grundlage einzelner Kalendereffekte wird ferner die Schwankungsbreite der einzelnen Indizes herangezogen.

Die Motivation für das Thema ruht auf der Wertpapierberatung von Privatkunden. Medien berichten jährlich über verschiedene Weisheiten.⁷ Deshalb ist es wichtig, für die Beratung eine Aussage über die Existenz der einzelnen Effekte und der praktischen Relevanz bzw. Umsetzbarkeit treffen zu können. Die Kalendereffekte sind dem Bereich der Behavioral Finance zuzuordnen. Besonders im Fokus, bei der Betrachtung der praktischen Umsetzbarkeit, sind die Transaktionskosten, welche die Renditen in teils erheblichem Maße schmälern können, teilweise sogar ganz aufzehren.⁸

Eine Umfrage unter Mitarbeitern der UBS zeigt, dass bereits bei dreiviertel der befragten Personen der Begriff Behavioral Finance bekannt ist und die meisten Berater sich von dem Gebiet einen wichtigen Beitrag für die Beratungsqualität sowie für eine positive Performance erhoffen. Dabei wünschten sich viele Berater mehr Informationen über die praktische Anwendung bei Anlageentscheidungen.⁹

Das Thema ist abzugrenzen von der Behavioral Finance als eigenständiges Forschungsgebiet. Zwar wird in der vorliegenden Arbeit ein Überblick über relevante Aspekte für das spätere Verständnis gegeben, allerdings soll der Fokus auf der

⁵ Vgl. Galata/Scheid, 2012, S. 137.

⁶ Vgl. 4.3 Size-Effekt.

⁷ Vgl. u. a. Schwarzer, 2015, S. 1.

⁸ Vgl. Schwarzer, 2013, S. 26.

⁹ Vgl. Karlen, 2004, S. 50-51.

Darstellung der zeitlichen Entwicklung ausgewählter Kalendereffekte sowie deren mögliche Begründungen liegen. Zudem wird ein Überblick über aktuelle Untersuchungen zu den Effekten gegeben.

1.2 Methodische Vorgehensweise

Die methodische Vorgehensweise der vorliegenden Arbeit ist wie folgt gegliedert. In Kapitel 2 und 3 wird zunächst ein Überblick über die theoretischen Grundlagen der Kapitalmarkttheorie sowie der Behavioral Finance gegeben. Insbesondere in dem dritten Kapitel werden aktuelle Diskussionen kurz vorgestellt und diskutiert. In dem Zusammenhang werden einzelne Begriffe der Behavioral Finance näher erläutert. Im nachfolgenden Kapitel wird ein umfassender Überblick über die in der empirischen Untersuchung behandelten Kapitalmarktanomalien gegeben. Dabei wird neben der Beschreibung und möglichen Erklärungsansätzen insbesondere auch ein Schwerpunkt auf aktuelle Untersuchungen zum deutschen Aktienmarkt gelegt. Dies erfolgt vor dem Hintergrund einer möglichen Verknüpfung bisheriger Studien mit der vorliegenden Untersuchung. Kapitel 5 beinhaltet die empirische Untersuchung zu einer möglichen Persistenz der Effekte. Hierbei wird eingangs die Datengrundlage und das Vorgehen für die Berechnung vorgestellt, bevor die Ergebnisse über die zeitliche Entwicklung präsentiert und beschrieben werden. Im Anschluss erfolgt zusätzlich eine Analyse der absoluten Renditen des Betrachtungszeitraums, bevor das Kapitel in der Ableitung einer möglichen Strategie und der kritischen Würdigung der Ergebnisse mündet. In diesem Zusammenhang wird auch eine mögliche Verknüpfung zur Behavioral Finance dargelegt.

2 Kapitalmarkttheorien

2.1 Klassische Kapitalmarkttheorie

Die Kapitalmarkttheorie gilt als wichtiger Baustein für später veröffentlichte Kapitalmarktmodelle wie z. B. dem Capital Asset Pricing Model (CAPM) und baut auf der Portfolio-Theorie nach Markowitz auf.¹⁰ Die klassische Kapitalmarkttheorie beinhaltet die Finanzierungstheorie, welche sich untergliedert in die Theorie des subjektiv erwarteten Nutzens, die Theorie der rationalen Erwartung sowie das Bayes' Gesetz. Diese drei Punkte lassen sich auch zusammenfassen unter dem Begriff der rationalen Entscheidungstheorie, die das Bild des homo oeconomicus in sich vereint.

Die beiden ersten Theorien, auch als Erwartungs-Nutzen-Theorie bezeichnet, beschreiben, welche Alternative Subjekte unter Unsicherheit aus risikobehafteten Objekten auswählen, um ihren Nutzen zu maximieren.¹¹

Dabei ist genauer zu spezifizieren, dass die Subjekte nicht die Erwartungswerte der Alternativen maximieren, sondern den Erwartungswert des gestifteten Nutzens.¹² Die subjektive Erwartungs-Nutzen-Theorie geht in dem Zusammenhang genauer auf die Tatsache ein, dass individuelle Personen Präferenzen anhand von subjektiven Wahrscheinlichkeiten bilden. Die Theorie der rationalen Erwartungen hat als zwei wichtige Bausteine die Unersättlichkeit und die Risikoaversion.¹³ Ein Investor verhält sich risikoavers, wenn er aus zwei Alternativen diejenige Alternative wählt, bei der bei gleichem Risiko die Rendite höher bzw. bei gleicher Rendite das Risiko geringer ist.¹⁴ Die Unersättlichkeit soll hier nicht weiter betrachtet werden.

Rationale Erwartungen lassen sich dadurch beschreiben, dass sie unverzerrt sind und grundsätzlich alle verfügbaren Informationen als Grundlage haben. In diesem Kontext beschreibt das Bayes' Gesetz, dass beim Aufkommen neuer Informationen die Wahrscheinlichkeiten proportional zum Vorhersagewert der Informationen ansteigen.¹⁵

¹⁰ Vgl. Specht/Gohout, 2009, S. 1.

¹¹ Vgl. Klöhn, 2006, S. 84-86.

¹² Vgl. Specht/Gohoud, 2009, S. 14.

¹³ Vgl. Klöhn, 2006, S. 86.

¹⁴ Vgl. Zimmermann, 2012, S. 90.

¹⁵ Vgl. Klöhn, 2006, S. 88.

Grundlage für die spätere Entwicklung von Kapitalmarktmodellen war neben der Kapitalmarkteffizienz auch die Vollkommenheit des Kapitalmarktes, die gleichzusetzen ist mit einer idealtypischen Modellvorstellung. Diese geht davon aus, dass Anleger sich wie oben beschrieben stets rational verhalten und ihren Nutzen maximieren. Dabei stehen ihnen grundsätzlich alle Informationen kostenlos zur Verfügung. Zudem sollen der Theorie nach keine Transaktionskosten existieren und die Wertpapiere unendlich teilbar sein. Als letztes Kriterium an einen vollkommenen Kapitalmarkt wird die Voraussetzung gestellt, dass ein vollständiger Wettbewerb herrscht, in dem die Akteure auf dem Markt als Mengenanpasser dienen.¹⁶

2.2 Effiziente Märkte

Als ein effizienter Markt kann ein solcher definiert werden, an dem Preise als Signale gelten, die das eingehende Kapital optimal verteilen.

Als Bedingungen werden dabei folgende drei angeführt:

1. Operationale Effizienz
2. Informationseffizienz
3. Allokations- bzw. Bewertungseffizienz

Für die operationale Effizienz muss gegeben sein, dass die Preise am Markt nicht durch Unvollkommenheiten, ausgelöst z. B. durch Transaktionskosten, verzerrt werden.¹⁷ Diese Unvollkommenheiten resultieren aus den Eigenschaften des Marktes. Durch die Existenz von Transaktionskosten sind die Marktteilnehmer in ihren Entscheidungen, Handel zu betreiben, beschränkt, was zu einem Qualitätsverlust der einzelnen Preise führen kann. Operationale Effizienz kann dadurch entstehen, dass die Transaktionskosten minimal werden und durch Rahmenbedingungen des Gesetzgebers Störfaktoren für einen effizienten Markt eliminiert werden. Deshalb können zur operationellen Effizienz auch Gesetze gezählt werden.¹⁸

Unter der Allokations- bzw. Bewertungseffizienz wird der Bezug zwischen den Marktpreisen und den fundamentalen Werten der Unternehmen hergestellt. Be-

¹⁶ Vgl. Steiner/Bruns/Stöckl, 2012, S. 3.

¹⁷ Vgl. Günther et al., 2012, S. 85.

¹⁸ Vgl. Frank, 2009, S. 4.

wertungseffizient sind die Preise dann, falls die fundamentalen Werte unverzerrt im aktuellen Marktpreis widergespiegelt werden.¹⁹ Dabei kommt es darauf an, dass sich die Preise schnell an die aktuelle Informationslage anpassen und entsprechend neue Informationen richtig eingepreist werden. Die operationale Effizienz und die Informationseffizienz stellen notwendige Bedingungen für die Bewertungseffizienz dar.²⁰

Hierzu hat Fama 1970 drei Unterscheidungsmöglichkeiten der Informationseffizienz eingeführt: Die schwache, die halbstarke sowie die starke Informationseffizienz. Er definiert einen effizienten Markt wie folgt:

„A market in which prices always ‚fully reflect‘ available information is called ‚efficient‘.“²¹

Die schwache Form der Informationseffizienz beschreibt, dass im aktuellen Kurs alle historischen Kurse enthalten sind. Demnach kann ein Anleger bei der Betrachtung der vergangenen Kurse keine Überrenditen erzielen.

In der halbstarke Form geht Fama davon aus, dass alle öffentlich zugänglichen Informationen neben den Vergangenheitsdaten in den Preisen berücksichtigt werden. Dazu zählen neben Jahresabschlüssen beispielsweise auch Ankündigungen des Managements zu Aktiensplits oder der Neuausgabe von Aktien.

Die stärkste Form der Informationseffizienz beinhaltet die Aussage, dass sogar Insiderinformationen, welche die Preisbildung beeinflussen, im Kurs enthalten sind.²²

Wäre die starke Form existent, so könnten Insider wie z. B. Führungskräfte keine Mehrrendite im Vergleich zu anderen Investoren erzielen. Somit wird allgemein die Meinung vertreten, dass die halbstarke Form existent ist. Allerdings gibt es auch hier bestimmte Annahmen, dass lediglich die schwache Form, teilweise sogar keine der drei Formen, auf die Kapitalmärkte anzuwenden ist.²³ Die Effizienzmarkthypothese steht im Widerspruch zur Existenz von Kapitalmarktanomalien, da

¹⁹ Vgl. Günther et al., 2012, S. 97.

²⁰ Vgl. Frank, 2009, S. 5.

²¹ Fama, 1970, S. 383.

²² Vgl. Fama, 1970, S. 388.

²³ Vgl. Spremann, 2003, S. 123.

selbst in der schwachen Form historische Informationen im Kurs enthalten sind und somit nicht zur Vorhersage von Anomalien verwendet werden können.²⁴

2.3 Kapitalmarktmodelle

Im Folgenden werden zwei der klassischen Kapitalmarktmodelle vorgestellt, die es erlauben, das Risiko von Einzelanlagen zu quantifizieren und zu bewerten.²⁵ Dabei wird zwischen Einfaktor- und Mehrfaktormodellen unterschieden. Die Modelle eignen sich nicht nur dazu, das Risiko zu quantifizieren, sondern werden auch dazu verwendet, Entwicklungen im Zeitablauf zu erklären.²⁶

Als erstes soll das CAPM vorgestellt werden. Dieses wurde nahezu zeitgleich von Sharpe (1964)²⁷, Lintner (1965)²⁸ und Mossin (1966)²⁹ entwickelt. Es handelt sich um ein Gleichgewichtsmodell, welches im Marktgleichgewicht die Renditeerwartungen der Anleger beschreibt, unter der Annahme, dass die effizienten Portfolios der Anleger dem Marktportfolio entsprechen. Dabei wird die Frage beantwortet, welchen Anteil des systematischen Risikos eine Einzelanlage einnimmt. Das Modell wurde aufbauend auf der Portfoliotheorie entwickelt.³⁰ Hierfür wurde die Wertpapiermarktlinie eingeführt, die die erwartete Rendite in Bezug setzt zum Beta einer Anlage. Dieses Beta misst das systematische Risiko. Somit kann anhand des systematischen Risikos die erwartete Rendite eines einzelnen Wertpapiers ermittelt werden.³¹

Das zweite Modell, welches hier vorgestellt werden soll, ist die Arbitrage-Pricing-Theory. Diese Theorie wird als Herausforderer des CAPM angesehen und gehört zu den Mehrfaktormodellen. Das Modell soll ebenfalls der Bewertung von Einzelanlagen im Marktgleichgewicht dienen.³² Vorgestellt wurde dieses erstmals von Ross im Jahr 1976.³³ Das Modell stellt hierbei das für das CAPM angenommene Marktportfolio in Frage und nimmt stattdessen an, dass das systematische Risiko

²⁴ Vgl. Holtfort, 2010, S. 1.

²⁵ Vgl. Günther et al., 2012, S. 67.

²⁶ Vgl. Spremann/Scheurle, 2010, S. 137-138.

²⁷ Vgl. Sharpe, 1964, S. 425-442.

²⁸ Vgl. Lintner, 1965, S. 13-37.

²⁹ Vgl. Mossin, 1966, S. 768-783.

³⁰ Vgl. Zimmermann, 2012, S. 193-196.

³¹ Vgl. Spremann, 2003, S. 255-256.

³² Vgl. Günther et al., 2012, S. 77.

³³ Vgl. Ross, 1976, 341 u. 360.

durch mehrere ökonomische Faktoren beschrieben werden kann.³⁴ Wenn an den Finanzmärkten keine Arbitrage möglich ist, so kann mit gesonderten Faktoren für die Einzelanlagen innerhalb eines Portfolios die Renditeerwartung bestimmt werden. Voraussetzung für die Anwendung des Modells ist, dass der Anleger sein Portfolio durch Umstrukturierung nicht weiter optimieren kann, um die Renditeerwartung zu erhöhen. Dieser Prozess wird in dem Zusammenhang als Arbitrage bezeichnet.³⁵

2.4 Random-Walk Theorie

Die Random-Walk Theorie geht grundsätzlich davon aus, dass die Kursveränderungen und demzufolge auch die Renditen am Aktienmarkt zufällig entstehen und nicht vorhersagbar sind. Diese Annahme steht in enger Beziehung zur Effizienzmarkthypothese von Fama. Der Zufallsprozess für den aktuellen Kurs wird grundsätzlich beschrieben als der vergangene Kurs plus einen gewissen Zuwachs.³⁶ Die zufällig angenommene Änderung des Zuwachses besitzt einen über die Zeit konstanten Erwartungswert. Dieser wird auch als Drift des Random-Walk bezeichnet. Die Standardabweichung nimmt bei diesem Prozess proportional mit der Wurzel der Zeit zu.³⁷ Die Existenz eines Random-Walk wäre eine Schlussfolgerung aus einem informationseffizienten Kapitalmarkt, allerdings sprechen Aktienmarktanomalien gegen die Random-Walk Hypothese.³⁸

³⁴ Vgl. Zimmermann, 2012, S. 191.

³⁵ Vgl. Spremann, 2003, S. 295-296.

³⁶ Vgl. Specht/Gohout, 2009, S. 88.

³⁷ Vgl. Spremann/Scheurle, 2010, S. 119.

³⁸ Vgl. Günther et al., 2012, S. 94 u. S. 134.

3 Theorie der Behavioral Finance

3.1 Theoretische Grundlagen

Die Theorie der Behavioral Finance versucht, das Verhalten von Marktteilnehmern und deren tatsächlich getroffenen Investitions- und Finanzierungsentscheidungen zu erklären. Sie stellt grundsätzlich die klassische Kapitalmarkttheorie und die Existenz effizienter Märkte mit rational agierenden Anlegern in Frage. Demnach ist es auch schwierig, an eine Erwartungsnutzentheorie bzw. an ein Marktgleichgewicht zu glauben.³⁹ Die Behavioral Finance kann grundsätzlich unterteilt werden in die Bereiche Informationsaufnahme, -verarbeitung und Entscheidungsfindung. Durch die Kombination mit psychologischen Forschungsergebnissen kann eine Analyse auf Ebene des Anlegers ebenso erfolgen wie eine mögliche Analyse von Marktphänomenen.⁴⁰ Die Theorie kann insgesamt auch bezeichnet werden als eine verhaltensorientierte Kapitalmarktforschung.⁴¹

Die Existenz von Anomalien am Kapitalmarkt konnte in der Vergangenheit zunächst mit den klassischen Modellen nicht erklärt werden. Es wurde grundsätzlich davon ausgegangen, dass Kapitalmarktanomalien ausgelöst werden durch Verhaltensanomalien der Investoren. Grundlage hierfür ist wiederum ein irrationales Verhalten der handelnden Personen.⁴²

In dem Zusammenhang wurde der Begriff begrenzte Rationalität (bounded rationality) von Simon (1955)⁴³ und Selten (1990)⁴⁴ beschrieben. Grundlage der begrenzten Rationalität sind vier Kernaussagen. Informationen, welche einer Person zufließen, können nicht komplett aufgenommen und verarbeitet werden. Die aus der Informationsaufnahme hervortretenden Alternativen und möglichen Konsequenzen sind nicht vollständig bekannt. Weiterhin kann von den in der Zukunft möglicherweise eintretenden Konsequenzen keine vollständige Bewertung vorgenommen werden. Insgesamt werden nicht alle möglichen Alternativen für die Entscheidung herangezogen.

³⁹ Vgl. Günther et al., 2012, S. 107.

⁴⁰ Vgl. Shefrin, 2000 in Bosch, 2006, S. 64.

⁴¹ Vgl. Krahn, 1993, S. 802 in Bosch, 2006, S. 64.

⁴² Vgl. Bosch, 2006, S. 66.

⁴³ Vgl. u. a. Simon, 1955, S. 99-118.

⁴⁴ Vgl. Selten, 1990, S. 649-658.

Somit wird deutlich, dass im Vergleich zur klassischen Kapitalmarkttheorie nicht die Nutzenmaximierung im Vordergrund steht, sondern das Erreichen eines individuellen Anspruchsniveaus.⁴⁵ Dabei ist es wichtig zu erwähnen, dass der individuelle Entscheidungsprozess zwar gewissen Einschränkungen unterlegen ist, der Anleger aber trotzdem nach der für ihn besten Alternative auf dem jeweiligen Anspruchsniveau sucht. Dieses ist gleichzusetzen mit einer Mindestanforderung.⁴⁶ Zur Erklärung von Verhaltensanomalien wurde die Prospect Theory entwickelt, welche als die wichtigste Theorie innerhalb der Behavioral Finance gilt.⁴⁷

3.2 Prospect Theory

Die Prospect Theory wurde von Kahneman und Tversky 1979 entwickelt und stellt eine gegensätzliche Theorie zur Erwartungsnutzentheorie dar.⁴⁸ Sie beschreibt die Entscheidungsfindung unter Risiko mit einer subjektiven Bewertung. Grundlage der Prospect Theory ist eine Wertfunktion, die Wertvorstellungen von relativen Gewinnen und Verlusten abbildet. Hierfür wird ein individueller Referenzpunkt gewählt. Oberhalb des Referenzpunktes wird von relativen Gewinnen, unterhalb des Punktes von relativen Verlusten gesprochen. Ergebnis der Wertfunktion ist, dass Verluste grundsätzlich stärker gewichtet werden als Gewinne. Zudem wiegt ein anfänglicher Verlust stärker als ein danach eintretender Verlust. Gleiches gilt auch für die Gewinne, allerdings ist die Steigung hier insgesamt flacher als für die Verluste. Innerhalb des Gewinnbereichs ist die Kurve konkav, für den Verlustbereich ist sie konvex.⁴⁹

Zusammenfassend wird hier von einer abnehmenden Sensitivität gesprochen. Diese ist vergleichbar mit einem abnehmenden Grenznutzen in der ökonomischen Theorie. Die Tatsache, dass die Verluste insgesamt stärker gewichtet werden als die Gewinne, wird in dem Zusammenhang als Loss-Aversion bezeichnet.⁵⁰ Die Sensitivität und somit auch die Steigung der Kurve sind abhängig von dem Individuum und können sich zudem situationsbedingt unterscheiden.⁵¹

⁴⁵ Vgl. Vossebein, 1990, S. 11 in Bosch, 2006, S. 72.

⁴⁶ Vgl. Pelzmann, 2000, S. 11.

⁴⁷ Vgl. Jurczyk, 2006, S. 93.

⁴⁸ Vgl. Kahneman/Tversky, 1979, S. 263-292.

⁴⁹ Vgl. Kahneman/Tversky, 1979, S. 279.

⁵⁰ Vgl. Günther et al., 2012, S. 126-127.

⁵¹ Vgl. Bosch, 2006, S. 75.

Die Gewinne und Verluste werden relativ zu einem Referenzpunkt betrachtet, welcher als Vergleichspunkt dient. Die Eigenschaft der Referenzpunktunabhängigkeit kann anhand eines Beispiels deutlich gemacht werden. In einem Gewinnspiel kann ein Teilnehmer mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % 100 € gewinnen und ebenfalls mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % 100 € verlieren. Er besitze ein Vermögen von beispielsweise 50.000 €. Während in der Erwartungsnutzentheorie das unsichere Endvermögen von 49.900 € bei einem Verlust bzw. 50.100 € bei einem Gewinn betrachtet wurde, sieht die Prospect Theorie das aktuelle Vermögen als Referenzpunkt und dementsprechend lediglich einen Gewinn oder Verlust von 100 €. ⁵² Eine beispielhafte Wertefunktion zeigt Abb. 1.

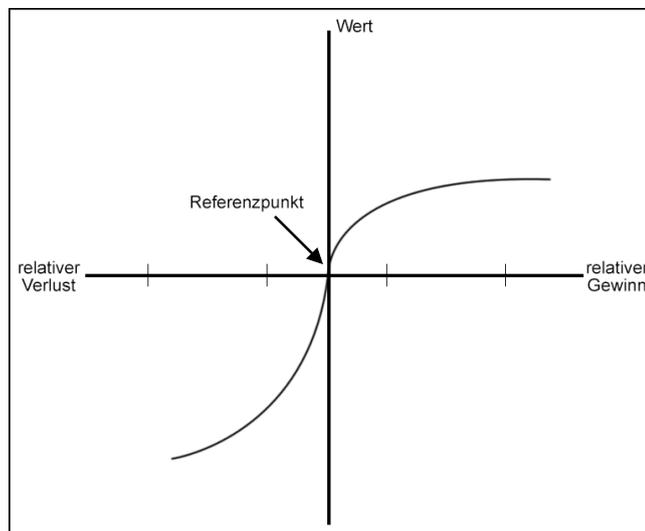


Abb. 1: Wertefunktion der Prospect Theory

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Günther et al., 2010, S. 126.

Der Prospect Theory kommt innerhalb der Behavioral Finance eine entscheidende Bedeutung zu, da mit ihr zahlreiche Verhaltensanomalien empirisch bewiesen werden konnten. ⁵³ Ausgewählte Verhaltensanomalien sollen im Folgenden kurz skizziert werden.

Dabei erfolgt eine Unterteilung in die bereits angesprochene Informationsaufnahme, -verarbeitung sowie Entscheidungsfindung. In diese drei Gruppen lassen sich einzelne festgestellte Anomalien subsumieren. ⁵⁴

⁵² Vgl. Jurczyk, 2006, S. 95.

⁵³ Vgl. Bosch, 2006, S. 76.

⁵⁴ Für eine Auflistung einzelner Anomalien siehe u. a. Bosch, 2006, S. 77-79.

In den Gruppen Informationsaufnahme und -verarbeitung lassen sich vor allem Heuristiken als Anomalien feststellen.

3.3 Heuristiken

Da Menschen nur eine begrenzte Kapazität für den Entscheidungsprozess und somit für die Informationsverarbeitung besitzen und es zudem nicht möglich ist, alle relevanten Informationen aufzunehmen und zu bewerten, bedienen sich Menschen so genannter Heuristiken. Diese sind notwendig für einen effizienten Umgang mit den gegebenen Ressourcen.⁵⁵

Unter Heuristiken werden Faustregeln verstanden, die es erlauben, „mit einem geringen Aufwand zu einem schnellen, aber nicht garantiert optimalen Ergebnis zu kommen“.⁵⁶ Allgemein unterschieden werden kann zwischen Heuristiken einer Komplexitätsreduzierung und solche für eine schnelle Urteilsfindung. Zudem können diese bewusst oder auch unbewusst sein. Eine bewusste Heuristik kann beispielsweise hervorgerufen werden durch Zeitdruck der handelnden Person wohingegen unbewusste Heuristiken durch eine verzerrte Informationswahrnehmung bzw. -verarbeitung gekennzeichnet sind. Eine Übersicht über die beiden Gruppen Komplexitätsreduzierung und schnelle Urteilsfindung liefert Abb. 2.

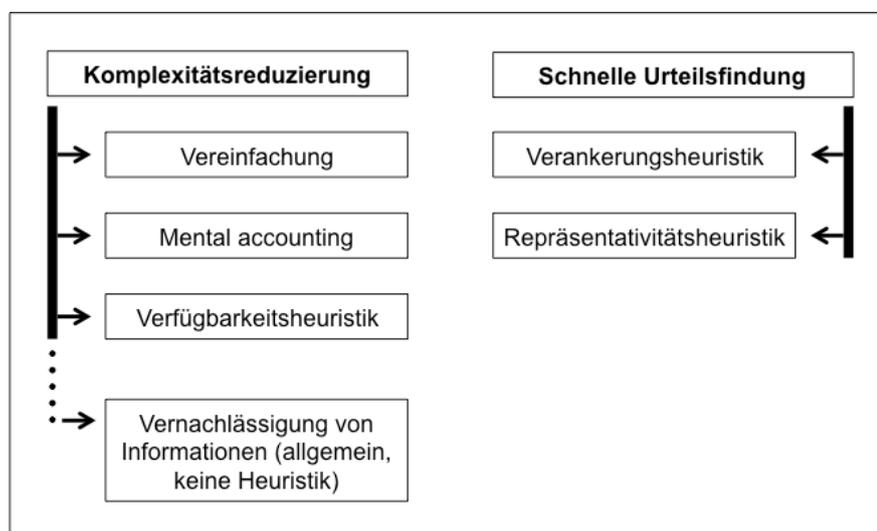


Abb. 2: Überblick über Heuristiken

Quelle: Vgl. Goldberg/Nietsch, 2000, S. 51.

⁵⁵ Vgl. Jurczyk, 2006, S. 88.

⁵⁶ Goldberg/Nitzsch, 2000, S. 49.

Beispielhaft soll je eine Heuristik aus jeder Gruppe beschrieben werden. Diese können möglicherweise als Erklärungsgrundlage für Kalendereffekte herangezogen werden.

Die Verfügbarkeitsheuristik ist eine Heuristik zur Komplexitätsreduzierung, da sie Informationen vernachlässigt und dadurch direkt auf die Urteilsfindung einwirkt. In dem Zusammenhang gelten Erinnerungen als Informationen. Subjekte setzen die Wahrscheinlichkeiten für ein mögliches Ereignis umso höher an, je verfügbarer Beispiele bzw. Erinnerungen hierfür sind. Insbesondere die Faktoren Aktualität, Auffälligkeit und Verfügbarkeit von Informationen können neben der Wahrscheinlichkeit das individuelle Urteilsvermögen verzerren.⁵⁷

Eine schnelle Urteilsfindung kann beispielsweise durch die Verankerungsheuristik vollzogen werden. Diese wird auch als Anchoring bezeichnet und sagt aus, dass sich eine Vielzahl von Menschen bei der Verwertung von Informationen an einem Ursprungs- bzw. Richtwert orientieren. Dieser Wert wird im Laufe der Zeit durch die Berücksichtigung von weiteren Informationen dem wahren Wert angepasst. Allerdings fällt dieser Anpassungsprozess häufig zu knapp aus, sodass dem Ursprungswert eine zu große Bedeutung zukommt.⁵⁸

3.4 Herdenverhalten

Herdenverhalten gehört zu einem weiteren Begriff der Behavioral Finance und lässt sich in rationales und irrationales Herdenverhalten unterteilen. Ein rationales Herdenverhalten liegt vor, wenn neue fundamentale Informationen veröffentlicht werden aufgrund derer es sinnvoll erscheint, sich in der Gruppe gleich zu verhalten. Dies ist beispielsweise bei einer drohenden Insolvenz und dem daraus resultierenden Verkauf der Positionen der Fall. Neben fundamentalen Informationen kann auch eine Änderung der Rahmenbedingungen zu einem Herdenverhalten führen. Verändern sich weder die Rahmenbedingungen noch liegen neue fundamentale Informationen vor, so handelt es sich um irrationales Herdenverhalten. Untersuchungen diesbezüglich haben gezeigt, dass, ausgelöst durch irrationales Herdenverhalten, signifikante Fehlbewertungen entstehen können.⁵⁹ Insgesamt

⁵⁷ Vgl. Goldberg/Nitzsch, 2000, S. 59.

