

Hochschule Merseburg
University of Applied Sciences



Bachelorarbeit

Zur Erlangung des Grades Bachelor of Arts

Fachbereich Wirtschaftswissenschaften

Studiengang Betriebswirtschaftslehre

Thema

Der Halloween-Effekt an europäischen Aktienmärkten

1. Prüfer: Prof. Dr. rer. pol. Lars Tegtmeier
2. Prüfer: Prof. Dr. rer. pol. Jörg Döpke

Abgabetermin: 02.05.2017

Angefertigt von:

Falco Stein

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis.....	I
Tabellenverzeichnis.....	II
Abbildungsverzeichnis.....	III
1. Einleitung.....	1
2. Literaturüberblick.....	3
3. Ökonomische Grundlagen des Halloween-Effektes.....	6
3.1. Definition und Charakteristika des Halloween-Effektes.....	6
3.2. Mögliche Ursachen und Einflüsse auf den Halloween-Effekt.....	11
3.3. Kritik des Halloween-Effektes.....	18
4. Empirische Analyse.....	25
4.1. Untersuchungsmethodik.....	25
4.2. Datenbasis.....	27
4.3. Empirische Ergebnisse.....	27
4.4. Einfluss des Januar-Effektes.....	38
5. Schlussbetrachtung/Fazit.....	41
Anhang.....	43
Literaturverzeichnis.....	44
Eidesstattliche Erklärung.....	47

Abkürzungsverzeichnis

Abb.	Abbildung
APT	Arbitrage Pricing Theory
CAPM	Capital Asset Pricing Model
Hrsg.	Herausgeber
Jg.	Jahrgang
Nr.	Nummer
S.	Seite
SAD	Seasonal Affective Disorder
UK	United Kingdom
Vgl.	Vergleich
Vol.	Volume

Abbildungsverzeichnis

Abb. 1: Bestimmung des Betrachtungszeitraums des Halloween-Effektes.....37

Tabellenverzeichnis

Tab. 1: Deskriptive Statistiken.....	27
Tab. 2: Vergleich des Halloween- und Sommerzeitraums.....	29
Tab. 3: univariate Regressionsanalyse.....	31
Tab. 4: Robustheitstests auf Grundlage des Regressionsmodells.....	32
Tab. 5: Betrachtung des Halloween-Effektes in verschiedenen Teilzeiträumen.....	35
Tab. 6: Vergleich der Durchschnittsrenditen für alle Monate.....	39
Tab. 7: multivariate Regressionsanalyse.....	40
Tab. 8: Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung.....	43

1. Einleitung

In den vergangenen Jahren kristallisierte sich anhand einer großen Anzahl von Untersuchungen heraus, dass Aktienrenditen bestimmte Muster während des Kalenderzyklus aufweisen. Dabei ist oftmals von Kalenderanomalien die Rede, die die Renditen je nach ihren Charakteristika täglich, wöchentlich, monatlich oder jährlich beeinflussen können. Eine der wohl bekanntesten Kalenderanomalien bildet hierbei der Halloween-Effekt, oder oftmals auch Sell-in-May-Effekt oder Wintereffekt genannt, ab, der das Phänomen beschreibt, dass Anleger über den Zeithorizont von November bis April überdurchschnittliche Renditen, im Vergleich zum Rest des Jahres, erzielen können. Ursprünglich auf die Börsenweisheit aus England: „Sell in May and go away, but remember to buy back at St. Leger`s Day“ zurückzuführen, entwickelten sich über die Zeit zahlreiche Abwandlungen, wobei der Ausspruch: „Sell in May and go away, but remember to come back at September“ die bekannteste Börsenweisheit des Halloween-Effektes abbildet. Hierbei wird den Anlegern impliziert, dass diese ab dem Monat Mai aus dem Markt aussteigen sollen, da eine schwache Marktphase erwartet wird, die erst nach dem Ablauf des Monats September, in der Regel zu Halloween, wieder endet, bei dem diese wieder in den Markt investieren können. Obwohl der Sell-in-May-Effekt seit mehr als 300 Jahren existiert und in zahlreichen Untersuchungen für persistent erklärt wurde, wurde dieser doch erst in den letzten Jahren zunehmend bekannt. Dabei erlangte dieser einen hohen Bekanntheitsgrad durch die Untersuchung von Bouman und Jacobsen, die eine sehr große mediale Präsenz auf sich zogen, da sie den Halloween-Effekt in 36 von 37 untersuchten Ländern weltweit nachgewiesen und folglich gezeigt haben, dass Anleger, die dem Sell-in-May folgten, profitable Renditen erwirtschaften konnten.¹ In Anlehnung an die Studie von Bouman und Jacobsen und angetrieben von dem Ziel höhere Renditen zu erzielen, versuchen immer mehr Anleger Kalenderanomalien zu identifizieren und auszunutzen. Allerdings bilden Kalenderanomalien in diesem Zusammenhang Ineffizienzen des Marktes ab, da diese aufgrund ihrer Implikationen, dass Renditen über den Zeitverlauf nicht konstant sind und bestimmten Mustern nachgehen, die Anleger zu ihrem Vorteil nutzen können, die Grundlagen der Kapitalmarkttheorie und die damit verbundene Effizienz Markthypothese in Frage stellen. Allen voran der Halloween-Effekt gilt dabei als eine der kontroversesten Anomalien, da sie davon ausgeht, dass auf Grundlage alter Trends und Kurse überdurchschnittliche Renditen erzielt werden können. Auf der anderen Seite gilt sie zugleich als eine der beliebtesten Anomalien, da sie durch eine Vielzahl an Untersuchungen weltweit beobachtet wurde und leicht zu im-

¹ Vgl. Bouman/Jacobsen 2002, S. 1618.

plementierende Handelsstrategien zur Verfügung stellt, die mit einer geringen Anzahl an Transaktionskosten verbunden ist. Trotz der großen Popularität müssen sich Investoren und Manager gleichermaßen den Konsequenzen bewusst werden, wenn sie dieser Anomalie folgen wollen. Denn der Halloween-Effekt, wie auch andere saisonale Effekte, sind nur Ergebnisse empirischer Analysen, was wiederum bedeutet, dass die genauen Ursachen noch immer größtenteils unbekannt sind. Während Bouman und Jacobsen das Urlaubs- und Ferienverhalten der Investoren als Hauptauslöser angeben, gehen andere Studien davon aus, dass der Sell-in-May nur das Resultat von Datenverzerrungen oder anderen saisonalen Anomalien reflektiert, wie z.B. der Januar-Effekt.

Ziel dieser Arbeit ist es herauszufinden, ob in spezifisch ausgewählten europäischen Ländern mit ihren jeweiligen Performanceindizes ein Halloween-Effekt existiert und ob dieser sich auf die jeweiligen Renditen auswirkt. Dabei wird im ersten Schritt ein Literaturüberblick gegeben, um bisherige Erkenntnisse und Ergebnisse vergangener Analysen zu reflektieren. Danach werden die Grundlagen des Sell-in-May betrachtet, indem zunächst die Anomalie definiert wird und typische Charakteristika veranschaulicht werden. Im Anschluss werden verschiedene Ursachen und Einflüsse des Halloween-Effektes dargestellt und die vielseitig mediale Kritik dieses Effektes genauer betrachtet, unter den Gesichtspunkten, ob solch eine Art von Anomalie unter den gegebenen Grundlagen eines Finanzmarktes auftreten kann, wobei speziell Bezug auf das Capital Asset Pricing Modell und die Effizienz Markthypothese genommen wird. Im darauffolgenden Abschnitt kommt es zur empirischen Analyse, wo zunächst die Untersuchungsmethoden und Datenbasis erklärt werden. Anschließend werden die Rendite-/Risikocharakteristika der jeweiligen Performanceindices dargestellt und der Zusammenhang zwischen den Renditen und dem Halloween-Effekt in Form einer Regressionsanalyse untersucht, wobei auch der Einfluss des Januar-Effektes untersucht wird. Zum Schluss wird ein abschließendes Fazit gezogen.

2. Literaturüberblick:

Einen großen Bekanntheitsgrad erlangte die Kalenderanomalie des Halloween-Effektes erstmals durch die Studie von Bouman und Jacobsen, die zugleich die erste empirische Untersuchung darstellt, die in Verbindung mit dem Halloween-Effekt in einem renommierten Finance Journal publiziert wurde. Bouman und Jacobsen wiesen in ihrer Studie einen Halloween-Effekt in 36 von 37 international untersuchten Aktienmarktindizes nach und zeigten dabei, dass Anleger, die dieser Kalenderanomalie folgten, überdurchschnittliche Renditen erzielen konnten. Hierbei stellten sie heraus, dass der Sell-in-May-Effekt als eigenständige Anlagestrategie dienen kann, bei der über den Zeitraum von November bis April in den Markt investiert wird, die die klassische langfristige Anlagestrategie der Buy and Hold Strategie übertrifft. In ihrer breit angelegten Untersuchung machten sie dabei das Urlaubsverhalten der Anleger als Hauptursache des Sell-in-May-Effektes ausfindig. Demnach findet im Sommer ein erhöhter Urlaubsdrang der Anleger statt, bei dem diese den Markt verlassen, wohingegen im Winter der Urlaubsdrang geringer ausfällt und die Anleger innerhalb des Marktes bleiben und somit höhere Renditen erzielen. Sie verdeutlichten ihre Ergebnisse, indem sie ihr lineares Regressionsmodell durch verschiedene Robustheitstests überprüften und Datenverzerrungen, sowie den Einfluss anderer Anomalien oder Effekte ablehnten.²

Auf Grundlage der Studie von Bouman und Jacobsen und deren Annahme, dass das Urlaubsverhalten der Auslöser des Halloween-Effektes ist, entwickelten sich im Laufe der Zeit eine Vielzahl an empirischen Untersuchungen, die diese Studie weiter bestärkten, oder versucht haben zu erklären, dass Kalenderanomalien auf verhaltensspezifischen Einflussfaktoren der Investoren beruhen, die speziell mit dem Wandel der Risikoneigung eingehen. Allen voran Untersuchungen, die sich auf klimabedingte Einflussfaktoren bezogen, gewannen dabei immer mehr an Bedeutung.

Eine solche Untersuchung stellt zum einen die Analyse von Cao und Wei dar, die anhand ihrer Studie nachwiesen, dass Temperaturen einen großen Einfluss auf das Verhalten der Investoren haben und somit die Investitionsaktivitäten und die damit verbundenen Renditen beeinträchtigen können. Dabei zeigten sie in 8 international getesteten Finanzmärkten Temperaturanomalien auf, wonach hohe Temperaturen zu einem aggressiven und apathischen Verhalten der Anleger führen, wodurch diese risikoavers handeln und die Renditen geringer ausfallen. Demgegenüber führen geringe Temperaturen zu einem aggressiven Verhalten der Anleger,

² Vgl. Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1618-1630.

bei dem diese, mit dem Ziel höhere Renditen zu erzielen, bewusst höhere Risiken aufnehmen.³ Dagegen untersuchten Hirshleifer und Shumway in ihrer Studie die Auswirkungen von Sonnenstrahlen auf das Verhalten der Investoren. Dabei fanden sie einen signifikanten Einfluss der Sonneneinwirkung auf das Investitionsverhalten, wonach Investoren erhöhte Investitionsaktivitäten bei einem höheren Grad an Sonnenstrahlen aufzeigen, was gleichzeitig zu steigenden Renditen führt. Im Gegensatz dazu führt ein geringer Grad an Sonnenstrahlen zu risikoaversen Verhalten, was demzufolge die Renditen schmälern lässt. Neben der Sonnenstrahleneinwirkung analysierten Hirshleifer und Shumway noch weitere Wettereffekte, wie z.B. den Regen und die Bewölkung, die allerdings keinen signifikanten Einfluss auf das Verhalten der Anleger aufwiesen.⁴

In Verbindung mit dem Emotionseinfluss der Anleger wiesen Kamstra, Kramer und Levi in ihrer Studie in 8 von 9 international untersuchten Aktienmarktindizes eine Seasonal Affective Disorder nach. Sie stellten in diesem Bezug fest, dass Anleger in ihrer Emotionslage durch verschiedenste Faktoren, wie z.B. die steigende Länge der Nächte, ein erhöhter Schlafrhythmus oder sinkende Temperaturen im Winter, beeinflusst werden, die infolge zu einer Depression führen. In diesem Zusammenhang beschreibt der SAD eine Winterdepression, die zufolge hat, dass die Renditen im Herbst geringer ausfallen als im Winter, aufgrund der Tatsache das Anleger einem Winterblues folgen, da diese durch die verschiedensten Einflussfaktoren positiv stimuliert werden.⁵

Jacobsen und Visaltanachoti untersuchten anhand ihrer Analyse den Halloween-Effekt in verschiedenen US-amerikanischen Sektoren. Hierbei stellten sie fest, dass der Halloween-Effekt in zwei Drittel aller Sektoren die richtige Anlagestrategie war, mit der profitable Renditen abgeschöpft werden konnten. Dabei fanden sie heraus, dass der Sell-in-May-Effekt nicht zeitlich begrenzt ist, sondern über den gesamten Jahreszyklus genutzt werden kann, wenn Investoren und Manager in ihren Portfolios spezifische Sektorenrotationen nutzen. Demnach sollen Investoren über den Sommer in Konsumentensektoren und über den Winter in Industriesektoren investieren.⁶

Jacobsen und Zhang haben als Grundlage ihrer Untersuchung den Betrachtungszeitraum der Studie von Bouman und Jacobsen erweitert und untersuchten die Kalenderanomalie für den Zeitraum von 1693 bis 2009. Dabei fanden sie als Ergebnis ihrer Analyse heraus, dass der Halloween-Effekt eine Persistenz von über 300 Jahren aufweist und über den gesamten Be-

³ Vgl. Cao, Melanie/ Wei, Jason 2005, S. 1571-1572.

⁴ Vgl. Hirshleifer, David/ Shumway, Tyler 2003, S. 1028-1030.

⁵ Vgl. Kamstra, Mark J./ Kramer, Lisa A./ Levi, Maurice D. 2003, S. 325-340.

⁶ Vgl. Jacobsen, Ben/ Visaltanachoti, Nuttawat 2009, S. 452-456.

trachtungszeitraum signifikant ist. Entgegen den Behauptungen einer Vielzahl an Untersuchungen, dass Kalenderanomalien über den Zeitverlauf schwächer werden oder verschwinden, zeigten Jacobsen und Zhang, dass der Halloween-Effekt im Zeitverlauf nicht schwächer, sondern stärker wurde. Allerdings wiesen sie darauf hin, dass der Effekt des Sell-in-May abhängig ist vom gewählten Stichprobenumfang und Datensatz.⁷

Trotz der vielen Untersuchungen die für einen Halloween-Effekt sprechen, oder die die Ergebnisse von Bouman und Jacobsen für robust erklärten, existiert auf der anderen Seite eine genau so hohe Anzahl an Untersuchungen die das Gegenteil behauptet.

Eine davon bildet die Untersuchung von Maberly und Pierce ab, die in ihrer Analyse die Ergebnisse von Bouman und Jacobsen in Frage stellten. Dabei zeigten diese anhand ihrer Studie auf, dass auf Grundlage des Datensatzes von Bouman und Jacobsen keiner der Aktienmarktindizes einen Halloween-Effekt aufweist, wenn im Vorfeld bestimmte Ausreißer entfernt werden. In diesem Bezug zählten Maberly und Pierce allen voran die LTCM-Krise 1998, die Oktoberkrise 1987 und die Einwanderung Husseins 1990 als Ausreißer auf, die die Anomalie des Halloween-Effektes verursachten.⁸

Anders dagegen untersuchten Lucey und Zhao den Sell-in-May-Effekt anhand des US-amerikanischen Aktienmarktes, wobei sie in Bezug auf andere Untersuchungen herausstellten, dass der Halloween-Effekt nur das Resultat des Januar-Effektes ist. In diesem Zusammenhang verdeutlichten sie in ihrer Studie, dass die hohen Renditen über den Zeitraum des Halloween-Effektes einzig und allein durch die Renditen des Monats Januar erklärt werden.⁹

Entgegen der Betrachtung von Lucey und Zhao zeigten Carrazedo, Curto und Oliveira in ihrer Untersuchung, dass der Halloween-Effekt nicht durch den Januar-Effekt beeinflusst wird, sondern von anderen ausstehenden Monatseffekten. In diesem Bezug fanden sie als Ergebnis ihrer Studie heraus, dass der Halloween-Effekt auf dem europäischen Aktienmarkt durch einen positiven April-Effekt und einen negativen September-Effekt begründet wird. Dabei stellten sie fest, dass der April den Monat mit den höchsten Renditen darstellt, während der September den Monat mit den niedrigsten Renditen verkörperte. Aufgrund dessen, dass der April innerhalb und der September außerhalb des Betrachtungszeitraums des Sell-in-May-Effektes liegen, führt dies aus statistischer Sicht zur Annahme des Halloween-Effektes.¹⁰

⁷ Vgl. Jacobsen, Ben/ Zhang, Cherry Y. 2013, S. 1781.

⁸ Vgl. Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. 2004, S. 42-43.

⁹ Vgl. Lucey, Brian M./ Zhao, Shelly 2008, S. 1068.

¹⁰ Vgl. Carrazedo, Tiago/ Curto, José Dias/ Oliveira, Luís 2016, S. 498-500.

3. Ökonomische Grundlagen des Halloween-Effektes

3.1. Definition und Charakteristika

Für die Begrifflichkeit des Halloween-Effektes gibt es in der Literatur keine eindeutige Definition, da dieser nur das Ergebnis vergangener Untersuchungen widerspiegelt und somit immer wieder artverschieden erklärt wurde. Jedoch zeigten die meisten vergangenen Studien, dass der Halloween-Effekt oftmals das Phänomen beschreibt, dass Anleger über den Zeitraum von November bis April höhere Renditen erzielen können. Dabei zeichnet sich innerhalb des Jahres zweimal eine Börsenweisheit aus, die den Anlegern impliziert, wie diese sich zu verhalten haben, um die entsprechend höheren Renditen generieren zu können. „Sell in May and go away“ rät den Anlegern sich bis zum Monat Mai aus dem Markt zurück zu ziehen, wohingegen die Erweiterung: „but remember to come back in September“ den Anlegern empfiehlt, ab dem Herbst wieder in den Markt einzusteigen.¹¹ Allerdings besteht neben dem Hinweis, ab dem September wieder in den Markt einzusteigen, eine Abwandlung einer Strategie: „Sell in May, hold cash until the end of October, and then buy back into the equity market“, die die Anleger auffordert erst zum Ende des Oktobers, also zu Halloween, wieder in den Markt zu investieren.¹² Aufgrund der Implikationen des Halloween-Effektes, dass Renditen über den Jahreszyklus nicht zeitkonstant sind, wird dieser zu den Kalenderanomalien gezählt, die zugleich eine besondere Form der Kapitalmarktanomalien darstellen.¹³ In diesem Bezug stellen Kalenderanomalien und somit der Halloween-Effekt Ineffizienzen des Marktes dar, da sie entgegen den Grundlagen des Kapitalmarktes und der damit verbundenen Effizienz Markthypothese davon ausgehen, dass Renditen über den Jahresverlauf spezifische Muster aufweisen, die Anleger profitabel nutzen können, indem sie Kalenderanomalien und den damit verbundenen Halloween-Effekt als eigenständige Anlagestrategie betrachten, um höhere Renditen zu einem geringen Risiko abzuschöpfen. Den Ursprung des Halloween-Effektes bildet dabei eine alte Börsenweisheit aus England: „Sell in May and go away, but buy back on St. Leger’s Day“. Hierbei beschreibt der St. Leger’s Day den Tag an dem eines der drei sogenannten Triple Crown of Thoroughbred Racing Pferderennen in Doncaster abgehalten wird, nämlich das St. Leger Stakes, welches erstmals 1776 ausgetragen wurde und in der Regel Mitte September stattfindet.¹⁴ Anhand der Börsenweisheit wird Anlegern und Investoren gleichermaßen

¹¹ Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 548.

¹² Lucey, Brian/ Zhao, Shelly 2008, S. 1057.

¹³ Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 548.

¹⁴ Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 548-549, Ursprung des St. Leger Stakes war jedoch 1776, vgl. dazu Lucey, Brian/ Zhao, Shelly, S. 1056.

suggeriert, dass diese bis zum Monat Mai ihre Anlagen verkaufen und den Markt verlassen sollen, da ab diesem Monat eine schwache Marktphase erwartet wird, die erst ab dem Ende des St. Leger's Day, der zugleich den letzten Tag des Sommers in England darstellt, endet und diese wieder in den Markt investieren sollen.

Auf Grundlage zahlreicher empirischer Studien haben sich im Zeitverlauf mehrere Charakteristika des Halloween-Effektes heraus kristallisiert, die im Folgenden dargestellt werden. Eines der wohl wesentlichsten Merkmale des Halloween-Effektes bildet die Market-Timing-Ability ab. Darunter wird die Fähigkeit verstanden, dass aufgrund des Sell-in-May-Effektes bestimmte Marktphasen vorausgesagt werden können, wobei den Börsenweisheiten eine besondere Rolle zu kommt. So impliziert die Börsenweisheit „Sell in May and go away“, dass ab dem Monat Mai eine schlechte Marktphase beginnt und die Renditen sich verschlechtern werden. In diesem Zusammenhang ist oftmals von bärischen Märkten die Rede, welche den Investoren suggerieren, dass ab dem Monat Mai die Renditen über einen längeren Zeitraum geringer ausfallen, aufgrund langanhaltender fallender Kurse.¹⁵ Dagegen impliziert die Börsenweisheit „but remember to come back in September“, dass ab dem Monat September eine „heiße“ Marktphase in Form von bullischen Märkten erwartet wird, die infolge langanhaltender steigender Kurse zu steigenden Renditen führt.¹⁶ Eine weitere Besonderheit, die sich durch die Market-Timing-Ability auszeichnet, ist die Anfälligkeit des Sell-in-May-Effektes während Krisenzeiten. Der Grund dafür ist, dass Finanzmärkte infolge von Krisen dramatische Entwicklungen erlebt haben und dementsprechend instabil wurden, wodurch die allgemein gültigen Marktinformationen innerhalb der Marktpreise nicht mehr ausreichen.¹⁷ Infolgedessen steigt die Notwendigkeit von Informationen, weshalb sich Investoren an Börsenweisheiten bzw. Kalenderanomalien orientieren, da diese unabhängig von den Marktpreisen Informationen über zyklische Muster der Renditen bereit stellen. In diesem Zusammenhang ist der Halloween-Effekt häufig in turbulenten Marktphasen stärker ausgeprägt.

Auf Grundlage der Informationen von Kalenderanomalien, dass Renditen bestimmten saisonalen Mustern nachgehen, haben Investoren und Manager die Möglichkeit im Vorfeld ihre Portfolios mit ihren entsprechenden Anlagen zu planen, indem sie die saisonalen Muster in ihrer gewählten Asset Allocation, in ihren Hedging Entscheidungen oder aber in ihrem Timing der Wertpapieremissionen berücksichtigen.¹⁸ Infolgedessen können dementsprechende Handelsstrategien implementiert werden. Im Falle des Halloween-Effektes werden dabei zwei

¹⁵ Vgl. Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. 2003, S. 327-332.

¹⁶ Vgl. Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. 2003, S. 327-332.

¹⁷ Vgl. Darrat, Ali F./ Li, Bin/ Liu, Benjamin/ Su, Jen Je 2011, S. 94.

¹⁸ Vgl. Lenkkeri, Veera/ Marquering, Wessel/ Strunkmann-Meister, Ben 2006, S. 48.

Handelsstrategien umgesetzt, die wiederum auf den jeweiligen Börsenweisheiten beruhen. So werden Ende April, durch die Marktweisheit „Sell in May and go away“ und Anfang November, in Anlehnung an die Börsenweisheit „but remember to come back at September“, Handelsstrategien umgesetzt. Der wesentliche Vorteil des Sell-in-May-Effektes gegenüber anderen Kalenderanomalien besteht, neben den leicht zu implementierenden Handelsstrategien, in der geringen Anzahl der Handelsstrategien, die wiederum mit einer geringen Anzahl an Transaktionen und dementsprechend geringen Transaktionskosten verbunden sind.¹⁹ Ein weiterer Vorteil des Halloween-Effektes besteht darin, dass auf Grundlage alter Kurse und Trends Prognosen erstellt werden können, mit denen wiederum Überrenditen generiert werden können. Dabei können Manager, die die Intention besitzen der Strategie des Sell-in-May zu folgen, schon im Voraus Marktnischen identifizieren und diese frühzeitig für sich nutzen, um sich somit einen Vorteil gegenüber der Marktkonkurrenz zu erarbeiten. Speziell Termingeschäfte können hierbei genutzt werden, um vornherein die Transaktionskosten zu senken und erfolgsversprechende Positionen in Portfolios aufzubauen.²⁰

In einer großen Anzahl an vergangenen Analysen wurde gezeigt, dass Kalenderanomalien in der Regel mit einem größeren Risiko einhergehen. Allerdings wird dies nicht durch die Anomalien an sich, sondern durch die Investoren impliziert, die infolge der saisonalen Muster risikoreiche Portfolios aufstellen. In diesem Zusammenhang kommt der Behavioral Finance eine große Bedeutung zu. Denn Investoren werden durch Kalenderanomalien in ihrem Verhalten beeinflusst, da diese den Investoren in einem bestimmten Zeitraum größere Renditen voraussagen. Dabei orientieren sich Investoren, als auch Manager an den Grundlagen der Kapitalmarkttheorie, indem sie versuchen durch ein höheres Risiko noch höhere Renditen zu erzielen, wobei sie ihre Portfolios rebalancieren.²¹ Allen voran Portfoliomanagern kommt im Zusammenhang mit Kalenderanomalien eine bedeutende Rolle zu, denn diese müssen verschiedene Aspekte bei der Implementierung der jeweiligen Kalenderanomalie berücksichtigen, aufgrund der bestehenden nicht prognostizierbaren Investmentströme. Zum einen müssen sie ihren individuellen Aufgaben nachkommen, z.B. Liquidität kontrollieren, Steuern minimieren und Anlagen, die eine schlechte Performance aufwiesen, verkaufen und zum anderen müssen sie im Voraus planen, um frühzeitig Portfolios in Marktnischen zu platzieren, die erfolgsversprechende Positionen berücksichtigen.²² In Bezug auf den Halloween-Effekt werden den Investoren im Zeitraum November bis April bullische Märkte vorausgesagt, was dazu

¹⁹ Vgl. Haggard, Stephan K./ Witte, Douglas H. 2010, S. 386.

²⁰ Vgl. Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1633-1634.

²¹ Vgl. Fiore, Christopher/ Saha, Atanu 2015, S. 257-258.

²² Vgl. Andreau, Laura/ Ortiz, Cristina/ Sarto, Josè Luis 2013, S. 301.

führt, dass diese ihre Risikoneigung ändern und risikoreicher agieren, indem sie risikoreichere Portfolios mit entsprechenden risikobehafteten Anlagen, aufbauen. Demgegenüber werden Investoren während der Sommerzeit durch die bärischen Märkte, die ab dem Monat Mai unterstellt werden, dazu angehalten risikoavers zu agieren und risikolose Anlagen oder Staatsanleihen zu halten. Neben der Umstrukturierung der Portfolios und der gehaltenen Anlagen, können auch die genutzten Finanzinstrumente ein höheres Risiko verursachen. Allen voran die Leverageaufnahme bildet eines der beliebtesten Finanzinstrumente ab, um ein höheres Risiko, aber auch höhere Renditen zu erzielen.²³ Durch die Fremdkapitalaufnahme wird dabei der Druck auf die Einlagen erhöht um die Gesamtkapitalrendite zu erhöhen, wobei im Falle der negativen Marktentwicklung zumeist der Totalverlust steht.

In Bezug auf den Totalverlust, ist häufig von der Zero-Tolerance-Decision, oder auch im deutschen Sprachraum Nulltoleranzentscheidung genannt, die Rede. Im Zusammenhang mit Kalenderanomalien müssen sich allen voran Manager, aber auch Investoren, die der Strategie des Halloween-Effektes folgen, sich den entsprechenden Konsequenzen bewusst werden, wenn diese Strategie nicht zum gewünschten Erfolg führt und versagt. Dabei beschreibt die Nulltoleranzentscheidung zwei mögliche Optionen die in Frage kommen können. Option 1 geht davon aus, dass die Investoren und Manager die der Strategie des Sell in May folgen Erfolg haben und überdurchschnittliche Renditen erzielen können. Option 2 dagegen beschreibt die Situation, dass Investoren und Manager, die ihre Portfolios nach dem Halloween-Effekt ausrichten, keinen Erfolg erzielen und somit Verluste erleiden. Die Konsequenz die sich dabei aus Option 2 ergibt, ist die Kündigung des Managers der sich auf diese hoch spekulative Strategie, die fast einer Wette gleicht, eingelassen hat.²⁴ Denn das Hauptproblem hierbei ist, was in späteren Abschnitten noch genauer erklärt wird, dass die genauen Ursachen des Halloween-Effektes, wie auch von den meisten anderen Kalenderanomalien, nicht bekannt sind. Selbst wenn ein Halloween-Effekt in den Daten nachgewiesen werden sollte, besteht kein Anzeichen oder Beweis dafür, dass dieser auch tatsächlich eintritt. So können sich bspw. die Ursachen innerhalb einer Woche ändern oder gar verschwinden, was dazu führt dass die Anomalie nicht länger eintritt bzw. auf dem Markt existiert. Alles in allem spiegelt der Sell-in-May-Effekt eine hoch spekulative Strategie wieder, die keine Fehler verzeiht.

Ein weiteres Merkmal des Halloween-Effektes beschreibt die Länderspezifität. Anhand verschiedenster Studien wurde gezeigt, dass die Anomalie des Sell-in-May-Effektes verstärkt in Europa, Nord Amerika und Asien zu finden war. So zeigte die Untersuchung von Lean, dass

²³ Vgl. Dichtl, Hubert/ Drobetz, Wolfgang 2015, S. 41.

²⁴ Vgl. Arnott, Richard D. 2003, S. 8.

ein signifikanter Halloween-Effekt in 2 von 6 untersuchten Ländern in Asien über den Zeitraum 1991-2008 zu finden war.²⁵ Dagegen wiesen Carrazedo, Curto und Oliveira den Halloween-Effekt in 23 von 37 ausgewählten europäischen Ländern über den Zeitraum 1992-2010 nach.²⁶ Jacobsen und Visaltanachoti hingegen verdeutlichten in ihrer Studie den Halloween-Effekt in verschiedensten US-amerikanischen Sektoren über den Zeitraum 1926-2006.²⁷ Des Weiteren wurden in vergangenen Untersuchungen gezeigt, dass wesentliche Unterschiede zwischen Entwicklungsländern und Industriestaaten bestehen können. Einen entscheidenden Faktor spiegelt dabei die Nutzung von Finanzinstrumenten. Industriestaaten haben eine große Bandbreite an Finanzierungsinstrumenten zur Auswahl, unter anderem die Leverageaufnahme, wohingegen Entwicklungsländer in der Wahl ihrer Finanzierungsinstrumente, sowie in ihrer ökonomischen Entwicklung beschränkt sind, aufgrund der aktuell vorliegenden politischen, als auch wirtschaftspolitischen Lage und den damit verbundenen Restriktionen des Marktes.²⁸ Daraus folgend ergeben sich ebenfalls Differenzen in der Beseitigung von Ineffizienzen des Marktes, welche Kalenderanomalien und somit der Halloween-Effekt darstellen. Allen voran der Nutzung von Arbitrageoptionen kommt in diesem Kontext eine besondere Rolle zu. Denn Industriestaaten können infolge ihrer Vielzahl an Finanzierungsinstrumenten relativ schnell und einfach Arbitrageoptionen implementieren, während Entwicklungsländer, aufgrund ihrer limitierten Finanzierungsinstrumente, das Problem aufweisen, dass Arbitrageoptionen sich nur schwer identifizieren und implementieren lassen.²⁹ In Verbindung mit der Behavioral Finance, weisen vor allem Länder die in der Nähe des Äquators liegen den Sell-in-May-Effekt verstärkt auf, da diese Länder durch externe Einflussfaktoren, wie z.B. Temperaturen und Sonneneinstrahlung beeinflusst werden.³⁰

Neben der Länderspezifität weist der Halloween-Effekt auch die Eigenschaft der Sektorspezifität auf. Dabei wirkt sich der Halloween-Effekt über den Jahreszyklus unterschiedlich auf bestimmte Sektoren aus. Vergangene empirische Untersuchungen zeigten hierbei, dass vor allem Industriesektoren innerhalb des Winterzeitraums höhere Renditen generieren, während Konsumentensektoren in der Sommerzeit bessere Renditen aufzeigen. Der Grund hierfür bildet das Urlaubsverhalten der Investoren ab, welches auf Grundlage der Untersuchung von Bouman und Jacobsen, in zahlreichen Studien in Betrachtung gezogen wurde.³¹ So sind Industriesektoren in der Sommerzeit deutlich schwächer als im Winter, da die Investoren Urlaub

²⁵ Vgl. Lean, Hooi Hooi 2011, S. 224-225.

²⁶ Vgl. Carrazedo, Tiago/ Curto, José Dias/ Oliveira, Luís 2016, S. 499.

²⁷ Vgl. Jacobsen, Ben/ Visaltanachoti, Nuttawat 2009, S. 444.

²⁸ Vgl. Darrat, Ali F./ Li, Bin/ Liu, Benjamin/ Su, Jen Je 2011, S. 95.

²⁹ Vgl. Dumitriu, Ramona/ Nistor, Costel/ Stefanescu, Razvan 2012, S. 95.

³⁰ Vgl. Kamstra, Mark J./ Kramer, Lisa A./ Levi, Maurice D. 2003, S. 340.