⁵⁸ Vgl. Goldberg/Nitzsch, 2000, S. 66-67.

⁵⁹ Vgl. Karlen, 2004, S. 32.

verlieren die Individuen in der Gruppe ihre Urteils- und Entscheidungsfähigkeit.⁶⁰ Im Rahmen so genannter Framing-Effekte kommt es dazu, dass sowohl Gruppenmitglieder als auch der Meinungsführer fehlerhafte Entscheidungen treffen.⁶¹

3.5 Aktuelle Diskussionen

Der Bereich der Behavioral Finance versucht auf der Grundlage der in dieser Arbeit skizzierten Begriffe die Auswirkungen von individuellem Verhalten mit psychologischen Methoden zu erklären. Dabei existiert eine Vielzahl von Diskussionsbeiträgen zu diesem Thema und in Verknüpfung mit der klassischen Kapitalmarkttheorie. Beispielhaft sollen einige Beiträge hier vorgestellt werden, allerdings kann die Arbeit nicht dem Umstand einer vollständigen Aufzählung gerecht werden.

Wermers untersuchte 1999 die Auswirkungen von Herdenverhalten bei Aktienfonds auf die Aktienrendite in einem Zeitraum von 20 Jahren. Er kam zu dem Schluss, dass die Herdentriebe bei den Fondsmanagern zu einer Beschleunigung des Preisanpassungsprozesses führen. Demnach seien Herdentriebe bei Aktienfonds insbesondere bei kleineren Aktiengesellschaften festzustellen. Dabei bringt die Untersuchung das Ergebnis hervor, dass ein Herdenverhalten bei Käufen besonders bei Titeln ausgeprägt sei, die in der Vergangenheit hohe Renditen erzielten und bei Verkäufen, die niedrige Renditen erzielten. Das Verkaufsverhalten sei demnach zurückzuführen auf eine mögliche Verschönerung des Portfolios durch den Verkauf schlechterer Titel.⁶²

In dem Zusammenhang veröffentlichen Nöth und Weber eine Arbeit zu rationalem und irrationalem Herdenverhalten. Sie kommen zu dem Schluss, dass Anleger sich nicht von den Anreizen von Fondsmanagern beeinflussen lassen und irrationale Handlungen vermieden werden sollten. Allerdings schreiben sie auch, dass nicht alle Herdentriebe als offensichtlich irrational angesehen werden können, da es durchaus gute Gründe gebe, welche eine rationale Handlung begründen würden. Da das Verlustrisiko bei irrationalen Herdentrieben erhöht ist, sollten sich Anleger der Anreizproblematik von Meinungsbildnern wie Analysten oder Fondsmanagern bewusst sein.⁶³

⁶⁰ Vgl. Le Bon, 1932, S. 16-17 in Bosch, 2006, S. 83.

⁶¹ Vgl. Röckemann, 1995, S. 41.

⁶² Vgl. Wermers, 1999, S. 618.

⁶³ Vgl. Nöth/Weber, 2001, S. 18.

Der Behavioral Finance gegenübergestellt sind Untersuchungen zur Random-Walk Theorie. Ergebnisse von Ereignisstudien zeigen, dass neue Informationen nach der Veröffentlichung direkt in den Aktienkursen eingepreist sind und sich somit nicht zur Erzielung einer Überrendite eignen. Deshalb kann auf Grundlage der Effizienzmarkthypothese geschlossen werden, dass sich Aktienkurse zufällig entwickeln und sich diese nicht systematisch vorhersagen lassen. Eine Outperformance in der Vergangenheit ist demnach zurückzuführen auf Glück oder Zufall.⁶⁴

Nach der Entwicklung der Prospect Theory wurden im Laufe der Zeit weitere Modelle vorgestellt, welche vor allem versuchen, den Prozess der Informationsverarbeitung zu beschreiben. In dem Zusammenhang stellten Shefrin und Statman zunächst die Behavioral Asset Pricing Theory (1994) und später die Behavioral Portfolio Theory (2000) vor.⁶⁵

Die Behavioral Asset Pricing Theory ergänzt das CAPM um so genannte Noise Trader, die zusammen mit Information Traders auf dem Kapitalmarkt agieren. Noise Trader beschreiben solche Marktteilnehmer, die „cognitive errors“ begehen, also irrational handeln. Schlussfolgerung des Modells ist, dass Noise Trader in effizienten Märkten das Handelsvolumen erhöhen. Sollte es sich um ineffiziente Märkte handeln, können Noise Trader Marktshocks verursachen, die alle Aktienmärkte beeinflussen. Somit kann die Markteffizienz nicht vollständig vor Noise Tradern schützen und das CAPM verliert gleichzeitig seine Gültigkeit. Shefrin und Statman verfolgen die Annahme, dass die Existenz von Noise Tradern zu ineffizienten Märkten führen kann.⁶⁶

Die entwickelte Behavioral Portfolio Theory soll an dieser Stelle nicht näher behandelt werden.⁶⁷

⁶⁴ Vgl. Jacobs/Weber, 2014, S. 20.

⁶⁵ Vgl. Bosch, 2006, S. 86.

⁶⁶ Shefrin/Statman, 1994, S. 324 u. S. 345-346.

⁶⁷ Für weitere Informationen siehe Shefrin/Statman, 2000, S. 127-151.

4 Kapitalmarktanomalien

4.1 Definition

Als Kapitalmarktanomalie wird das Auftreten von Kursentwicklungen bezeichnet, welche mit der klassischen Kapitalmarkttheorie nicht zu erklären sind. Insbesondere die Widersprüchlichkeit zur Effizienzmarkthypothese und dem CAPM bilden eine wichtige Grundlage bei der Beschreibung von Kapitalmarktanomalien.⁶⁸ Diese können in unterschiedlicher Weise aufgegliedert werden. Hierzu hat Roßbach (2001) eine mögliche Gliederung verfasst.⁶⁹

- Kapitalmarktanomalien
 - Kalenderanomalien
 - Kennzahlenanomalien
 - Effizienzanomalien

Die entsprechenden möglichen Ausprägungen der einzelnen Anomalien werden mit Ausnahme der Effizienzanomalien im Folgenden näher betrachtet.

4.2 Kalenderanomalien

Kalenderanomalien oder auch Kalendereffekte beschreiben die Tatsache, dass zu bestimmten Zeiten innerhalb eines Börsenjahres Abweichungen der Renditen im Vergleich zu anderen Zeiträumen bestehen.⁷⁰ Die Anomalien werden aufgrund der zeitlichen Beschränkung auch als Saisoneffekte bezeichnet. Das wiederkehrende Renditemuster kann dabei durch Tage, Wochen oder Monate abgegrenzt werden.⁷¹ Insgesamt stehen Anomalien im Widerspruch zur Effizienzmarkthypothese und zum CAPM. Empirische Tests zeigten, dass es systematische Abweichungen von den CAPM-Renditeerwartungen gab, welche heute als Anomalien bezeichnet werden.⁷² Fundamentale Informationen, welche normalerweise maßgeblich den Preis an der Börse bestimmen sollten, sind keinen saisonalen Schwankungen ausgesetzt, sodass Anomalien nicht durch die Effizienzmarkthypothese erklärt

⁶⁸ Vgl. Müller, 2003, S. 97 in Bosch, 2006, S. 57.

⁶⁹ Vgl. Roßbach, 2001, S. 8.

⁷⁰ Vgl. Beck, 2014, S. 351.

⁷¹ Vgl. Paulus, 1997, S. 38.

⁷² Vgl. Bosch, 2006, S. 57 u. Zimmermann, 2012, S. 213-214.

werden können.⁷³ Trotzdem spielen die einzelnen Effekte im Bereich der Behavioral Finance eine bedeutende Rolle.

4.2.1 Januar-Effekt

Der Januar-Effekt wurde u.a. von Rozeff und Kinney (1976) empirisch nachgewiesen und bezeichnet eine systematische Überrendite im Januar im Vergleich zu den übrigen Monaten eines Jahres.⁷⁴ Hierbei wird die mittlere Rendite des Monats betrachtet, welche signifikant von den verbleibenden Monaten abweicht.

Zusätzlich ergänzt werden kann der Januar-Effekt um den Firm-Size-Effekt, welcher beschreibt, dass die Renditen von kleineren börsennotierten Unternehmen insgesamt höher ausfallen als bei größeren. Dieser Effekt wurde u. a. von Keim (1983)⁷⁵, Roll (1983)⁷⁶ und Reinganum (1983)⁷⁷ untersucht. Besonders stark ausgeprägt ist der Effekt demnach in den ersten Handelstagen des Januars, bevor dieser wieder abflacht.⁷⁸ Insgesamt werden unterschiedliche Begründungen für den Effekt angeführt, welche nachfolgend näher erläutert werden.

Als mögliche Erklärungsgründe führen Rozeff und Kinney drei unterschiedliche Hypothesen an:

1. Tax-Loss-Selling-Hypothese
2. Bargeld-Hypothese
3. Finanzinformations-Hypothese⁷⁹

In der Literatur wird häufig die Tax-Loss-Selling-Hypothese diskutiert. Unter der Hypothese wird verstanden, dass Investoren insbesondere am Jahresende Aktien, bei denen ein Verlust entstanden ist, verkaufen, um den negativen Beitrag im Rahmen der steuerlichen Regelungen mit dem Einkommen zu verrechnen. Annahmegemäß decken sich die Anleger im Januar erneut mit Aktien ein. Dieser Effekt soll besonders bei kleineren Unternehmen ausgeprägt sein, da die Aktien üb-

⁷³ Vgl. Frank, 2009, S. 48.

⁷⁴ Vgl. Rozeff/Kinney, 1976, S. 379-402.

⁷⁵ Vgl. Keim, 1983, S. 13-32.

⁷⁶ Vgl. Roll, 1983, S. 18-28.

⁷⁷ Vgl. Reinganum, 1983, S. 89-104.

⁷⁸ Vgl. Ariel, 1987, S. 162.

⁷⁹ Vgl. Rozeff/Kinney, 1976, S. 401.

licherweise eine höhere Standardabweichung besitzen als dies bei Aktien größerer Unternehmen der Fall ist.⁸⁰

Die Bargeld-Hypothese ist weniger verbreitet. Sie beschreibt die ungewöhnlich hohe Nachfrage nach Bargeld in den letzten Wochen des Jahres, insbesondere an den Tagen vor Weihnachten. Demzufolge werden Aktien verkauft, welche dann vermutlich mit neuem Geld im Januar erneut gekauft werden.⁸¹ Die Finanzinformationshypothese wird an dieser Stelle nicht näher behandelt.

Eine von Haugen und Lakonishok (1987)⁸² sowie von Musto (1997)⁸³ aufgestellte weitere Erklärungshypothese ist die risk-shifting window dressing-Hypothese. Die Hypothese wurde u. a. von Griffith und Winters (2005) empirisch untersucht und geht auf die Tatsache ein, dass Portfoliomanager zum Ende des Jahres hin ihr Portfolio umstrukturieren. Hierbei werden große Unternehmen gegen kleinere, risikoreichere Unternehmen getauscht, um die Rendite zum Jahresende besonders hoch erscheinen zu lassen.⁸⁴

Vergangene empirische Untersuchungen wurden für unterschiedliche Zeitperioden durchgeführt.⁸⁵ Die vorwiegend für den amerikanischen Aktienmarkt vollzogenen Untersuchungen zeigen unterschiedliche Ergebnisse hinsichtlich der Ausprägung des Januar-Effektes. Hierbei wurde teilweise der Size-Effekt mit betrachtet. Da der Schwerpunkt in dieser Arbeit auf dem deutschen Aktienmarkt liegt, werden weiterführende Untersuchungen für deutsche Aktien vorgestellt. Grundlegend abzugrenzen hierbei sind die Untersuchungen von einem möglichen Januar-Barometer. Dieses gibt der Hypothese nach an, dass die Januar-Rendite Indikator für die Gesamtjahresrendite sei.⁸⁶

⁸⁰ Vgl. Brown, 1983, S. 107 in Hawawini/Keim, 1995, S. 526.

⁸¹ Vgl. Wachtel, 1942, S. 186. in Bentzen/Hansson, 2005, S. 4.

⁸² Vgl. Haugen/Lakonishok, 1987.

⁸³ Vgl. Musto, 1997, S. 1563–1588.

⁸⁴ Vgl. Griffith/Winters, 2005, S. 1338.

⁸⁵ Vgl. Holtfort, 2009, S. 51.

⁸⁶ Vgl. u. a. Malisch, 2011, S. 41-42.

Studie	Untersuchungszeitraum	Methodik
Belsch ⁸⁷	CDAX: 1970-2013	Renditerechnung
Gränitz ⁸⁸	DAX/SDAX: 2003-2012	Renditerechnung
Salm/Siemkes ⁸⁹	DAX: 1965-2008 MDAX/SDAX: 1988-2008	Regressionsanalyse

Tab. 1: Auswahl aktueller Untersuchungen Januar-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Mit Hilfe von deskriptiver Statistik analysierte Belsch die Börsenjahre von 1970 bis einschließlich 2013. In diesem Zeitraum kommt er zunächst zu dem Schluss, dass der Januar insgesamt in 32 Fällen eine positive Rendite aufweise, die allerdings häufig mit der Aprilrendite vergleichbar sei. In der Analyse versucht Belsch Erklärungen für negative Renditen zu finden, welche gegen einen Januar-Effekt sprechen würden. So führt er u. a. politische wie auch wirtschaftliche Ereignisse als eine mögliche Erklärung an. Beispielhaft genannt sei hier der Irak-Krieg im Jahre 2003 sowie die Finanz- und Wirtschaftskrise ab dem Jahre 2007. Belsch schlussfolgert, dass die negativen Renditen durch die jeweiligen Ereignisse verursacht worden seien und ein entsprechender Zusammenhang bestehe.⁹⁰

Allerdings lässt die Berechnung mittels deskriptiver Statistik keinen Schluss darüber zu, ob die Januar-Renditen tatsächlich signifikant sind oder möglicherweise zufällig entstanden sind. Anhand des CDAX kann nur ein Schluss über den gesamten Index getroffen werden. Eine Differenzierung in unterschiedliche Größenkategorien ist nicht möglich. Die Begründungen zielen jeweils auf den DAX ab. Es ist allerdings durchaus denkbar, dass durch unterschiedliche Beta-Faktoren die einzelnen Aktiengesellschaften in verschiedener Weise auf die politischen und wirtschaftlichen Ereignisse reagieren.

Die fehlende Differenzierung nach Größenkriterien führte Gränitz in seiner Untersuchung ab 2003 durch. Die Gegenüberstellung der Januar-Renditen für DAX und SDAX zeigt, dass der DAX für die zehn betrachteten Jahre durchschnittlich eine negative Rendite im Januar von rund -1,4 % aufweist. Der SDAX hingegen kommt

⁸⁷ Vgl. Belsch, 2014.

⁸⁸ Vgl. Gränitz, 2013, S. 40-41.

⁸⁹ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 414-418.

⁹⁰ Vgl. Beschl, 2014.

durchschnittlich auf eine positive Rendite von rund 1,8 %. Zwar geht auch Gränitz auf die allgemeinen Schwankungen am Aktienmarkt ein, kann damit aber nicht erklären, weshalb die Renditen des SDAX in acht von zehn Fällen positiv ausfallen und oberhalb der DAX-Renditen liegen.⁹¹ Als zusätzlichen Beweis in der Untersuchung führt Gränitz eine Langfriststudie von Haug und Hirschey an, welche sich allerdings auf den amerikanischen Markt bezieht. Interessant hervorzuheben ist, dass im gesamten Untersuchungszeitraum von 1927 bis 2004 im Januar immer abnormale Renditen erzielt worden sind.⁹² Der Januar-Effekt könnte gemäß der Studie von Gränitz als zusätzliche Anlageentscheidung herangezogen werden, um die Rendite zu steigern. Allerdings sollte der Effekt nur als zusätzliches Kriterium dienen, da fallende Aktienmärkte den Effekt negativ beeinflussen können.⁹³

Kritisch anzumerken bei der Untersuchung ist, dass lediglich ein Untersuchungszeitraum von zehn Jahren gewählt wurde und somit eine Interpretation der zeitlichen Persistenz nur im Zusammenhang mit anderen Studien möglich ist. Auch kann erneut keine Aussage über die statistische Signifikanz des Effektes getroffen werden.

Salm und Siemkes führten eine weiter differenzierte Untersuchung durch und werten neben dem MDAX als zusätzlichen Index den Untersuchungszeitraum auf 44 Jahre für den DAX bzw. auf 21 Jahre für den MDAX und SDAX aus. Als Berechnungsmethode verwendeten die Autoren eine Regressionsanalyse, welche mittels Signifikanztest Aufschluss über die zeitliche Entwicklung des Effektes geben soll. Sie kommen zu dem Schluss, dass es keine empirische Evidenz für den Januar-Effekt gebe, und dieser für alle drei Indizes nahezu verschwunden sei. Eine Ausnahme bilden hier die Zeiträume ab dem Jahr 1996 für den SDAX, in denen der Januar-Effekt mind. auf dem 10 % - Niveau statistisch signifikant ist.⁹⁴ Positiv hervorzuheben ist für die Untersuchung, dass aufgrund der Berechnungsmethodik eine Aussage über die zeitliche Entwicklung getroffen werden kann. Allerdings legen die Autoren keinen Beweis für die Verwendung des Modells bzw. Überprüfung möglicher Modellannahmen dar.

⁹¹ Vgl. Gränitz, 2014, S.40.

⁹² Vgl. Haug/Hirschey, 2005, S. 1-16.

⁹³ Vgl. Gränitz, 2014, S. 41.

⁹⁴ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 416.

4.2.2 Halloween-Effekt

Eine systematische Abweichung der Renditen in den Wintermonaten November bis April wird als Halloween-Effekt bezeichnet. Erstmals empirisch nachgewiesen wurde dieser Effekt von Bouman und Jacobson (2002).⁹⁵ Der Namensursprung stammt dabei von dem Beginn der Winterperiode mit dem Monatswechsel vom Oktober in den November. Da der 31. Oktober als Halloween-Tag bezeichnet wird, wurde auch die zugrunde liegende Kapitalmarktanomalie in dieser Weise bezeichnet und trägt deshalb auch den Namen Halloween Indikator. Die Winterperiode hält bis Ende April an und dauert somit ein halbes Jahr, bevor die Periode in die Sommerperiode übergeht. Bouman und Jacobson untersuchten 37 Länder und konnten nachweisen, dass die durchschnittliche monatliche Rendite in dieser Saison signifikant von den übrigen Monaten in der Sommerperiode abweicht. Dieses Ergebnis wurde erreicht, indem die Winterperiode (November – April) mit einer Buy-and-Hold-Strategie für das Gesamtjahr verglichen wurde. Über einen Zeitraum von rund 25 Jahren erreichte die Halloween-Strategie einen Vorteil von rund 100 Prozentpunkten.⁹⁶ Die Wirtschaftswissenschaftler gehen zudem auf die Tatsache ein, dass der Halloween-Effekt eine Weiterbildung des Januar-Effektes darstellt, da jeweils im Vorfeld und im Nachgang Monate hinzugekommen sind.⁹⁷

Bouman und Jacobsen haben in ihrer Untersuchung zunächst mit naheliegenden Erklärungen wie z. B. dem Risiko der Anlage, einer Kreuzkorrelation mit bestimmten Märkten oder etwa eine Beeinflussung durch den Januar-Effekt versucht, eine mögliche Erklärung für den Halloween-Effekt zu finden. In ihrer empirischen Untersuchung kamen sie zu dem Schluss, dass die gängigen Erklärungen keine empirische Evidenz besitzen. Stattdessen wird davon ausgegangen, dass der Effekt insgesamt verursacht werde durch die Lage und die Länge der jährlichen Urlaubszeiten sowie dem Einfluss von Urlaub auf das Handelsvolumen und den Sell-in-May-Effekt.⁹⁸

Doeswijk (2005) erklärt den Halloween-Effekt mit dem „optimism-cycle“. Hier wird der Effekt damit begründet, dass Anleger sich gegen Ende eines Jahres auf das

⁹⁵ Vgl. Bouman/Jacobsen, 2002, S. 1618-1635.

⁹⁶ Vgl. Bouman/Jacobsen, 2002, S. 1633.

⁹⁷ Vgl. Bouman/Jacobsen, 2002, S. 1627.

⁹⁸ Vgl. Bouman/Jacobsen, 2002, S. 1630.

neue Jahr freuen und mit optimistischen Erwartungen dem neuen Jahr entgegensehen. Die Vorfreude solle dann noch einige Monate im neuen Jahr anhalten und anschließend abflachen.⁹⁹

Studie	Untersuchungszeitraum	Methodik
Borowski ¹⁰⁰	DAX: 1959-2015 MDAX: 1996-2015 SDAX: 1999-2015	Signifikanzanalyse
Salm/Siemkes ¹⁰¹	DAX: 1965-2008 MDAX/SDAX:1988-2008	Regressionsanalyse
Wessels/Röder ¹⁰²	DAX: 1965-2014 MDAX/SDAX:1988-2014	Regressionsanalyse

Tab. 2: Auswahl aktueller Untersuchungen Halloween-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Borowski führte seine Analyse zu einer möglichen Existenz des Halloween-Effektes für insgesamt 122 Aktienindizes durch. Die Berechnung erfolgte auf der Grundlage zweierlei Annahmen. Zum einen wurde im Test die Varianzgleichheit der Renditen überprüft und zum anderen die Gleichheit der Durchschnittsrenditen. Beide Berechnungen erfolgten auf unterschiedlichen Annahmen, welche vergleichbar sind mit Saisonkomponenten. Mit Hilfe der Berechnung anhand der Gesamtrendite im Zeitraum November bis April konnte insgesamt für alle drei Indizes ein signifikanter Halloween-Effekt nachgewiesen werden. Bei der Betrachtung der durchschnittlichen täglichen Renditen in den Zeiträumen traten lediglich der MDAX und der SDAX auf dem 5 % - Niveau als signifikant hervor. Für den DAX konnte kein signifikanter Zusammenhang nachgewiesen werden. Zusammenfassend kann hier gesagt werden, dass Borowski einen signifikanten Halloween-Effekt im Betrachtungszeitraum nachweisen konnte.¹⁰³

Die Studie lässt einen Schluss über einen großen Betrachtungszeitraum von 57, 20 bzw. 17 Jahren zu. Allerdings kann anhand der dargelegten Werte keine Aussage über die zeitliche Entwicklung des Effektes getroffen werden. Somit kann

⁹⁹ Vgl. Doeswijk, 2005, S. 1-26.

¹⁰⁰ Vgl. Borowski, 2015, S. 119-129.

¹⁰¹ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 414-418.

¹⁰² Vgl. Wessels/Röder, 2014, S. 345-349.

¹⁰³ Vgl. Borowski, 2015, S. 122, 125-127.

nicht beurteilt werden, ob der Halloween-Effekt gegenwärtig existent ist bzw. wie sich dieser im Zeitablauf entwickelt hat.

Salm und Siemkes haben in der bereits vorgestellten Studie auch den Halloween-Effekt untersucht. Hier kommen sie zu dem Schluss, dass für die drei Indizes, insbesondere um die Jahrtausendwende, ein signifikanter Halloween-Effekt beobachtet werden könne. Zwar sind die folgenden Jahre für DAX und MDAX nicht mehr statistisch signifikant, allerdings liegt der SDAX auf dem 10 % - bzw. 5 % - Niveau bis 2008 weiterhin im signifikanten Bereich. Somit sei der Halloween-Effekt auf dem deutschen Aktienmarkt nicht komplett verschwunden und weiterhin beobachtbar.¹⁰⁴

Aufgrund der größeren Zeitperiode des Halloween-Effektes von sechs Monaten ist für die Studie kritisch anzumerken, dass eventuelle Einflüsse durch wirtschaftliche oder politische Veränderungen nicht erkennbar sind und möglicherweise geglättet werden. Dies ist dem Umstand geschuldet, dass die Signifikanzwerte jeweils über einen Zeitraum von fünf Jahren berechnet wurden.

Die dritte hier vorgestellte Analyse von Wessels und Röder wurde bis zum Jahr 2014 ausgeweitet. Anhand eines einfachen linearen Regressionsmodells wurde errechnet, dass für alle drei Indizes ein signifikanter Halloween-Effekt besteht. Dabei kann der SDAX jeweils die höchste Rendite erzielen. Weiterhin untersucht wurde eine mögliche Beeinflussung durch den Januar-Effekt. Nach einer Erweiterung des Regressionsmodells konnte dieser Zusammenhang allerdings ausgeschlossen werden, da die Ergebnisse immer noch robust waren. Die Berücksichtigung von Preisschocks am Aktienmarkt führte jedoch dazu, dass für den DAX und MDAX kein statistisch signifikanter Halloween-Effekt mehr errechnet werden konnte. Somit wird deutlich, dass der Beweis des Effektes stark abhängig ist von der gewählten Berechnungsmethodik.¹⁰⁵ In dem Zusammenhang verweisen Wessels und Röder auf eine Ausarbeitung von Zhang und Jacobsen, welche die Beeinflussung der Berechnungsergebnisse durch unterschiedliche Berechnungsmethoden beleuchten.¹⁰⁶

¹⁰⁴ Vgl. Salm/Siemkes, 2005, S. 416.

¹⁰⁵ Vgl. Wessels/Röder, 2014, S. 349.

¹⁰⁶ Vgl. Zhang/Jacobsen, 2012, S. 1743-1785.

4.2.3 Montags-Effekt

In der Literatur werden Renditemuster für einzelne Wochentage als Day-of-the-Week-Effekte bezeichnet.¹⁰⁷ Hierbei hat sich u. a. der Montags-Effekt als Bezeichnung herausgebildet, welcher besagt, dass die Renditen an Montagen signifikant niedriger, i. d. R. sogar negativ, sind, als dies an den übrigen Handelstagen der Woche der Fall ist. Dieser Effekt wurde erstmals von Cross (1973)¹⁰⁸, French¹⁰⁹ (1980) sowie Gibbons und Hess (1981)¹¹⁰ bezeichnet und empirisch nachgewiesen.

Eine mögliche Erklärung liefert Rahman (2009). Demnach werde der Montags-Effekt verursacht durch eine Ansammlung negativer Nachrichten vom Wochenende, welche am Montag veröffentlicht werden. Die Investoren verkaufen in Folge der Nachrichten ihre Wertpapiere, was schlussendlich in fallenden Aktienkursen münde.¹¹¹ Eine ähnliche Interpretation des Effektes wurde bereits von French (1980) formuliert. Demnach gehen Unternehmen sogar so weit und verzögern die Veröffentlichung der relevanten Nachrichten, damit die Informationen im Hintergrund zunächst über das Wochenende „verdaut“ werden können. Allerdings würde diese These insgesamt dann gegen negative Renditen am Montag sprechen.¹¹² Lakonishok und Levi (1982) stellen eine weitere Hypothese zur Begründung des Montags-Effektes auf. Demnach seien die unterschiedlichen Renditen an den Handelstagen zurückzuführen auf eine Verzögerung zwischen dem Handel und der Abrechnung durch ein „Check Clearing“. Allerdings kommen sie zu dem Ergebnis, dass nur rund 17 % der abnormalen Renditen an Montagen durch die Hypothese erklärt werden können.¹¹³

Eine weitere Hypothese stellen Lakonishok und Levi im Jahr 1990 auf. Sie führen den Montags-Effekt möglicherweise zurück auf die Handelsaktivitäten an den einzelnen Wochentagen. Demnach wurden an Montagen erhöhte Aktivitäten festgestellt, allerdings mit einem Ungleichgewicht zwischen Käufen und Verkäufen. In der Untersuchung tritt hervor, dass historisch gesehen an Montagen mehr Verkäu-

¹⁰⁷ Vgl. Paulus, 1997, S. 39.

¹⁰⁸ Vgl. Cross, 1973, S. 67-69.

¹⁰⁹ Vgl. French, 1980, S. 55-69.