³¹ Vgl. Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1630.

machen und somit den Markt verlassen. Erst ab dem Winterzeitraum treten die Investoren wieder in den Markt ein, was dazu führt, dass die Renditen in den Industriesektoren steigen. Auf der anderen Seite profitieren die Konsumentensektoren vom Urlaubsverhalten der Investoren, wohingegen sie im Winter geringere Renditen erzielen, da die Investoren im Markt bleiben. Jacobsen und Visaltanachoti zeigten in diesem Kontext in ihrer empirischen Untersuchung, dass der Halloween-Effekt über den gesamten Kalenderzyklus genutzt werden kann, wenn Investoren in ihre Portfolios entsprechende Sektorenrotationen einbeziehen, indem diese während des Sommers in Konsumentensektoren und über den Winter in Industriesektoren investieren sollen.³²

Ein weiteres typisches Merkmal von Kalenderanomalien beschreibt das Phänomen, dass diese im Zeitverlauf dazu neigen schwächer zu werden oder aber zu verschwinden, da sie durch ihre mediale Präsenz das Bewusstsein der Investoren prägen. Aufgrund ihrer Implikationen, dass Anleger in bestimmten Zeiträumen höhere Renditen erzielen können, versuchen Investoren saisonale Effekte für sich zu nutzen. Sollten allerdings die auf die Kalenderanomalie abgerichteten Strategien versagen, versuchen Investoren die durch die Anomalien verursachten Fehlbewertungen zu eliminieren, da sie in diesem Zusammenhang Ineffizienzen des Marktes repräsentieren. Dabei können Kalenderanomalien durch die Nutzung von Arbitrageoptionen und durch Strategieänderungen auf die jeweiligen Underlying so beeinflusst werden, dass diese im Zeitverlauf schwächer werden oder sogar verschwinden.³³ Jedoch muss bei der Anwendung von Arbitrageoptionen auf Seiten der Investoren beachtet werden, dass diese nur langsam vom Markt umgesetzt werden.³⁴

3.2. Mögliche Ursachen und Einflüsse auf den Halloween-Effekt

Eine der wohl bekanntesten Ursachen die in Verbindung mit dem Halloween-Effekt steht, beschreibt das Urlaubsverhalten der Investoren, welches einen großen Bekanntheitsgrad durch die Untersuchung von Bouman und Jacobsen erfuhr, die in ihrer Studie den Halloween-Effekt in 36 von 37 international untersuchten Ländern nachwiesen und dabei verdeutlichten, dass Anleger über den Sommerzeitraum den Markt verlassen, da sie ihren individuellen Urlaubs- und Ferienansprüchen nachgehen, wohingegen Anleger im Winter innerhalb des Marktes bleiben.³⁵ Da die Investoren sich über den Winterzeitraum im Markt befinden und somit in

³² Vgl. Jacobsen, Ben/ Visaltanachoti, Nuttawat 2009, S. 452.

³³ Vgl. Doeswijk, Ronald/ Vliet, Pim Van 2011, S. 30.

³⁴ Vgl. Andrade, Sandro C./ Chhaochharia, Vidhi/ Fuerst, Michael, E. 2013, S. 103.

³⁵ Vgl. Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1618.

diesen investieren und verschiedensten Handelsgeschäften nachkommen, werden demnach höhere Renditen als über den Sommerzeitraum erzielt. In Verbindung mit den Annahmen von Bouman und Jacobsen, dass das Urlaubsverhalten der Anleger eine Hauptursache des Sell in May darstellt, kommt speziell der Behavioral Finance als Erklärungsansatz für das Verhalten der Anleger eine besondere Bedeutung zu. In diesem Bezug zeigten verschiedenste Analysen, dass auf Grundlage des Urlaubsverhaltens, das Verhalten und somit die Risikoneigung der Investoren beeinflusst werden können. Dabei stellt der Urlaub für viele Anleger ein Luxusgut dar, welches mit erheblichen Kosten verbunden ist, weshalb sich Anleger, die nach dem Urlaub wieder in den Markt einsteigen, rational und risikoavers verhalten werden.³⁶ Auf Grundlage der verhaltensspezifischen Veränderungen der Investoren, die infolge des Urlaubsverhaltens eintreten, entwickelten sich im Laufe der Zeit zahlreiche Untersuchungen, die das Verhalten der Investoren durch weitere Einflussfaktoren erklärten. Hierbei zeigten Cao und Wei anhand ihrer Untersuchung, dass Anleger durch Temperaturanomalien in ihrer Verhaltensart beeinflusst werden.³⁷ Dabei führen niedrige Temperaturen zu einem aggressiven Verhalten der Anleger, wodurch diese bewusst höhere Risiken eingehen, die sich wiederum in höheren Renditen widerspiegeln können, wohingegen hohe Temperaturen zu einem aggressiven und zugleich apathischen Verhalten der Anleger führen, was zur Folge hat, dass diese risikoavers handeln. Im Hinblick auf das Urlaubsverhalten der Investoren bedeutet das, dass Investoren über den Sommer, wo sie in ihrer Stimmungslage durch die hohen Temperaturen gedrückt werden, sich lieber aus dem Markt zurückziehen und erst über den Winter, wenn sich ihre Stimmungslage wieder gebessert hat, wieder den Markt beitreten. Hirshleifer und Shumway wiesen in ihrer Studie den Einfluss der Sonneneinwirkung auf den Gemütszustand der Investoren nach, wobei sie einen signifikanten Einfluss der Länge und Dauer der Sonnenstrahlen auf das Verhalten der Investoren und den damit verbundenen Investitionsaktivitäten feststellten.³⁸ Demzufolge weisen Investoren in Zeiten hoher und langer Sonneneinstrahlung ein freudigeres Verhaltensmuster auf, welches zu höheren Renditen führt. Kamstra, Kramer und Levi analysierten dagegen die Auswirkungen einer Seasonal Affective Disorder, oder kurz SAD, auf die Emotionslage der Investoren.³⁹ Der SAD stellt in diesem Zusammenhang eine psychologisch dokumentierte Kondition dar, die einen höheren Pessimismus und eine höhere Risikoaversion während des Herbstes und Winters signalisiert, die infolge länger werdender Nächte

³⁶ Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 549.

³⁷ Vgl. Cao, Melanie/ Wei, Jason 2005, S. 1571-1572.

³⁸ Vgl. Hirshleifer, David/ Shumway, Tyler 2003, S. 1028-1030.

³⁹ Vgl. Kamstra, Mark J./ Kramer, Lisa A./ Levi, Maurice D. 2003, S. 340.

und niedrig werdender Temperaturen eintritt.⁴⁰ Anhand ihrer Studie wiesen Kamstra, Kramer und Levi nach, dass Investoren einem Winterblues nachgehen.⁴¹ Dieser beschreibt das Phänomen, dass die Renditen im Herbst geringer ausfallen als im Winter, da die Investoren durch die niedrigen Temperaturen und der geringen Anzahl an Sonnenstrahlen im Winter in ihrer Emotionslage positiv beeinflusst werden und dementsprechend risikoreicher agieren. Demgegenüber verdeutlichten Dolvin und Fernhaber in ihrer Untersuchung, dass speziell junge Unternehmen während des Börsengangs anfällig für den SAD sind, da diese zumeist in heißen Marktphasen in den Markt einsteigen.⁴² Aufgrund ihrer kurzen Unternehmenshistorie, die für die meisten Investoren eher unattraktiv ist, reduzieren diese infolge der eintretenden Risikoaversion ihre Emissionspreise.

Eine weitere Ursache, die sich im Zusammenhang mit Kalenderanomalien ergibt, stellen Marktineffizienzen dar, wobei speziell den Informationsineffizienzen ein besonderer Stellenwert zuteil kommt. Aufgrund bestehender Informationsasymmetrien auf dem Markt, führen Informationsineffizienzen dazu, dass die marktrelevanten Informationen innerhalb der Marktpreise für die Investoren nicht mehr ausreichen, weshalb diese sich in ihrem Handeln auf saisonale Effekte beziehen, um trotz einer schlechten Marktentwicklung Gewinne zu erzielen. Informationsasymmetrien können zum einen durch Krisen hervorgerufen werden. Bei dem Eintritt einer Krise, kann es vorkommen, dass die Marktinformationen wegen der Instabilität der Finanzmärkte verzerrt werden und nicht mehr ausreichen.⁴³ So zeigten Maberly und Pierce in ihrer Analyse, dass der Halloween-Effekt nur das Ergebnis von Krisen ist, wobei sie in ihrer Untersuchung über den Betrachtungszeitraum von 1982 bis 2003 mehrere Krisen ausfindig machten und allen voran die LTCM-Krise 1998, die Oktoberkrise 1987 und die Einwanderung Husseins 1990 aufzählten.⁴⁴ Ebenfalls tauchen Informationsasymmetrien oftmals in Verbindung mit jungen oder neuen Unternehmen auf, die sich auf dem Markt etablieren möchten. Dabei kommt es zumeist infolge des Börsengangs in diesen Unternehmen zu Opportunitätskosten, welche sich im Underpricing widerspiegeln. Das Underpricing beschreibt hierbei den Unterschied zwischen dem Preis, zu dem die Aktie an der Börse eingeführt wird, und dem Preis zu welcher die Aktie am Ende des ersten Handelstages gehandelt wird.⁴⁵ Die Opportunitätskosten beschreiben dabei den Preis, zu dem die Unternehmen ihre Aktien beim Börsengang veräußern. Denn die Aktien dieser Unternehmen werden in der Regel zu einem

⁴⁰ Vgl. Dolvin, Steven D./ Fernhaber, Stephanie A. 2014, S. 51.

⁴¹ Vgl. Kamstra, Mark J./ Kramer, Lisa A./ Levi, Maurice D. 2003, S. 325.

⁴² Vgl. Dolvin, Steven D./ Fernhaber, Stephanie A. 2014, S. 65-66.

⁴³ Vgl. Darrat, Ali F./ Li, Bin/ Liu, Benjamin/ Su, Jen Je 2011, S. 94.

⁴⁴ Vgl. Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. 2004, S. 31-32.

⁴⁵ Vgl. Dolvin, Steven D./ Fernhaber, Stephanie A. 2014, S. 51.

niedrigeren Preis verkauft, als das sie es müssten. Das Problem kennzeichnen Informationsasymmetrien auf Seiten der neu etablierten Unternehmen, denn diese können aufgrund ihrer kurzen Unternehmenshistorie, die keinerlei Informationen für Investoren bietet, keine Anleger dazu bewegen in ihre Unternehmen zu investieren. Deshalb tendieren die meisten neuen Unternehmen dazu, ihren Börsengang in heiße Marktphasen, die auf saisonalen Anomalien beruhen, zu verschieben, da sie davon ausgehen dass sie ihre Aktien besser verkaufen können, wenn mehr Anleger innerhalb des Marktes vertreten sind.⁴⁶ Eine weitere Informationsasymmetrie stellt der Rauschhandel der Anleger dar. Dieser beschreibt ein irrationales Handeln, welches besonders bei Großhändlern ausgeprägt ist, bei dem sich Anleger in ihren Handelsgeschäften auf Informationen aus Gerüchten und Spekulationen beziehen, um sich im Vorfeld einen Vorteil gegenüber der Marktkonkurrenz zu erarbeiten.⁴⁷ Dabei kommt es oftmals zu Preisverzerrungen innerhalb des Marktes, da sich Anleger und insbesondere Großinvestoren in ihrem Handeln nicht auf fundamentale Informationen stützen und damit die Preise auf dem Markt beeinflussen, wodurch andere Marktteilnehmer unterbewusst dazu bewegt werden diesen Preisen nachzugehen.

Eine weitere Ursache, die in Verbindung mit Kalenderanomalien besteht, bildet das Data-Snooping ab. Der Halloween-Effekt als Kalenderanomalie reflektiert nur das Ergebnis bisheriger empirischer Analysen, bei denen die Richtigkeit der Daten niemals richtig geprüft wurde. In diesem Zusammenhang kann unter der Begrifflichkeit des Data-Snooping die bewusste Datenverzerrung von empirischen Testergebnissen verstanden werden, die auf Grundlage bereits existierender Datensätze erfolgt, um somit signifikante Ergebnisse nachweisen zu können.⁴⁸ Den Grund für das Data-Snooping bildet das Verhalten der Autoren von empirischen Analysen ab. Da diese zumeist aus der Not heraus, etwas veröffentlichen zu müssen, um des Geldes wegen oder damit sie ihren persönlichen Werdegang gerecht werden, auf bereits vorhandene Datensätze zurückgreifen. Hierbei erweitern sie bspw. den Betrachtungszeitraum oder sie fügen irrelevante Variablen hinzu, um somit den P-Wert zu drücken und damit signifikante Ergebnisse zu modellieren. Denn die öffentlichen Medien fokussieren Studien, die neue Effekte oder Anomalien nachweisen, mehr als solche, die lediglich die Robustheit oder Richtigkeit der Daten überprüfen. Das beste Beispiel in Verbindung mit dem Data-Snooping stellt hierbei die Untersuchung von Bouman und Jacobsen dar, die in zahlreichen anderen Studien erneut aufgegriffen wurde, wobei immer wieder unterschiedlichste Aspekte

⁴⁶ Vgl. Dolvin, Steven D./ Fernhaber, Stephanie A. 2014, S. 55.

⁴⁷ Vgl. Henker, Julia/ Paul, Debapriya J. 2012, S. 1085.

⁴⁸ Vgl. Lenkkeri, Veera/ Marquering, Wessel/ Strunkmann-Meister, Ben 2006, S. 32-33.

untersucht wurden.⁴⁹ So zeigten Maberly und Pierce anhand der Studie von Bouman und Jacobsen, dass der Halloween-Effekt nur das Ergebnis von Ausreißern in Form von Krisen sei.⁵⁰ Anders dagegen wiesen Jacobsen und Zhang eine 300 Jahre bestehende Persistenz des Sell-in-May-Effektes auf Grundlage der Untersuchung von Bouman und Jacobsen nach, wobei sie den Betrachtungszeitraum erweiterten.⁵¹

Neben den verschiedensten Ursachen des Halloween-Effektes besteht ebenfalls eine Vielzahl an Einflüssen, die die Anomalie des Sell-in May beeinträchtigen können. Einen der wohl bekanntesten Einflüsse auf den Halloween-Effekt, bildet dabei der Januar-Effekt ab. So zeigten bspw. Ciccone und Etebari den Januar-Effekt am Beispiel des US-amerikanischen Aktienmarktes, indem sie in ihrer Studie nachwiesen, dass die überdurchschnittlichen Renditen des Halloween-Effektes durch die hohen Renditen des Monats Januar erklärt werden.⁵² In diesem Zusammenhang beschreibt der Januar-Effekt das Ereignis, dass im Monat Januar, im Vergleich zu den anderen Monaten des Jahres, die höchsten Renditen erzielt werden. Dabei beruht die Anomalie des Januar-Effektes, genau wie die des Halloween-Effektes, auf einer alten Börsenweisheit: „As goes January, so goes the year“, die den Anlegern impliziert, dass die Januarrenditen für das Jahresergebnis entscheidend sind.⁵³ Eine mögliche Ursache des Januar-Effektes kennzeichnen, neben dem Rauschhandel von Großinvestoren, Informationsasymmetrien auf Seiten junger Unternehmen. Diese entstehen dadurch, dass die neu am Markt etablierten Unternehmen gegen informierte Händler handeln müssen, wodurch es zu Differenzen in der Investitionsaktivität der beiden Händlertypen kommt.⁵⁴ Der Unterschied zwischen den informierten und uninformierten Investoren liegt hierbei im Erfahrungsschatz der informierten Investoren, die eine größere Markterfahrung und somit ein höheres Insiderwissen besitzen. Aufgrund der Informationsasymmetrien, dass die informierten Händler Insiderwissen aufweisen, orientieren sich uninformierte Investoren an saisonalen Anomalien, um spezifische Informationen über kalendarische Renditenmuster zu erlangen. In diesem Zusammenhang investieren vermehrt uninformierte Investoren während des Jahreswechsel in den Markt, da sie von höheren Renditen ausgehen, wodurch es oftmals im Januar zu einem Size-Effekt kommt, da diese hauptsächlich mit Firmenanteilen von Kleinunternehmen investieren.⁵⁵ Im Kontrast dazu richten informierte Investoren ihre Portfolios nicht auf Kalenderanomalien ab, da sie aufgrund ihrer gesammelten Erfahrungen das Risiko von saisonalen Effekten besser einschätzen

⁴⁹ Vgl. Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1630.

⁵⁰ Vgl. Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. 2004, S. 42-43.

⁵¹ Vgl. Jacobsen, Ben/ Zhang, Cherry Y. 2013, S. 1781.

⁵² Vgl. Ciccone, Stephan J./ Etebari, Ahmad 2008, S. 12.

⁵³ Vgl. Bohly, Martin T./ Salm, Christian A. 2010, S. 173.

⁵⁴ Vgl. Seyhun, H. Nejat 1988, S. 130.

⁵⁵ Vgl. Seyhun, H. Nejat 1988, S. 139-140.

können und somit ihrem normalen Investitionsverhalten nachgehen. Da die uninformierten Händler auf Basis von Informationsasymmetrien operieren, kommt es zum Jahreswechsel, infolge der Preisverzerrungen auf dem Markt, zu einem Preis-Effekt. Dieser drückt aus, dass es im Dezember zu einem Verkaufsdruck und im Januar zu einem Kaufdruck von Aktien kommt.⁵⁶ Damit verbunden ist das Urlaubsverhalten der Investoren während der Weihnachts- und Neujahrszeit, bei dem es im Dezember aufgrund der geringeren Anzahl an zur Verfügung stehenden Handelstagen, zu einer größeren Handelsaktivität kommt.⁵⁷ Diesbezüglich versuchen Investoren im Dezember ihre schlechten Anlagen zu verkaufen und im Januar durch bessere zu ersetzen. Häufig werden dabei die Anwendungsmethoden des Tax-Loss-Selling und des Window Dressing verwendet. Das Tax-Loss-Selling beschreibt, dass Investoren kurz vor dem Jahresende ihre Anlagen verkaufen, mit denen sie Verluste erzielt haben, um ihre Steuern auf den Nettogewinn zu reduzieren.⁵⁸ Dadurch können sich Investoren im Dezember eine bessere Ausgangslage für den Monat Januar schaffen, aufgrund des höheren Gewinns der zur Verfügung steht, mit dem wiederum erneut investiert werden kann. Dagegen illustriert das Window-Dressing, eine Methodik, bei der Portfoliomanager Anlagen verkaufen, die über das Jahr schwache Leistungen erzielten, um nach dem Jahreswechsel nur effiziente Anlagen in ihren Portfolios zu halten.⁵⁹ Damit verbunden ist die Intransparenz der Portfolios, da die Manager, durch die Eliminierung schlechter Anlagen, der Marktkonkurrenz ihre schlechte Performance zum Jahresanfang verschweigen. Wie bei dem Halloween-Effekt, kommt auch bei dem Januar-Effekt der Behavioral Finance eine bedeutende Rolle zu. Denn Investoren die der Anlagestrategie des Januar-Effektes folgen, neigen über den Jahreswechsel dazu ihre Risikoneigung zu ändern. Der Grund dafür liegt neben dem Tax-Loss-Selling und Window-Dressing in den Gehaltsboni und Dividenden, die in das neue Kalenderjahr überführt werden, um einen entsprechend höheren Gewinn zu erzielen.⁶⁰ Wegen der Gewinnsteigerung zum Jahresanfang können Investoren mehrere Investitionen tätigen, was diese dazu bewegt risikoreichere Portfolios aufzubauen, wobei sie den Grundlagen des Kapitalmarktes folgen, bei dem ein höheres Risiko durch höhere Renditen vergütet wird. Die entsprechenden Portfolios werden dann erst wieder zur Jahresmitte umstrukturiert. Hierzu verdeutlichte Alves anhand seiner Untersuchung, dass Anleger dazu tendieren ihre Portfolios in den Quartalen des Sommers und des Herbstes neu auszurichten.⁶¹

⁵⁶ Vgl. Bhardwaj, Ravinder K./ Brooks, Leroy D. 1992, S. 558.

⁵⁷ Vgl. Dyl, Edward A./ Maverly, Edwin D. 1992, S. 594.

⁵⁸ Vgl. Starks, Laura T./ Yong, Li/ Zheng, Lu 2006, S. 3050.

⁵⁹ Vgl. Starks, Laura T./ Yong, Li/ Zheng, Lu 2006, S. 3050.

⁶⁰ Vgl. Sun, Qian/ Tong, Wilson H.S. 2010, S. 966-967.

⁶¹ Vgl. Alves, Carlos F. 2014, S. 1160.

Allerdings können neben dem Januar-Effekt noch weitere spezifische Monats-Effekte einen entscheidenden Einfluss auf den Sell-in-May-Effekt ausüben. In diesem Zusammenhang wiesen Carrazedo, Curto und Oliveira in ihrer Untersuchung einen signifikanten Halloween-Effekt auf dem europäischen Markt nach, wobei sie feststellten, dass der Halloween-Effekt nur das Ergebnis herausragender Monatsleistungen der Monate April und September war, wohingegen sie den Januar und den damit verbundenen Januar-Effekt ablehnten.⁶² Aufgrund der Tatsache, dass der Monat April mit den höchsten Renditen innerhalb und der Monat September mit den geringen Renditen außerhalb des Betrachtungszeitraumes des Sell-in-May-Effektes liegen, kommt es über den Winterzeitraum im Vergleich zum Sommerzeitraum, im Hinblick auf die Renditen, zu einer Outperformance, was wiederum für einen signifikanten Halloween-Effekt spricht. Dies hat zur Folge, dass der Halloween-Effekt nur durch die Monate erklärt wird, die über den Jahresvergleich besser bzw. schlechter abschnitten.

Weiterhin können finanzielle Aspekte den Sell-in-May-Effekt beeinträchtigen. Einen solchen finanziellen Aspekt stellt zum einen die Währungspolitik dar. Investoren und Manager, die der Strategie des Halloween-Effektes folgen, richten in der Regel ihre Portfolios über den Winterzeitraum risikoreich aus, da sie von steigenden Renditen ausgehen. Allerdings können Investoren, aufgrund einer Reform in der Währungspolitik, dazu gezwungen werden, ihre Portfolios umzustellen. Infolge einer strengen Währungspolitik gehen zumeist Restriktionen für die aggregierte Liquidität einher, die zur Folge haben, dass die Kosten für die erwartete Liquiditätsaufnahme steigen, was ebenfalls zu höheren Zinszahlungen und Transaktionskosten führt, weshalb Investoren auf risikolose Anleihen umsteigen müssen.⁶³ Einen weiteren Aspekt kennzeichnen nicht prognostizierte Investmentströme, welche ebenfalls Investoren dazu bewegen ihre Portfolios anzupassen. Solche Investmentströme treten oftmals in Verbindung mit Pensionsplanungen auf. Denn hierbei müssen Manager, unter der Berücksichtigung zukünftiger Rücktritte von Investoren in ihren Unternehmen, im Voraus planen und ihre Portfolios umstrukturieren, damit sie auf längerer Sicht risikolose Gewinne erwirtschaften können.⁶⁴ In diesem Zusammenhang können Investoren und Manager, die der Anlagestrategie des Halloween-Effektes folgen, dazu gedrängt werden ihre Portfolios risikolos aufzubauen. Daneben kann der Halloween-Effekt zusätzlich durch Zinsänderungen, Inflationen und Transaktionskosten beeinflusst werden.

⁶² Vgl. Carrazedo, Tiago/ Curto, José Dias/ Oliveira, Luís 2016, S. 499-500.

⁶³ Vgl. Ogden, Joseph P. 1990, S. 1260-1261.

⁶⁴ Vgl. Andreau, Laura/ Ortiz, Cristina/ Sarto, José Luis 2013, S. 302.

Einen weiteren Einflussfaktor beschreiben die fortschreitende Globalisierung und die damit verbundene internalisierende Marktintegration.⁶⁵ Aufgrund der weltweiten Vernetzung der Märkte in allen Ländern, können bestimmte Anomalien in andere Märkte weitergetragen oder eliminiert werden. Insbesondere bei der Internalisierung von Märkten aus Entwicklungsländern kann es dazu kommen, dass Ineffizienzen in Form von Kalenderanomalien, wegen der eintretenden Effizienz und der Nutzung verschiedener Finanzinstrumente aus den Industriestaaten, bereinigt werden können. In diesem Kontext untersuchten Maberly und Pierce den Halloween-Effekt anhand des japanischen Aktienmarktes über den Zeitraum von 1970 bis 2003, wobei sie herausfanden, dass dieser ab dem Beginn der Internalisierung des japanischen Marktes Mitte der 1980er Jahre verschwand.⁶⁶

Trotz der oben genannten Ursachen und Einflüsse auf den Halloween-Effekt können die genauen Ursachen, wie bei den meisten Marktineffizienzen, nicht explizit erklärt werden. Ein Grund dafür ist, dass viele verschiedene Zustände und Effekte mit der Saison korrelieren können, was es unmöglich macht konkrete Ursachen zu finden.⁶⁷ Des Weiteren muss beachtet werden, dass zahlreiche empirische Untersuchungen auf Grundlage rationaler und finanzmathematischer Methoden untersucht wurden. Daneben müssen auch verhaltensbasierende und psychologische Faktoren berücksichtigt werden, da das Verhalten der Investoren eine wesentliche Rolle spielt. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die exakten Ursachen und Einflüsse, trotz 300 Jahre bestehender Persistenz, bis heute immer noch unentdeckt sind.

3.3. Kritik des Halloween-Effektes

Kalenderanomalien haben in den letzten Jahren immer mehr das Interesse der Investoren geweckt, da diese den Investoren versprechen, dass in bestimmten Zeiträumen des Jahres risikolos höhere Renditen erzielen werden können. Deshalb werden in der Literatur Kalenderanomalien oftmals als Gegenargument für die allgemeingültige Kapitalmarkttheorie und die damit verbundene Effizienz Markthypothese verwendet, die davon ausgehen, dass alle marktrelevanten Informationen in den Marktpreisen inbegriffen sind.⁶⁸ In diesem Zusammenhang stellt sich des Öfteren die Frage, ob die Kapitalmarkttheorie mit ihrem Capital Asset Pricing Modell, kurz CAPM, überhaupt noch Gültigkeit besitzt. Denn neben den saisonalen Effekten existieren noch weitere Anomalien, die die Kapitalmarkttheorie anzweifeln. Hierbei be-

⁶⁵ Vgl. Darrat, Ali F./ Li, Bin/ Liu, Benjamin/ Su, Jen Je 2011, S. 113.

⁶⁶ Vgl. Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. 2003, S. 328-334.

⁶⁷ Vgl. Jacobsen, Ben/ Marquering, Wessel 2008, S. 527.

⁶⁸ Vgl. Salm, Christopher/ Siemkes, Jörg 2009, S. 414.

schreibt das CAPM ein Finanzmarktmodell, welches in den 1960er Jahren durch Sharpe, Lindner und Mossin begründet wurde, dass die Bewertung von Aktien ermöglicht.⁶⁹ Die Basis des CAPM bildet der Trade-Off zwischen Rendite und Risiko der Modernen Portfoliotheorie, bei dem ein höheres Risiko durch höhere Renditen vergütet wird. Diese besagt, dass das Risiko des angelegten Vermögens aufgeteilt werden kann, wenn in mehrere Titel investiert wird, wobei unter dem Begriff des Risikos zwei unterschiedliche Risikoarten verstanden werden. Zum einen das unsystematische Risiko, welches anlagenspezifisch ist und diversifiziert werden kann, und zum anderen das systematische Risiko, das sich auf den ganzen Anlagenkatalog auswirkt und damit nicht diversifiziert werden kann, weshalb Anleger einen Anspruch auf eine Risikoprämie besitzen.⁷⁰ Auf Grundlage dessen zeigte Markowitz, dass durch die Kombination von verschiedenen Anlagen ein Portfolio so gebildet und diversifiziert werden kann, dass neue Rendite-Risiko-Möglichkeiten entstehen.⁷¹ Daneben besteht zudem die Möglichkeit risikolose und risikoreiche Anlagen zu kombinieren und in einem Portfolio zu halten, wobei diese auf der Capital Market Line, kurz CML, illustriert werden, die hierbei die Effizienz Linie in einem bestimmten Punkt tangiert, welcher zugleich das Tangentialportfolio darstellt.⁷² Dabei liegen alle Kombinationen aus risikolosen und risikoreichen Anlagen mit den entsprechenden perfekt diversifizierten Portfolios, bei denen das unsystematische Risiko vollständig aufgeteilt wurde, auf der Capital Market Line. In diesem Zusammenhang wird die Portfoliotheorie um das Separationstheorem der Tobin-Selektion erweitert, welches voraussetzt, dass bei der Kombination von risikoreichen und risikolosen Anlagen die Risikopräferenz der Investoren berücksichtigt werden muss, wohingegen die Risikopräferenz der Anleger bei der Kombination von risikoreichen Anlagen nicht beachtet werden muss.⁷³ Auf Grundlage der Portfoliotheorie, dass durch die Kombination von risikolosen und risikoreichen Anlagen perfekt diversifizierte Portfolios gebildet werden können, erweitert das CAPM die heterogenen Erwartungen der Anleger durch spezifische Annahmen. Eine dieser Annahmen des CAPM bildet die Risikoaversion der Anleger ab, die dementsprechend versuchen nur effiziente Portfolios zu halten, welche zugleich den Tangentialportfolios entsprechen. In diesem Zusammenhang würden alle Investoren auf dem Markt Tangentialportfolios halten, was dazu führt, dass diese im Kapitalmarktgleichgewicht dem Marktportfolio entsprechen.⁷⁴ Durch die aufgestellten Annahmen des CAPM wird den Investoren verdeutlicht, wie diese sich im Markt-

⁶⁹ Vgl. Rey, David 2012, S. 191.

⁷⁰ Vgl. Spreemann, Klaus 2006, S. 314-321.

⁷¹ Vgl. Markowitz, Harry 1952, S. 89.

⁷² Vgl. Rey, David 2012, S. 194.

⁷³ Vgl. Spreemann, Klaus 2006, S. 234-236.

⁷⁴ Vgl. Rey, David 2012, S. 194.

gleichgewicht zu verhalten haben, damit sie mit ihren perfekt diversifizierten Portfolios dem Marktportfolio entsprechen, wobei die Investoren durch die Markttaggregation homogene Erwartungen bzgl. der Volatilitäten und Renditen entwickeln. Den zentralen Gegenstand des CAPM bildet die Frage nach der Entschädigung des Anlagerisikos ab, dass dadurch bedingt ist, dass Anleger Portfolios halten, die sowohl aus risikolosen, als auch aus risikoreichen Anlagen bestehen.⁷⁵ Dabei entspricht die zu erwartende Rendite des CAPM dem risikolosen Zinssatz und der Risikoprämie, die sich wiederum aus dem systematischen Risiko und dem Marktpreis des Risikos ergibt. Allerdings bestehen in diesem Zusammenhang Schwierigkeiten bei der Ermittlung des systematischen Risikos. Denn anders als Portfolios, können Anlagen nicht perfekt diversifiziert werden, da diese, neben dem systematischen Risiko, unsystematische Risiken in Form von unternehmensspezifischen Risiken beinhalten.⁷⁶ Deshalb muss das anteilige systematische Risiko der Anlagen ermittelt werden. Dazu wird das Marktmodell genutzt, welches das systematische Risiko mit Hilfe des Beta-Regressionskoeffizienten schätzt.⁷⁷ Dieser misst das Ausmaß der Schwankungen der jeweiligen Aktie zum gewählten Aktienindex. Sollte das Beta einen Wert von 1 annehmen, so schwankt die Aktie proportional zum Aktienkurs, was zugleich dem Marktportfolio entspricht. Sollte der Wert allerdings über bzw. unter dem Wert 1 liegen, so schwankt die Rendite der jeweiligen Aktie über- bzw. unterproportional zum gewählten Aktienindex. Dabei drückt ein hohes Beta ein höheres systematisches Risiko aus, welches durch eine dementsprechend höhere Risikoprämie entschädigt wird. Da Anleger, basierend auf dem CAPM, nur risikoavers agieren, nehmen diese nur ein höheres Risiko auf, wenn konträr dazu eine entsprechend höhere Rendite steht. In diesem Zusammenhang wird das Ausmaß des aufgenommenen Marktrisikos und der zu erwartenden Rendite durch die Security Market Line, oder kurz SML, ausgedrückt.⁷⁸

Obwohl das CAPM seit mehr als 40 Jahren besteht, dient es noch immer zahlreichen Anlegern als Grundlage ihrer Kapitalentscheidungen. Allerdings wird in der Literatur häufig bezweifelt, ob das Modell nach all diesen Jahren noch Bestand hat. In diesem Bezug wurde erstmals in den 1970er Jahren durch Roll Kritik verübt. Dieser behauptet, dass das Marktportfolio den Hauptkritikpunkt des CAPM beschreibt. Da das Marktportfolio als Bewertungsmaßstab von Einzelanlagen dient, muss dieses im Vorfeld exakt definiert werden, damit die Einzelanlagen durch das entsprechende Anlageuniversum erklärt werden können.⁷⁹ Dabei muss die Darstellung des Anlageuniversums kritisch betrachtet werden, denn laut dem CAPM wird

⁷⁵ Vgl. Rey, David 2012, S. 193.

⁷⁶ Vgl. Rey, David 2012, S. 196.

⁷⁷ Vgl. Rey, David 2012, S. 196.

⁷⁸ Vgl. Rey, David 2012, S. 199.