¹¹⁰ Vgl. Gibbons/Hess, 1981, S. 579-596.

¹¹¹ Vgl. Rahman, 2009, S. 194.

¹¹² Vgl. French, 1980, S. 66.

¹¹³ Vgl. Lakonishok/Levi, 1982, S. 883-889.

fe stattfinden als Käufe.¹¹⁴ Eine ähnliche Begründung im Zusammenhang mit schlechten Nachrichten führten zudem auch Abraham und Ikenberry (1994) an, die gleichzeitig eine Korrelation mit dem Freitags-Effekt oder Wochenend-Effekt feststellten.¹¹⁵

Studie	Untersuchungszeitraum	Methodik
Gerth/Niermann ¹¹⁶	Deutsche Einzeltitel: 30.8.94-23.8.99	Regressionsanalyse
Salm/Siemkes ¹¹⁷	DAX: 1965-2008 MDAX/SDAX:1988-2008	Regressionsanalyse

Tab. 3: Auswahl aktueller Untersuchungen Montags-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Auf der Grundlage von 25 deutschen Einzeltiteln untersuchten Gerth und Niermann die mögliche Existenz von Wochentags-Effekten, speziell die Existenz des Montags-Effektes. Als Berechnungsgrundlage diente wie in vorangegangenen Untersuchungen anderer Effekte ein Regressionsmodell mit Dummy-Variablen. Bis 1997 können Gerth und Niermann keinen signifikanten Montags-Effekt auf der Grundlage der Einzeltitel nachweisen. Erst danach gebe es einen signifikanten Zusammenhang, welcher allerdings positiver Natur ist und somit gegen die ursprüngliche Definition des Montags-Effektes spreche. Sie begründen diesen Zusammenhang mit einem veränderten Marktverhalten, welches den Montags-Effekt in Anlageüberlegungen mit einbeziehe.¹¹⁸

Problematisch bei der Untersuchung ist die Auswahl der Titel. Diese stammen alle aus dem Segment großer Aktiengesellschaften, die in ihrer Form nahezu komplett im heutigen DAX enthalten sind. Somit ist keine Aussage über einen möglicherweise unterschiedlich ausgeprägten Effekt zwischen Größenklassen möglich.

Eine zweite Untersuchung führten Salm und Siemkes durch. Auch hier trat das Ergebnis hervor, dass ein zunächst stark signifikanter negativer Montags-Effekt sich im Laufe der Zeit in einen positiven Effekt umkehrte. Dies ist in etwa ab dem Jahr 1997 zu erkennen und bestätigt somit die Ausführungen von Gerth und Nier-

¹¹⁴ Vgl. Lakonishok/Levi, 1990, S. 231-243.

¹¹⁵ Vgl. Abraham/Ikenberry, 1994, S. 263-277.

¹¹⁶ Vgl. Gerth/Niermann, 2001, S. 1-18.

¹¹⁷ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 414-418.

¹¹⁸ Vgl. Gerth/Niermann, 2001, S. 18.

mann. Allerdings kann bis zum 10 % - Signifikanzniveau mit Ausnahme des SDAX kein signifikanter Zusammenhang für die anderen Indizes dargelegt werden. Im Zeitraum 1996 bis 2003 liegt für den SDAX ein positiv signifikanter Montags-Effekt vor.

Folglich kommen Salm und Siemkes zu dem Schluss, dass der Montags-Effekt am deutschen Aktienmarkt in seiner ursprünglichen Ausführung verschwunden sei. Eine mögliche Wandelung auf einen anderen Wochentag legen sie nicht dar.¹¹⁹

4.2.4 Monatswechsel-Effekt

Als Monatswechsel-Effekt wird eine mögliche Überrendite in der Zeit vom Monatsultimo und den ersten Handelstagen des neuen Monats im Vergleich zu den übrigen Tagen des Monats verstanden. Die Periode in dem neuen Monat unterscheidet sich je nach Untersuchung und variiert i. d. R. zwischen drei und fünf Handelstagen. Dieser Effekt wurde erstmals u. a. von Ariel (1983)¹²⁰ sowie von Lakonishok und Smidt (1988)¹²¹ untersucht. Weiterführende Monateffekte beschreiben auch Renditeabweichungen innerhalb eines Monats. Hier wird zeitlich zwischen den Monatshälften unterschieden, in denen sich die Rendite signifikant unterscheiden soll.¹²²

Eine mögliche Erklärung liefert u. a. Ogden (1990). Er stellt die Hypothese auf, dass die höheren Renditen zurückzuführen seien auf eine Standardisierung der Zahlungsströme zum Ende eines Monats. Demnach erhalten die Investoren zum Ende des Monats ihr Gehalt oder Zins- und Dividendenzahlungen. Dadurch, dass das Geld investiert werde, steigen die Aktienkurse an.¹²³ Allerdings widersprechen McConell und Xu (2006) der Hypothese. Sie untersuchten den Geldzugang in Aktienfonds („net fund flows“) und kamen zu dem Ergebnis, dass zwar eine höhere Rendite zum Ende eines Monats bestehe, allerdings kein Zusammenhang zu möglichen Geldzugängen bei Aktienfonds existiere.¹²⁴ Nikkinen et al. (2006) stellen die Hypothese auf, dass der Monatswechsel-Effekt verursacht werde durch makroökonomische Daten, welche zu bestimmten Zeitpunkten in den Monaten

¹¹⁹ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 417.

¹²⁰ Vgl. Ariel, 1983, S. 116-174.

¹²¹ Vgl. Lakonishok/Smidt, 1988, S. 403-425.

¹²² Vgl. u. a. Jaffe/Westerfield, 1989, S. 237-244.

¹²³ Vgl. Ogden, 1990, 1259-1272.

¹²⁴ Vgl. McConell/Xu, 2006, S. 4.

veröffentlicht werden. Zwar konnte zunächst ein Zusammenhang dargelegt werden, jedoch verschwand der Effekt in Folge der Veröffentlichung der Studie. Dies bedeutet, dass zunächst ein möglicher Zusammenhang mit der Anomalie bestand und diese möglicherweise durch die Veröffentlichung der Nachrichten verursacht wurde. Dieses Phänomen konnte sowohl für den amerikanischen als auch für den finnischen Aktienmarkt bewiesen werden.¹²⁵

Studie	Untersuchungszeitraum	Methodik
Holtfort ¹²⁶	DAX: 1991-2008	Varianzanalyse
Salm/Siemkes ¹²⁷	DAX: 1965-2008 MDAX/SDAX:1988-2008	Regressionsanalyse

Tab. 4: Auswahl aktueller Untersuchungen Monatswechsel-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Holtfort führte seine Untersuchung zum Monatswechsel-Effekt auf der Grundlage des DAX durch. Hierfür berechnet er mit Hilfe eines Regressionsmodells die einzelnen Renditen für neun Tage vor und neun Tage nach einem Monatswechsel. Er kommt zu dem Schluss, dass eine Fünf-Tages-Periode, welche vier Tage im neuen Monat einschließt, die am meisten signifikanten Ergebnisse liefere. Die Werte zeigen, dass sowohl in der Zeitperiode 1991 - 2008 als auch in der Periode von 2000 - 2008 ein positiver Monatswechsel-Effekt zu beobachten ist. Nach einer Betrachtung ohne die Januar-Perioden steigt die statistische Signifikanz nochmals an.¹²⁸

Die Untersuchung lässt keinen Schluss über die zeitliche Entwicklung des Effektes zu. Auch eine genauere Untersuchung, welche Anzahl an Tagen im neuen Monat betrachtet wird, ist nicht erfolgt. Zudem kann keine Aussage über einen Einfluss der Unternehmensgröße in Bezug auf einen möglichen Size-Effekt getroffen werden.

Die ebenfalls erneut von Salm und Siemkes durchgeführte Untersuchung zeigt ein ähnliches Bild für den deutschen Aktienmarkt. Über fast den gesamten Untersuchungszeitraum konnte ein statistisch signifikanter Monatswechsel-Effekt berech-

¹²⁵ Vgl. Nikkinen et al., 2006, S. 105-126 und Nikkinen et al., 2009, S. 3-11.

¹²⁶ Vgl. Holtfort, 2010, S. 405-409.

¹²⁷ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 414-418.

¹²⁸ Vgl. Holtfort, 2010, S. 406-409.

net werden. Besonders stark ausgeprägt ist der Effekt Mitte der neunziger Jahre für den MDAX. Allerdings zeigen die Ergebnisse auch, dass der Effekt zwar nicht komplett verschwindet, jedoch nur noch in abgeschwächter Form zu beobachten ist. Die Berechnung erfolgte hier auf der Grundlage von fünf Handelstagen im neuen Monat.¹²⁹

4.2.5 Weitere Kalenderanomalien

Neben den angesprochenen Kalenderanomalien existieren weitere bereits nachgewiesene Effekte.

Hierzu zählt u. a. der Monatseffekt, der besagt, dass die Renditen in der ersten Hälfte des Monats signifikant positiv sind und die Renditen in der zweiten Monatshälfte sich signifikant von null unterscheiden. Dieser Effekt wurde in der Literatur erstmals von Ariel (1987) untersucht und von Jaffe und Westerfield (1989) auf weitere Indizes ausgeweitet. Beide Untersuchungen kommen zu dem Schluss, dass es eher einen „last day of the month effect“ gebe als einen tatsächlichen Monats-Effekt. Der stattdessen empirisch gefundene Effekt wäre gleichzusetzen mit einem Monatswechsel-Effekt.¹³⁰

Weiterhin diskutiert werden Tageszeiteffekte oder intraday-effects. Diese wurden im Jahr 1986 von Harris untersucht. Demnach sollen signifikante Differenzen zwischen den ersten 45 Handelsminuten eines jeden Tages und den übrigen Handelsminuten existieren. Mit Bezug zum Montags-Effekt fallen an Montagen nach Börsenöffnung die Kurse, wohingegen die Kurse an den übrigen Wochentagen steigen sollen. Harris untersuchte mit Hilfe von Transaktionsdaten in 15-Minuten-Intervallen die Renditen innerhalb eines Tages. Das Ergebnis der Untersuchung bestätigt die von ihm aufgestellte Hypothese, allerdings kommt er auch zu dem Schluss, dass sich der Effekt aufgrund von Transaktionskosten kaum in einer Handelsstrategie implementieren lasse.¹³¹ Ebenfalls in der Literatur diskutiert werden mögliche Überrenditen ausgelöst durch Feiertage bzw. Urlaubstage. Dieser Effekt wurde untersucht von Lakonishok und Smidt (1988)¹³² sowie von Ariel (1990). Ariel stellt u. a. fest, dass die Renditen vor Feiertagen, z. B. Weihnachten

¹²⁹ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 417.

¹³⁰ Vgl. Jaffe/Westerfield, 1989, S. 237-244.

¹³¹ Vgl. Harris, 1986, S. 99-117.

¹³² Vgl. Lakonishok/Smidt, 1988, S. 403-425.

oder Neujahr, signifikant von anderen Handelstagen abweichen. Die Untersuchung ergibt eine erhöhte Handelsfrequenz vor Feiertagen, insbesondere innerhalb der letzten Stunde des Tages.¹³³

4.3 Size-Effekt

Der Size-Effekt oder auch Kleinfirmeneffekt umschreibt die Beobachtung, dass Unternehmen mit einer niedrigeren Marktkapitalisierung¹³⁴ durchschnittliche höhere Renditen aufweisen als Unternehmen mit einer hohen Marktkapitalisierung.¹³⁵ Erstmals untersucht wurde dieser Effekt von Banz (1981).¹³⁶ Demnach treten die größten Differenzen zwischen Unternehmen mittlerer und kleiner Marktkapitalisierung auf, wohingegen Unternehmen mit hoher und mittlerer Marktkapitalisierung vergleichbare Renditen am Aktienmarkt erzielen.¹³⁷ Die größte Ausprägung dieses Effektes sei im Januar zu beobachten und wurde wie auch der Januar-Effekt von Roll sowie von Keim Anfang der achtziger Jahre beschrieben.¹³⁸

Mögliche Erklärungsversuche zielen auf unterschiedliche Hypothesen ab. Chan und Chen (1991) formulieren einen Zusammenhang zwischen der Unternehmensgröße und dem Verschuldungsgrad des Unternehmens, der Effektivität sowie einer unterschiedlichen Reaktion auf wirtschaftliche Veränderungen. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass es einen Zusammenhang zwischen der Unternehmensgröße und den genannten Faktoren gebe. Demnach steige das Risiko mit steigendem Verschuldungsgrad oder sinkender Effektivität. Ebenso reagieren kleinere Unternehmen stärker auf wirtschaftliche Nachrichten.¹³⁹ Van Dijk (2011) führt als mögliche Begründung einen Zusammenhang zwischen der höheren Rendite von kleineren Aktiengesellschaften und Transaktionskosten bzw. Liquiditätsrisiken an. Demnach stehe die Liquidität des Marktes im Zusammenhang mit den erzielten Renditen. Die Liquidität und somit auch das Liquiditätsrisiko werden als eine statische Variable zur Erklärung des Size-Effektes herangezogen.¹⁴⁰

¹³³ Vgl. Ariel, 1990, S. 1611-1626.

¹³⁴ Als Marktkapitalisierung wird das Produkt aus aktuellem Börsenkurs und der Anzahl der ausgegebenen Aktien verstanden, vgl. u. a. Wöltje, 2012, S. 117.

¹³⁵ Vgl. Wallmeier, 1997, S. 224.

¹³⁶ Vgl. Banz, 1981, S. 3-18.

¹³⁷ Vgl. Wallmeier, 1997, S. 225.

¹³⁸ Vgl. Keim, 1983, S. 13-32.

¹³⁹ Vgl. Chan/Chen, 1991, S. 1467-1484.

¹⁴⁰ Vgl. van Dijk, 2011, S. 3268.

Eine dritte mögliche Erklärung liefern Fama und French (1993). Sie stellen die Hypothese auf, dass die Unternehmensgröße als eine Art Stellvertreter („proxy“) für die Sensitivität im Bezug auf die Risikofaktoren der Unternehmen diene. In den Überlegungen wird ausgeführt, dass kleinere Unternehmen in der Vergangenheit nicht so schnell aus einer Rezession gekommen seien und somit die Unternehmensgröße einen Bezug zum Risikofaktor in Form des systematischen Risikos habe.¹⁴¹ Im Gegensatz hierzu spricht Zhang (2006) davon, dass der Risikofaktor nicht existiere und der Size-Effekt stattdessen auf eine Informationsunsicherheit zurückzuführen sei. Zhang führt an, dass kleinere Unternehmen weniger verfügbare Informationen für den Kapitalmarkt bieten und zudem weniger diversifiziert seien. Folglich sollten kleine Unternehmen aufgrund der größeren Unsicherheit höhere Renditen aufweisen.¹⁴² Allerdings kann diese Hypothese nicht auf den deutschen Aktienmarkt für DAX, MDAX und SDAX angewandt werden, da alle Unternehmen in diesen Indizes im Prime Standard gelistet sein müssen und somit gleichen Veröffentlichungspflichten unterliegen.¹⁴³

Die hier vorgestellten Erklärungsansätze sind nicht abschließend und stellen lediglich eine Auswahl dar.

Studie	Untersuchungszeitraum	Methodik
Stehle ¹⁴⁴	Deutsche Einzeltitel: 1954-1990	Renditerechnung

Tab. 5: Auswahl aktueller Untersuchungen Size-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Für seine Untersuchung bildete Stehle 14 verschiedene Portfolios mit allen bis 1988 an der Frankfurter Börse notierten Aktien. Hierbei wurde darauf geachtet, dass alle Portfolios hinsichtlich der Summe der Marktkapitalisierungen in etwa die gleiche Größe besitzen. Die ersten vier Portfolios bestanden aus lediglich einer Aktie wohingegen beispielsweise das letzte Portfolio aus 143 Einzeltiteln bestand. Stehle kam in seiner Untersuchung zu dem Ergebnis, dass es einen signifikanten Size-Effekt gebe und dieser gleichzeitig der strengen Form der Effizienzmarkthypothese widerspreche. Die Renditen der Unternehmen mit geringerer Marktkapita-

¹⁴¹ Vgl. Fama/French, 1993, S. 8.

¹⁴² Vgl. Zhang, 2006, S. 105-136.

¹⁴³ Vgl. Deutsche Börse, 2015, S. 21.

¹⁴⁴ Vgl. Stehle, 1997, S. 237-260.

lisierung liegen im Untersuchungszeitraum im Schnitt pro Jahr rund 2 % oberhalb der Unternehmen mit höherer Marktkapitalisierung. Zudem wird angeführt, dass kleinere Unternehmen durchschnittlich ein geringeres Risiko aufweisen und somit der Renditevorteil höher anzusehen sei. Insgesamt schreibt Stehle, dass der Size-Effekt in Deutschland aufgrund der damals deutlich geringeren Aktienanzahl niedriger ausfalle als in den USA.¹⁴⁵

4.4 Kennzahlenanomalien

Neben den bereits vorgestellten Kalenderanomalien existieren am Kapitalmarkt weitere Anomalien. Hierzu zählen auch Kennzahlenanomalien, welche vom Begriff her gleichzusetzen sind mit Bewertungsanomalien. Diese werden verursacht durch eine Fehlbewertung der entsprechenden Aktie am Markt. Dabei entspricht der Kurswert der Aktie nicht dem durch fundamentale Daten gerechtfertigten Wert. Diese Tatsache wird ausgedrückt in verschiedenen Kennzahlen.¹⁴⁶

Beispielhaft aufgeführt seien hier ein niedriges Kurs-Buchwert-Verhältnis (PB-Ratio), ein niedriges Kurs-Gewinn-Verhältnis (PE-Ratio) oder Abweichungen in der Dividendenrendite, durch welche jeweils eine Überrendite erzielt werden kann. Der in dieser Arbeit als eigenständiger Punkt behandelte Size-Effekt kann ebenfalls unter den Kennzahlenanomalien subsumiert werden.¹⁴⁷ Weitere Details zu Kennzahlenanomalien sind nicht Gegenstand der vorliegenden Arbeit.

¹⁴⁵ Vgl. Stehle, 1997, S. 257.

¹⁴⁶ Vgl. Bosch, 2006, S. 59.

¹⁴⁷ Vgl. Paulus, 1997, S. 40.

5 Empirische Untersuchung

Die nachfolgende empirische Untersuchung beruht auf eigenen Berechnungen und gibt einen Überblick über die zeitliche Entwicklung der vorgestellten Kalendereffekte ab dem Jahr 2000. Dabei können die Ergebnisse teilweise als eine Fortsetzung bisher veröffentlichter Studien angesehen werden, sodass sich ein umfassender Überblick für die Kalendereffekte ergibt.

5.1 Daten und Methodik

Grundlage für die Berechnungen in dieser Arbeit sind die Tagesschlusskurse der Kursindizes DAX, MDAX und SDAX. Diese drei Indizes repräsentieren hinsichtlich der Marktkapitalisierung und Orderbuchumsatz 130 der größten Aktiengesellschaften in Deutschland.¹⁴⁸ Kursindizes wurden gewählt, damit die Kursentwicklungen nicht durch reinvestierte Dividenden verzerrt werden. Die Kursdaten wurden der Datenbank Thomson Reuters Eikon entnommen.¹⁴⁹ Mit Hilfe der Kurse wurden auf täglicher Basis die stetigen Renditen ermittelt. Der Untersuchungszeitraum umfasst die Jahre 2000 bis einschließlich 2015. Frühere empirische Untersuchungen haben häufig Zeiträume vor der Jahrtausendwende oder nur einzelne Effekte betrachtet. Damit die Frage über die zeitliche Entwicklung der unterschiedlichen Kalenderanomalien beantwortet werden kann, wird die allgemeine lineare Regressionsgleichung als Grundlage herangezogen:¹⁵⁰

$$r_i = \alpha + \beta_n \cdot D_n + \varepsilon$$

Mit Hilfe dieser Gleichung und der Verwendung von Dummy-Variablen lässt sich eine Aussage über Saisoneffekte treffen. Dabei dienen die Dummy-Variablen als Hilfsvariablen, welche nominal skaliert sind und nur die Werte null und eins annehmen können.¹⁵¹ In der Gleichung stellt r_i die stetige tägliche Aktienmarktrendite, α die durchschnittliche Rendite außerhalb des Zeitraums der jeweiligen Anomalie und β_n den Unterschied zwischen der durchschnittlichen Rendite innerhalb der Anomalie und der durchschnittlichen Rendite außerhalb des Zeitraums der Anomalie dar. ε bezeichnet die Störterme der Regression, welche für die nachfol-

¹⁴⁸ Vgl. Deutsche Börse, 2015, S. 16-17.

¹⁴⁹ Abrufdatum war der 05.03.2016.

¹⁵⁰ Vgl. Schira, 2005, S. 538.

¹⁵¹ Vgl. Schira, 2005, S. 155.

gende Interpretation der zeitlichen Entwicklung nicht herangezogen werden. Somit wird angenommen, dass $\varepsilon = 0$ gilt.

Die Dummy-Variable D_n dient zur Identifikation der jeweils betrachteten Kalenderanomalie und wird wie folgt gewählt. Für den Januar-Effekt nimmt $D_{\text{Januar-Effekt}}$ für die Monate Januar den Wert eins und für die übrigen Monate den Wert null an. Der Halloween-Effekt wird ermittelt, indem $D_{\text{Halloween-Effekt}}$ für die Wintermonate November bis April den Wert eins annimmt und die übrigen Monate den Wert null erhalten. Diese beiden Effekte haben als Grundlage die durch die Summe der Tagesrenditen ermittelten Monatsrenditen. Die Variable $D_{\text{Montags-Effekt}}$ nimmt an Montagen den Wert eins und an den übrigen Handelstagen der Woche den Wert null an, um den Montags-Effekt zu identifizieren. Letztlich nimmt die Dummy-Variable $D_{\text{Monatswechsel-Effekt}}$ am letzten Handelstag eines Monats sowie an den folgenden fünf Handelstagen den Wert 1, an den übrigen Tagen den Wert null an. Mit diesen Werten werden die Regressionsgeraden rollierend über einen Fünf-Jahreszeitraum geschätzt. Ein Zeitraum von fünf Jahren ist in vergangenen Untersuchungen gewählt und aufgrund einer möglichen Vergleichbarkeit in der Art festgesetzt worden. Grundlage ist die Methode der kleinsten Quadrate (KQ-Methode). Das Schätzfenster wird sukzessive um ein Jahr nach vorne geschoben, um die zeitliche Entwicklung abbilden zu können. In diesem Zusammenhang wird auch von einer rollierenden Regression gesprochen.

Die ermittelten Parameter werden mit einem zweiseitigen t-Test auf Signifikanz überprüft. Die Prüfgröße des t-Tests ist definiert als Quotient aus dem geschätzten Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}$ und dem geschätzten Standardfehler \hat{SE} der Regression.¹⁵² Hierbei wird als Nullhypothese $H_0: \beta = 0$ angenommen. Liegt ein Wert außerhalb des betrachteten Signifikanzniveaus, wird vermutet, dass die Nullhypothese nicht verworfen werden kann und der ermittelte Beta-Faktor zufällig entstanden ist.

Die abgetragenen Signifikanzniveaus für die einzelnen t-Werte wurden aus einer Student-t-Verteilung abgeleitet, bei der die Anzahl der Freiheitsgrade gegen ∞ geht. Dabei strebt die Form der Verteilung bei unendlich Freiheitsgraden gegen die Form der Normalverteilung.¹⁵³

¹⁵² Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier, 2008, S. 296.

¹⁵³ Vgl. Schira, 2005, S. 457.

Es ergeben sich folgende Grenzen, die den Übergang vom Annahmebereich in den Ablehnungsbereich der Nullhypothese kennzeichnen:¹⁵⁴

Signifikanzniveau	Kritischer Wert
10 % - Niveau	1,645
5 % - Niveau	1,960
1 % - Niveau	2,576

Tab. 6: Kritische Werte für den t-Test

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Schira, 2005, S. 607.

Die ermittelten t-Werte werden in Diagrammen über die Zeit abgetragen. Somit lässt sich anschaulich nicht nur der zeitliche Verlauf der Effekte betrachten, sondern auch der mögliche Unterschied zwischen den drei Indizes. Die Annahmen eines zu Grunde liegenden linearen Modells werden durch verschiedene Tests überprüft.¹⁵⁵

Der Vorteil der Berechnung mittels linearer Regression gegenüber der einfachen Renditerechnung liegt darin, dass mit Hilfe einer Regressionsgeraden unkompliziert die entsprechenden Signifikanzwerte ermittelt werden können, damit ausgeschlossen werden kann, dass der positive oder negative Unterschied zufällig entstanden ist.

Neben der oben erwähnten Betrachtung der Signifikanz erfolgt auch eine Betrachtung der absoluten Werte mittels deskriptiver Statistik. Dadurch soll die aufgestellte Frage beantwortet werden, ob der Size-Effekt für die einzelnen Kalenderanomalien innerhalb des Untersuchungszeitraums nachweisbar ist.

Alle nachfolgenden Berechnungen wurden mit SPSS Statistics sowie dem Tabellenkalkulationsprogramm Microsoft Excel durchgeführt.

5.2 Zeitliche Persistenz der Effekte

Im folgenden Kapitel werden nun die ermittelten t-Werte der Regressionen gegen die Zeit abgetragen. Die in der Literatur üblichen Signifikanzniveaus von 1 %, 5 %, und 10 % sind jeweils in den Diagrammen eingezeichnet.¹⁵⁶ Fallen die Werte außerhalb der markierten Bereiche, sind diese in dem Jahr als nicht signifikant anzu-

¹⁵⁴ Vgl. Schira, 2005, S. 496.

¹⁵⁵ Vgl. 5.6 Revision der Modellannahmen.

¹⁵⁶ Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier, 2008, S. 289.

sehen. Auf der Abszisse ist jeweils das erste Jahr des zu Grunde liegenden Fünf-Jahreszeitraums abgetragen. Folglich ist die Bezeichnung Jahr im Folgenden gleichzusetzen mit dem Beginn des jeweiligen Fünf-Jahreszeitraumes. Die Ordinate zeigt die positiven und negativen t-Werte der einzelnen Regressionen. Die t-Werte fallen positiv aus, falls der Unterschied zwischen den durchschnittlichen Renditen des Zeitraums der betrachteten Anomalie und den durchschnittlichen Renditen außerhalb des Zeitraums der Anomalie positiv ausfällt. Entsprechend umgekehrt verhält es sich mit negativen t-Werten. Die einzelnen abgetragenen Werte sind dem Anhang zu entnehmen.

5.2.1 Januar-Effekt

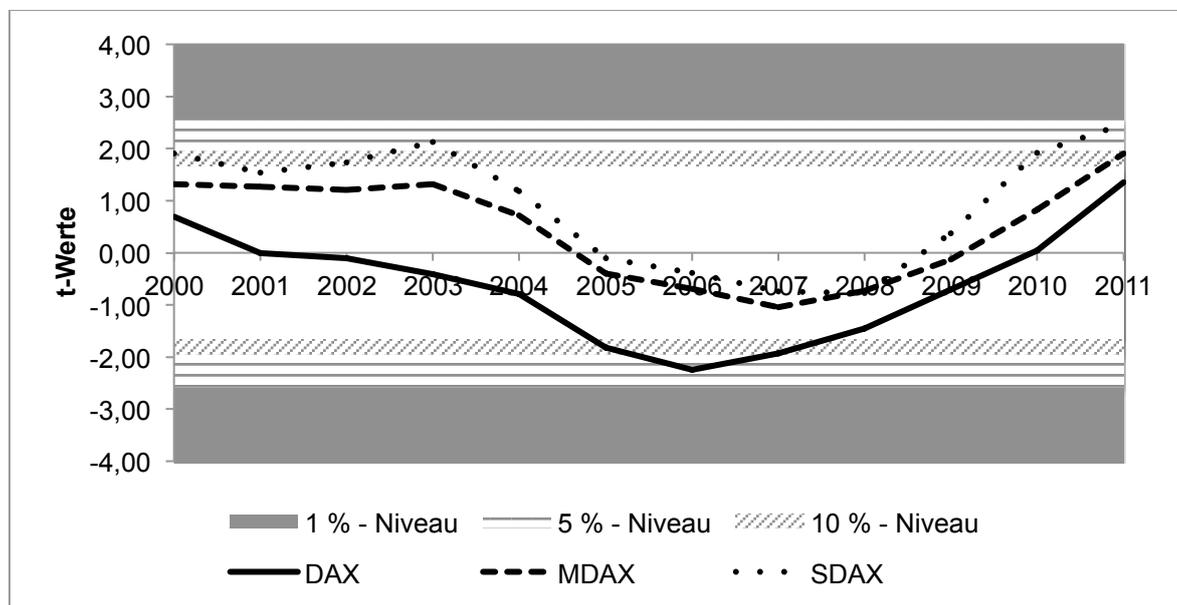


Abb. 3: t-Werte Januar-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Bei der Betrachtung des Januar-Effektes fällt zunächst auf, dass die Geraden entsprechend der jeweiligen Indizes nahezu parallel verlaufen. Der Kurvenverlauf des DAX bewegt sich hierbei stets unterhalb derer der Indizes MDAX und SDAX. Der SDAX verläuft über den gesamten Zeitraum oberhalb der anderen beiden Indizes. Zu Beginn des Untersuchungszeitraums weist der DAX nur in dem ersten Jahr einen positiven, nicht signifikanten t-Wert auf. In den Folgejahren wurden kontinuierlich zunächst negative Werte ermittelt. Ab dem Jahr 2005 ist der Januar-Effekt für den DAX negativ signifikant, zunächst auf dem 10 % - Niveau, im Jahr 2006 auch auf dem 5 % - Niveau. Ab dem Jahr 2008 steigt die Kurve wieder an und erreicht im Jahr 2010 wieder einen positiven, jedoch nicht signifikanten t-Wert. Aus den

drei als signifikant ermittelten Zeiträumen lässt sich also schließen, dass die durchschnittliche Januarrendite im Vergleich zur durchschnittlichen Monatsrendite der Monate Februar bis Dezember signifikant negativ ist.