⁷⁹ Vgl. Roll, Richard 1977, S. 130.

nicht verständlich, welche Kapitalisierung betrachtet wird oder was konkret unter der Begrifflichkeit des Vermögens verstanden wird. Deshalb wird das Marktportfolio in den meisten Fällen durch einen Aktienindex approximiert, weil nicht alle Anlagen aus dem Anlageuniversum abgebildet werden können, da das CAPM bestimmte Anwendungsbereiche, wie z.B. Humankapital oder Immobilien, nicht berücksichtigt.⁸⁰ Sollte der gewählte Aktienindex sich jedoch nicht mit dem Anlageuniversum decken, können keine Aussagen über die Anlagen und die Aufteilung des systematischen Risikos getroffen werden. Ein Beispiel dafür wäre, wenn der Index eines Hedge Funds Universums in Verbindung mit risikolosen Anlagen untersucht werden würde. Anhand des CAPM werden zwei Hypothesen genauer betrachtet. Zum einen die Implikationen des Modells für die Bewertung von Anlagen und zum anderen die Effizienz des verwendeten Marktportfolios. Sollte allerdings die Bewertung nicht mit den Annahmen des CAPM übereinstimmen, kann der Fehler innerhalb des verwendeten Aktienindex liegen, was es unmöglich macht die Bewertungen des Modells zu überprüfen.⁸¹

In Verbindung mit dem Marktportfolio stehen auch das verwendete Marktmodell und der damit verbundene Beta-Koeffizient, der den einzigen systematischen Risikofaktor darstellt, in der Kritik. Denn neben dem Beta-Koeffizienten können noch zahlreiche weitere Kennzahlen bestehen, die die Renditen beschreiben können. Allen voran der Unternehmensgröße und dem dadurch entstehenden Size-Effekt kommen hierbei eine besondere Aufmerksamkeit zu. Denn kleine Unternehmen tendieren dazu, trotz gleicher Betas und gleich strukturierter Portfolios, höhere Renditen als größere Unternehmen zu erzielen.⁸² Dabei besteht das Problem darin, dass das Beta als einziger bewertungsrelevanter Faktor seine Aussagekraft bei gleichbleibender Marktkapitalisierung verliert. Dies wird verstärkt wenn nur illiquide oder gar keine historischen Daten vorliegen. Aufgrund der fehlenden Daten kann es vorkommen, dass die Beta-Faktoren verzerrt werden, wodurch wiederum das systematische Risiko unter- bzw. überschätzt wird und damit die Renditen verzerrt werden. Auch bei der Betrachtung der B/M-Ratio stellt das CAPM kein gültiges Modell dar, da bei der B/M-Ratio das Phänomen eintritt, dass Value-Aktien höhere Renditen als Growth-Aktien erzielen, obwohl laut dem CAPM genau der umgekehrte Fall eintreten müsste.⁸³ In diesem Zusammenhang verdeutlichten Fama und French anhand ihrer Untersuchung, dass kein signifikanter Zusammenhang zwischen den Beta-Koeffizienten und den Durchschnittsrenditen besteht, wohingegen sie einen negativen bzw. positiven signifikanten Zusammenhang zwischen den Renditen und der Unternehmens-

⁸⁰ Vgl. Roll, Richard 1977, S. 155.

⁸¹ Vgl. Rey, David 2012, S. 213.

⁸² Vgl. Rey, David 2012, S. 213.

⁸³ Vgl. Rey, David 2012, S. 216.

größe bzw. der B/M-Ratio feststellten.⁸⁴ Den Grundlagen des CAPM's zufolge orientieren sich Investoren in ihren Kapitalentscheidungen einzig und allein an dem Beta-Faktor, wobei ein hohes Beta durch hohe Renditen vergütet wird. Allerdings kann der Fall eintreten, dass Aktien mit einem hohen Beta überbewertet und Aktien mit einem geringen Beta unterbewertet sind, obwohl diese entsprechend geringere bzw. höhere Renditen versprechen. Weiterhin besteht die Problematik, dass die Beta-Koeffizienten im Zeitverlauf mit den historischen Renditen schwanken, da Investoren unterschiedliche Risikoprämien je nach Wirtschaftszyklus und Investitionsklima fordern, wobei in diesem Bezug die Realwirtschaft einen externen Faktor kennzeichnet, den das CAPM nicht berücksichtigt.⁸⁵

Einen weiteren wesentlichen Einflussfaktor kennzeichnen, wie weiter oben bereits genannt, Kalenderanomalien. Kalenderanomalien gelten oftmals als Ineffizienzen des Marktes, da sie Investoren garantieren, dass diese in bestimmten zyklischen Abschnitten des Jahres hohe Renditen zu einem geringeren Risiko erzielen können. Hierbei unterstellen saisonale Anomalien, dass auf Grundlage öffentlicher Informationen und unter Berücksichtigung alter Trends und Kurse höhere Renditen erzielt werden können. Dagegen behauptet das CAPM, dass der Trade-Off für jede Anlage gleich ist und alle marktrelevanten Informationen innerhalb des Marktpreises liegen. Diesbezüglich sollte es nicht möglich sein, auf Grundlage von kalendari-schen Mustern und alten Kursen Überrenditen zu erzielen, da dies einem free lunch bedeuten würde, bei dem Investoren ihre Strategien spielend leicht auf die jeweiligen Underlying abzie-len können.⁸⁶ Demnach sind auch die damit verbundenen Kaufs- und Verkaufsempfehlungen der Marktweisheiten auf dem Kapitalmarkt unzulässig. Allerdings orientiert sich eine Mehr-zahl an Investoren an den Implikationen von Marktweisheiten, da sie von steigenden Renditen ausgehen. In diesem Zusammenhang stellt das Verhalten der Anleger einen externen Faktor dar, den das CAPM nicht in seinen Annahmen berücksichtigt. Während das CAPM von festen Annahmen ausgeht, unter anderem dass alle Investoren auf dem Markt risikoavers und ratio-nal interagieren, verdeutlichen Kalenderanomalien, dass Anleger ihr Verhalten über verschie-dene Zeiträume ändern. Dabei kommt allen voran der Behavioural Finance als Erklärungsan-satz in der Literatur eine besondere Bedeutung zu. Denn Investoren können unabhängig vom CAPM und der Portfoliotheorie weitere Aspekte berücksichtigen, wie. z.B. Temperaturen oder Marktdepressionen, die sie in ihr Verhalten mit einbeziehen, wobei sie ihren individuel-len Intuitionen folgen und auch „nicht“ rational handeln können.⁸⁷ Aufgrund der Versprechen

⁸⁴ Vgl. Fama, Eugene F./ French, Kenneth R. 1992, S. 440-450.

⁸⁵ Vgl. Spreemann, Klaus 2006, S. 344.

⁸⁶ Vgl. Dichtl, Hubert/ Drobetz, Wolfgang 2014, S. 113.

⁸⁷ Vgl. Spreemann, Klaus 2006, S. 335-336.

saisonalen Effekte, dass risikolose höhere Renditen gewonnen werden können, werden Anleger beeinflusst diesen zu folgen, da sie nicht wie bei dem CAPM höhere Risiken im Vorfeld aufnehmen müssen. Ebenfalls berücksichtigt das CAPM in seinen Annahmen keine Transaktionskosten und Steuern, die jedoch den meisten Anlegern als Entscheidungskriterium dienen, um beurteilen zu können, ob die jeweilig umgesetzten Strategien effizient waren. In Verbindung mit Kalenderanomalien, die in der Regel Anlagestrategien reflektieren, die mit verschiedenen Transaktionen und Transaktionskosten verbunden sind, gibt die Höhe der Transaktionskosten darüber Aufschluss, inwieweit die umgesetzten Handelsstrategien vorteilhaft waren.⁸⁸ In dieser Hinsicht gelten Anlagestrategien mit hohen Transaktionskosten als ineffizient. Ebenso können Steuern einen wesentlichen Einfluss auf dem Kapitalmarkt widerspiegeln, indem Investoren speziell zum Jahreswechsel das Tax-Loss-Selling anwenden, um ihren steuerlichen Gewinn zum Jahresende zu reduzieren, um sich dementsprechend zum Jahresanfang eine bessere Ausgangssituation zu sichern.⁸⁹ In Bezug auf den Jahreswechsel kommt allen voran die Anomalie des Januar-Effektes, im Hinblick auf die Unternehmensgröße, ein besonderer Stellenwert zu. Denn im Monat Januar neigen kleinkapitalisierte Unternehmen dazu größere Renditen als großkapitalisierte Unternehmen zu erzielen. In diesem Bezug ist der Size-Effekt oftmals das Ergebnis eines Preis-Effektes, der infolge eines Price-run-ups entsteht, indem insbesondere uniformierte Investoren, die der Anomalie des Januars folgen, im Dezember ihre schwach performenden Aktien verkaufen und im Januar besser performende kaufen.⁹⁰ Ein weiteres Problem, welches in Verbindung mit Kalenderanomalien auftritt, ist die nachgewiesene Persistenz dieser Effekte. Laut dem CAPM werden jegliche Ineffizienzen auf dem Markt eliminiert, was bedeutet, dass Anleger die der Strategie des Sell-in-May nachgehen und dabei Verluste erzielen würden, diese dementsprechend beseitigen werden, um die Effizienz auf dem Markt zu bewahren. Allerdings zeigen manche Studien, dass die Anomalie des Sell-in-May-Effektes eine Persistenz von mehr als 300 Jahren aufweist, die darauf zurückzuführen ist, dass im Vorfeld keine grundlegenden Handelsregeln auf dem Markt definiert wurden, wie bestimmte Ineffizienzen eliminiert werden können.⁹¹ Oftmals nutzen Investoren hierbei Arbitrageoptionen, um die jeweiligen Ineffizienzen zu beseitigen. Jedoch besteht bei diesen das Problem darin, dass diese zunächst identifiziert werden müssen und nur sehr langsam durch den Markt umgesetzt werden.⁹² Kalenderanomalien werden aber auch unabhängig vom klassischen Finanzmarktmodell des CAPM kritisch betrachtet. Wie zuvor bei den

⁸⁸ Vgl. Haggard, Stephan K./ Witte, Douglas H. 2010, S. 386.

⁸⁹ Vgl. Starks, Laura T./ Yong, Li/ Zheng, Lu 2006, S. 3050.

⁹⁰ Vgl. Seyhun, H. Nejat 1988, S. 130.

⁹¹ Vgl. Darrat, Ali F./ Li, Bin/ Liu, Benjamin/ Su, Jen Je 2011, S. 113.

⁹² Vgl. Andrade, Sandro C./ Chhaochharia, Vidhi/ Fuerst, Michael, E. 2013, S. 103.

Einflüssen genannt wurde, stellt der Halloween-Effekt nur ein Resultat vergangener empirischer Untersuchungen dar, bei denen die Ergebnisse keineswegs vollständig auf ihre Aussagekraft überprüft wurden. In diesem Zusammenhang stellt das Data-Snooping einen wesentlichen Kritikpunkt dar, da viele Untersuchungen auf den gleichen Datensätzen beruhen, wodurch der Effekt oftmals als persistent nachgewiesen wurde.⁹³ Dies kann dazu führen, dass die Anomalie des Sell-in-May überschätzt wird, woraufhin Investoren in ihrem Verhalten beeinflusst werden, indem diese den spezifischen Zeiträumen nachgehen und risikoreicher anlegen, was im Umkehrschluss zu Verlusten führen kann. Weiterhin wurden neben dem Halloween-Effekt verschiedene Einflüsse wie der SAD oder Temperaturen untersucht, die das Verhalten der Investoren beeinflussen. Allerdings können all diese untersuchten Anomalien den gleichen Effekt betrachten. In diesem Zusammenhang zeigten Jacobsen und Marquering, dass unter der Berücksichtigung des Sell-in-May keine oder nur sehr schwache Anzeichen einer Signifikanz zu erkennen ist, wenn die Auswirkungen verschiedener Anomalien untereinander getestet werden.⁹⁴ Zusätzlich wurde immer wieder in einer Vielzahl an empirischen Analysen die Outperformance des Halloween-Effektes berichtet. Jedoch müssen die Ergebnisse und die damit verbundene Outperformance von Kalenderanomalien kritisch betrachtet werden, denn anders als bei Aktienindizes können bei Kalenderanomalien keine konkreten Benchmarks als Vergleichsmaßstab in Betracht gezogen werden. Deshalb stellt das Fehlen einer Benchmark ein unsystematisches Risiko von Kalenderanomalien dar, welches zugleich als Tracking Error bezeichnet wird.⁹⁵ In vergangenen Untersuchungen wurde in diesem Bezug häufig die klassische langfristige Anlagestrategie der Buy and Hold Strategie als Benchmark genutzt, die zugleich einen Indikator der Kapitalmarkttheorie repräsentiert. Aufgrund der unbekanntenen Ursachen des Sell-in-May-Effektes ist die Suche nach einer Benchmark relativ schwierig, da die Anomalie bei der Betrachtung verschiedener Indizes sich unterschiedlich auswirken kann, wodurch die Ergebnisse nicht vergleichbar sind.

Infolge der oben genannten Problemfelder des CAPM steht dessen Gültigkeit zumeist im Kritikpunkt der Öffentlichkeit, weshalb sich im Laufe der Zeit neben dem CAPM noch weitere alternative Bewertungsansätze in der Literatur entwickelten, wobei die Arbitrage Pricing Theory an großer Beliebtheit gewann. Der wesentliche Vorteil der Arbitrage Pricing Theory, kurz APT, besteht in der Flexibilität, bei denen die zu untersuchenden Renditen durch mehrere Variablen analysiert werden, wohingegen Beta als einziger entscheidungsrelevanter Faktor

⁹³ Vgl. Lenkkeri, Veera/ Marquering, Wessel/ Strunkmann-Meister, Ben 2006, S. 32-33.

⁹⁴ Vgl. Jacobsen, Ben/ Marquering, Wessel 2008, S. 527.

⁹⁵ Vgl. Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1634.

abgelehnt wird.⁹⁶ Dabei wird als Grundlage angenommen, dass die unterschiedlichen Renditeerwartungen der Investoren auf die einzelnen Anlagen mit ihren unterschiedlichen Risikoprofilen und die damit verbundenen bewertungsrelevanten Risikofaktoren zurückzuführen sind. Weiterhin unterstellt die APT, dass das anteilig zu untersuchende systematische Risiko, im Vergleich zum CAPM, einen mehrdimensionalen Charakter besitzt und somit durch verschiedene Risikofaktoren erklärt werden kann, wobei die zu bewertenden Anlagen nicht spezifisch einem Marktportfolio zugeordnet werden und dementsprechend nicht das gesamte Anlageuniversum widerspiegeln müssen.⁹⁷

4. Empirische Analyse

4.1. Untersuchungsmethodik

Für die folgenden Untersuchungsmethoden dienen die Indizes, die in Abschnitt 4.2 dargestellt werden als Datenbasis. Dabei werden zunächst stetige Renditen berechnet, um einen Überblick darüber zu bekommen, wie die durchschnittliche Wertentwicklung der Renditen in den einzelnen Ländern war. Als Formel für die Berechnung der stetigen Renditen wird der Logarithmus des Endkurses mit dem Logarithmus des Anfangskurses subtrahiert, wobei S_t den Endkurs und S_s den Anfangskurs bezeichnen:

$$\text{Rendite}_{\text{Stetig}} = \text{Log}(S_t) - \text{Log}(S_s) \quad (1)$$

Hierzu werden verschiedene deskriptive Statistiken betrachtet, wobei die Renditen einerseits ohne saisonale Einflüsse und andererseits unter der Berücksichtigung des Halloween-Effektes in verschiedenen Zeiträumen verglichen werden. Im nächsten Schritt wird mit Hilfe des statistischen Analyseverfahrens der Regressionsanalyse geprüft, ob in der Datengrundlage ein Halloween-Effekt besteht und ob dieser sich auf die Renditen auswirkt. Dabei wird auf Basis der stetigen Renditen vorerst eine univariate Regressionsanalyse nach dem Modell der kleinsten Quadrate abgebildet, die auf folgender Regressionsgleichung beruht:

$$Y_t = \alpha + \beta \cdot D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

⁹⁶ Vgl. Rey, David 2012, S. 218-219.

⁹⁷ Vgl. Rey, David 2012, S. 218-219.