Ein ähnlicher Kurvenverlauf ergibt sich für den MDAX. Hier sind die t-Werte zunächst bis zum Jahr 2004 positiv und fallen anschließend in den negativen Bereich. Ab dem Jahr 2010 wird auch hier wieder ein positiver t-Wert erreicht. Auffällig beim MDAX ist, dass lediglich der Fünf-Jahreszeitraum von 2011 bis 2014 auf dem 10 % - Niveau eine signifikant positive Januarrendite aufweist. Alle übrigen Zeiträume sind als nicht signifikant anzusehen.

Auch der SDAX zeigt eine Kurvenform mit abfallenden t-Werten. Diese sind zwischen 2005 und 2008 zwar negativ, allerdings konnten bereits ab dem Jahr 2009 wieder positive Werte errechnet werden. Als signifikante Zeiträume wurden hier die Zeiträume 2000 bis 2003 (ausgenommen dem Jahr 2001) sowie die letzten beiden Zeiträume 2010 und 2011 ermittelt. Hierbei liegen die Werte der Jahre 2003 und 2011 bereits auf dem 5 % - Niveau.

An dieser Stelle lässt sich festhalten, dass innerhalb der letzten 16 Jahre kein durchweg signifikanter Januar-Effekt für die drei Indizes ermittelt werden konnte. Bei der Betrachtung der Kurvenverläufe fällt auf, dass die Indizes ähnliche Muster zeigen. Ab dem Jahr 2004 fallen alle ab und erreichen spätestens ab dem Jahr 2005 einen negativen Wert. Dies könnte möglicherweise auf die Finanzkrise zurückzuführen sein, welche ab 2007 durch Insolvenzen und Bankübernahmen die Börsenkurse teilweise negativ beeinflusste.¹⁵⁷ Alle Zeiträume, welche das Jahr 2008 enthalten, könnten somit negativ im Januar beeinflusst worden sein.

Dadurch sinken die t-Werte in den Jahren 2004 bis 2008 für alle Indizes in den negativen Bereich. Bei der Betrachtung der Kursentwicklung wird deutlich, dass sich das gesamte Jahr 2008 durch einen negativen Trend auszeichnet und der Monat Januar neben dem Monat Oktober insgesamt einen starken Rückgang aufweist.¹⁵⁸ Zusätzlich können hier auch die Entwicklung der anderen Jahre einen Einfluss auf die t-Werte haben. Dies soll an dieser Stelle jedoch nicht Gegenstand der Interpretation sein. In der Literatur diskutiert wird neben dem Januar-Effekt auch ein möglicher Dezember-Effekt. Dieser besagt, dass die Rendite im Dezem-

¹⁵⁷ Vgl. Hock, 2014 für die Entwicklung des DAX.

¹⁵⁸ Vgl. Anhang 1.

ber höher ist als die durchschnittliche Rendite in den folgenden 11 Monaten. Somit könnte hier von einer Rückwärtsverschiebung des Januar-Effektes gesprochen werden. Für einen möglichen Dezember-Effekt wurden ebenfalls die jeweiligen t-Werte ermittelt.¹⁵⁹

Die Berechnungen zeigen, dass sich – bis auf zwei Ausnahmen – keine signifikant positiven Renditen im Dezember erzielen lassen, da alle t-Werte unterhalb der jeweiligen Signifikanzniveaus liegen. Lediglich der Zeitraum ab 2004 ist auf dem 10 % - Niveau im DAX signifikant positiv. Auch lässt sich zwischen den Indizes kein einheitliches Bild einer Entwicklung oder Ausprägung eines möglichen Size-Effektes erkennen.

5.2.2 Halloween-Effekt

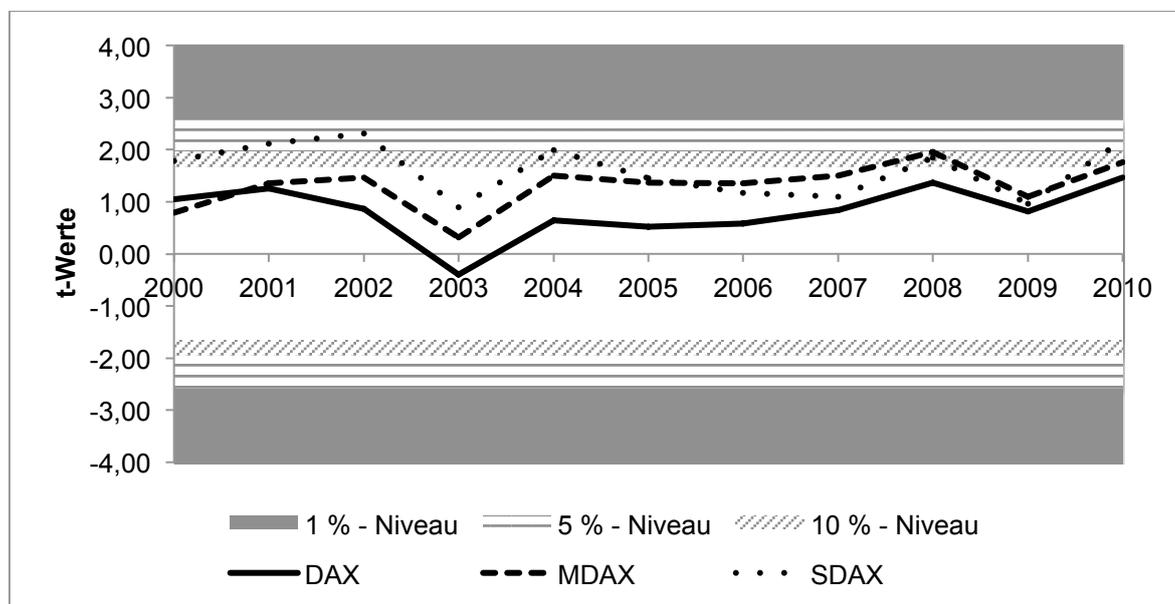


Abb. 4: t-Werte Halloween-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Der Halloween-Effekt zeigt im Vergleich zum Januar-Effekt ein anderes Bild. Bis auf die für den DAX in dem Zeitraum ab dem Jahr 2003 ermittelten t-Werte, sind alle anderen durchweg im positiven Bereich. Es zeigt sich für alle drei Indizes ein relativ gradliniger Verlauf mit zwei Einschnitten im Jahr 2003 und im Jahr 2009. Für den DAX ist keiner der Zeiträume auf den jeweiligen Signifikanzniveaus als signifikant einzustufen. Gleiches gilt bis auf zwei Zeiträume (2008 und 2010) auch für den MDAX. Für die Jahre 2008 und 2010 ist die Rendite in den Monaten No-

¹⁵⁹ Vgl. Anhang 2.

vember bis April auf dem 10 % - Niveau signifikant positiver gegenüber den Renditen in den Sommermonaten Mai bis Oktober. Die SDAX-Kurve liegt zu Beginn des Untersuchungszeitraums oberhalb der anderen beiden Kurven und weist für das Jahr 2000 auf dem 10 % - Niveau, für die Jahre 2001 und 2002 auf dem 5 % - Niveau einen positiven Unterschied zwischen den beiden Jahreszeiträumen auf. Weitere signifikante Werte zeigen sich in den Jahren 2004 und 2008 auf dem 10 % - Niveau sowie im Jahr 2010 erneut auf dem 5 % - Niveau. Allerdings zeigt sich erneut für keinen der Indizes ein eindeutiges Bild hinsichtlich der Entwicklung des Halloween-Effektes. Würden die beiden Tiefpunkte in den Kurven für die Jahre 2003 und 2009 ausgelassen werden, wäre der Halloween-Effekt für den SDAX auch für die letzten Jahre als signifikant anzusehen. Geglättet wäre dann der neue Tiefstwert bei einem t-Wert von ca. 1,10, was einem Signifikanzniveau von ungefähr 25 % entspricht. Die deutlichen Tiefpunkte in allen drei Kurven könnten wie auch beim Januar-Effekt auf die Finanzmarktkrise zurückzuführen sein. Hierfür muss zunächst die Berechnungsmethodik betrachtet werden. Die Jahre auf der horizontalen Achse bezeichnen wie bereits beschrieben den Beginn des jeweiligen Fünf-Jahreszeitraums. Für den Halloween-Effekt beginnt der Berechnungszeitraum mit Beginn der Sommerperiode (Mai – Oktober) für das bezeichnete Jahr und endet entsprechend mit einer Winterperiode (November – April). Dies ist auch der Grund, weshalb hier lediglich 11 anstatt 12 t-Werte ermittelt wurden, da die letzte Winterperiode nicht vollständig im Untersuchungszeitraum enthalten ist. Aufgrund dieser Berechnungsmethode beinhaltet das abgetragene Jahr 2003 bereits die Winterperiode November 2007 bis April 2008. Somit ließe sich hier der deutliche Rückgang möglicherweise auf die Entwicklung zu Beginn des Jahres 2008 zurückführen. Der folgende deutliche Anstieg könnte dann durch die positive Erholung der Börsen ab dem Jahr 2009 erklärt werden.

Insgesamt lässt sich auch hier kein eindeutiger Trend einer möglichen Entwicklung dieses Effektes erkennen. Festzuhalten ist jedoch, dass der SDAX Signifikanzwerte – teilweise deutlich – oberhalb der anderen Indizes aufweist. Für DAX und MDAX ist der Halloween-Effekt über die Zeit als nicht signifikant anzusehen.

5.2.3 Montags-Effekt

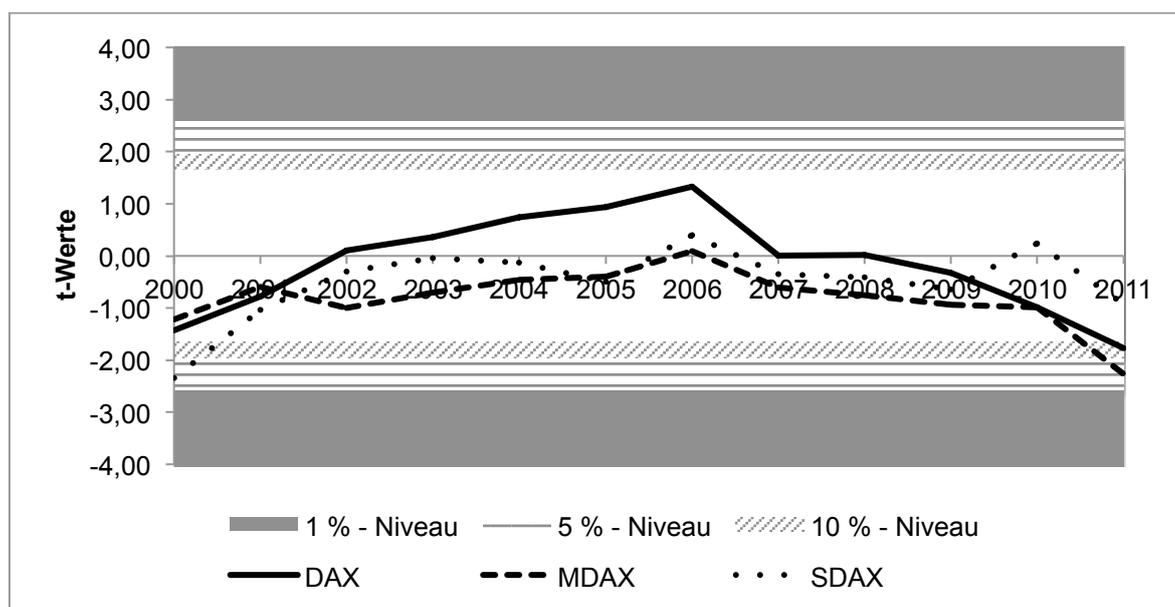


Abb. 5: t-Werte Montags-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie in Kapitel 4.2.3 bereits erwähnt, soll gemäß der Theorie der Montag der schwächste Börsentag der Woche sein. Folglich müssten die t-Werte für eine Bestätigung dieses Effektes in den negativen Signifikanzbereichen liegen. Im Gegensatz zu den beiden bisher betrachteten Effekten, bei denen die Berechnung auf der Grundlage von Monatsrenditen erfolgte (jeweils also 60 Datenpunkte für fünf Jahre), erfolgt die Berechnung hier auf der Grundlage von Tagesrenditen. Dadurch ergeben sich je nach Börsenjahr für die Fünf-Jahreszeiträume eine Anzahl von Datenpunkten zwischen 1200 und 1300.

Aufgrund der unterschiedlichen Verläufe werden die t-Werte der Indizes zunächst isoliert betrachtet. Der DAX zeigt in den Jahren 2000 und 2001 leicht negative t-Werte bevor diese ab dem Jahr 2002 teilweise deutlich ins Positive drehen. Für die Fünf-Jahreszeiträume 2007 und 2008 liegen die t-Werte nahe null. Die zugehörigen Signifikanzwerte liegen nahe 100 %, sodass die Nullhypothese für beide Zeiträume mit einer hohen Wahrscheinlichkeit nicht falsifiziert werden kann und anzunehmen ist, dass die ermittelten Werte nahezu zufällig zustande gekommen sind. In den drei Folgeperioden drehen die Werte erneut in den negativen Bereich. Als einzige Periode weist der Zeitraum von 2011 bis 2014 auf dem 10 % - Niveau eine signifikant negative Rendite an den Montagen auf. Der MDAX weist bis auf einen Peak im Jahr 2006 durchweg negative t-Werte auf. Allerdings liegt lediglich

der Zeitraum 2011 bis 2015 im signifikanten Bereich auf dem 5 % - Niveau. Somit lässt sich in diesem Zeitraum eine signifikant negative Rendite an Montagen nachweisen. Für den SDAX ergibt sich ein differenziertes Bild. Der t-Wert für das Jahr 2000 liegt mit ca. -2,3 innerhalb des signifikanten Bereichs von 5 %. Für die anschließenden Zeiträume steigen die t-Werte und schwanken fortan um den Nullpunkt. In den Jahren 2006 und 2011 übertreffen die Werte die Nulllinie und sind mit 0,4 und 0,23 leicht positiv.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass für die Jahre 2000 bis 2015 keine signifikant negativen Montagsrenditen nachgewiesen werden konnten. Auch eine Abstufung oder Reihenfolge zur Begründung eines möglichen Size-Effektes sind hier nicht möglich, da sich die Kurven mehrfach schneiden und kein einheitliches Bild zu erkennen ist.

Die vorliegende Untersuchung wurde nachfolgend ausgeweitet auf die anderen Wochentage, um zu überprüfen, in welchem Umfang eventuell andere Wochentage signifikant positive oder negative Renditen aufweisen. Entsprechend der eingangs beschriebenen Vorgehensweise wird die Dummy-Variable für den jeweils betrachteten Wochentag in dem Zeitraum auf eins und für die übrigen Wochentage auf den Wert null gesetzt. Die Verläufe der t-Werte der einzelnen Wochentage sind dem Anhang zu entnehmen.

Für den Dienstag lässt sich für die ersten drei Zeiträume eine signifikant negative Rendite gegenüber den anderen Wochentagen auf dem 5 % - Niveau erkennen.¹⁶⁰ Dies ist allerdings nur beim MDAX der Fall. Dieser Effekt ist ab dem Jahr 2003 nicht mehr erkennbar. Alle t-Werte der Indizes schwanken dann um die Nulllinie, sodass davon auszugehen ist, dass die Renditen an Dienstagen nicht signifikant von null verschieden sind. Auch ein Trend ist nicht zu erkennen, da sowohl positive als auch negative t-Werte festzustellen sind. Der Mittwoch und der Donnerstag zeigen keine signifikant positiven oder negativen Renditen.¹⁶¹ Ausgenommen von einigen Schwankungen der errechneten Werte lässt sich hier kein Effekt bestätigen. Wie bereits bei der Untersuchung eines möglichen Dienstags-Effektes lässt sich auch hier kein eindeutiger Trend feststellen. Auffällig ist zudem, dass die t-Werte der drei Indizes sehr ähnlich sind, was darauf schließen lässt, dass an die-

¹⁶⁰ Vgl. Anhang 3.

¹⁶¹ Vgl. Anhang 4 und Anhang 5.

sen Wochentagen möglicherweise kein Size-Effekt nachweisbar ist. Ein anderes Bild zeigt sich bei Betrachtung des Freitags.¹⁶² Der DAX weist zunächst keine signifikant positiven oder negativen Renditen auf, wohingegen der MDAX und der SDAX in den Jahren 2000 bis 2003 teilweise deutlich signifikant positive Renditen aufweisen. Der MDAX weist in einer der vier, der SDAX sogar in zwei der vier Perioden auf dem 1 % - Niveau eine signifikant positive Rendite für den Freitag gegenüber den anderen Wochentagen auf. Verglichen mit den t-Werten des Montags-Effektes ergeben sich für die ersten Perioden nahezu gespiegelte Werte. Dies ist vor allem vor dem Hintergrund interessant, dass sich der Montags-Effekt zu Beginn der zweitausender Jahre möglicherweise in einen hier als signifikant bewiesenen Freitags-Effekt gewandelt hat. Weiterhin zeigt sich, dass die t-Werte mit zunehmender Indexgröße abnehmen, der DAX also durchweg negativere Werte aufweist als der MDAX und der SDAX.

5.2.4 Monatswechsel-Effekt

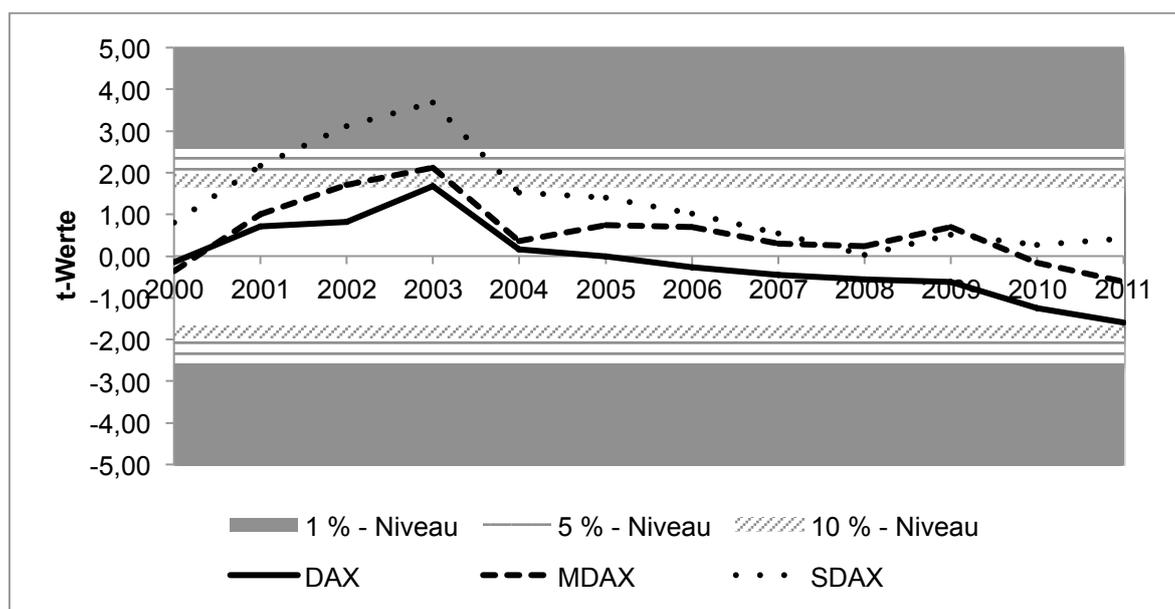


Abb. 6: t-Werte Monatswechsel-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Die t-Werte für einen möglichen Monatswechsel-Effekt wurden wie auch beim Montags-Effekt auf Tagesbasis ermittelt. Folglich weist auch diese Untersuchung eine große Anzahl an Datenpunkten auf. Da in der Literatur keine einheitliche Definition dieses Effektes zu finden ist, wurden die Tage, welche auf den letzten Tag

¹⁶² Vgl. Anhang 6.

eines Monats folgen, variiert. Die Untersuchung wurde durchgeführt für die ersten ein bis fünf Tage des neuen Monats. Dies lässt einen Schluss darüber zu, inwieweit die Ausweitung der betrachteten „Saison“ Einfluss auf eine eventuelle Signifikanz hat. In Abb. 6 ist zunächst der Zeitraum mit dem letzten Tag eines Monats sowie den darauffolgenden ersten fünf Handelstagen des neuen Monats dargestellt.

Bis zum Jahr 2007 zeigt sich erneut die Abstufung der t-Werte für die einzelnen Indizes. Der SDAX weist hierbei die höchsten Werte auf. Vom Jahr 2001 bis zum Jahr 2004 wurden für den SDAX deutlich signifikante Werte errechnet. Dabei liegen die Werte für die Jahre 2002 und 2003 in dem 1 % - Bereich. Dies lässt den Schluss zu, dass zunächst zu Beginn des Untersuchungszeitraumes für den SDAX signifikant positive Renditen über den Monatswechsel erzielt werden konnten. Für den MDAX wurde lediglich ein auf dem 5 % - Niveau signifikanter Wert für das Jahr 2003 ermittelt. Anschließend fielen die Werte ab und wechselten ab 2010 in den negativen Bereich. Für den DAX ergibt sich ein vergleichbares Bild, bei dem die Renditen im Jahr 2003 auf dem 10 % - Niveau signifikant sind. Ab dem Jahr 2005 wechseln die Werte hier in den negativen Bereich und sind im Jahr 2011 mit einem Signifikanzwert von ca. 11 % nahezu auf dem 10 % - Niveau negativ signifikant.

Insgesamt lässt sich ein deutlich negativer Trend ab dem Jahr 2004 erkennen. Eine genauere Aussage kann hier bei der Betrachtung der Differenz der Renditen getroffen werden. Wird der Zeitraum der Tage innerhalb des neuen Monats sukzessive verkleinert, ergibt sich folgendes Bild.

Bei einer Verkleinerung auf vier Tage wurden fast identische Werte errechnet.¹⁶³ Die Kurven der drei Indizes zeigen einen annähernd gleichen Verlauf im Vergleich zu fünf Tagen im neuen Monat und sind lediglich minimal in den positiven Bereich verschoben. Es zeigen sich allerdings keine neuen signifikanten Zeiträume. Für drei Tage im neuen Monat verschieben sich die Kurven abermals in den positiven Bereich.¹⁶⁴ Bei dieser Verschiebung wird der Effekt allerdings deutlich sichtbarer und wesentlich mehr Datenpunkte liegen nun in einem signifikanten Bereich des Diagramms. Bis zum Jahr 2007 weist der SDAX über den Monatswechsel und den

¹⁶³ Vgl. Anhang 7.

¹⁶⁴ Vgl. Anhang 8.

folgenden drei Tagen eine signifikant höhere Rendite auf als an den übrigen Handelstagen. Auch der MDAX besitzt teilweise bis zu diesem Zeitpunkt auf dem 10 % - Niveau signifikante Werte. Für den DAX wurde lediglich im Jahr 2003 ein signifikanter Wert auf dem 1 % - Niveau errechnet. Bei allen drei Indizes deutlich zu erkennen ist der Abwärtstrend und somit der Rückgang des Monatswechsel-Effektes. Wird der Zeitraum im neuen Monat auf zwei bzw. einen Tag verkleinert, zeigt sich kein weitgehend anderes Bild.¹⁶⁵ Die Kurven werden jeweils geringfügig weiter in den positiven Bereich verschoben. Auffällig ist, dass für die Berechnung mit lediglich einem Tag im neuen Monat alle errechneten t-Werte positiv ausfallen, wenn auch der bereits beschriebene Abwärtstrend zu beobachten ist.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass der Monatswechsel-Effekt besonderes bei kleineren Aktiengesellschaften zu Beginn des Untersuchungszeitraumes zu beobachten ist und mit zunehmender Größe der Unternehmen abnimmt. Weiterhin lässt sich feststellen, dass mit längerer Zeitperiode im neuen Monat die Signifikanz des Effektes deutlich abnimmt und teilweise sogar negative Werte annimmt. Insgesamt konnte der Effekt, besonders für den SDAX, für den Beginn des Untersuchungszeitraumes nachgewiesen werden. Dieser Effekt klingt allerdings mittlerweile stark ab.

5.3 Deskriptive Auswertung

Im nachfolgenden Kapitel werden Methoden der deskriptiven Statistik angewandt. Hierbei werden für die jeweiligen Effekte über den gesamten Untersuchungszeitraum der Minimal- und Maximalwert, der Median und Mittelwert sowie das 25 % und das 75 % Quartil pro Index in Box-Whisker-Plots bzw. Boxplots dargestellt. Diese Darstellungsweise erlaubt einen anschaulichen Vergleich zwischen den drei untersuchten Indizes und zeigt direkt mögliche Ausreißer und Verteilungen der Renditen. Die genaue Entwicklung der jeweiligen Renditen nach Jahren ist dem Anhang zu entnehmen. Als Rendite wird hierbei erneut die Differenz zwischen dem Zeitraum innerhalb der Kalenderanomalie und dem Zeitraum außerhalb der Anomalie angesehen und ist gleichzusetzen mit den Beta-Faktoren der Regressionsanalyse. Pro Effekt wurden hierbei 11 bzw. 12 Datenpunkte als Berechnungsgrundlage herangezogen. Für die Interpretation werden neben der Spannweite,

¹⁶⁵ Vgl. Anhang 9 und Anhang 10.

welche die Differenz zwischen dem Minimal- und dem Maximalwert bezeichnet, auch das erste und das dritte Quartil betrachtet. Dadurch finden mögliche Ausreißer in den einzelnen Effekten keine Berücksichtigung, da innerhalb der beiden Quartile die mittleren 50 % der Messwerte liegen.