Dabei stellt Y_t die zu erklärende Variable des Regressionsmodells dar, welche durch die Konstante Alpha und dem Regressionskoeffizienten Beta erklärt wird, die wiederum durch die Regressionsanalyse ermittelt werden. Eta bezeichnet hierbei die Störtermvariable, die das Regressionsmodell beeinträchtigen kann. D_t bildet in diesem Zusammenhang die Dummy-Variable des Halloween-Effektes ab, die für die Monate November bis April den Wert 1 und für die restlichen Monate den Wert 0 annimmt. Anhand der Regressionsanalyse wird getestet, ob die Dummy-Variable des Halloween-Effektes positiv und signifikant ist. Sollte dies der Fall sein wird die Nullhypothese, die davon ausgeht, dass die Renditen der zu untersuchenden Länder nicht durch saisonale Effekte beeinträchtigt werden, abgelehnt. Wegen der spezifischen Struktur der Halloween-Dummy-Variable, handelt es sich bei dieser Regressionsanalyse um einen Mittelwert-Test, bei dem untersucht wird, ob die durchschnittlichen Renditen des Winterzeitraums signifikant größer sind als die des Sommerzeitraums.⁹⁸ Auf Grundlage der Regressionsanalyse werden im Nachhinein verschiedene Robustheitstests durchgeführt, um die Ergebnisse des Regressionsmodells zu überprüfen. Dabei werden der Halloween-Effekt und die dementsprechende Dummy-Variable in verschiedenen Zeiträumen betrachtet, um herauszufinden, ob dieser vermehrt in turbulenten oder ruhigen Marktphasen auftritt. Weiterhin wird der Betrachtungszeitraum des Halloween-Effektes erweitert, indem neben dem Winterzeitraum von November bis April noch weitere Monate betrachtet werden. Außerdem werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse auf Heteroskedastizität, Autokorrelation und Normalverteilung getestet. Einen weiteren Robustheitstest stellt im letzten Schritt die Überprüfung des Januar-Effektes dar, wobei mit Hilfe einer multivariaten Regressionsanalyse untersucht wird, ob der Januar-Effekt den Halloween-Effekt beeinflusst, die auf Grundlage folgender Regressionsgleichung durchgeführt wird:

$$Y_t = \alpha + \beta_1 \cdot D_{\text{Halloween}} + \beta_2 \cdot D_{\text{Januar}} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Dabei wird die Regressionsgleichung, im Vergleich zu der vorhergehenden, um die Dummy-Variable des Januars erweitert, die für den Monat Januar den Wert 1 und in den übrigen Monaten den Wert 0 annimmt. Anhand der multivariaten Regressionsanalyse wird die Nullhypothese getestet, dass der Halloween-Effekt nicht durch den Januar-Effekt beschrieben wird. Demzufolge wird die Nullhypothese abgelehnt, wenn die Dummy-Variable des Januars positiv und signifikant ausfällt. Um die einzelnen Sachverhalte und die dementsprechenden Regressionsanalysen darstellen und überprüfen zu können, wird das Freeware Programm Gretl

⁹⁸ Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 550.

genutzt, welches die Modellierung ökonomisch statistischer Sachverhalte ermöglicht.⁹⁹

4.2. Datensatz

Als Datengrundlage für die folgende empirische Untersuchung werden die Performanceindizes ausgewählter europäischer Länder des Datenanbieters MSCI World in Betracht gezogen. Dabei dienen die Performanceindizes der Länder: Österreich, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Deutschland, Irland, Italien, Niederlande, Portugal, Spanien, Schweden, Schweiz und Großbritannien als Datenbasis.¹⁰⁰ Der Betrachtungszeitraum der folgenden Untersuchung erstreckt sich vom 31.12.1999 bis 31.12.2016, wobei alle Daten monatlich und in den lokalen Währungen der einzelnen Performanceindizes vorliegen. Hierbei bildet der Schlusskurs des 31.12.1999 zugleich den Anfangskurs des 01.01.2000 ab. Allerdings muss bei der anschließenden Untersuchung beachtet werden, dass es sich hierbei um Performanceindizes handelt. Das hat zur Folge, dass Kursveränderungen, Dividenden und Ausschüttungen in den Daten mit inbegriffen sind. Im Vergleich zu den meisten empirischen Betrachtungen, die hauptsächlich Preisindizes analysierten, kann es bei der Verwendung von Performanceindizes zu Datenverzerrungen kommen, wobei allen voran Dividenden die Daten beeinflussen können.¹⁰¹

4.3 Empirische Ergebnisse

Tab. 1: Deskriptive Statistiken

Monatsdaten vom 31.12.1999 bis 31.12.2016															
	Austria	Belgium	Denmark	Finnland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Rendite geometrisch	0,02%	0,08%	0,60%	-0,53%	0,08%	0,05%	-0,38%	-0,21%	0,11%	0,29%	-0,31%	0,07%	0,09%	0,38%	0,08%
Standardabweichung	6,80%	5,94%	5,39%	8,41%	5,09%	6,24%	6,52%	5,79%	5,44%	7,03%	5,45%	6,01%	6,92%	3,87%	4,19%
Minimale Rendite	-36,04%	-35,27%	-19,44%	-37,09%	-17,42%	-28,67%	-25,47%	-16,69%	-20,37%	-31,39%	-22,28%	-18,90%	-21,20%	-12,08%	-12,03%
Maximale Rendite	17,59%	14,46%	17,04%	28,43%	12,71%	19,02%	15,19%	17,72%	12,37%	14,01%	12,55%	16,49%	22,90%	9,47%	12,07%
Schiefe	-1,50	-2,07	-0,64	-0,62	-0,63	-0,90	-0,89	-0,38	-1,04	-1,17	-0,75	-0,39	-0,37	-0,62	-0,61
Überschuss-Kurtosis	6,09	8,42	1,68	3,15	0,90	2,89	1,45	0,54	2,23	3,49	1,91	0,87	1,77	0,44	0,66
Jarque-Bera-Teststatistik	391,58 ***	747,99 ***	38,22 ***	97,13 ***	20,29 ***	98,52 ***	44,76 ***	7,45 **	78,92 ***	150,15 ***	49,84 ***	11,54 ***	31,20 ***	14,69 ***	16,53 ***
p1	0,3038 ***	0,2771 ***	0,1285 *	0,1757 **	0,0994	0,0843	0,1663 **	0,0543	0,0792	0,1748 **	0,1271 *	0,0308	0,0777	0,1640 **	0,1410 **
p2	0,1305 *	0,0213	0,0663	-0,1604 **	-0,0224	-0,0399	0,0677	-0,0931	-0,0089	0,0784	-0,0177	-0,0956	-0,0415	0,0528	0,0525

Die Performanceindizes der einzelnen europäischen Länder werden durch den MSCI World abgebildet. Für alle berechneten oben stehenden Kennzahlen dienen stetige Renditen als Grundlage. Dabei bezeichnet pi den Autokorrelationskoeffizienten auf Lag 2. Weiterhin liegen alle Zeitreihen monatlich auf USD-Basis über den Zeitraum vom 31. Dezember 1999 bis 31. Dezember 2016 vor. *****/*** bedeutet statistische Signifikanz auf dem

Quelle: Eigene Berechnung

⁹⁹ Vgl. Gretl User's Guide: Nutzung der neuesten Auflage: 15.04.2017.

¹⁰⁰ Von der Homepage des MSCI World: www.msci.com.

¹⁰¹ Vgl. Bouman/ Jacobsen 2002, S. 1633.

Anhand der Tabelle werden die einzelnen Rendite-/Risikokennzahlen der spezifischen europäischen Länderindizes dargestellt. Dabei wird auf den ersten Blick deutlich, dass sich die Performanceindizes der einzelnen Länder über die Jahre hinweg unterschiedlich entwickelt haben. Bei der Betrachtung der geometrischen Durchschnittsrendite weisen Dänemark mit 0,60%, die Schweiz mit 0,38% und Norwegen mit 0,29% die höchsten Renditen auf. Im Gegensatz dazu zeigen Finnland mit -0,53%, Irland mit -0,38%, Italien mit -0,21% und Portugal mit -0,31% die geringsten Renditen auf. Im Hinblick auf das Risikomaß der Volatilität wird auffällig, dass allen voran die nördlichen Länder ein höheres Risiko aufweisen. So besitzen Finnland, Norwegen und Schweden mit jeweils 8,41%, 7,03% und 6,92% die höchsten Volatilitäten. Demgegenüber weisen die Länder die weiter im Süden liegen deutlich geringere Volatilitäten auf. Hierbei besitzen allen voran die Schweiz mit 3,87% und Großbritannien mit 4,19% die niedrigsten Standardabweichungen. Werden die maximalen und minimalen Renditen betrachtet, wird erkennbar, dass vor allem die Länder auf der skandinavischen Halbinsel die höchsten Renditen aufweisen, wobei Schweden eine Rendite von 22,90% und Finnland eine Rendite von 28,43% nachweisen. Auf der anderen Seite zeigen allen voran Österreich mit -36,04%, Belgien mit -35,27% und Finnland mit -37,09% die geringsten Renditen auf. Allerdings muss bei der Betrachtung von Renditen beachtet werden, dass die normalen Risikomaße, wie das der Volatilität, oftmals versagen, da Renditen in der Regel keiner Normalverteilung folgen. Dazu wird im nächsten Schritt mittels der Jarque-Bera-Teststatistik überprüft, ob die einzelnen Renditen der europäischen Performanceindizes normalverteilt sind. Jedoch wird anhand der Tabelle sichtbar, dass keiner der Indizes einer Normalverteilung folgt, was im Umkehrschluss bedeutet, dass die höheren zentralen Momente der Schiefe und der Wölbung betrachtet werden müssen, um die Renditen genauer betrachten zu können. Dabei gibt die Schiefe Aufschluss über den Grad der Asymmetrie innerhalb der Renditeverteilung, wobei eine positive Schiefe eine rechtsschiefe Renditeverteilung bedeutet, die eine höhere Wahrscheinlichkeit auf Gewinne bereit hält, wohingegen eine linksschiefe Verteilung Verlustrisiko impliziert.¹⁰² Die Wölbung gibt indes Auskunft über die Renditenausprägungen und Renditenverteilungen. Anhand der Tabelle wird deutlich, dass alle betrachteten Performanceindizes eine negative Schiefe mit positiven Wölbungen aufweisen. Allerdings sind negative Schiefe und hohe Wölbungen für die meisten Investoren und insbesondere für risikoaverse Investoren relativ ungünstig, da diese ein höheres Verlustrisiko implizieren. Bei den Performanceindizes der Länder Österreich, Belgien und Finnland können zudem leptokurtische Renditeverteilungen mit fat tails bestehen, aufgrund der hohen Wölbungs-Werte, die den

¹⁰² Vgl. Auer, Benjamin/ Rottmann, Horst 2012, S. 63-65.

Wert 3 übersteigen, der bei einer Normalverteilung gegeben ist¹⁰³ Die hohen Autokorrelationskoeffizienten geben hingegen darüber Aufschluss, dass die Volatilitäten gegebenenfalls unterschätzt wurden. Als Ergebnis der Tabelle wird erkennbar, dass allen voran die nördlicheren Länder die höchsten Renditen, aber zugleich die höchsten Volatilitäten aufweisen. Aufgrund dessen, kann angenommen werden, dass in den nördlichen Ländern ein Halloween-Effektes besteht. Diesbezüglich wird im Folgenden ein Vergleich der Jahreszeiträume durchgeführt, um anhand der Rendite-/Risikokennzahlen zu bestimmen, ob Anzeichen eines Sell-in-May-Effektes auf dem europäischen Aktienmarkt vorliegen.

Tab.2: Vergleich des Halloween- und Sommerzeitraums

Monatsdaten vom 31.12.1999 - 31.12.2016 für den Winter und den Sommer															
Winter															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Rendite geometrisch	1,11%	0,64%	1,52%	0,00%	0,56%	0,79%	0,90%	0,22%	0,61%	1,07%	0,46%	0,15%	1,29%	0,75%	0,32%
Standardabweichung	5,80%	5,07%	5,19%	8,91%	4,61%	5,73%	5,96%	5,67%	4,71%	6,33%	5,11%	5,43%	6,93%	3,93%	4,18%
Min. Rendite	-18,26%	-18,18%	-13,45%	-37,09%	-14,11%	-16,09%	-20,73%	-14,18%	-13,86%	-24,92%	-12,88%	-16,12%	-21,20%	-10,33%	-12,03%
Max. Rendite	17,59%	14,46%	17,04%	28,43%	12,71%	19,02%	15,19%	17,72%	12,23%	14,01%	12,55%	15,43%	22,90%	8,91%	12,07%
Schiefte	-0,46	-0,74	-0,06	-0,78	-0,31	-0,21	-0,60	-0,04	-0,54	-0,77	0,02	-0,35	-0,21	-0,68	-0,58
Wölbung	1,94	2,17	0,40	3,94	0,81	1,21	1,33	0,58	0,83	2,23	-0,36	0,96	2,44	0,52	0,99
Jarque-Bera-Teststatistik	19,61 ***	29,24 ***	0,73	76,19 ***	4,39	6,97 **	13,64 ***	1,45	7,85 **	31,26 ***	0,54	6,02 **	26,04 ***	9,11 **	9,83 ***
Sommer															
Rendite geometrisch	-1,05%	-0,47%	-0,30%	-1,05%	-0,41%	-0,69%	-1,65%	-0,65%	-0,38%	-0,48%	-1,08%	-0,01%	-1,10%	0,02%	-0,16%
Standardabweichung	7,56%	6,68%	5,46%	7,88%	5,51%	6,68%	6,83%	5,91%	6,07%	7,63%	5,69%	6,57%	6,73%	3,78%	4,21%
Min. Rendite	-36,04%	-35,27%	-19,44%	-29,25%	-17,42%	-28,67%	-25,47%	-16,69%	-20,37%	-31,39%	-22,28%	-18,90%	-20,77%	-12,08%	-11,69%
Max. Rendite	16,15%	10,37%	11,04%	23,68%	12,01%	12,88%	11,57%	11,29%	12,37%	12,85%	10,11%	16,49%	15,42%	9,47%	8,08%
Schiefte	-1,84	-2,52	-1,15	-0,46	-0,74	-1,28	-1,04	-0,68	-1,18	-1,34	-1,27	-0,40	-0,62	-0,60	-0,66
Wölbung	6,44	9,24	2,27	2,18	0,67	3,35	1,18	0,40	2,18	3,69	2,83	0,69	1,12	0,51	0,42
Jarque-Bera-Teststatistik	233,77 ***	470,99 ***	44,53 ***	23,72 ***	11,32 ***	75,72 ***	24,26 ***	8,47 **	43,73 ***	88,05 ***	61,43 ***	4,77 *	11,80 ***	7,17 **	8,19 **

Der Winter beschreibt den Zeitraum von November bis April von 2000-2016. Dagegen beschreibt der Sommer den Zeitraum von Mai-September von 2000-2016.*** bedeutet statistische Signifikanz auf dem 10%/5%/1%

Quelle: Eigene Berechnung

In der Tabelle 2 werden die einzelnen Rendite-/Risikokennzahlen der länderspezifischen Performanceindizes in den Zeiträumen des Sommers und des Winters dargestellt, wobei der Winter den Halloween-Effekt impliziert und die Monate November bis April untersucht, während der Sommer die Monate Mai bis Oktober betrachtet. Bei der Betrachtung der durchschnittlichen geometrischen Renditen wird deutlich, dass die Renditen des Winterzeitraums die Renditen des Sommerzeitraums deutlich übertreffen. Dabei zeigen Österreich, Dänemark und Schweden über den Winterzeitraum mit jeweils 1,11%, 1,52% und 1,29% die höchsten Renditen auf, wohingegen Finnland mit 0,00% die niedrigste Rendite des Winters aufweist, wobei diese im Vergleich zu den Sommerrenditen immer noch eine deutliche Outperformance be-

¹⁰³ Vgl. Auer, Benjamin/ Rottmann, Horst 2012, S. 218-219.

sitzt. Hierbei zeigt nur die Schweiz über den Sommerzeitraum eine positive Rendite mit 0,02% auf, die zugleich die höchste Rendite des Sommers darstellt, während alle anderen Durchschnittsrenditen des Sommers negativ ausfallen. Im Hinblick auf das Risikomaß der Volatilität wird deutlich, dass die Performanceindizes des Winterzeitraums, trotz der höheren Renditen, geringere Volatilitäten als die Performanceindizes des Sommers aufzeigen, wobei lediglich die Länder Finnland mit 8,91%, Schweden mit 6,93% und die Schweiz mit 3,93% höhere Standardabweichungen im Winter als im Sommer aufweisen. Dabei verdeutlicht Finnland sowohl im Sommer mit 7,88%, als auch im Winter mit 8,91% die höchsten Volatilitäten, wohingegen die Schweiz mit 3,93% im Winter und mit 3,78% während des Sommers die geringsten Volatilitäten nachweist. Auffällig hierbei ist, dass vor allem die nördlichen Länder wie Finnland, Norwegen und Schweden die höchsten Volatilitäten über beide Halbjahresperioden aufweisen. Weiterhin werden deutliche Differenzen der beiden Halbjahreszeiträume anhand der minimalen Renditen sichtbar. Über den Winterzeitraum zeigt allen voran der Performanceindex aus Finnland die geringste Rendite mit -37,09% auf, gefolgt von Norwegen mit -24,92%. Demgegenüber weisen Österreich mit -36,04%, Belgien mit -35,27% und Norwegen mit -31,39% über den Sommer die niedrigsten Renditen auf. In Bezug auf die maximalen Renditen verdeutlicht Finnland mit 28,43% und 23,68% die höchsten Renditen des Winter- und des Sommerzeitraums. Anhand der Jarque-Bera-Teststatistik wird ersichtlich, dass keiner der Performanceindizes über dem Sommerzeitraum einer Normalverteilung folgt. Dagegen zeigen die Performanceindizes der Länder Dänemark, Frankreich, Italien und Portugal, dass diese einer Normalverteilung über den Winterzeitraum folgen, wobei der Großteil der Performanceindizes des Winters keiner Normalverteilung folgt. Diesbezüglich müssen wieder die höheren zentralen Momente betrachtet werden. Allerdings wird für beide Zeiträume ersichtlich, dass Anleger sich einem Verlustrisiko aussetzen müssen, da alle Länder mit ihren Performanceindizes negative Schiefe mit positiven Wölbungen besitzen. Eine Ausnahme besteht hierbei für den Index aus Portugal für den Winterzeitraum, da dieser eine positive Schiefe in Verbindung mit einer negativen Wölbung aufweist, was wiederum dazu führt, dass ein Verlustrisiko gegeben ist. Anhand der Ergebnisse der Tabelle wird ersichtlich, dass mögliche Anzeichen eines Halloween-Effektes bestehen können, aufgrund der hohen durchschnittlichen Renditen und die damit verbundenen geringen Volatilitäten des Winters, die die des Sommers deutlich übertreffen. In diesem Bezug ist die Tendenz eines Halloween-Effektes am stärksten für die Länder Österreich und Dänemark. Allerdings können die nördlichen Länder, wie Norwegen und Schweden, ebenfalls einen Halloween-Effekt aufweisen, unter der Berücksichti-

gung, dass Anleger den Grundlagen des Kapitalmarktes folgen, indem sie ein höheres Risiko zu höheren Renditen aufnehmen.