5.3.1 Januar-Effekt

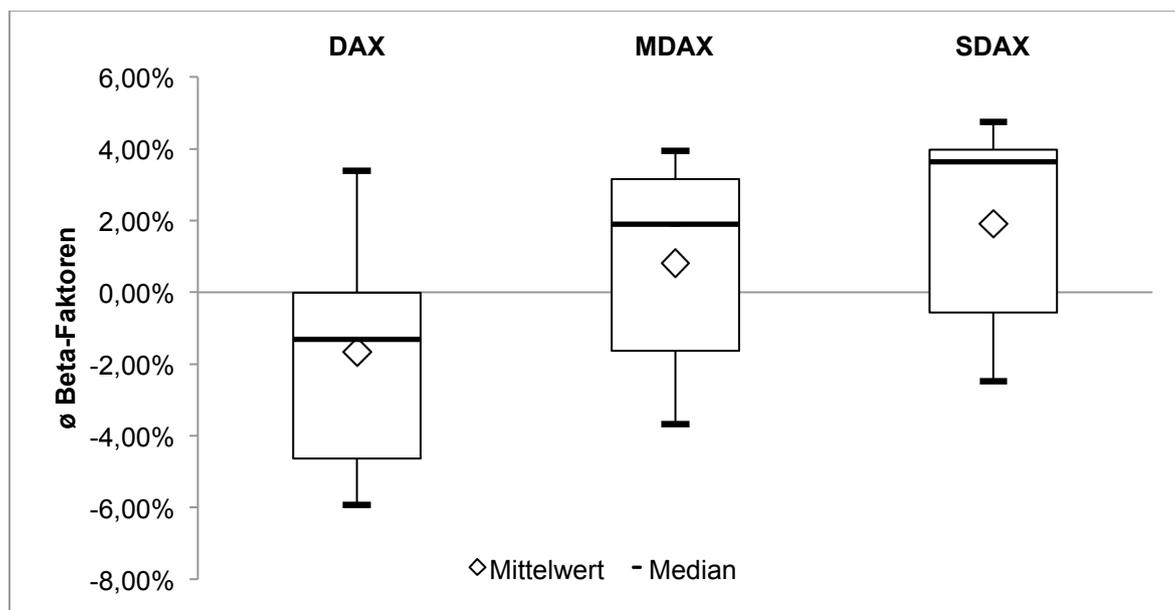


Abb. 7: Boxplot Januar-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Für den Januar-Effekt ergibt sich folgende Interpretation der dargestellten Werte. Bei den abgetragenen Werten ist ein deutlicher Anstieg zwischen dem DAX und dem MDAX zu verzeichnen sowie ein leichter Anstieg zwischen MDAX und SDAX. Für die Maximalwerte ist lediglich zwischen MDAX und SDAX eine größere Differenz zu erkennen. Die Werte für den DAX, als den nach der Unternehmensgröße größten Index, zeigen deutliche Ausreißer in den positiven Bereich im Vergleich zu 50 % der Werte, welche allesamt unterhalb der Nulllinie zu finden sind. Insgesamt verschiebt sich in diesem Vergleich die Box mit fallender Marktkapitalisierung der Unternehmen in den positiven Bereich. Dies zeigt auch die Darstellung des Medians, welcher beim SDAX deutlich im positiven Bereich liegt. Somit liegen insgesamt die Beta-Faktoren eher im positiven Bereich. Dies wird auch durch den dargestellten Mittelwert unterlegt. Für den Index DAX sind sowohl Median als auch Mittelwert negativ, sodass dies ebenfalls die Abstufung der Renditewerte bestätigt. Der Ausreißer für den DAX entfällt auf das Jahr 2011 und schließt somit die Zeiträume teilweise stark steigender Kurse bis einschließlich 2015 ein. Aus diesem

Grund könnte absolut betrachtet der Januar 2011 im Vergleich zu den übrigen Perioden besser ausfallen. Der DAX konnte in diesen fünf Jahren insgesamt einen Zuwachs von ca. 30 % verzeichnen.¹⁶⁶ Dieser Zeitraum fällt bei den anderen beiden Indizes weniger stark ins Gewicht, da die übrigen Werte betragsmäßig für den MDAX und den SDAX höher ausfallen.

Die Betrachtung der Quartile zeigt, dass der SDAX im Vergleich zu den beiden anderen Indizes insgesamt eine höhere durchschnittliche Rendite aufweist. Insbesondere für das dritte Quartil zeigt sich deutlich eine Abstufung vom MDAX zum DAX.¹⁶⁷

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass anhand des Januar-Effektes der Size-Effekt für die drei größten deutschen Indizes nicht falsifiziert werden kann.

5.3.2 Halloween-Effekt

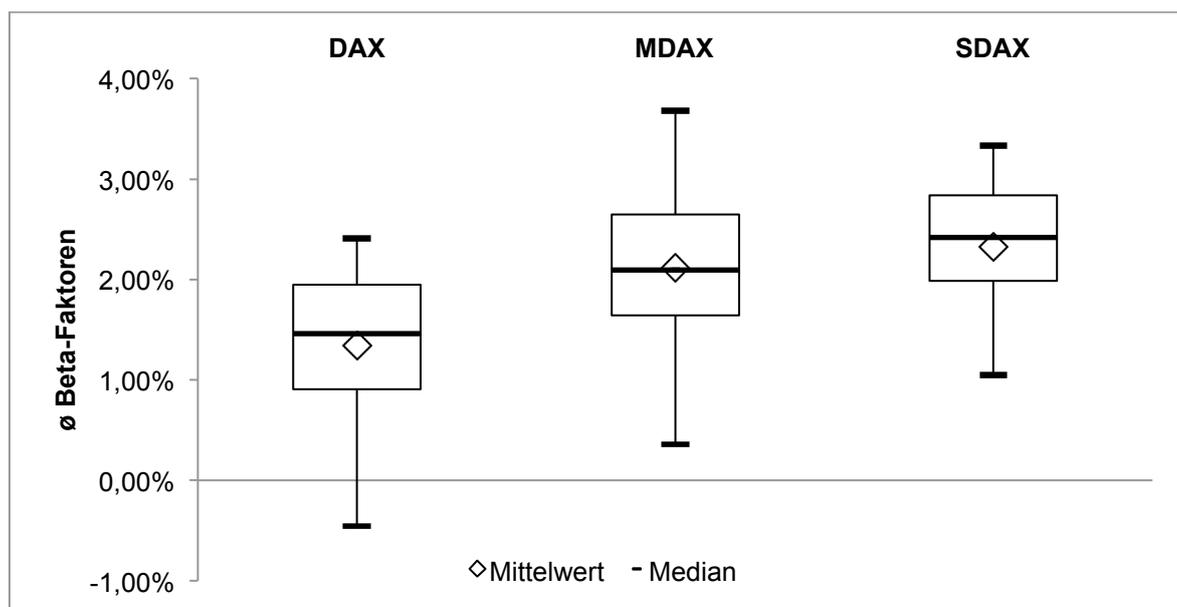


Abb. 8: Boxplot Halloween-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

Für den Halloween-Effekt ergibt sich ein verändertes Bild. Hier liegen die Boxen, abgetrennt durch die 25 % - bzw. 75 % - Quartile, alle im positiven Bereich des Diagramms. Alle drei Indizes weisen teils deutliche Ausreißer unterhalb des 25 % -

¹⁶⁶ Der DAX stieg von einem 4098 Punkten am 03.01.2011 auf 5390 Punkte am 30.12.2015. Dies entspricht einer Rendite von ca. 30 %.

¹⁶⁷ Die genauen Werte sind Anhang 1: Indexentwicklung von 2007 bis Ende 2008 zu entnehmen.

Quartils auf. Der Ausreißer des DAX liegt dabei geringfügig unterhalb der Nulllinie. Allerdings ist auch hier wiederum deutlich der Anstieg der Renditen vom DAX zum SDAX zu erkennen. Da es beim MDAX und SDAX keine negativen Beta-Faktoren gibt und die Box jeweils nahezu mittig auf der Spannweite der Werte zu finden ist, liegen Median und Mittelwert dicht beieinander. Es zeigt sich, dass neben den negativen Ausreißern beim DAX vor allem beim MDAX positive wie auch negative Ausreißer festzustellen sind, da der Abstand hier von der 50 % - Box deutlich weiter ist als dies beispielsweise beim SDAX der Fall ist. Werden die Ausreißer genauer betrachtet, so liegen die Positiven beim MDAX und SDAX im Zeitraum 2008 bis 2012. Zwar zeigt auch der DAX für diesen Zeitraum seinen zweithöchsten Wert, allerdings ist dieser absolut betrachtet weniger weit vom 50 % - Bereich der Werte entfernt. Erneut zeigen die Quartile eine Abstufung der Renditen mit zunehmender Indexgröße. Während für den DAX das dritte Quartil bei einer Rendite von rund 2 % liegt, erreicht der SDAX eine durchschnittliche Rendite von rund 2,8 %.¹⁶⁸ Auch anhand des Halloween-Effektes kann der Size-Effekt nicht falsifiziert werden.

5.3.3 Montags-Effekt

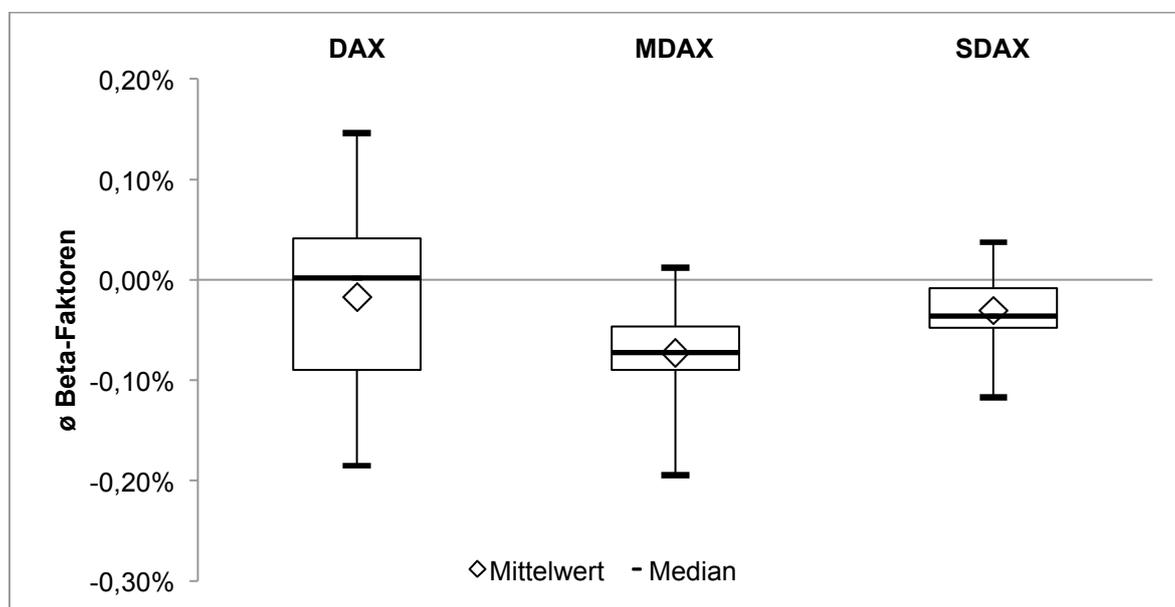


Abb. 9: Boxplot Montags-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

¹⁶⁸ Die genauen Werte sind Anhang 12 zu entnehmen.

Die Darstellung des Monats-Effektes zeigt ein differenziertes Bild. Für alle drei Indizes ergeben sich sowohl negative als auch positive Ausreißer, welche rund 0,1 % von den mittleren 50 % der Werte abweichen. Für den MDAX und SDAX liegen die Boxen jeweils im negativen Bereich. Somit fällt die Differenz der durchschnittlichen Montagsrenditen im Vergleich zu den Durchschnittrenditen der übrigen Wochentage negativ aus. Während der Median für den DAX bei 0 % liegt, fallen die beiden Mediane der anderen Indizes bereits unter die Nulllinie. Gleiches gilt auch für die Mittelwerte, was darauf schließen lässt, dass insgesamt mehr negative Werte in den Datenreihen vorhanden sind. Hervorzuheben ist, dass die Spannweiten zwischen Minimal- und Maximalwert vom DAX zum SDAX hin insgesamt abnehmen und für den MDAX fast komplett im negativen Bereich des Diagramms liegt. Für den Montags-Effekt ist keine klare Abstufung der Renditen für die Größenordnung der Indizes zu erkennen. Der DAX weist für diesen Effekt das größte dritte Quartil auf. Dieses nimmt für den MDAX ab und erreicht für den SDAX einen nur leicht größeren Wert.¹⁶⁹ Somit kann der Size-Effekt innerhalb der Untersuchung nicht eindeutig nachgewiesen werden.

5.3.4 Monatswechsel-Effekt

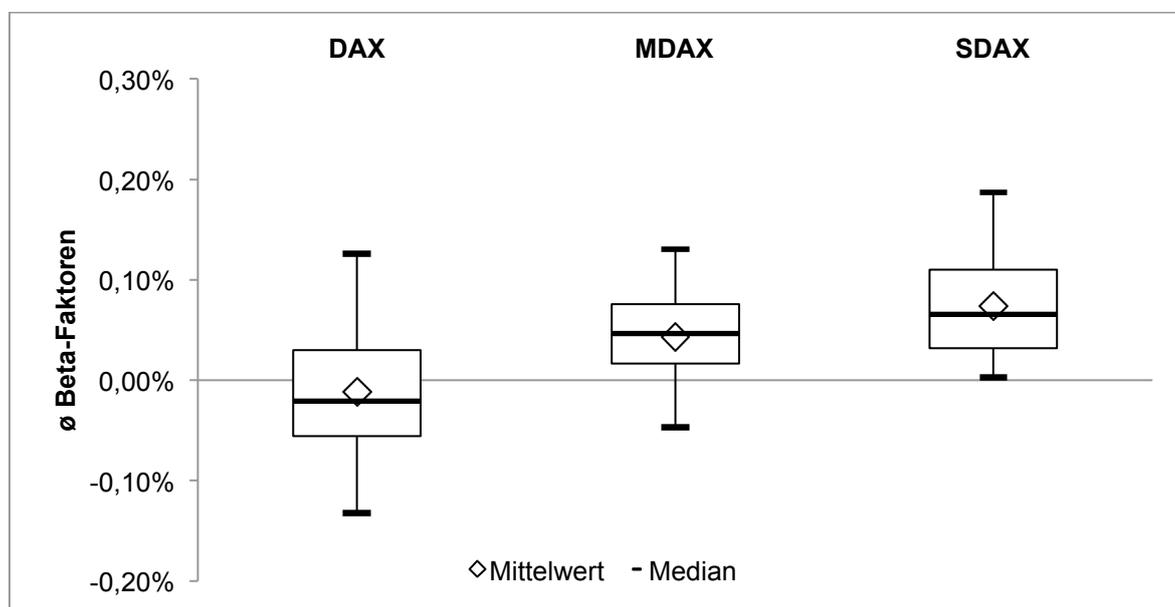


Abb. 10: Boxplot Monatswechsel-Effekt

Quelle: Eigene Darstellung.

¹⁶⁹ Die genauen Werte sind Anhang 13 zu entnehmen.

In Abb. 10 dargestellt ist der Monatswechsel-Effekt für den Monatsultimo sowie die ersten fünf Handelstage im neuen Monat. Ähnlich wie beim Januar-Effekt ist ein Anstieg der Renditen festzustellen. Besonders deutlich wird dies beim Vergleich von DAX und SDAX. Während der DAX für den Monatswechsel-Effekt einen Minimalwert von ca. -0,15 % aufweist, liegt dieser für den SDAX bei 0 %. Ebenfalls deutlich zu erkennen ist, dass der Großteil der Werte nahe beim Mittelwert liegen, da der negative Ausreißer besonders nahe an der Box der mittleren 50 % der Werte liegt. Alle drei Indizes weisen positive Ausreißer auf, welche teilweise rund 0,1 % oberhalb des 75 % - Quartils liegen. Werden die Ausreißer außer Acht gelassen, zeigen die Quartile, dass die durchschnittlichen Renditen stetig mit abnehmender Unternehmensgröße zunehmen.¹⁷⁰

Im Rahmen des Monatswechsel-Effektes lässt sich wie auch beim Januar-Effekt festhalten, dass die Überrenditen im Vergleich zu den übrigen Handelstagen der Monate im Schnitt mit abnehmender Unternehmensgröße positiver ausfallen. Somit kann der Size-Effekt auch hier nicht falsifiziert werden. Diese Aussage wird allerdings vor dem Hintergrund der insgesamt steigenden Renditen vom DAX zum SDAX begründet und nicht wie eventuell anzunehmen wäre vor dem Hintergrund der größtmöglich erzielten Renditen.

5.4 Risikoprofil der Indizes

Im Folgenden wird das Risikoprofil der drei Indizes näher betrachtet. Dies erfolgt vor dem Hintergrund einer möglichen Ableitung einer Handelsstrategie unter Berücksichtigung der behandelten Kalenderanomalien. Für die Berechnung wird als Maß die Schwankungsbreite in Form der Standardabweichung herangezogen. Für einen direkten Vergleich wird der Variationskoeffizient bzw. die relative Standardabweichung berechnet, da der Vergleich relativ zur Größenordnung erfolgt. Diese ergibt sich aus der absoluten Standardabweichung dividiert durch den Mittelwert der Daten.¹⁷¹

$$\sigma_{rel} = \frac{\sigma_{abs}}{\mu}$$

Als Datengrundlage wurde der gesamte Untersuchungszeitraum gewählt, um eine Aussage über die durchschnittliche Standardabweichung der Monate zu erhalten.

¹⁷⁰ Die genauen Werte sind Anhang 14 zu entnehmen.

¹⁷¹ Vgl. Schira, 2005, S. 58.

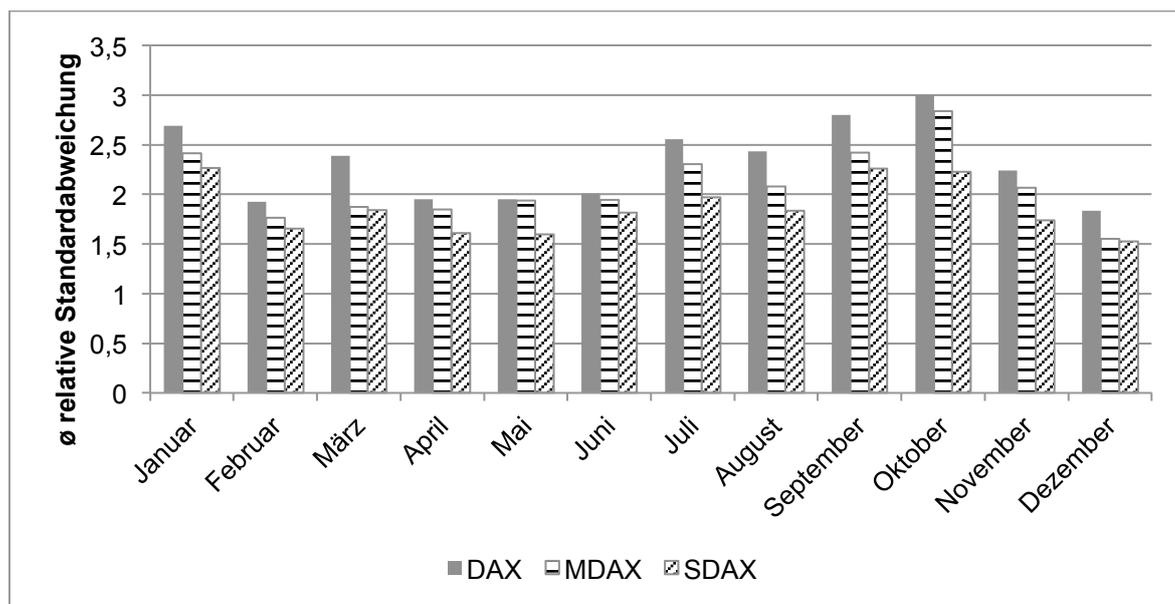


Abb. 11: Relative Standardabweichung der Indizes

Quelle: Eigene Darstellung.

Zunächst soll der Unterschied zwischen den Indizes betrachtet werden. Es wird deutlich, dass der DAX insgesamt immer die höchste Schwankungsbreite vor dem MDAX und SDAX besitzt. Dies kann u. a. durch die höheren täglich gehandelten Volumina der einzelnen Indizes erklärt werden.¹⁷² Die Schwankungsbreite nimmt also mit abnehmender Unternehmensgröße ebenfalls ab.

Die größte Schwankungsbreite weisen die Indizes historisch gesehen im Oktober auf, bevor die Schwankungen im November und Dezember stark zurückgehen. Dies könnte möglicherweise auf den Halloween-Effekt zurückzuführen sein und würde diesen Effekt auf der Grundlage der monatlichen Schwankungen zunächst bestätigen. Allerdings ist die Schwankung in den Monaten zuvor von Juli bis September nur knapp unterhalb des Niveaus vom Oktober. Auf der Grundlage des Halloween-Effektes ist dies nicht zu erklären, da die Anleger gemäß der ursprünglichen Definition in diesem Zeitraum keine Wertpapiere halten sollten und dementsprechend kein Handel stattfinden sollte. Eine mögliche Ursache für die unterschiedlichen Schwankungsbreiten kann auch auf der Grundlage der Behavioral Finance nicht direkt gefunden werden.

Als zweiten auffälligen Monat tritt der Januar hervor. In diesem Monat liegt die relative Standardabweichung deutlich oberhalb derer von November und Dezember.

¹⁷² Der Durchschnitt der 90 Tage Handelsvolumina beträgt für den DAX rund 100 Mio. €, für den MDAX rund 15 Mio. €, vgl. Thomson Reuters, Zugriff: 07.04.2016.

Als Erklärung wird hier der Januar-Effekt angeführt. Neben höheren Renditen weist der Januar im Untersuchungszeitraum auch eine höhere Schwankungsbreite auf. Viele Anleger decken sich möglicherweise erst im Januar mit neuen Aktien ein, wodurch schlussendlich das Handelsvolumen und dadurch auch die Volatilität an den Aktienmärkten steigen würde. In den folgenden Monaten gehen die Schwankungen für alle drei Indizes zurück und liegen relativ konstant bei rund 1,75. Eine Ausnahme bildet der DAX im Monat März. Innerhalb der letzten 16 Jahre wurde diese Abweichung durch einzelne Ausreißer beeinflusst. So lag beispielsweise die relative Volatilität im März 2009 bei rund 4,7. Zwar lagen auch die anderen Monatsvolatilitäten im Jahr 2009 oberhalb der anderen Jahre, allerdings wurden die Abweichungen hier durch entsprechend niedriger ausfallende Werte in anderen Börsenjahren geglättet.¹⁷³

Vor dem Hintergrund der Schwankungsbreite scheint der SDAX im Vergleich zum DAX eine attraktive Alternative darzustellen. Jedoch müssen für eine Investitionsentscheidung weitere Parameter betrachtet werden, auf welche im folgenden Kapitel eingegangen wird.

5.5 Induktion einer Handelsstrategie

Die bisherigen Ergebnisse über die Signifikanz der unterschiedlichen Kalenderanomalien, dem Vergleich der absoluten Überrenditen der Indizes sowie dem Vergleich der Volatilitäten soll nun dazu genutzt werden, um eine mögliche Handelsstrategie abzuleiten.

Zunächst festzuhalten ist, dass keiner der Indizes für die verschiedenen Effekte eine durchgehend signifikant positive Rendite erwirtschaften konnte. Somit konnte eine Aussage nur anhand einzelner Börsenjahre getroffen werden.

Die durchgeführte Untersuchung zeigt grundsätzlich, dass der SDAX in fast allen Jahren bessere Renditen erzielte, als dies beim MDAX und DAX der Fall ist. Somit gilt der behandelte Size-Effekt im Rahmen der Untersuchung als nicht widerlegt. Folglich sollte eine mögliche Handelsstrategie einen größeren Fokus auf die kleineren Unternehmen legen. Es kommt jedoch auch auf die Auswahl der einzelnen Unternehmen an, sofern eine Anlage auf Titelebene vollzogen wird.

¹⁷³ Vgl. Anhang 15.

Das individuelle Risiko der einzelnen Unternehmen sollte hierbei nicht außer Acht gelassen werden. Eine Möglichkeit dieses zu beurteilen liegt in der Betrachtung eines Ratings. Hierzu wurde das von Thomson Reuters berechnete strukturelle Kreditrisiko für die Interpretation herangezogen. Dieses setzt sich zusammen aus dem strukturellen Leverage des Unternehmens, der strukturellen Volatilität sowie dem Drift der Aktie.¹⁷⁴ Der Abruf der Ratings erfolgte in diesem Fall auf Einzeltitel-ebene der jeweiligen Indizes. Für den DAX und den SDAX ergibt sich ein Median bei einem Rating von BBB bis BBB-, wohingegen der Median für den MDAX bei BBB+ bis BBB liegt. Alle Indizes besitzen sowohl positive als auch negative Ausreißer. Die mittleren 50 % der Unternehmen liegen dicht am Median. Das 75 % - Quartil zeigt, dass insgesamt der MDAX vor dem SDAX und dem DAX am besten abschneidet.¹⁷⁵ Anhand dieser Ratings lässt sich kein eindeutiger Unterschied zwischen den Indizes erkennen, sodass alle Unternehmen unter Betrachtung des strukturellen Kreditrisikos gleichzusetzen sind und sich gleichermaßen für eine Anlagestrategie eignen. Auf den Abruf der Ratings von Ratingagenturen wurde an dieser Stelle verzichtet, da nicht alle Unternehmen ein solches Rating besitzen.

Möchten Anleger eigenständig Kalendereffekte ausnutzen, so müssen die Transaktionskosten in die Überlegung mit einbezogen werden. Diese mindern die Rendite in teils erheblichem Maße. Da sich die Transaktionskosten häufig nach einem festen Satz richten, fallen diese umso geringer ins Gewicht, je höher der Anlagebetrag ist, da der absolute Ertrag bei gleicher prozentualer Rendite auch entsprechend höher ausfällt. Deshalb sollte je nach Anlagestrategie ein Mindestanlagebetrag beachtet werden. Dieser richtet sich dann nach den individuellen Kosten der jeweiligen depotführenden Bank.

Vor dem Hintergrund der Transaktionskosten wird auch deutlich, dass sich vor allem längerfristige Anlagen auf Basis von Monatseffekten für den Einsatz bei Privatanlegern eignen. Anlagen auf Tagesbasis erfordern aufgrund der kurzen Halte-dauer und der Definition der Effekte eine hohe Umschlagshäufigkeit der Wertpa-piere, die zu höheren Transaktionskosten führt. Aus diesem Grund sind Anlagen auf Tagesbasis weniger für Privatanleger geeignet.

¹⁷⁴ Vgl. Thomson Reuters Field Definition „Structural Credit Risk“.

¹⁷⁵ Die Ratings sind in Anhang 16 dargestellt.

Eine Möglichkeit die Kalendereffekte ausnutzen besteht in dem Einsatz von Saison-Zertifikaten. Diese besonderen Zertifikate schichten das Geld beispielsweise in den schwächeren Sommermonaten in den Geldmarkt um und können dadurch stabilere Erträge erreichen. Der Anleger nimmt folglich an eventuell fallenden Kursen im Sommer nicht teil, kann jedoch über den Geldmarkt ebenfalls eine mögliche Verzinsung für sein eingesetztes Kapital erhalten. Das älteste dieser Best-Season-Zertifikate, welches im November 2000 von der Royal Bank of Scotland emittiert wurde, konnte seit Auflegung den DAX deutlich outperformen. Dieses Zertifikat verfolgt eine Halloween-Strategie. Neuere Zertifikate schichten nicht direkt beim Saisonwechsel komplett zwischen dem Index und dem Geldmarkt um, sondern besitzen Performancegrenzen ab denen das Geld umgeschichtet wird.¹⁷⁶ Somit wird deutlich, dass trotz anfallender Management-Gebühren sich Saison-Zertifikate vor allem für Anleger eignen, die entsprechende Saisoneffekte ausnutzen wollen, allerdings ihr Portfolio nicht in dem Maße eigenständig verwalten wollen oder auch können. Für eine Umsetzung einer Handelsstrategie müssen auch wirtschaftliche Einflüsse beachtet werden, welche die Aktienkurse negativ beeinflussen können. Dies spiegelt sich dann u. a. im systematischen Risiko wieder, welches nicht durch Diversifikation zu eliminieren ist.¹⁷⁷ Eine mögliche Kennzahl, welche das systematische Risiko quantifiziert, ist das Beta eines Wertpapiers. Diese Kennzahl kann als weiteren Vergleichsaspekt herangezogen werden und hat durch die Berücksichtigung des Diversifikationspotentials eine höhere Aussagekraft als die Volatilität.¹⁷⁸

5.6 Revision der Modellannahmen

In diesem Kapitel werden die bereits in Kapitel 4.1 beschriebenen Testmethoden aufgegriffen und die Testergebnisse vorgestellt. Die verschiedenen Testmethoden werden auf die vier untersuchten Effekte Januar-Effekt, Halloween-Effekt, Montags-Effekt und Monatswechsel-Effekt angewandt.

¹⁷⁶ Vgl. Röder, 2010, S. 1-2.

¹⁷⁷ Vgl. Zimmermann, 2012, S. 18.

¹⁷⁸ Vgl. Zimmermann, 2012, S. 182-183.