Tab. 3 univariate Regressionsanalyse

Performanceindizes der einzelnen Länder und Ergebnisse der Regressionsanalyse															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Konstante															
Koeffizient	-0,0073	-0,0021	-0,0015	-0,0073	-0,0025	-0,0045	-0,0140	-0,0047	-0,0019	-0,0016	-0,0091	0,0021	-0,0087	0,0009	-0,0007
Standardfehler	0,0098	0,0087	0,0064	0,0084	0,0059	0,0071	0,0081	0,0063	0,0067	0,0093	0,0066	0,0070	0,0073	0,0043	0,0048
t-Quotient	-0,7484	-0,2480	-0,2296	-0,8724	-0,4281	-0,6348	-1,7340	-0,7465	-0,2786	-0,1768	-1,3710	0,2958	-1,1830	0,2122	-0,1453
p-Wert	0,4551	0,8044	0,8186	0,3400	0,6691	0,5263	0,0844 *	0,4562	0,7808	0,8599	0,1719	0,7677	0,2382	0,8322	0,8846
D_Halloween															
Koeffizient	0,0201	0,0098	0,0180	0,0115	0,0092	0,0140	0,0248	0,0086	0,0090	0,0144	0,0150	0,0009	0,0240	0,0074	0,0047
Standardfehler	0,0100	0,0097	0,0076	0,0118	0,0072	0,0084	0,0097	0,0078	0,0080	0,0102	0,0080	0,0081	0,0092	0,0059	0,0064
t-Quotient	2,0000	1,0090	2,3680	0,9717	1,2900	1,6650	2,5620	1,1040	1,1270	1,4150	1,8770	0,1140	2,5980	1,2370	0,7451
p-Wert	0,0468 **	0,3142	0,0189 **	0,3324	0,1985	0,0975 *	0,0111 **	0,2709	0,2612	0,1586	0,0619 *	0,9093	0,0101 **	0,2176	0,4571
weitere Kennzahlen															
R-Quadrat	0,0219	0,0069	0,0279	0,0047	0,0083	0,0127	0,0363	0,0055	0,0069	0,0105	0,0190	0,0001	0,0301	0,0091	0,0032
rho	0,2911	0,2733	0,1069	0,1729	0,0891	0,0728	0,1384	0,0516	0,0714	0,1653	0,1116	0,0310	0,0662	0,1577	0,1395
Durbin Watson-Stat	1,4103	1,4027	1,7803	1,6525	1,8123	1,8465	1,7196	1,8750	1,8352	1,6639	1,7725	1,9246	1,8662	1,6480	1,7012

**** bedeutet statistische Signifikanz auf dem 10%/5%/1% Niveau.

Quelle: Eigene Berechnung

Anhand der Tabelle 3 werden die Resultate der Regressionsanalyse dargestellt, die auf Grundlage der Formel (2) aus den Untersuchungsmethoden aufgestellt wurde, bei der die stetigen Renditen jedes einzelnen europäischen Landes auf Grundlage der Halloween-Dummy-Variablen, unter der Berücksichtigung robuster Standardfehler nach Newey-West getestet wurden. Als Ergebnis der Regressionsanalyse wird ein signifikanter Halloween-Effekt in 6 von 15 europäischen Aktienmärkten ersichtlich, wobei sich hierbei die anfänglichen Vermutungen bestätigt haben. So zeigt die Tabelle, dass ein Halloween-Effekt in Österreich, Dänemark, Deutschland, Portugal und Schweden vorliegt. Das bedeutet, dass Anleger, die der Halloween-Strategie folgten, über den Betrachtungszeitraum von 2000 bis 2016 Überrenditen erzielen konnten, wenn diese im Vorfeld in die entsprechenden Indizes und Anlagen investiert haben. Des Weiteren wird anhand der Tabelle sichtbar, dass der Halloweenkoeffizient in allen Ländern positiv ist, was dafür spricht, dass mit dieser Anlagestrategie in allen Ländern über den Zeitraum von November bis April höhere Renditen erzielt werden können. Allerdings müssen die Resultate der Regressionsanalyse kritisch hinterfragt werden. Denn es besteht in keinen der 6 europäischen Länder ein hochsignifikanter Halloween-Effekt. Hierbei zeigen Österreich, Dänemark, Irland und Schweden den Halloween-Effekt auf dem 0,05% Signifikanzniveau, während Deutschland und Portugal den Sell-in-May-Effekt auf dem 0,1% Signifikanzniveau nachweisen. Weiterhin müssen die geringen R-Quadrate berücksichtigt werden,

die darüber Aufschluss geben, zu wie viel Prozent die zu erklärende Variable, in diesem Fall die stetigen Renditen der europäischen Länder, durch die erklärende Variable, der Halloween-Dummy-Variable, erklärt werden. Dabei schwanken die Werte des R-Quadrat zwischen 0 und 0,037, was gerade einmal 4% entspricht. Indessen verdeutlichen die rho-Werte zwischen 0 und 1 und die Durbin-Watson-Stats zwischen 1 und 2, dass innerhalb der untersuchten Indizes Autokorrelation erster Ordnung vorliegt. Dabei impliziert der rho-Wert den Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung und der Durbin-Watson-Stat das Ergebnis der Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung.¹⁰⁴ Aufgrund der geringen R-Quadrat Werte und der nicht hoch signifikanten Ergebnisse, werden im nächsten Schritt verschiedene Robustheitstests durchgeführt, um die Resultate des Regressionsmodells genauer zu überprüfen. Dabei werden zunächst die Ergebnisse des Regressionsmodells auf Normalverteilung, Heteroskedastizität, Autokorrelation und Strukturbrüche getestet.

Tab.4: Robustheitstests auf Grundlage des Regressionsmodells

Ergebnisse der Regressionsanalyse erweitert um spezifische Robustheitstests															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Test auf Normalverteilung															
Teststatistik: Chi-Quadrat	44,1890	89,9582	13,6435	36,7185	10,7895	23,6842	23,6913	4,9764	27,0968	31,6745	15,9628	7,4139	17,9539	14,9734	12,3517
p-Wert	0,0000	0,0000	0,0011	0,0000	0,0045	0,0000	0,0000	0,0831	0,0000	0,0000	0,0003	0,0246	0,0001	0,0006	0,0021
Test auf Heteroskedastizität															
Teststatistik	1,8184	1,5090	0,1633	0,5944	2,3553	1,0404	1,1708	0,1453	3,1663	1,3326	0,6680	2,5922	0,0471	0,1226	0,0035
p-Wert	0,1775	0,2193	0,6861	0,4407	0,1249	0,3077	0,2792	0,7030	0,0752	0,2483	0,4138	0,1074	0,8282	0,7262	0,9530
Test auf Autokorrelation															
Ljung-Box Q	32,4081	33,9175	14,6640	17,9935	9,4629	10,5907	36,0027	11,1150	14,8937	15,9134	13,2935	6,2337	17,7487	19,3824	12,4395
p-Wert	0,0012	0,0007	0,2600	0,1160	0,6630	0,5640	0,0003	0,5190	0,2470	0,1950	0,3480	0,9040	0,1240	0,0797	0,4110
Chow-Test															
Teststatistik (Chi-Quadrat)	1,9424	2,9394	4,7998	0,3518	0,3900	0,3600	4,3036	0,1461	0,4828	1,1065	0,5189	1,2646	0,9046	0,9295	1,1649
p-Wert	0,3786	0,2300	0,0907	0,8387	0,8228	0,8353	0,1163	0,9296	0,7855	0,5751	0,7715	0,5314	0,6362	0,6283	0,5585

Quelle: Eigene Berechnung

Dazu werden in der Tabelle 4 die Ergebnisse des Regressionsmodells durch die verschiedenen Robustheitstests erweitert. Hierbei werden zunächst die Ergebnisse des Normalverteilungstests betrachtet, bei dem untersucht wird, ob die Residuen, innerhalb der Grundgesamtheit liegen, wobei die Nullhypothese davon ausgeht dass eine Normalverteilung besteht und die Residuen in der Grundgesamtheit liegen. Anhand der Ergebnisse wird sichtbar, dass bei fast allen Performanceindizes die Normalverteilung abgelehnt wird. Lediglich die Performanceindizes aus Italien, mit einem P-Wert von 0,0831, und Spanien, mit einem P-Wert von 0,0246, lehnen jeweils die Nullhypothese auf einem 0,1% und einem 0,05% Signifikanzniveau nicht

¹⁰⁴ Vgl. Auer, Benjamin/ Rottman, Horst 2012, S. 553.

ab. Da allerdings 13 der 15 untersuchten Performanceindizes keiner Normalverteilung folgen, hat dies zur Folge, dass die Ergebnisse des Regressionsmodells keinerlei Aussagekraft besitzen. Denn wenn keine Normalverteilung gegeben ist, ist dies zumeist ein Zeichen dass das Modell fehlerhaft ist. So suggeriert eine nicht gegebene Normalverteilung der einzelnen Performanceindizes, dass die t-Quotienten falsch oder verzerrt sein können, was wiederum dazu führt, dass die statistisch signifikanten Sell in May Effekte falsch bemessen wurden. In diesem Kontext stellt die Normalverteilung einen Kritikpunkt der bisherigen empirischen Untersuchung dar, da keine Aussagen über die Verteilung der Renditen getroffen werden kann. Jedoch kann durch die Eliminierung spezifischer Ausreißer versucht werden, eine signifikante Normalverteilung zu erzeugen, was allerdings in dieser Arbeit nicht praktiziert wird. Einen weiteren Robustheitstest stellt die Untersuchung der Heteroskedastizität dar, bei dem mit Hilfe des White's Test geprüft wird, ob die einzelnen Renditen homoskedastisch oder heteroskedastisch sind, wobei die Nullhypothese davon ausgeht, dass eine Homoskedastizität vorliegt. Dabei beschreibt der Begriff Heteroskedastizität, dass die Residuen um die Regressionsgerade unterschiedlich verteilt und gestreut sind, wohingegen der Begriff Homoskedastizität ausdrückt, dass die Residuen sich gleichmäßig um die Regressionsgerade bewegen.¹⁰⁵ Hierbei wird anhand der Ergebnisse aus der Tabelle sichtbar, dass alle Performanceindizes, bis auf den aus den Niederlanden, der die Nullhypothese mit einem P-Wert von 0,0752 auf einem 0,1% Signifikanzniveau ablehnt, die Nullhypothese annehmen, da der P-Wert entsprechend über den Signifikanzgrenzen liegt, wodurch die Residuen homoskedastisch sind, was wiederum für die Robustheit der Testergebnisse spricht. Nur bei den Ergebnissen des Performanceindex aus den Niederlanden können die t-Statistiken falsch oder verzerrt sein.¹⁰⁶ Bei dem Test auf Autokorrelation handelt es sich um einen weiteren Robustheitstest, bei dem geprüft wird, ob innerhalb der untersuchten Variablen eine Autokorrelation vorliegt. Als Grundlage für den Robustheitstest der Autokorrelation werden die einzelnen Indizes nach dem Ljung-Box Test getestet. Anhand der Tabelle wird erkennbar, dass 11 der 15 untersuchten Performanceindizes die Nullhypothese, die davon ausgeht dass keine Autokorrelation existiert, annehmen. Demgegenüber lehnen die Indizes der Länder Österreich, Belgien, Irland und der Schweiz die Nullhypothese auf dem 0,01% und die Schweiz die Nullhypothese auf dem 0,1% Signifikanzniveau ab. Das führt dazu, dass in den Regressionsmodellen dieser Länder die Gefahr einer Autoregression besteht, die wiederum für die Schätzungsmodelle große Risiken bergen. So können z.B. erklärungsrelevanten Variablen verzerrt sein oder nicht mit in den

¹⁰⁵ Vgl. Auer, Benjamin/ Rottmann, Horst 2012, S. 527-528.

¹⁰⁶ Vgl. Auer, Benjamin/ Rottmann, Horst 2012, S. 521-522.

Modellen mit inbegriffen sein, wodurch wiederum kein linearer Zusammenhang besteht. Weiterhin können allen voran in den Regressionsmodellen der Länder Österreich und Irland die Standardfehler der Regressionskoeffizienten zu gering eingeschätzt sein, was gleichzeitig dazu führt, dass die Regressionskoeffizienten als signifikanter eingestuft wurden, als sie es eigentlich sind, wodurch ihr Einfluss auf die abhängige Variable der Renditen überschätzt werden kann.¹⁰⁷ Um genauer überprüfen zu können, inwiefern die Autokorrelation das Regressionsmodell beeinträchtigt, wird im Anschluss der Test nach Cochrane-Orcutt verwendet, bei dem das Regressionsmodell neu aufgesetzt wird, nur unter der Bedingung, dass die Fehlerterme der Autokorrelation erster Ordnung eliminiert werden.¹⁰⁸ Allerdings spiegeln sich auch nach der Überprüfung der Autokorrelation die signifikanten Ergebnisse des Halloween-Effektes in den meisten Performanceindizes wieder, wobei lediglich der Index aus Deutschland keinen signifikanten Halloween-Effekt mehr aufweist. Im letzten Schritt wird die Robustheit des Regressionsmodells durch den Chow-Test geprüft. Der Chow-Test beschreibt hierbei einen Test auf Strukturbrüche des zugrundeliegenden Datensatzes. Dabei wird die Datengrundlage mit dem Zeitraum von 2000 bis 2016 in zwei Teilzeiträume aufgeteilt. Zum Einen in den Zeitraum von 2000:01 bis 2008:05 und zum anderen in den Zeitraum von 2008:06 bis 2016:12. Die Nullhypothese des Testes beschreibt hierbei, dass die jeweiligen Perioden mit ihren eigenen Regressionsmodellen und dementsprechenden Regressionsgeraden konstant sind, und sich somit im Zeitverlauf nicht wesentlich unterscheiden. Anhand der Tabelle wird ersichtlich, dass alle Performanceindizes der spezifischen europäischen Länder, bis auf den aus Dänemark, der die Nullhypothese mit einem P-Wert von 0,0907 auf dem 0,1% Signifikanzniveau ablehnt, die Nullhypothese nicht ablehnen, was zur Folge hat, dass das Regressionsmodell über den Zeitverlauf robust bleibt. Nur für den Performanceindex aus Dänemark besteht das Problem, dass die nachgewiesene Anomalie des Sell-in-May-Effektes auf Strukturbrüchen beruht.

Als Ergebnis der verschiedenen Robustheitstests wird deutlich, dass der Halloween-Effekt für die meisten der 15 untersuchten europäischen Performanceindizes als robust gilt. Allerdings lassen die nicht gegebene Normalverteilung der Residuen, die geringen R-Quadrat Werte und die in manchen Performanceindizes nachgewiesene Autokorrelation Zweifel bestehen, ob der Halloween-Effekt signifikant existiert. In diesem Bezug wird die Anomalie des Halloween-Effektes im nächsten Schritt auf die oftmals in der Literatur hingewiesene Krisenanfälligkeit getestet. Dazu wird der verwendete Betrachtungszeitraum in 2 Teilzeiträume unterteilt. Zum

¹⁰⁷ Vgl. Auer, Benjamin/ Rottmann, Horst 2012, S. 543.

¹⁰⁸ Vgl. Anhang 1: Tab.8: Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung.

Einen wird der Teilzeitraum von 2000 bis 2006 untersucht, der die ruhige Marktphase des europäischen Aktienmarktes darstellt, und zum anderen wird der Teilzeitraum von 2007 bis 2016 betrachtet, der die turbulente Marktphase des europäischen Aktienmarktes verkörpert, wobei die Weltwirtschaftskrise, die ab dem August 2007 eintrat, mit inbegriffen ist.