Damit ein lineares Regressionsmodell Anwendung finden kann, müssen folgende Voraussetzungen erfüllt sein:¹⁷⁹

- Unabhängigkeit der Residuen
- Varianzgleichheit der Residuen
- Normalverteilung der Daten
- Linearer Zusammenhang der Daten

Für die Betrachtung der Unabhängigkeit und der Vermeidung von möglichen Fehlinterpretationen durch Verzerrungen innerhalb der Berechnung, wurden alle verwendeten Daten auf Autokorrelation erster Ordnung getestet. Autokorrelation beschreibt in diesem Zusammenhang die Tatsache, dass zwei aufeinander folgende Residuen positiv oder negativ korreliert sind. Berechnungsgrundlage ist die Methode nach Durbin-Watson. Analog dem t-Test wird eine Nullhypothese aufgestellt. Diese besagt, dass keine Autokorrelation vorliegt. Der Test wird gemäß Tab. 7 durchgeführt mit $H_0: \rho = 0$. Die Nullhypothese wird getestet gegen die Alternativhypothese H_1 , die angibt, dass eine positive oder negative Autokorrelation vorliegt. Wenn die Nullhypothese falsifiziert werden kann, liegt eine Autokorrelation erster Ordnung der Residuen vor. Die ermittelten Werte der Teststatistik können Zahlen zwischen null und vier annehmen. Die Nullhypothese kann nicht falsifiziert werden, falls ein Wert von zwei errechnet wird. Somit läge dann bei der Untersuchung keine Autokorrelation vor.¹⁸⁰ Der nachfolgenden Tabelle sind weitere Interpretationen zu entnehmen.

¹⁷⁹ Vgl. Schira, 2005, S. 539.

¹⁸⁰ Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier, 2008, S. 312 u. 316-317.

Wert der Teststatistik	Korrelation ρ	Interpretation
0	$\rho = 1$	Perfekte positive Autokorrelation
1,5	$0 < \rho < 1$	Leicht positive Autokorrelation
2	$\rho = 0$	Keine Autokorrelation
2,5	$-1 < \rho < 0$	Leicht negative Autokorrelation
4	$\rho = -1$	Perfekte negative Autokorrelation

Tab. 7: Interpretation des Durbin-Watson-Tests

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Poddig/Dichtl/Petersmeier, 2008, S. 317.

Für den durchgeführten Test wird angenommen, dass Werte zwischen 1,5 und 2,5 mit jeweils leichter Autokorrelation akzeptabel sind und zu keinen bzw. nur leichten Verzerrungen der Untersuchung führen könnten. Die Darstellung aller Durbin-Watson-Testergebnisse brachte folgendes Ergebnis. Bis auf wenige Ausnahmen weisen alle durchgeführten Untersuchungen eine leicht positive Autokorrelation der Residuen auf.¹⁸¹ Für den DAX und den MDAX liegen fast alle Werte innerhalb der oben beschriebenen Bandbreite, welche für eine Ablehnung der Autokorrelation innerhalb des Modells angenommen wurde. Eine Ausnahme bildet das Jahr 2004, welches für die beiden Indizes bei der Berechnung des Januar-Effektes und des Halloween-Effektes Werte knapp unterhalb von 1,5 annimmt (rund 1,45). Dieses Jahr schließt die Börsenjahre 2004 bis einschließlich 2008 ein. Durch einen anhaltenden Trend der Aktienkurse konnte es hier möglicherweise zu einer Autokorrelation der Residuen kommen.

Insgesamt wird nun davon ausgegangen, dass die nur leicht positive Autokorrelation als eine nahezu Unabhängigkeit der Residuen angesehen werden kann und somit nicht zu einer Verzerrung der Ergebnisse führt.

Als zweiten Test wurde die Varianzgleichheit oder auch Homoskedastizität überprüft. Diese Voraussetzung gilt sowohl für die lineare Regressionsanalyse als auch für die sinnvolle Interpretation des t-Tests. Die Varianzgleichheit beschreibt, dass alle Residuen die gleiche Varianz besitzen.¹⁸² Falls dies nicht der Fall ist und somit eine Heteroskedastizität vorliegt, können die Parameter der Regressionsge-

¹⁸¹ Vgl. Anhang 18, Anhang 19 und Anhang 20.

¹⁸² Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier, 2008, S. 539.

raden nicht optimal ermittelt werden, da die Prämisse eines linearen Modells verletzt ist und dies zu einer Verzerrung der Koeffizienten führen kann.¹⁸³

Die vorliegende Stichprobe wurde mit Hilfe des Levene-Tests auf eine Varianzgleichheit getestet. Dieser Test ist ebenfalls ein Signifikanztest und überprüft die Nullhypothese, dass die Varianzen gleich sind. Es gilt folglich: $H_0: \sigma_j^2 = \sigma^2$

H_0 wird verworfen, wenn der ermittelte Signifikanzwert unterhalb eines definierten Signifikanzniveaus liegt. Somit läge in der Stichprobe dann eine Heteroskedastizität vor.¹⁸⁴ Als Signifikanzniveau wird hier die Grenze von 5 % angenommen. Wie Anhang 18 zeigt, liegen beim DAX rund 85 % aller ermittelten Werte oberhalb des Signifikanzniveaus, sodass hier die Nullhypothese einer möglichen Varianzgleichheit nicht verworfen werden kann. Für den MDAX ist dies in ca. 77 % und für den SDAX in ca. 74 % der Tests der Fall. Auffällig für alle drei Indizes ist, dass insbesondere bei der Untersuchung des Montags-Effektes eine sehr wahrscheinliche Varianzhomogenität oder Heteroskedastizität vorliegt.¹⁸⁵ Insgesamt wird der Schluss getroffen, dass in den einzelnen Stichproben, welche für die jeweiligen Untersuchungen fünf Jahre einschließen, eine Varianzhomogenität vorliegt. Somit ist die Erfüllung dieses Tests als Voraussetzung für die Durchführung der linearen Regression und der Durchführung des t-Tests gegeben.

Der dritte Test umfasst die Normalverteilungsannahme für die Durchführung des t-Tests. Hierfür wurde der Test nach Kolmogorov-Smirnov (KS-Test) zu Grunde gelegt. Bei der Durchführung des Tests wird die Stichprobe in einem Histogramm dargestellt und mit einer hypothetischen Normalverteilungskurve verglichen. Für jeden Datenpunkt wird dann die jeweilige Abweichung zur hypothetischen Kurve berechnet und die größte Abweichung als Basis herangezogen. Dieser Wert wird schließlich mit einer Tafel des Kolmogorov-Smirnov-Tests verglichen und ergibt eine entsprechende Wahrscheinlichkeit, mit der die vorliegende Stichprobe normalverteilt ist. Als Nullhypothese wird formuliert, dass die Daten innerhalb der Stichprobe normalverteilt sind. Liegt der Wahrscheinlichkeitswert unterhalb des Signifikanzniveaus, gilt die Nullhypothese als falsifiziert und es ist anzunehmen, dass die Daten nicht normalverteilt sind.

¹⁸³ Vgl. Backhaus et al., 2015, S. 103.

¹⁸⁴ Vgl. Urban/Mayerl, 2011, S. 248.

¹⁸⁵ Vgl. Anhang 19 und Anhang 20.

Es gilt:¹⁸⁶ $H_0: F(x) = \Phi(x | \mu; \sigma^2)$

Hierbei ist anzumerken, dass die Voraussetzung einer Normalverteilung weniger für das lineare Regressionsmodell als für die Durchführung eines Signifikanztests von Bedeutung ist.¹⁸⁷ Dies schließt im Rahmen dieser Arbeit den t-Test ein. Die Berechnung wurde für die jeweiligen Renditen als abhängige Variable durchgeführt und grenzt somit die Hereinnahme von Faktoren bzw. den unabhängigen Dummy-Variablen aus. Als Ergebnisse konnten dabei die in Anhang 18 bis Anhang 20 dargestellten Werte ermittelt werden. Diese Werte werden im Folgenden getrennt nach den Inputfaktoren analysiert. Zum einen werden die Werte des Januar-Effektes und des Halloween-Effektes zusammen interpretiert, da beide Effekte monatliche Daten zu Grunde liegen haben. Zum anderen werden der Montags-Effekt und der Monatswechsel-Effekt zusammen interpretiert. Hier wurden tägliche Daten als Grundlage verwendet.

Die Betrachtung der monatlichen Daten zeigt, dass sich für den DAX und MDAX jeweils rund 50 % der errechneten Werte unterhalb des Signifikanzniveaus von 5 % befinden. Dies hat zur Folge, dass die entsprechenden Stichproben als nicht normalverteilt anzusehen sind. Für den SDAX sind bereits rund 80 % der Fünf-Jahreszeiträume wahrscheinlich nicht normalverteilt. Es ist also erkennbar, dass sich vom DAX zum SDAX hin die Verteilungsform ändert und weiter von der klassischen Normalverteilungskurve abweicht. Für die Berechnung auf der Grundlage der täglichen Renditen für den Montags- und den Monatswechsel-Effekt ergibt sich ein differenziertes Bild. Alle drei Indizes weisen Signifikanzwerte von Null auf.¹⁸⁸ Hierbei ist kein direkter Unterschied zwischen den Indizes erkennbar. Die nicht vorhandene Normalverteilung der täglichen Renditen ist möglicherweise auf die große Datenmenge zurückzuführen. Die Renditen schwanken innerhalb einer Stichprobe stark um den Nullpunkt und verursachen durch die Häufigkeit eine Abweichung von der Normalverteilung. Beispielhaft ist ein Histogramm der Auswertung für den Montags-Effekt des DAX in Anhang 17 dargestellt. Hier ist erkennbar, dass zwar die weiter vom Mittelwert entfernten Renditen innerhalb der Kurve liegen, allerdings die Abweichungen besonders deutlich bei Renditen um den Nullpunkt auftreten.

¹⁸⁶ Vgl. Martens, 2003, S. 141.

¹⁸⁷ Vgl. Schira, 2005, S. 558.

¹⁸⁸ Die Werte wurden auf die fünfte Nachkommastelle gerundet.

Somit ist die Voraussetzung einer Normalverteilung für den durchgeführten t-Test und die sinnvolle Interpretation der Signifikanzwerte anhand der Teststatistik nicht gegeben.

Allerdings kann die Voraussetzung erfüllt werden, wenn der zentrale Grenzwertsatz hinzugezogen wird. Dieser Satz besagt, dass für hinreichend große Stichproben eine Normalverteilung angenommen werden kann, wenn $n \rightarrow \infty$ geht.¹⁸⁹ Eine hinreichend große Stichprobe wird in der Literatur bereits angenommen ab einer Stichprobengröße von ca. 25 Beobachtungen.¹⁹⁰ Somit sind sowohl für die Effekte auf monatlicher Basis als auch für die Effekte auf täglicher Basis die Stichproben hinreichend groß. Deshalb kann davon ausgegangen werden, dass die Verteilung insgesamt jeweils einer Normalverteilung folgt und somit die Voraussetzung für den t-Test erfüllt ist. Trotzdem kann es hier zu Verzerrungen und Abweichungen kommen, welche die Messwerte beeinflussen können.

Ein linearer Zusammenhang der Daten wurde für die Durchführung der Berechnungen angenommen und nicht näher überprüft.

5.7 Bezug zur Behavioral Finance

Anhand der vorgestellten möglichen theoretischen Begründungen der einzelnen Effekte ist ein Bezug zur Behavioral Finance nur schwierig möglich. Die angeführten Gründe liegen einerseits auf Marktebene und andererseits aber auch auf Ebene der Anleger. Für den Januar-Effekt beispielsweise hat sich die Tax-Loss-Selling-Hypothese herausgebildet. Diese erscheint vor dem Hintergrund eines rationalen Investors als plausibel, da es aus steuerlichen Gründen sinnvoll ist, gewisse Verluste von Wertpapieren zu realisieren und steuerlich geltend zu machen. Allerdings realisieren Investoren Verluste häufig zu spät, sodass diese Hypothese für alle Anleger nur schwierig haltbar ist.¹⁹¹ Wird die psychologische Seite der Begründungen anderer Effekte, wie z. B. der „optimism-cycle“ beim Halloween-Effekt, betrachtet, so scheint diese Begründung nicht einem rationalen Investor zu entsprechen. Dadurch ist hier der Bezug zur Behavioral Finance gegeben. In weiterführenden Untersuchungen müsste dann der Einfluss der individuellen Stim-

¹⁸⁹ Vgl. Schira, 2005, S. 405-406 u. 558.

¹⁹⁰ Vgl. u. a. Weiß, 2013, S. 134. Weitere Angaben können von der hier getätigten abweichen.

¹⁹¹ Die abnehmende Sensitivität bei Verlusten ist u. a. in der Wertfunktion der Prospect Theorie abgetragen, vgl. Kapitel 3.2.

mung auf das Anlageverhalten gemessen werden. Weitere historische Erklärungsversuche wie beim Montags-Effekt die verzögerte Veröffentlichung von Informationen oder beim Monatswechsel-Effekt eine mögliche Standardisierung der Zahlungsströme wären vergleichbar mit einer Änderung der Informationslage bzw. der Rahmenbedingungen.

Somit wäre hier eine mögliche weiterführende Begründung ein rationales Herdenverhalten, ausgelöst durch eine entsprechende Änderung, welche Einfluss auf bestimmte Wertpapiere hat. Dabei handelt es sich allerdings nur um ein Herdenverhalten, wenn sich viele Investoren gleichgerichtet verhalten. Trifft die Annahme einer Informationsänderung nicht zu, so kann es sich in dem Zusammenhang auch um ein irrationales Herdenverhalten handeln. Dabei ist jedoch ein möglicher Meinungsführer nur schwierig ausfindig zu machen. Dieser könnte beispielsweise ein Großinvestor oder eine Bank sein, welche infolge von einer gewissen Änderung Positionen kaufen oder verkaufen. Dass allerdings immer ein Meinungsführer für den Montags- bzw. Monatswechsel-Effekt gefunden werden kann, bleibt fraglich.

Ein weiterer Bezug kann hergestellt werden über die in Kapitel 3.3 vorgestellten Heuristiken. Hierbei sind vor allem die Verfügbarkeitsheuristiken zu nennen.

Mögliche Erinnerungen, welche auf die Urteilsfindung der Investoren einwirken, könnten Kalendereffekte hervorrufen, sofern die Investoren in der Vergangenheit positive Renditen erzielen konnten. Dann wäre eine Heuristik als Erklärung denkbar und neue Informationen wie fundamentale Daten, würden im Rahmen der Komplexitätsreduzierung nicht berücksichtigt werden.

Je nach Stärke der Informationseffizienz des jeweiligen Marktes sind Kalendereffekte und somit auch Verhaltensanomalien gemäß der Behavioral Finance zurückzuführen auf die drei Bereiche Informationswahrnehmung, Informationsverarbeitung sowie das Entscheidungsverhalten. Diese sind je nach Anleger unterschiedlich ausgeprägt, sodass sich keine allgemein gültige Aussage für die Erklärung von Kalenderanomalien anführen lässt.

Stattdessen müssten die Gründe in weiterführenden Untersuchungen beispielsweise mittels Befragung oder auch der Verwendung von bestimmten Indikatoren, welche Anlegerstimmungen abbilden, aufgegriffen und erläutert werden.

5.8 Kritische Würdigung der Ergebnisse

Die Berechnung der vorliegenden Arbeit erfolgte über einen Zeitraum von 16 Jahren. Somit lässt sich lediglich eine Aussage über das aktuelle Jahrtausend fällen. Eine Aussage über die Entwicklung einzelner saisonaler Effekte, beispielsweise seit Indexauflegung, ist lediglich in Zusammenhang mit weiteren Studien möglich. Innerhalb des Untersuchungszeitraums wurden zudem wirtschaftliche und politische Ereignisse nicht berücksichtigt oder isoliert betrachtet. Diese können, wie in der Interpretation angeführt, die Effekte in positiver oder negativer Weise beeinflussen. Beispielhaft zu nennen sind hier das Platzen der Dotcom-Blase im Jahr 2000 oder die Finanzkrise ab dem Jahr 2007. Eine mögliche positive Beeinflussung könnte sich durch die regelmäßige Veröffentlichung von Wirtschaftsdaten u. a. in dem Monatswechsel-Effekt niederschlagen. Auch dies ist nicht im Zusammenhang betrachtet worden. Die hier vorgestellten und untersuchten Effekte können sich möglicherweise gegenseitig beeinflussen bzw. besitzen eine Korrelation zueinander. Wie der Literatur zu entnehmen ist¹⁹², verändern sich die errechneten Signifikanzwerte bei der Isolation einzelner Monate. Dies ist beispielsweise für den Halloween-Effekt und der Isolation des Monats Januar der Fall. Hier konnte festgestellt werden, dass der Monat Januar die Interpretation insgesamt verfälscht. Auch ist ein Einfluss auf den Monatswechsel-Effekt denkbar.

Die verwendete Berechnungsmethodik der linearen Regression und der Einsatz von Dummy-Variablen eignen sich gut für die Betrachtung von Saisoneffekten. Allerdings handelt es sich bei dem vorliegenden Modell lediglich um ein Ein-Faktoren-Modell, welches nur eine Dummy-Variable berücksichtigt und keine weiteren Einflussgrößen in die Berechnung mit aufnimmt. Eine Erweiterung haben u. a. Wessels und Röder bei der Berechnung des Halloween-Effektes vorgenommen. In der Studie erfolgte zudem auch eine Korrektur der Standardfehler nach der Methode von Newey-West. Dadurch wird einer möglichen Autokorrelation oder Heteroskedastizität Rechnung getragen.¹⁹³ Dieses oder vergleichbare Verfahren wurden aufgrund des Untersuchungsumfangs nicht angewendet. Allerdings zeigen die Teststatistiken für die Überprüfung möglicher Probleme auf, dass in nahezu allen Fällen keine Autokorrelation oder Heteroskedastizität vorliegt.

¹⁹² Vgl. 4.2.2 Halloween-Effekt.

¹⁹³ Vgl. Wessels/Röder, 2014, S. 348.

Zudem ist die Berechnung von Fünf-Jahreszeiträumen gerade bei Effekten mit Tagesrenditen als Grundlage nicht unproblematisch, da es hier zu Verzerrungen bzw. zu einer Glättung von Ausreißern kommen kann. Auf eine differenzierte Betrachtung der einzelnen Effekte auf Jahresbasis oder aber auch auf eine Gesamtbetrachtung der Signifikanz wie in vergleichbaren Studien wurde in der vorliegenden Arbeit verzichtet. Die Gesamtbetrachtung ist grundsätzlich eine weitere Berechnungsmethodik (im Vergleich zur rollierenden Regression), welche in vergangenen Studien angewandt worden ist, jedoch keinen Aufschluss über die zeitliche Entwicklung gibt. Somit eignet sich eine Gesamtbetrachtung nicht zur Beantwortung der vorliegenden Fragestellung.

Sowohl die Beschreibung der durchschnittlichen Renditen der einzelnen Effekte wie auch die daraus getroffene Schlussfolgerung über einen möglichen Size-Effekt wurden nicht auf Signifikanz überprüft bzw. nicht im Zusammenhang mit Signifikanzwerten interpretiert. Somit kann für diese Ergebnisse nicht ausgeschlossen werden, dass sie zufällig entstanden sind und dadurch sowohl die Durchschnittsbildung als auch die Interpretation möglicherweise beeinflusst wurde. Wie im vorangegangenen Kapitel bereits erwähnt, wurde der Einfluss von psychologischen Faktoren der Behavioral Finance nicht in die Berechnung mit einbezogen. Dieser Einfluss kann in weiteren Untersuchungen u. a. mit einem Fragebogen über das individuelle Anlegerverhalten gemessen werden.

Insgesamt besitzen die Ergebnisse, trotz möglicher Probleme in der Berechnung, eine hohe Aussagekraft. Dies bestätigen auch die Teststatistiken zur Überprüfung der Modellannahmen, welche mehrheitlich zeigen, dass die Werte nicht durch Autokorrelation, Heteroskedastizität oder eine andere Verteilungsform verzerrt worden sind. Insbesondere hervorzuheben ist, dass sich die Ergebnisse für den Anfang des Untersuchungszeitraumes mit vergleichbaren Untersuchungen decken, wenn auch an der Stelle auf unterschiedliche Studien zurückgegriffen werden muss. Allerdings soll diesbezüglich nochmal erwähnt werden, dass im Vergleich zu anderen Studien die Datengrundlage für die Berechnungen die Kursindizes von DAX, MDAX und SDAX waren und somit eine direkte Vergleichbarkeit zu der Verwendung von Performanceindizes in anderen Arbeiten nicht gegeben ist.

6 Zusammenfassung und Ausblick

Die zentrale Fragestellung der Arbeit, welche mit der empirischen Analyse beantwortet werden sollte, lautet einen Aufschluss über die zeitliche Persistenz ausgewählter Kalendereffekte zu geben. In dem Zusammenhang wurde der Januar-Effekt, der Halloween-Effekt, der Montags-Effekt sowie der Monatswechsel-Effekt in den Jahren 2000 bis 2015 anhand einer rollierenden Regression analysiert. Zusammenfassend kann für alle Effekte gesagt werden, dass kein Effekt innerhalb des Untersuchungszeitraums eine empirische Evidenz besitzt, da nur einzelne Perioden innerhalb der festgelegten Signifikanzbereiche liegen.

Für die einzelnen Effekte konnten unten aufgeführte Schlussfolgerungen getroffen werden.

Für alle drei Indizes war für den Untersuchungszeitraum kein Januar-Effekt erkennbar. Ab dem Jahr 2005 wurden für die Indizes sogar negative Beta-Faktoren errechnet, was zunächst eine mögliche Umkehr des Januar-Effektes vermuten ließe. Hierbei liegen alle Werte in einem nicht signifikanten Bereich, sodass der Schluss getroffen wurde, dass die negativen Renditen im Januar in diesen Zeiträumen eher zufällig entstanden sind. Lediglich für den SDAX konnten ab 2010 signifikant positive Renditen nachgewiesen werden. Die absoluten Renditen waren in einer Durchschnittsbetrachtung lediglich für den MDAX und SDAX positiv, sodass eine strikte Verfolgung dieser Strategie im Mittel bei einer DAX-Investition mit einer negativen Rendite einhergegangen wäre.

Eine mögliche Umkehr in einen Dezember-Effekt, wie er in der Literatur teilweise diskutiert wird, konnte für den vorliegenden Untersuchungszeitraum falsifiziert werden.

Ein ähnliches Bild zeigte die Untersuchung des Halloween-Effektes. Mit großem Abstand zu den anderen Indizes trat lediglich der SDAX in mehreren Perioden als signifikant hervor. Allerdings zeigte sich wie auch beim Januar-Effekt kein eindeutiger Trend für den deutschen Aktienmarkt. Für die Fünf-Jahresperioden nach 2010 lassen sich somit nur Vermutungen anstellen. Die Betrachtung der absoluten Renditen der vergangenen Jahre zeigt jedoch, dass es für Investoren möglich ist, über die Wintermonate eine positive Rendite von durchschnittlich rund 1,5 % zu erzielen.

Der Montags-Effekt wurde im Gegensatz zur ursprünglichen Definition mit positiven Überrenditen für den DAX im Zeitraum von 2002 bis 2007 errechnet. Erst ab

dem Jahr 2011 (Berechnungszeitraum 2011-2014) konnte ein signifikant negativer Montags-Effekt für den DAX und MDAX nachgewiesen werden. Die Renditen des SDAX waren in diesem Zeitraum nicht statistisch signifikant. Insgesamt zeigt sich auch hier kein eindeutiger Trend zur Beantwortung der zeitlichen Entwicklung. Allerdings lässt sich sagen, dass der Montags-Effekt, welcher bis Anfang der neunziger Jahre hoch signifikant war, in dem Maße nicht mehr existent ist.¹⁹⁴

Die Berechnung möglicher anderer Wochentags-Effekte zeigte neben einem positivem Freitags-Effekt bis zum Jahr 2003 außerdem noch einen negativen Diens-tags-Effekt, ebenfalls bis zum Jahr 2003. Hierbei erreichen allerdings nur der MDAX und der SDAX signifikante Werte. Somit lassen sich ebenso keine eindeutigen Trends beschreiben und lediglich die Abwesenheit der Effekte in der aktuellen Börsenzeit bestätigen.

Hinsichtlich eines Monatswechsel-Effektes tritt einzig der Zeitraum von 2003 bis 2007 als signifikant hervor. Im Anschluss an diesen Zeitraum nimmt die Signifikanz ab und die t-Werte werden ab 2004 für den DAX leicht negativ. Bei der Verkleinerung des Zeitraums im neuen Monat fällt auf, dass die Signifikanz mit kleiner werdendem Zeitraum jeweils zunimmt. Dies hat zur Folge, dass die abgetragenen t-Werte parallel nach oben verschoben werden und der SDAX bei einem Zeitraum von drei Tagen im neuen Monat über den gesamten Untersuchungszeitraum signifikante Werte aufweist. Noch deutlicher wird dieser Effekt bei einem Zeitraum von zwei Tagen bzw. einem Tag im neuen Monat.

Hinsichtlich des Size-Effektes lässt sich zusammenfassend sagen, dass dieser vor dem Hintergrund der Renditerechnung nicht falsifiziert werden konnte. Im Schnitt lagen die Renditen für alle Berechnungen bzw. für alle Effekte für den SDAX höher als für die anderen beiden Indizes. Dies bestätigt auch die Hypothese, dass die Renditeabstände zwischen mittleren und kleinen Aktiengesellschaften größer sind als zwischen großen und mittleren Aktiengesellschaften.¹⁹⁵ In weiterführenden Untersuchungen könnte der Size-Effekt durch eine Portfoliobildung auf Einzel-titelebene in Kombination mit einer Signifikanzanalyse näher beleuchtet werden. Über alle Effekte hinweg wird der Schluss getroffen, dass innerhalb des Untersuchungszeitraums nur wenige signifikante Zeiträume errechnet wurden und die Ka-

¹⁹⁴ Vgl. Salm/Siemkes, 2009, S. 417.

¹⁹⁵ Vgl. 4.3 Size-Effekt.

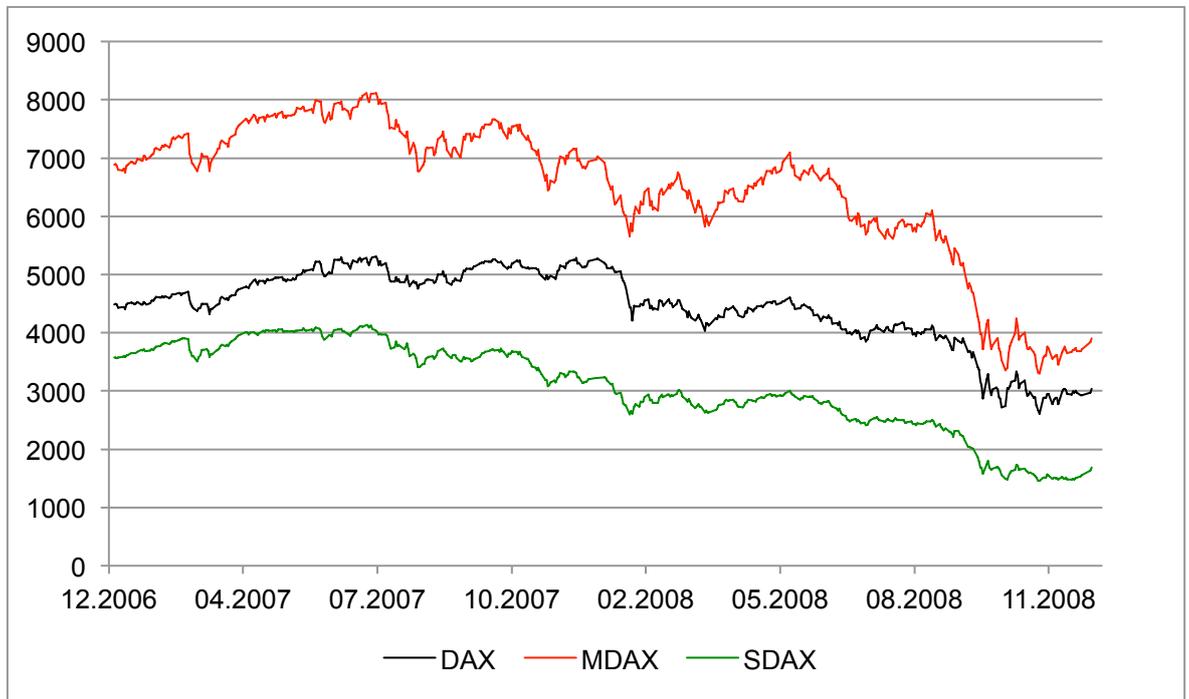
lendereffekte somit nicht mehr persistent am deutschen Aktienmarkt zu beobachten sind. Allerdings lässt sich anhand der Daten auch erkennen, dass ab dem Jahr 2010 für alle Indizes die Signifikanzwerte zunehmen. Deshalb bleibt es fraglich, wie sich die Effekte trotz zahlreicher Veröffentlichungen zukünftig weiterentwickeln. Die in dieser Arbeit vorgestellten Studien haben bereits die Abwesenheit der einzelnen Effekte in vergleichbaren Zeiträumen dargelegt und beschrieben.

Kalenderanomalien eignen sich, gerade durch den Einsatz von Saison-Zertifikaten, auch für Privatanleger, um höhere Renditen zu erzielen. Wie die Ergebnisse gezeigt haben, kann jedoch nicht für alle Börsenjahre von einem Erfolg der Effekte gesprochen werden. Für eine eigenständige Anlagestrategie sollten Anleger auch die vorgestellte Standardabweichung der Indizes berücksichtigen, welche für den SDAX insgesamt am niedrigsten ausfällt.

Zukünftig ist zu erwarten, dass die Behavioral Finance als eigenständiges Forschungsgebiet der Behavioral Economics weiter an Bekanntheit gewinnen wird, da durch die Theorien zahlreiche Börseneffekte und das Verhalten von Anlegern erklärt werden können. Interessant in dem Zusammenhang ist auch der Widerspruch zur klassischen Kapitalmarkttheorie. Sowohl für diese als auch für die Behavioral Finance Theorien konnten in neuerer Zeit keine abschließenden Beweise dargelegt werden, da je nach Berechnungsmethode und Datengrundlage eine der Theorien falsifiziert werden konnte.

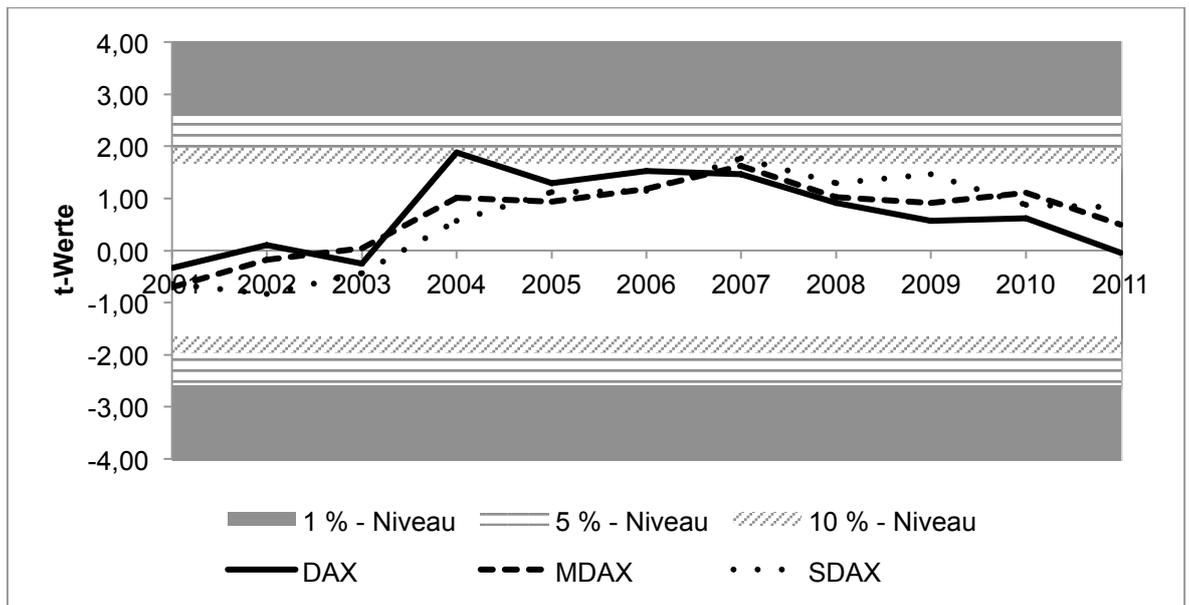
Anhang

Anhang 1: Indexentwicklung von 2007 bis Ende 2008

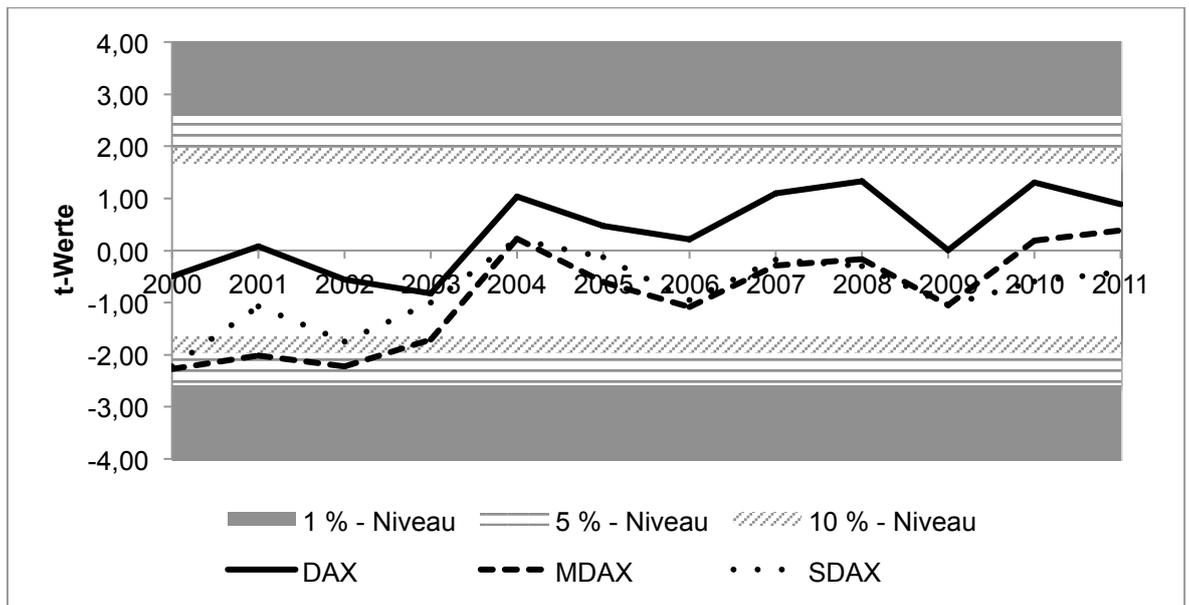


Quelle: Eigene Darstellung.

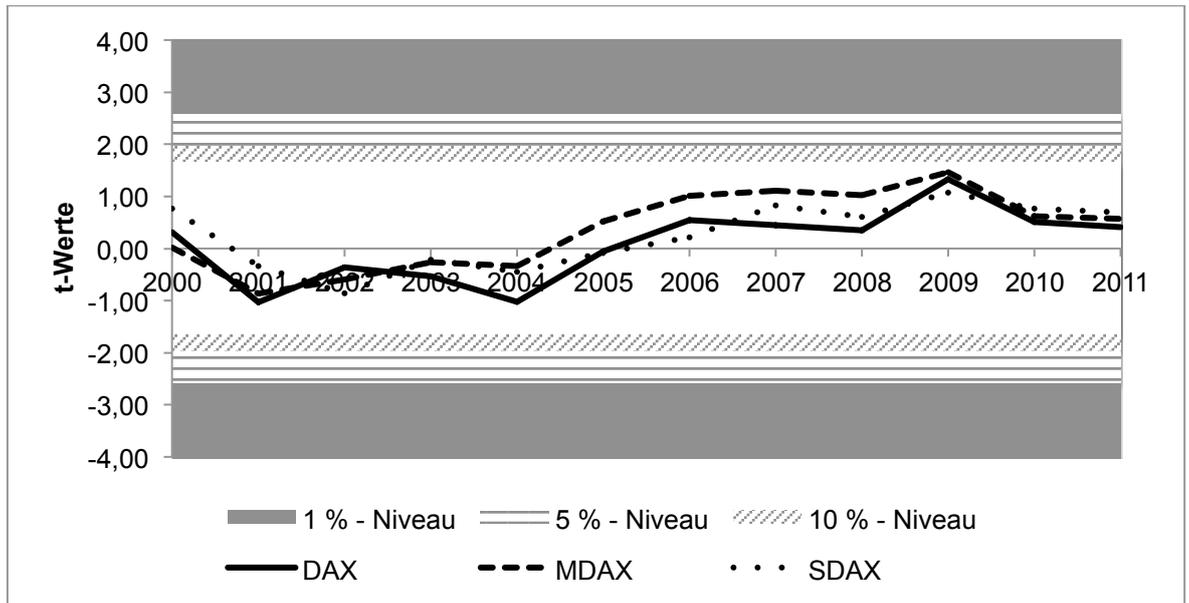
Anhang 2: t-Werte Dezember-Effekt



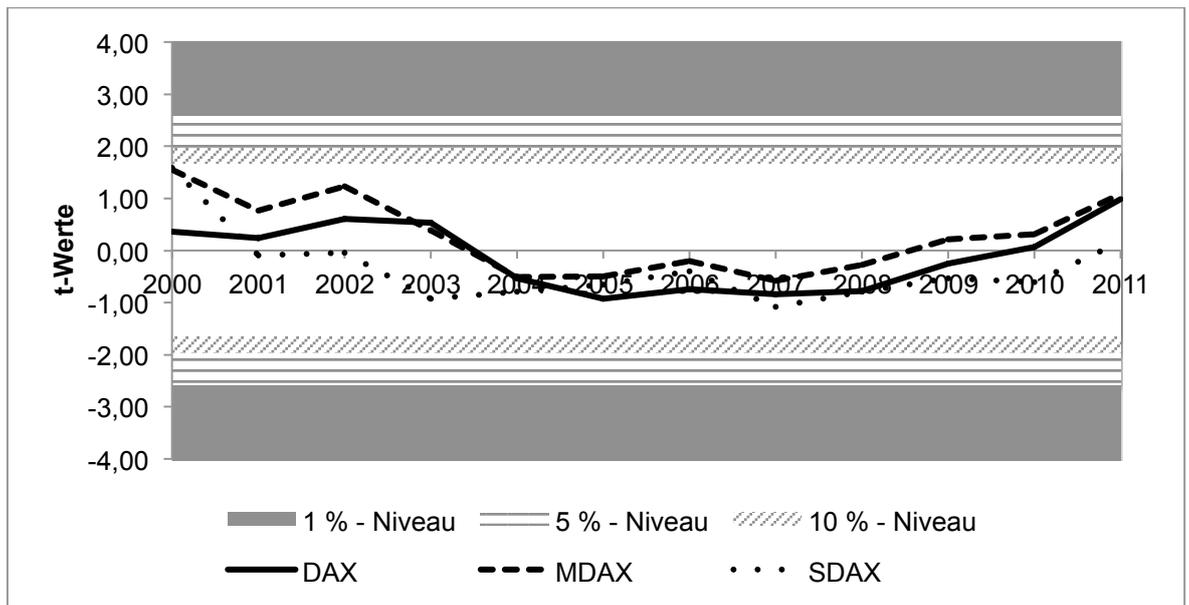
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 3: t-Werte Dienstags-Effekt

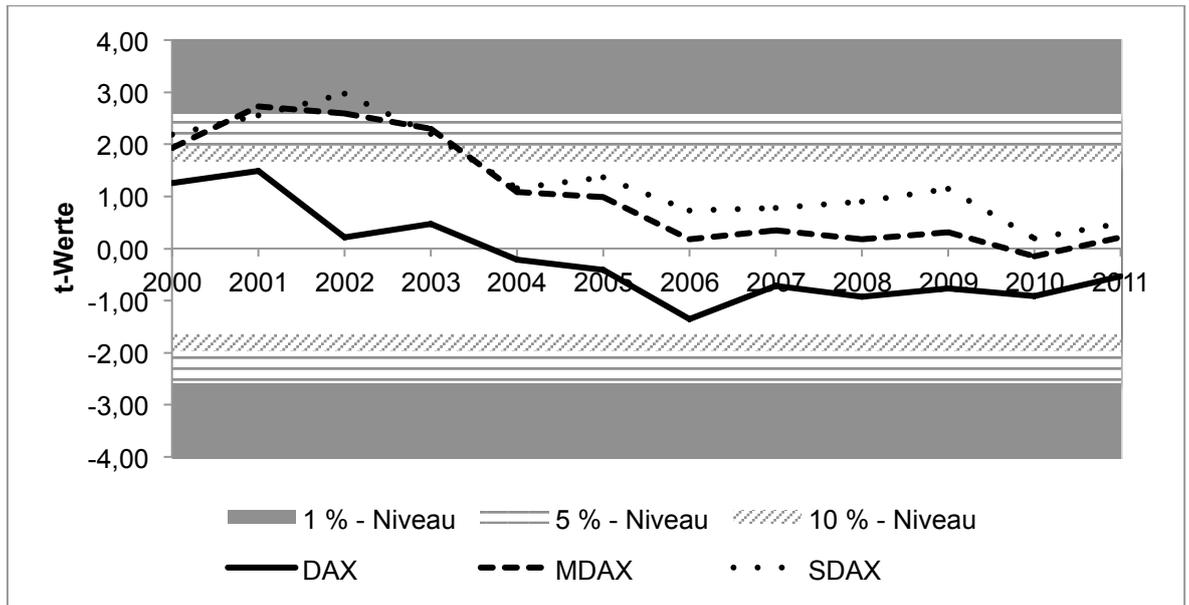
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 4: t-Werte Mittwochs-Effekt

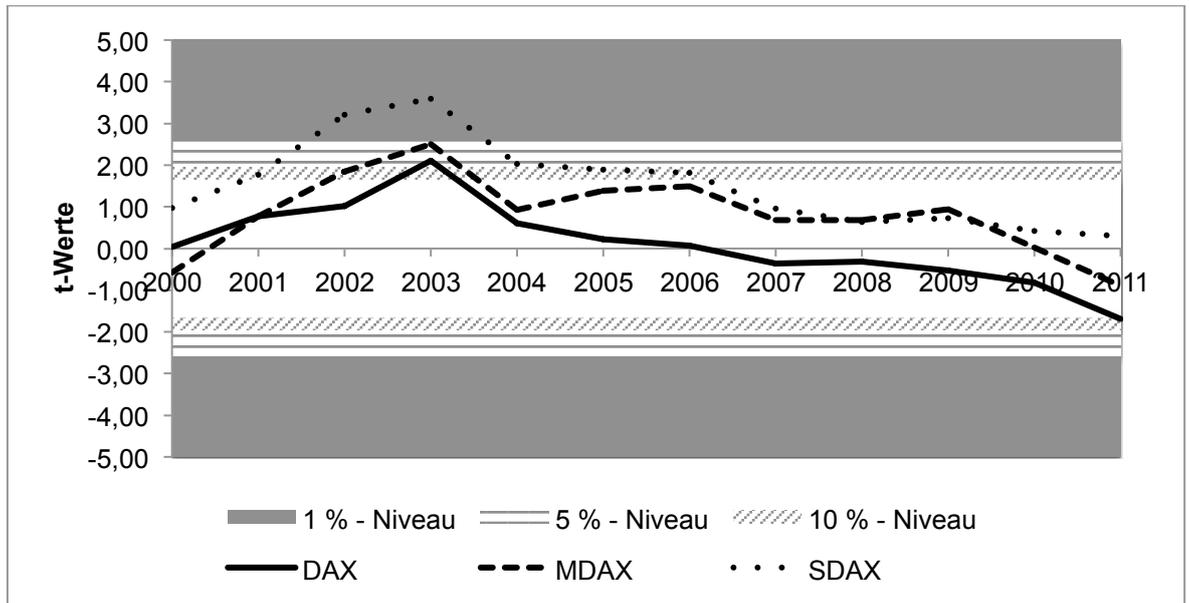
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 5: t-Werte Donnerstags-Effekt

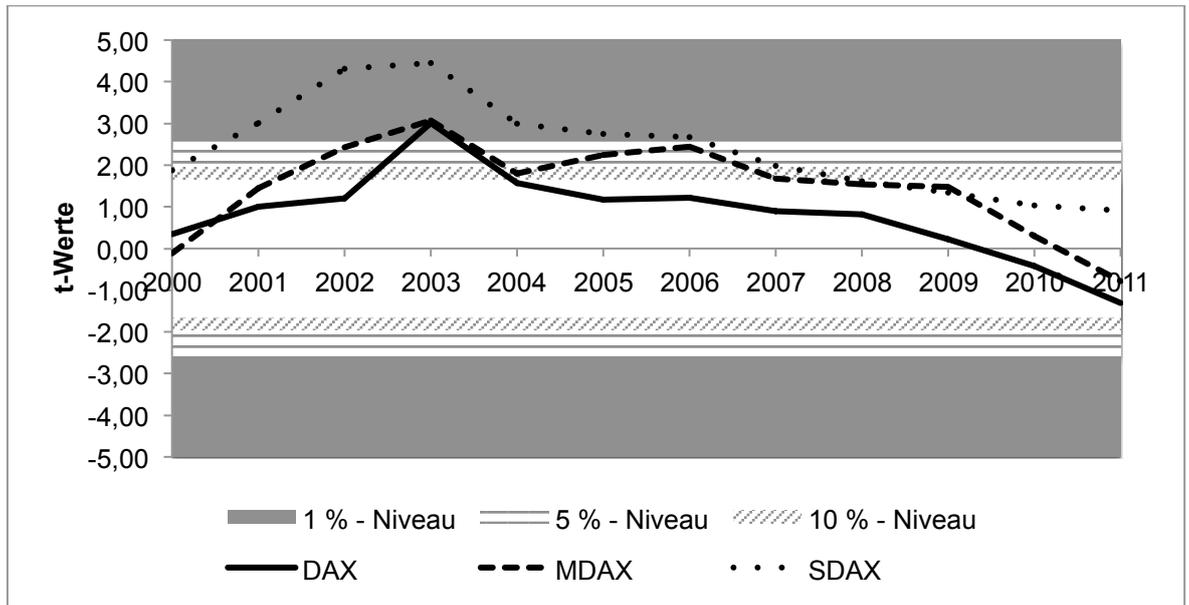
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 6: t-Werte Freitags-Effekt

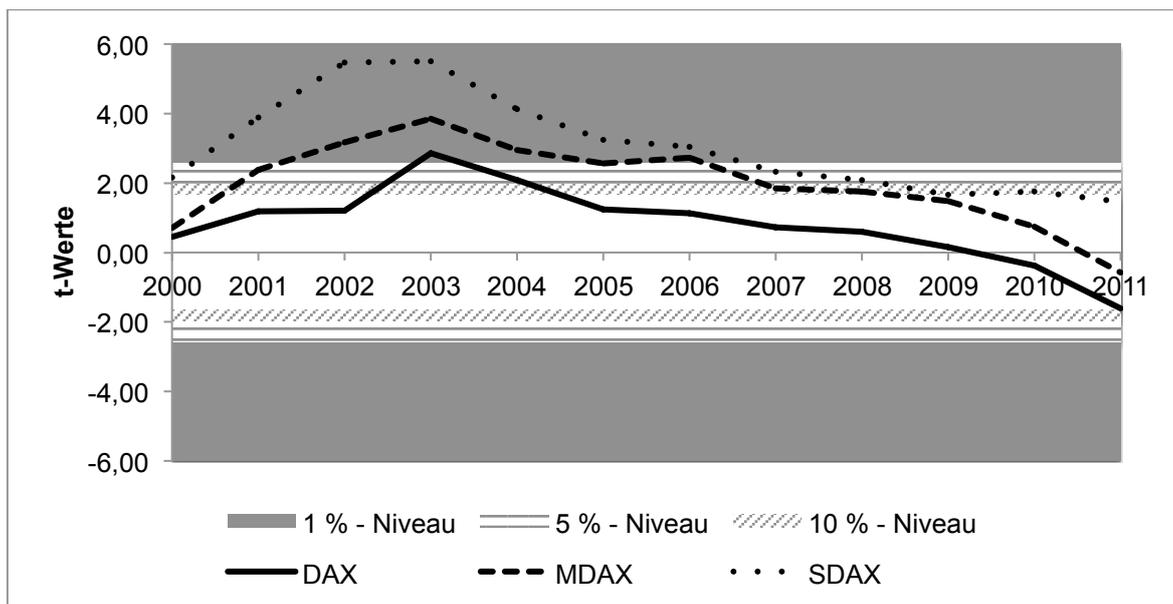
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 7: t-Werte Monatswechsel-Effekt 4 Tage

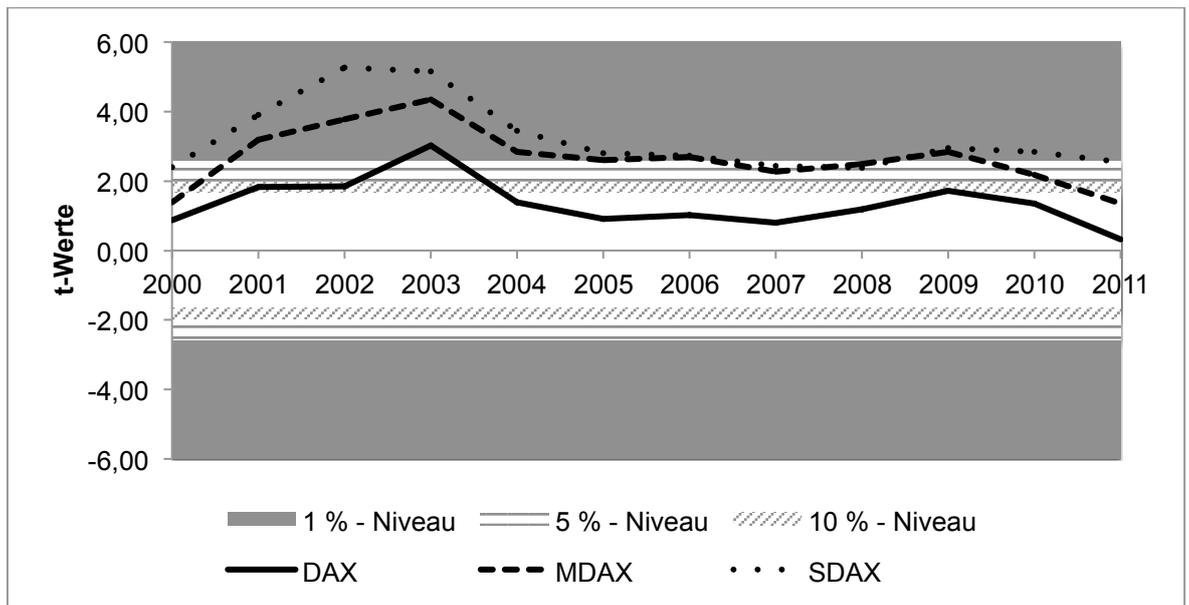
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 8: t-Werte Monatswechsel-Effekt 3 Tage

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 9: t-Werte Monatswechsel-Effekt 2 Tage

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 10: t-Werte Monatswechsel-Effekt 1 Tag

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 11: Beta-Faktoren Januar-Effekt

	DAX	MDAX	SDAX
2000	2,49%	3,41%	4,59%
2001	-0,04%	3,31%	3,75%
2002	-0,36%	3,10%	3,90%
2003	-0,87%	2,63%	4,22%
2004	-1,77%	2,09%	3,51%
2005	-4,79%	-1,37%	-0,35%
2006	-5,93%	-2,42%	-1,25%
2007	-5,82%	-3,68%	-2,39%
2008	-4,58%	-2,62%	-2,48%
2009	-1,93%	-0,37%	0,88%
2010	0,10%	1,71%	3,85%
2011	3,39%	3,93%	4,74%
Q1	-4,64%	-1,63%	-0,57%
Minimum	-5,93%	-3,68%	-2,48%
Median	-1,32%	1,90%	3,63%
Mittelwert	-1,68%	0,81%	1,91%
Maximum	3,39%	3,93%	4,74%
Q3	-0,01%	3,15%	3,98%

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 12: Beta-Faktoren Halloween-Effekt

	DAX	MDAX	SDAX
2000	2,02%	1,14%	2,37%
2001	2,40%	1,95%	2,81%
2002	1,57%	2,09%	2,86%
2003	-0,45%	0,36%	1,05%
2004	0,93%	2,71%	3,33%
2005	0,79%	2,58%	2,50%
2006	0,89%	2,54%	2,01%
2007	1,46%	2,94%	1,97%
2008	2,25%	3,67%	3,14%
2009	1,09%	1,34%	1,11%
2010	1,87%	2,00%	2,42%
Q1	0,91%	1,64%	1,99%
Minimum	-0,45%	0,36%	1,05%
Median	1,46%	2,09%	2,42%
Mittelwert	1,35%	2,12%	2,32%
Maximum	2,40%	3,67%	3,33%
Q3	1,95%	2,65%	2,84%

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 13: Beta-Faktoren Montags-Effekt

	DAX	MDAX	SDAX
2000	-0,19%	-0,08%	-0,12%
2001	-0,10%	-0,04%	-0,05%
2002	0,01%	-0,07%	-0,02%
2003	0,03%	-0,05%	0,00%
2004	0,07%	-0,05%	-0,01%
2005	0,10%	-0,05%	-0,04%
2006	0,15%	0,01%	0,04%
2007	0,00%	-0,08%	-0,03%
2008	0,00%	-0,10%	-0,04%
2009	-0,03%	-0,10%	-0,05%
2010	-0,09%	-0,09%	0,02%
2011	-0,17%	-0,19%	-0,07%
Q1	-0,09%	-0,09%	-0,05%
Minimum	-0,19%	-0,19%	-0,12%
Median	0,00%	-0,07%	-0,04%
Mittelwert	-0,02%	-0,07%	-0,03%
Maximum	0,15%	0,01%	0,04%
Q3	0,04%	-0,05%	-0,01%

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 14: Beta-Faktoren Monatswechsel-Effekt

	DAX	MDAX	SDAX
2000	-0,02%	-0,02%	0,04%
2001	0,08%	0,06%	0,09%
2002	0,08%	0,10%	0,14%
2003	0,13%	0,13%	0,19%
2004	0,01%	0,03%	0,11%
2005	0,00%	0,08%	0,11%
2006	-0,03%	0,08%	0,08%
2007	-0,05%	0,03%	0,05%
2008	-0,06%	0,03%	0,00%
2009	-0,05%	0,07%	0,03%
2010	-0,10%	-0,01%	0,02%
2011	-0,13%	-0,05%	0,03%
Q1	-0,06%	0,02%	0,03%
Minimum	-0,13%	-0,05%	0,00%
Median	-0,02%	0,05%	0,07%
Mittelwert	-0,01%	0,04%	0,07%
Maximum	0,13%	0,13%	0,19%
Q3	0,03%	0,08%	0,11%

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 15: Relative Standardabweichung der Indizes

	DAX	MDAX	SDAX
Januar	2,69171	2,41152	2,26558
Februar	1,92628	1,76632	1,65723
März	2,38965	1,87181	1,84383
April	1,95159	1,84778	1,61222
Mai	1,95196	1,94025	1,59622
Juni	2,00618	1,94292	1,81459
Juli	2,55608	2,30225	1,97083
August	2,43195	2,07811	1,83355
September	2,80184	2,42008	2,25952
Oktober	3,00135	2,83701	2,22461
November	2,23751	2,06398	1,73760
Dezember	1,83788	1,55054	1,52680

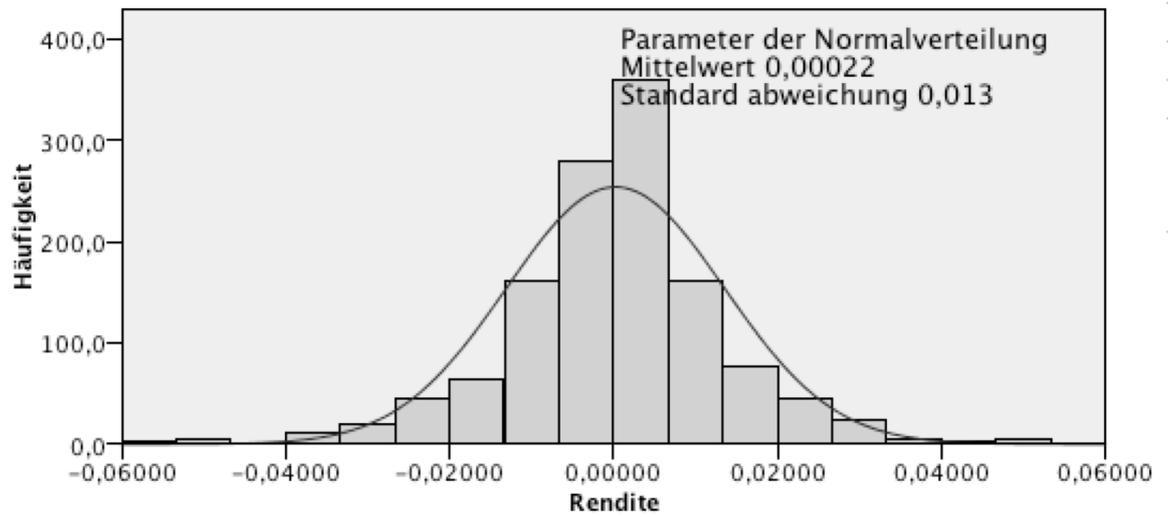
Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 16: Ratinganzahl für die einzelnen Indizes

Ratingklasse	DAX	MDAX	SDAX
AAA	0	1	0
AA+	0	1	1
AA	1	0	1
AA-	0	2	0
A+	1	0	3
A	1	4	4
A-	0	3	2
BBB+	6	5	6
BBB	5	12	4
BBB-	4	10	6
BB+	3	4	8
BB	2	3	4
BB-	1	1	2
B+	1	3	2
B	2	0	1
B-	1	0	0
CCC+	1	0	0
CCC	0	0	0
CCC-	0	0	0
Summe	29	49	44

Median
 25 % - / 75 % - Quartil
 Quelle: Eigene Darstellung.¹⁹⁶

¹⁹⁶ Die Ratings wurden am 31.03.2016 aus Thomson Reuters abgerufen.

Anhang 17: Histogramm für die Tagesrenditen des DAX

Quelle: Eigene Berechnung.

Anhang 18: Teststatistiken DAX

	Januar			Halloween			Monatswechsel			Montag		
	Durbin	Levene	KS	Durbin	Levene	KS	Durbin	Levene	KS	Durbin	Levene	KS
2000	1,954	0,408	0,200	2,049	0,244	0,200	2,086	0,084	0,000	2,086	0,049	0,000
2001	1,920	0,171	0,186	1,953	0,146	0,083	2,072	0,099	0,000	2,068	0,013	0,000
2002	2,030	0,362	0,010	2,034	0,216	0,005	2,114	0,212	0,000	2,111	0,039	0,000
2003	2,004	0,726	0,200	1,960	0,751	0,031	2,101	0,168	0,000	2,085	0,203	0,000
2004	1,507	0,066	0,007	1,434	0,536	0,009	2,100	0,777	0,000	2,096	0,527	0,000
2005	1,535	0,025	0,008	1,580	0,471	0,018	2,078	0,699	0,000	2,078	0,220	0,000
2006	1,537	0,063	0,012	1,610	0,495	0,040	2,069	0,711	0,000	2,066	0,449	0,000
2007	1,643	0,346	0,200	1,715	0,939	0,200	1,983	0,525	0,000	1,982	0,143	0,000
2008	1,569	0,117	0,200	1,625	0,249	0,041	1,973	0,157	0,000	1,972	0,063	0,000
2009	1,751	0,286	0,184	1,971	0,030	0,200	1,889	0,006	0,000	1,893	0,453	0,000
2010	1,851	0,666	0,200	1,883	0,105	0,200	1,873	0,021	0,000	1,868	0,678	0,000
2011	1,899	0,975	0,200	-	-	-	1,906	0,104	0,000	1,902	0,599	0,000

Durbin: Durbin-Watson-Test

Levene: Levene-Test

KS: Kolmogorov-Smirnov-Test

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 19: Teststatistiken MDAX

	Januar		Halloween		Monatswechsel		Montag	
	Durbin	Levene	Durbin	Levene	Durbin	Levene	Durbin	Levene
2000	1,812	0,326	1,865	0,092	1,773	0,669	1,774	0,000
2001	1,739	0,356	1,758	0,009	1,749	0,558	1,746	0,000
2002	1,684	0,484	1,734	0,028	1,834	0,654	1,828	0,000
2003	1,792	0,521	1,929	0,781	1,939	0,347	1,934	0,092
2004	1,497	0,438	1,424	0,814	1,973	0,384	1,971	0,023
2005	1,545	0,197	1,509	0,536	1,959	0,691	1,958	0,014
2006	1,540	0,370	1,591	0,552	1,948	0,773	1,947	0,128
2007	1,596	0,830	1,647	0,337	1,902	0,597	1,902	0,033
2008	1,577	0,502	1,552	0,068	1,890	0,167	1,889	0,013
2009	1,767	0,483	1,886	0,022	1,848	0,031	1,849	0,393
2010	1,835	0,444	1,844	0,150	1,815	0,077	1,813	0,963
2011	1,802	0,290	-	-	1,827	0,221	1,826	0,260

Durbin: Durbin-Watson-Test

Levene: Levene-Test

KS: Kolmogorov-Smirnov-Test

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 20: Teststatistiken SDAX

	Januar		Halloween		Monatswechsel		Montag	
	Durbin	Levene	Durbin	Levene	Durbin	Levene	Durbin	Levene
2000	1,603	0,966	1,682	0,050	1,628	0,614	1,632	0,001
2001	1,496	0,696	1,514	0,013	1,588	0,964	1,582	0,000
2002	1,382	0,851	1,459	0,167	1,685	0,202	1,680	0,000
2003	1,429	0,722	1,469	0,704	1,762	0,360	1,760	0,003
2004	1,273	0,279	1,326	0,957	1,741	0,204	1,734	0,001
2005	1,240	0,066	1,251	0,575	1,733	0,594	1,730	0,000
2006	1,241	0,137	1,314	0,616	1,753	0,790	1,751	0,001
2007	1,369	0,430	1,428	0,492	1,707	0,336	1,705	0,000
2008	1,307	0,336	1,355	0,165	1,692	0,183	1,691	0,000
2009	1,454	0,262	1,700	0,093	1,688	0,023	1,695	0,011
2010	1,818	0,780	1,790	0,253	1,701	0,086	1,698	0,092
2011	1,784	0,825	-	-	1,732	0,245	1,733	0,031

Durbin: Durbin-Watson-Test

Levene: Levene-Test

KS: Kolmogorov-Smirnov-Test

Quelle: Eigene Darstellung.

Anhang 21: Datenträger mit Berechnungsdateien

Nachfolgender Datenträger ist pro Index wie folgt organisiert:

- Dezember-Effekt
- **Halloween-Effekt**
 - 1 Regression
 - 2 Durbin-Watson-Test
 - 3 Levene-Test_KS-Test
- **Januar-Effekt**
 - [...]
- Monatswechsel-Effekte
 - 1 Tag
 - 2 Tage
 - 3 Tage
 - 4 Tage
 - **5 Tage**
 - [...]
- Wochentags-Effekte
 - **1 Montag**
 - [...]
 - 2 Dienstag
 - 3 Mittwoch
 - 4 Donnerstag
 - 5 Freitag

Die fett markierten Effekte enthalten jeweils die Ordnerstruktur des Halloween-Effektes. Die Berechnungsdateien der übrigen Effekte wurden ebenfalls in einem Ordner „1 Regression“ abgelegt. In den jeweiligen Ordnern enthalten sind die exportierten Auswertungen aus SPSS Statistics.

Zudem wurde im Hauptverzeichnis eine Übersichtsdatei mit dem Namen „Auswertung.xlsx“ für alle Indizes erstellt.

Literaturverzeichnis

- Abraham, Abraham
Ikenberry, David L. (1994), The Individual Investor and the Weekend Effect, in: The Journal of Financial and Quantitative Analysis Vol. 29, No. 2, S. 263-277, <http://www.jstor.org/stable/2331225>, Zugriff: 20.03.2016.
- Ariel, Robert A. (1987), A monthly effect in stock returns, in: Journal of Financial Economics, Volume 18, Issue 1, S. 161-174, [dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(87\)90066-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(87)90066-3), Zugriff: 18.03.2016.
- Ariel, Robert A. (1990), High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes, in: The Journal of Finance, Vol. 45, No. 5, S. 1611-1626, <http://www.jstor.org/stable/2328753>, Zugriff: 21.03.2016.
- Backhaus, Klaus
et al. (2015), Multivariate Analysemethoden, 14. Auflage, Berlin 2015.
- Banz, Rolf W. (1981), The relationship between returns and market value of common stocks, in: Journal of Financial Economics, Volume 9, Issue 1, S. 3-18, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(81\)90018-0](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(81)90018-0), Zugriff: 19.03.2016.
- Beck, Hanno (2014), Behavioural Economics: Eine Einführung, Wiesbaden 2014.
- Belsch, Sergej (2014), Der Januar-Effekt am deutschen Aktienmarkt. Eine empirische Untersuchung, München, GRIN Verlag, <http://www.grin.com/de/e-book/295337/der-januar-effekt-am-deutschen-aktienmarkt-eine-empirische-untersuchung>, Zugriff: 19.03.2016.
- Bentzen, Eric
Hansson, Björn (2005), Systematic variations in January, https://www.researchgate.net/publication/252085178_Systematic_variations_in_January, Zugriff: 17.03.2016.
- Borowski, Krzysztof (2015), Analysis of Sell-in-May-and-Go_away Strategy on the Markets of 122 Equity Indices and 39 Commodities, in: International Journal of Economics and Finance, Vol. 7, No. 12, S. 119-129, <http://www.ccsenet.org/journal/index.php/ijef/article/view/55162/29435>, Zugriff: 19.03.2016.

- Bosch, Florian (2006), Behavioural Finance, Saarbrücken 2006.
- Bouman, Sven
Jacobsen, Ben (2002), The Halloween Indicator, „Sell in May and Go Away“: Another Puzzle, in: The American Economic Review, Vol. 92, No. 5, S. 1618-1635, <http://www.emergingmarketsillustrated.com/wp-content/uploads/2013/04/HalloweenIndicator.pdf>, Zugriff: 18.03.2016.
- Chan, K.C.
Chen, Nai-Fu (1991), Structural and Return Characteristics of Small and Large Firms, in: The Journal of Finance, Vol. 46, No. 4, S. 1467-1484, <http://www.jstor.org/stable/2328867>, Zugriff: 19.03.2016.
- Cross, Frank (1973), The behavior of stock prices on Fridays and Mondays, in: Financial Analysts Journal, Vol. 29, No. 6, S. 67-69, <http://www.jstor.org/stable/4529641>, Zugriff: 19.03.2016.
- Deutsche Börse AG (2015), Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutschen Börse AG, Version 7.0, Dezember 2015, http://www.dax-indices.com/DE/MediaLibrary/Document/Leitfaden_Aktienindizes.pdf, Zugriff: 27.02.2016.
- Doeswijk, Ronald Q. (2005), The Optimism Cycle: Sell in May, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.643583>, Zugriff: 19.03.2016.
- Fama, Eugene F.
French, Kenneth R. (1993), Common risk factors in the returns on stock and bonds, in: Journal of Financial Economics, Vol. 33, Issue 1, S. 3-56, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(93\)90023-5](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(93)90023-5), Zugriff: 19.03.2016.
- Fama, Eugene F. (1970), Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, The Journal of Finance, Vol. 25, No. 2, S. 383-417, <http://www.jstor.org/stable/2325486>, Zugriff: 21.03.2016.
- Frank, Marian (2009), Kapitalmarkteffizienz und die Bedeutung von Multifaktormodellen, Hamburg 2009.
- Galata, Robert
Scheid, Sandro (2012), Deskriptive und induktive Statistik für Studierende der BWL, München 2012.

- Gerth, Hendrik,
Niermann, Stefan (2001), Kapitalmarkteffizienz und Verteilung von Aktienrenditen: eine empirische Untersuchung, in: Diskussionspapiere der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät, Universität Hannover 246, <http://hdl.handle.net/10419/78330>, Zugriff: 19.03.2016.
- Gibbons, Michael R.
Hess, Patrick (1981), Day of the Week Effects and Asset Returns, in: The Journal of Business, Vol. 54, No. 4, S. 579-596, <http://www.jstor.org/stable/2352725>, Zugriff: 19.03.2016.
- Goldberg, Joachim
Nitzsch, Rüdiger von (2000), Behavioural Finance: Gewinnen mit Kompetenz, 3. Auflage, München 2000.
- Gränitz, Marko (2013), Der Januar-Effekt, in: Smart Investor, Heft 1/2013, S. 40-41, https://www.wiso-net.de/document/SINV__5FDE08DEF6346B8BA239A6E523F9A71A, Zugriff: 18.03.2016.
- Griffiths, Mark D.
Winters, Drew B. (2005), The Turn of the Year in Money Markets: Tests of the Risk - Shifting Window Dressing and Preferred Habitat Hypotheses, in: The Journal of Business, Vol. 78, No. 4, S. 1337-1364, <http://www.jstor.org/stable/10.1086/430862>, Zugriff: 18.03.2016.
- Günther, Stefan
et al. (2012), Portfolio-Management, 5. Auflage, Frankfurt 2012.
- Harris, Lawrence (1986), A transaction data study of weekly and intradaily patterns in stock returns, in: Journal of Financial Economics, Vol. 16, Issue 1, S. 99-117, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(86\)90044-9](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(86)90044-9), Zugriff: 21.03.2016.
- Haug, Mark
Hirschey, Mark (2014), The January Effect, University of Kansas, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.831985>, Zugriff: 20.03.2016.
- Haugen, Robert A.
Lakonishok, Josef (1987), The Incredible January Effect: The Stock Market's Unsolved Mystery, Dow-Jones-Irwin, Homewood, Ill.
- Hawawini, Gabriel
Keim, Donald B. (1995), On the predictability of common stock returns: World-wide evidence, in: Handbooks in Operations Research and Management Science, Volume 9, S. 497-544, [http://dx.doi.org/10.1016/S0927-0507\(05\)80061-1](http://dx.doi.org/10.1016/S0927-0507(05)80061-1), Zugriff: 19.03.2016.

- Hock, Martin (2014), Die Weltfinanzkrise in: FAZ.net (Hrsg.), <http://www.faz.net/aktuell/finanzen/aktien/dax-geschichte-2007-2009-die-weltfinanzkrise-12972316.html>, Zugriff: 05.04.2016.
- Holtfort, Thomas (2009), Einfluss von Saisonalität auf den Momentumseffekt, Wuppertal, März 2009.
- Holtfort, Thomas (2010), The turn-of-the-month effect is still alive: International evidence, in: CORPORATE FINANCE biz, Heft 6 vom 13.9.2010, S. 405-409, https://www.wiso-net.de/document/FB__362417, Zugriff: 18.03.2016.
- Jacobs, Heiko
Weber, Martin (2014), Random Walk plus Drift – Was Aktienkurse wirklich sind, in: Reihe „Forschung für die Praxis“, Band 28.
- Jaffe, Jeffrey
Westerfield,
Randolph (1989), Is there a monthly effect in stock market returns?: Evidence from foreign countries, in: Journal of Banking & Finance, Vol. 13, Issue 2, S. 237-244, [http://dx.doi.org/10.1016/0378-4266\(89\)90062-9](http://dx.doi.org/10.1016/0378-4266(89)90062-9), Zugriff: 21.03.2016.
- Jurczyk, Boris (2006), Behavioral Finance, 2. Auflage, Saarbrücken 2006.
- Karlen, German (2004), Privatkundenberatung und Behavioral Finance, Publikation der Swiss Banking School, 16. Lehrgang 2002-2003.
- Keim, Ronald B. (1983), Size-Related anomalies and stock return seasonality, in: Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, S. 13-32, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90025-9](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(83)90025-9), Zugriff: 19.03.2016.
- Klöhn, Lars (2006), Kapitalmarkt, Spekulation und Behavioral Finance, in: Fleischer, Holger; Merkt Hanno; Spindler, Gerald (Hrsg.), Abhandlungen zum Deutschen und Europäischen Gesellschafts- und Kapitalmarktrecht, Band 6, Berlin 2006.
- Lakonishok, Josef
Levi, Maurice (1982), Weekend Effects on Stock Returns: A Note, in: The Journal of Finance, Vol. 37, No. 3, S. 883-889, <http://www.jstor.org/stable/2327716>, Zugriff: 20.03.2016.

- Lakonishok, Josef
Levi, Maurice (1990), The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors, in: The Journal of Finance, Vol. 45, No. 1, S. 231-243, <http://www.jstor.org/stable/2328818>, Zugriff: 20.03.2016.
- Lakonishok, Josef
Smidt, Seymour (1988), Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective, in: The Review of Financial Studies, Vol. 1, No. 4, S. 403-425, <http://www.jstor.org/stable/2962097>, Zugriff: 20.03.2016.
- Lintner, John (1965), The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets, in: The Review of Economics and Statistics, Vol. 47, No. 1, S. 13-37, <http://www.jstor.org/stable/1924119>, Zugriff: 21.03.2016.
- Malisch, Ralph (2011), Januar-Effekt, in: Smart Investor, Heft 02/2011, S. 41-42, https://www.wiso-net.de/document/SINV__3FE8B937FEFDFC1D5F5BBBCDC2D775AE, Zugriff: 19.03.2016.
- Martens, Jul (2003), Statistische Datenanalyse mit SPSS für Windows, 2. Auflage, München 2003.
- McConell, John J.
Xu, Wie (2006), Equity Returns at the Turn of the Month, urdue CIBER Working Papers, Paper 43, <http://docs.lib.purdue.edu/ciberwp/43>, Zugriff: 20.03.2016.
- Mossin, Jan (1966), Equilibrium in a Capital Asset Market, in: Econometrica, Vol. 34, No. 4, S. 768-783, <http://www.jstor.org/stable/1910098>, Zugriff: 21.03.2016.
- Musto, David K. (1997), Portfolio disclosures and year-end price shifts, in: The Journal of Finance, Vol. 52, Issue 4, S. 1563-1588, <http://www.jstor.org/stable/2329447>, Zugriff: 18.03.2016.
- Nikkinen, Jussi et al. (2006), Turn-of-the-month and intramonth effects: Explanation from the important macroeconomic news announcements, in: Journal of Futures Markets, Vol. 27, Issue 2, S. 105-126, <http://dx.doi.org/10.1002/fut.20244>, Zugriff: 20.03.2016.

- Nikkinen, Jussi et al. (2009), Turn-of-the-month and Intramonth Anomalies and U.S. Macroeconomic News Announcements on the Thinly Traded Finnish Stock Market, in: International Journal of Economics and Finance, Vol. 1, No. 2, S. 3-11, <http://dx.doi.org/10.5539/ijef.v1n2p3>, Zugriff: 20.03.2016.
- Nöth, Markus
Weber, Martin (2001), Rationales und irrationales Herdenverhalten, in: Reihe „Forschung für die Praxis“, Band 12.
- Ogden, Joseph P. (1990), Turn-of-Month Evaluations of Liquid Profits and Stock Returns: A Common Explanation for the Monthly and January Effects, in: The Journal of Finance, Vol. 45, No. 4, S. 1259-1272, <http://www.jstor.org/stable/2328723>, Zugriff: 20.03.2016.
- Paulus, Helmut (1997), Style-Investing auf europäischen Aktienmärkten, in: Steiner, Manfred (Hrsg.), Portfoliomanagement, Band 6, Bad Soden/Ts. 1997.
- Pelzmann, Linda (2000), Wirtschaftspsychologie: Behavioral Economics, Behavioral Finance, Arbeitswelt, 3. Auflage, Wien 2000.
- Podding, Thorsten
Dichtl, Hubert
Petersmeier, Kerstin (2008), Statistik, Ökonometrie, Optimierung, 4. Auflage, Bad Soden/Ts. 2008.
- Rahman, Md. Lutfur (2009), Stock Market Anomaly: Day of the Week Effect in Dhaka Stock Exchange, in: International Journal of Business and Management, Vol. 4, No. 5, S. 193-206, <http://dx.doi.org/10.5539/ijbm.v4n5p193>, Zugriff: 20.03.2016.
- Reinganum, Marc R. (1983), The anomalous stock market behavior of small firms in January: Empirical tests for tax-loss selling effects, in: Journal of Financial Economics, Volume 12, Issue 1, S. 89-104, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(83\)90029-6](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(83)90029-6), Zugriff: 18.03.2016.
- Röckemann,
Christian (1995), Börsendienste und Anlegerverhalten, Wiesbaden 1995.
- Röder, Jürgen (2010), Börse kann so einfach sein, in: Handelsblatt (Hrsg.), 24.03.2010, <http://app.handelsblatt.com/finanzen/anlagestrategie/zertifikate/nachrichten/saison-strategien-boerse-kann-so-einfach-sein/3397452.html>, Zugriff: 27.03.2016.

- Roll, R. (1983), Was ist das? The turn-of-the-year effect and the return premia of small firms, in: *Journal of Portfolio Management*, Winter, Vol. 9 Issue 2, S. 18-28, <http://www.ijournals.com/doi/abs/10.3905/jpm.1983.18?journalCode=jpm>, Zugriff: 19.03.2016.
- Ross, Stephen A. (1976), The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing, in: *Journal of Economic Theory*, Vol. 13, Issue 3, S. 341-360, [http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531\(76\)90046-6](http://dx.doi.org/10.1016/0022-0531(76)90046-6), Zugriff: 24.03.2016.
- Roßbach, Peter (2001), Behavioral finance: eine Alternative zur vorherrschenden Kapitalmarkttheorie?, *Arbeitsberichte der Hochschule für Bankwirtschaft*, No. 31, <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:101:1-2008071655>, Zugriff: 18.03.2016.
- Rozeff, Michael S. Kinney, William R. (1976), Capital Market Seasonality: The case of stock returns, in: *Journal of Financial Economics*, Volume 3, Issue 4, S. 379-402, [http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X\(76\)90028-3](http://dx.doi.org/10.1016/0304-405X(76)90028-3), Zugriff: 18.03.2016.
- Salm, Christian Siemkes, Jörg (2009), Persistenz von Kalenderanomalien am deutschen Aktienmarkt, in: *FINANZ BETRIEB*, Heft 7/8 vom 13.7.2009, S. 414-418, https://www.wiso-net.de/document/FB__090414A, Zugriff: 18.03.2016.
- Schira, Josef (2005), *Statistische Methoden der VWL und BWL*, 2. Auflage, München 2005.
- Schwarzer, Jessica (2013), *Sell in May and go away?*, Kulmbach 2013.
- Schwarzer, Jessica (2015), Tanzen im Mai die Bären an der Börse?, in: *Handelsblatt* (Hrsg.) vom 29.04.2015, <http://www.handelsblatt.com/finanzen/anlagestrategie/trends/sell-in-may-and-go-away-tanzen-im-mai-die-baeren-ander-boerse/11703638.html>, Zugriff: 05.04.2016.
- Sharpe, William F. (1964), Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, in: *The Journal of Finance*, Vol. 19, No. 3, S. 425-442, <http://www.jstor.org/stable/2977928>, Zugriff: 21.03.2016.

- Shefrin, Hersh
Statman, Meir (1994), Behavioral Capital Asset Pricing Theory, in: The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 29, No. 3, S. 323-349, <http://www.jstor.org/stable/2331334>, Zugriff: 25.03.2016.
- Specht, Katja
Gohout, Wolfgang (2009), Grundlage der Kapitalmarkttheorie und des Portfoliomanagements, München 2009.
- Spreman, Klaus (2003), Portfoliomanagement, 2. Auflage, München 2003.
- Spremann, Klaus
Scheurle, Patrick (2010), Finanzanalyse, München 2010.
- Stehle, Richard (1997), Der Size-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: Zeitschrift für Bankrecht und Bankwirtschaft, Vol. 9, https://www.researchgate.net/publication/284093487_Der_Size-Effekt_am_deutschen_Aktienmarkt, Zugriff: 19.03.2016.
- Steiner, Manfred
Bruns, Christoph
Stöckl, Stefan (2012), Wertpapiermanagement, 10. Auflage, Stuttgart 2012.
- Urban, Dieter
Mayerl, Jochen (2011), Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung, 4. Auflage, Wiesbaden 2011.
- Van Dijk, Mathijs A. (2011), Is size dead? A review of the size effect in equity returns, in: Journal of Banking & Finance, Vol. 35, Issue 12, S. 3262-3274, <http://dx.doi.org/10.1016/j.jbankfin.2011.05.009>, Zugriff: 19.03.2016.
- Wallmeier, Martin (1997), Prognose von Aktienrenditen und -risiken mit Mehrfaktorenmodellen, in Steiner, Manfred (Hrsg.), Portfoliomanagement, Band 8, Bad Soden/Ts. 1997.
- Weiß, Christel (2013), Basiswissen Medizinische Statistik, 6. Auflage, Berlin, Heidelberg 2013.
- Wermers, Russ (1999), Mutual Fund Herding and the Impact on Stock Prices, in: The Journal of Finance, Vol. 54, No. 2, S. 581-622, <http://www.jstor.org/stable/2697720>, Zugriff: 21.03.2016.

- Wessels, Ulrich
Röder, Klaus (2014), Der Halloween-Effekt am deutschen Aktienmarkt, in: CORPORATE FINANCE, Heft 09 vom 01.09.2014, S. 345-349, https://www.wiso-net.de/document/CF__CF65586, Zugriff: 18.03.2016.
- Wöltje, Jörg (2012), Finanzkennzahlen und Unternehmensbewertung, München 2012.
- Zhang, Cherry Yi
Jacobsen, Ben (2013), Are Monthly Seasonals Real? A Three Century Perspective, in: Review of Finance, Vol. 17, Issue 5, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1697861>, Zugriff: 20.03.2016.
- Zhang, X. Frank (2006), Information Uncertainty and Stock Returns, in: The Journal of Finance, Vol. 61, Issue 1, S. 105-136, <http://faculty.haas.berkeley.edu/kli/papers/Zhang-2006JF.pdf>, Zugriff: 19.03.2016.
- Zimmermann, Heinz (2012), Finance Compact, 4. Auflage, Zürich 2012.

Bisher sind in der Schriftenreihe folgende Bände erschienen:

- Nr. 01/04 Chancen und Risiken von Hedge Funds als Anlagekategorie
Prof. Dr. Wolfgang Disch und Dr. Roland Füss
- Nr. 02/04 Asset Securitisation – Die Verbriefung bankeigener Forderungen als neue Herausforderung für Genossenschaftsbanken
Dipl.-Betriebswirt (BA) Stephanie Burger und Dipl. Kfm. Franz Josef Untenberger
- Nr. 03/06 Auswirkungen von Basel II auf die Finanzierung mittelständischer Unternehmen im genossenschaftlichen Sektor
Dipl.-Betriebswirt (BA) Beate Wiertzbiki und Dipl. Kfm. Franz Josef Untenberger
- Nr. 04/08 Neue Strukturen und weiteres Wachstum von Kreditderivaten im genossenschaftlichen Sektor
Dipl.-Bw. (BA) Olivia Pastari und Dipl. Kfm. Franz Josef Untenberger
- Nr. 05/08 Performance und Optimierung von Portfolios unter Diversifizierung der Anlageklassen und Anlageinstrumente Immobilienaktien und REITs
Dipl.-Bw. (BA) Alexander Kraus
- Nr. 06/08 Covenants im Firmenkundenkreditgeschäft der Volks- und Raiffeisenbanken – Eignung und empirische Analyse
Dipl.-Bw. (BA) Patrick Fengler
- Nr. 07/08 Diversifikationspotenzial börsennotierter Private Equity-Gesellschaften in der Asset Allocation unter besondere Berücksichtigung des Risikoaspekts
Dipl.-Bw. (BA) Johannes Buck
- Nr. 08/10 Auslandsgeschäft der Volks- und Raiffeisenbanken – Leistungsspektrum und empirische Studie
Nadeschda Deutschmann (B.A.) und WP/StB Prof. Bantleon

-
- Nr. 09/10 Performanceoptimierung durch systematischen Einsatz von Covered Call Writing
Dominik Biethinger (B.A.) und Prof. Dr. Wolfgang Disch
- Nr. 10/10 Direktes Auskunftsrecht des Aufsichtsorgans gegenüber der Internen Revision in den MaRisk - Eine rechtliche und empirische Analyse
Angelika Paul (B.A.) und WP/StB Prof. Ulrich Bantleon
- Nr. 11/11 Einfluss der Steuerreform 2008 auf die Unternehmensbewertung unter besonderer Berücksichtigung von persönlichen Steuern
Benjamin Deister (B.A.) und Prof. Dr. Alexander Götz
- Nr. 12/11 Ermittlung von Diskontierungsfaktoren in der Unternehmensbewertung über das CAPM
Eike Oenschläger (B.A.) und Prof. Dr. Alexander Götz
- Nr. 13/13 Markus Amendt und Marcus Vögtle
Steigerung des Enterprise Value durch Kapitalstrukturoptimierung im Rahmen von Unternehmensübernahmen