Tab.5: Betrachtung des Halloween-Effektes in verschiedenen Teilzeiträumen

Betrachtung des Halloween-Effektes in verschiedenen Zeiträumen															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Zeitraum: 2000-2006															
Halloween	0,0209	-0,0028	0,0056	0,0170	0,0103	0,0178	0,0079	0,0118	0,0103	0,0106	0,0194	0,0136	0,0225	0,0071	0,0042
t-Statistik	1,870 *	-0,2182	0,4855	0,7288	0,8535	1,1880	0,6056	1,1450	0,7498	0,6777	1,729 *	1,1880	1,3630	0,7008	0,4017
Rendite Winter	2,47%	0,18%	0,96%	-0,54%	0,55%	0,69%	0,68%	0,84%	0,41%	1,56%	1,12%	1,12%	0,88%	0,63%	0,23%
Std. Abw. Winter	3,78%	5,28%	5,03%	11,52%	4,72%	5,98%	5,02%	4,69%	5,00%	5,32%	4,84%	4,73%	8,83%	3,88%	3,85%
Rendite Sommer	0,35%	0,46%	0,38%	-2,00%	-0,53%	-1,23%	-0,16%	-0,38%	-0,70%	0,41%	-0,87%	-0,34%	-1,25%	-0,08%	-0,20%
Std. Abw. Sommer	4,34%	5,21%	5,48%	9,63%	5,66%	7,73%	6,04%	5,14%	6,33%	6,57%	5,37%	6,29%	7,26%	4,03%	4,22%
Zeitraum: 2007-2016															
Halloween	0,0195	0,0187	0,0266	0,0077	0,0085	0,0114	0,0366	0,0063	0,0082	0,0170	0,0118	-0,008	0,0250	0,0076	0,0051
t-Statistik	1,3140	1,4260	2,716 ***	0,6415	0,9466	1,1690	2,718 ***	0,5532	0,8613	1,3130	1,1020	-0,7174	2,340 **	1,0410	0,6319
Rendite Winter	0,17%	0,96%	1,91%	0,38%	0,57%	0,86%	1,05%	-0,20%	0,74%	0,73%	0,00%	-0,52%	1,58%	0,83%	0,38%
Std. Abw. Winter	6,77%	4,94%	5,31%	6,59%	4,57%	5,59%	6,58%	6,27%	4,54%	6,98%	5,28%	5,81%	5,29%	4,00%	4,43%
Rendite Sommer	-2,02%	-1,11%	-0,77%	-0,39%	-0,33%	-0,30%	-2,67%	-0,85%	-0,15%	-1,10%	-1,23%	0,22%	-1,00%	0,09%	-0,13%
Std. Abw. Sommer	9,11%	7,53%	5,45%	6,40%	5,45%	5,88%	7,22%	6,43%	5,92%	8,30%	5,94%	6,80%	6,39%	3,64%	4,24%

Halloween bezeichnet den Halloween-Koeffizienten. Die t-Statistik kennzeichnet dagegen den t-Quotienten in Verbindung mit den Signifikanzgrenzen. ***/**/* bedeutet statistische Signifikanz auf dem 10%/5%/1% Niveau.

Quelle: Eigene Berechnung

Anhand der Tabelle 4 wird der Halloween-Effekt in den verschiedenen Teilzeiträumen durch die jeweiligen Halloweenkoeffizienten und t-Statistiken abgebildet, wobei wieder die Renditen und Volatilitäten für die Halbjahreszeiträume berechnet wurden. Dabei wird erkennbar, dass für den Teilzeitraum von 2000 bis 2006 ein signifikanter Halloween-Effekt für die Länder Österreich und Portugal auf dem 0,1% Signifikanzniveau besteht. Hierbei zeigen allen voran Österreich, Portugal und Norwegen die höchsten Renditen des Winters mit jeweils 2,47%, 1,12% und 1,56% auf. Dagegen weisen Belgien mit 0,46% und Dänemark mit 0,38% über den Sommerzeitraum die höchsten Renditen auf. In Bezug auf die Volatilitäten zeigt Finnland über den Winter mit 11,52% die höchste auf, wohingegen Großbritannien mit 3,85% die geringste aufweist. Für den Sommerzeitraum ergibt sich diesbezüglich das gleiche Muster, wobei Finnland mit 9,63% die höchste Volatilität und die Schweiz mit 4,03% die geringste Volatilität nachweist. Bei dem Vergleich der durchschnittlichen Renditen beider Zeiträume wird deutlich, dass der Winterzeitraum den Sommerzeitraum in Bezug auf die Renditen bei weitem übertrifft, da ein Großteil der Sommerrenditen negativ ausfallen. Bei der Betrachtung des zweiten Teilzeitraums von 2007 bis 2016 werden erhebliche Unterschiede deutlich. Anders als über den ruhigen Zeitraum, weisen jetzt 3 der 15 untersuchten europäischen Länder

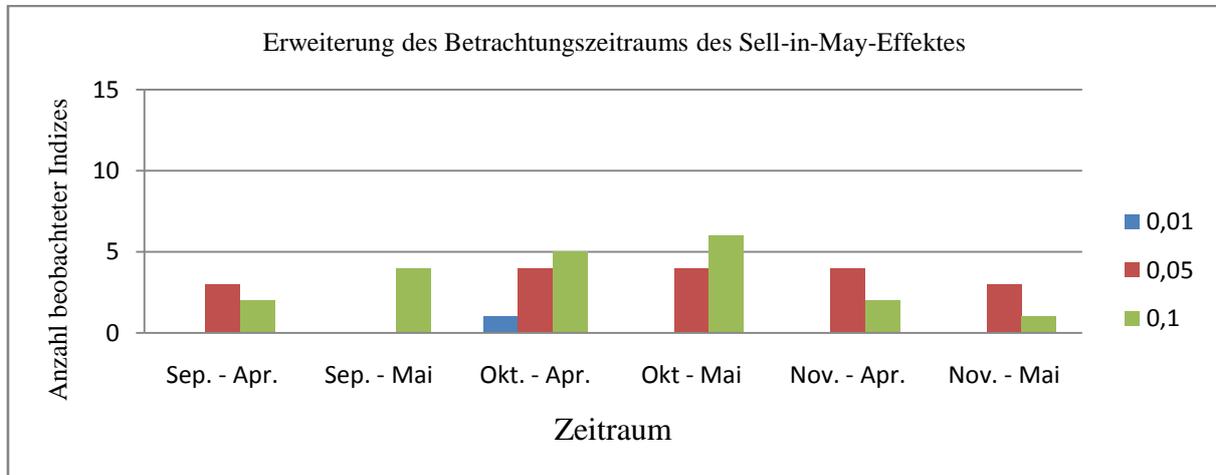
einen signifikanten Halloween-Effekt auf. Diese Länder sind Dänemark, Irland und Schweden, wobei Österreich und Portugal keinen signifikanten Sell-in-May-Effekt mehr aufzeigen. Dabei weisen Dänemark und Irland einen hoch signifikanten Halloween-Effekt auf dem 0,01% Signifikanzniveau nach, während Schweden den Sell-in-May auf dem 0,05% Signifikanzniveau beschreibt. Des Weiteren haben sich die Renditen für beide Halbjahreshälften im Vergleich zum Teilzeitraum von 2000 bis 2006 drastisch verändert. So zeigen Dänemark mit 1,91%, Irland mit 1,05% und Schweden mit 1,58% die höchsten Renditen des Winters auf. Demgegenüber weisen Italien und Spanien mit jeweils -0,20% und -0,52% negative und zugleich die geringsten Renditen des Winters auf. Für den Sommerzeitraum zeigen lediglich die Spanien mit 0,22% und die Schweiz mit 0,09% die höchsten Renditen auf, wobei die restlichen Renditen des Sommers allesamt negativ ausfallen und somit wieder von denen des Winters übertroffen werden. In diesem Zusammenhang wird als Ergebnis dieser Tabelle erkennbar, dass die vielseitig diskutierte Krisenanfälligkeit des Halloween-Effektes sich für den europäischen Aktienmarkt bewahrheitet hat. Diesbezüglich zeigt der Zeitraum von 2007 bis 2016 nicht nur deutlich geringere Renditen als der Zeitraum von 2000 bis 2006, sondern auch hochsignifikante Halloween-Effekte für drei der insgesamt 15 untersuchten Länder. Daraus kann geschlussfolgert werden, dass der Finanzmarkt in Europa über die letzten Jahre ineffizienter geworden ist. Als ein weiterer Robustheitstest wird der Zeitraum des Halloween-Effektes erweitert, um zu überprüfen, ob sich die signifikanten Ergebnisse des Regressionsmodells verändern. Dabei stellen die häufig zitierten Börsenweisheiten ein Problem für die Anleger dar, da nicht genau beschrieben wird, wann diese in den Markt einsteigen oder aussteigen sollen. So lässt die Börsenweisheit: „Sell in May and go away“ offen, wann genau im Mai der Markt verlassen werden soll.¹⁰⁹ Dies kann einerseits Ende April und Anfang Mai sein oder aber Ende Mai. Die gleiche Problematik ergibt sich hierbei für die Erweiterung: „but remember to come back in September“, wobei hier wieder Anfang September oder Ende September und Anfang Oktober gemeint sein kann. Auch bei der Börsenweisheit: „Sell in May and go away, but buy back into the market in autumn sometime“ ergeben sich ähnliche Schwierigkeiten, da der Ausspruch „buy back into the market in autumn sometime“ offen lässt, in welchem Monat des Herbstes investiert werden soll.¹¹⁰ Dies kann September, Oktober oder aber November sein. In diesem Zusammenhang wird in der nachfolgenden Abbildung der Halloween-Effekt für die 15 Performanceindizes des europäischen Aktienmarktes in sechs verschiedenen Betrachtungszeiträumen abgebildet, wobei dieser von September, Oktober oder

¹⁰⁹ Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 550.

¹¹⁰ Vgl. Lucey, Brian M./ Zhao, Shelly 2008, S. 1056.

November bis jeweils April oder Mai für die verschiedenen Signifikanzniveaus von 0,01%, 0,05% und 0,1% untersucht wird.

Abb.1: Bestimmung des Betrachtungszeitraums des Halloween-Effektes



Quelle: Eigene Darstellung

Anhand der Abbildung 1 wird ersichtlich, dass für alle Betrachtungszeiträume ein signifikanter Halloween-Effekt besteht. Dabei stellt sich heraus, dass die Anomalie des Halloween-Effektes am signifikantesten für den Zeitraum von Oktober bis April zu beobachten lässt, da nur für diese Periode für den Performanceindex aus Irland ein hochsignifikanter Halloween-Effekt auf dem 0,01% Signifikanzniveau festzustellen ist. Das bedeutet, dass über die letzten 16 Jahre, wenn der Zeitraum von Oktober bis April als Winterzeitraum des Halloween-Effektes angenommen wurde, in den meisten europäischen Ländern überdurchschnittliche Renditen erzielt werden konnten. Dagegen zeigt die Periode von September bis Mai schwach signifikante Halloween-Effekte für nur 4 der 15 betrachteten Performanceindizes des europäischen Aktienmarktes auf. Jedoch lässt sich als Ergebnis der Abbildung ableiten, dass der Halloween-Effekt trotz der Veränderung des Betrachtungszeitraumes, über alle Perioden signifikant existiert und somit robust zu sein scheint.

Zusammenfassend kann als Ergebnis der empirischen Analyse festgehalten werden, dass ein signifikanter Halloween-Effekt für 6 der 15 untersuchten europäischen Performanceindizes besteht. Das bedeutet, dass Anleger, die während des Winterzeitraums von November bis April in den Markt investierten, über den Zeitraum von 2000 bis 2016 in den Ländern: Österreich, Dänemark, Deutschland, Irland, Portugal und Schweden überdurchschnittliche Renditen erzielen konnten. Die Anomalie des Sell-in-May konnte dabei über verschiedene Betrachtungsperioden und unter der Berücksichtigung von ruhigen und turbulenten Marktzeiten als

robust nachgewiesen werden. Allerdings zeigen die Robustheitstests, die auf Grundlage des Regressionsmodells erfolgten, um dessen Richtigkeit zu prüfen, keine konkreten Beweise für die Konstanz des Halloween-Effektes. Obwohl die Heteroskedastizität und mögliche Strukturbrüche innerhalb der betrachteten Performanceindizes zum Großteil abgelehnt werden konnten, stellen die Normalverteilung und die Autokorrelation ein Problem für die Robustheit der Regressionsergebnisse dar. Allen voran die Normalverteilung, die in den 13 der 15 untersuchten Performanceindizes, nicht existiert, gibt darüber Aufschluss, dass die signifikanten Ergebnisse, durch Schätzfehler und verzerrte t-Statistiken auftreten können. In diesem Zusammenhang stellt die Normalverteilung ein K.O.-Kriterium dar, welches das Regressionsmodell mit all seinen Ergebnissen in Frage stellt, was folglich unbedingt berücksichtigt werden muss. Die gleiche Problematik tritt infolge der Autokorrelation auf, wobei insbesondere die Länder Österreich und Irland, die einen Sell-in-May-Effekt nachwiesen, Autokorrelation aufzeigten, wodurch die Standardfehler verfälscht sein können und somit zur unberechtigten Annahme des Halloween-Effektes führen können. Bei der Überprüfung der Autokorrelation ergab sich, dass der Index aus Deutschland keinen signifikanten Halloween-Effekt mehr aufwies, wenn die Fehlerterme der Autokorrelation eliminiert wurden.

4.4. Einfluss des Januar-Effektes

Im letzten Schritt wird geprüft, ob der Halloween-Effekt durch den oftmals in den Medien diskutierten Januar-Effekt beeinflusst wird. Hierbei handelt es sich um einen weiteren Robustheitstest, bei dem getestet wird, ob die Renditen des Halloween-Effektes nur durch die Renditen des Januar-Effektes beschrieben werden. Sollte dies der Fall sein, dann hätten die vorangegangenen analytischen Methoden nur die Existenz eines Januar-Effektes auf den europäischen Aktienmarkt untersucht. Dazu werden zunächst die durchschnittlichen Renditen der einzelnen Monate für die Performanceindizes verglichen, um einen Überblick darüber zu bekommen, ob eine Outperformance des Monat Januars besteht.

Tab. 6: Vergleich der Durchschnittsrenditen für alle Monate

Vergleich der Durchschnittsrenditen															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Januar	-0,11%	-0,97%	1,63%	-1,16%	-1,03%	-0,96%	-0,47%	-0,46%	-1,07%	-1,17%	0,16%	-0,99%	0,10%	-0,94%	-1,22%
Februar	0,79%	0,09%	1,93%	-2,77%	0,31%	-0,18%	0,57%	-0,81%	-0,23%	2,35%	0,11%	0,09%	2,27%	0,07%	0,21%
März	2,02%	0,70%	2,11%	2,06%	0,64%	0,77%	1,50%	-0,33%	1,24%	1,05%	0,71%	-0,08%	-0,34%	1,16%	0,12%
April	2,58%	2,52%	2,12%	1,02%	2,27%	2,56%	2,01%	2,45%	1,84%	4,01%	1,49%	1,71%	4,00%	2,38%	2,93%
Mai	-0,45%	1,07%	0,90%	-2,26%	0,81%	-0,22%	-1,27%	-0,54%	0,55%	1,54%	-1,03%	-1,37%	-1,26%	0,86%	0,01%
Juni	-1,45%	-1,53%	-1,11%	-4,28%	-1,75%	-1,40%	-3,18%	-2,11%	-1,60%	-1,50%	-2,39%	-1,78%	-2,86%	-1,57%	-1,84%
Juli	0,54%	0,45%	1,41%	-1,98%	0,44%	0,55%	-2,71%	-0,03%	0,44%	0,99%	-1,41%	1,73%	1,41%	0,89%	1,22%
August	-0,74%	0,62%	0,11%	-0,83%	-1,02%	-2,42%	0,40%	-0,71%	-0,03%	-0,45%	-0,33%	-0,26%	-1,46%	-0,11%	-0,17%
September	-3,48%	-2,27%	-2,30%	-0,68%	-2,58%	-3,41%	-3,28%	-2,25%	-2,78%	-3,66%	-1,50%	-0,94%	-2,94%	-1,24%	-1,98%
Oktober	-0,67%	-1,11%	-0,78%	3,89%	1,71%	2,90%	0,22%	1,78%	1,21%	0,30%	0,21%	2,62%	0,57%	1,31%	1,86%
November	-0,35%	-0,27%	0,40%	1,64%	0,14%	1,31%	0,08%	0,04%	0,53%	-0,64%	-0,66%	-0,63%	1,35%	0,82%	-0,20%
Dezember	1,75%	1,80%	0,93%	-0,72%	1,08%	1,28%	1,73%	0,49%	1,35%	0,92%	0,97%	0,82%	0,43%	1,03%	0,12%

Quelle: Eigene Berechnung

In der Tabelle 6 werden die geometrischen Durchschnittsrenditen für den Zeitraum 2000 bis 2016 für die einzelnen europäischen Performanceindizes abgebildet. Anhand der Tabelle wird dabei deutlich, dass der Monat April eine Outperformance gegenüber den anderen Monaten aufweist, wohingegen September den Monat mit den schlechtesten Renditen darstellt. Hierbei zeigt der Monat April, mit 4,01% die höchste Rendite, und der Monat September mit -3,66% die niedrigste Rendite anhand des Performanceindex aus Norwegen auf. Dagegen verdeutlichen die Renditen des Monat Januars keine Outperformance im Vergleich zu den anderen Monaten. Ganz im Gegenteil die Januarrenditen weisen in fast allen Performanceindizes negative Renditen auf, bis auf die aus Dänemark mit 1,63%, Portugal mit 0,16% und Schweden mit 0,1%. In diesem Bezug bestehen laut der Tabelle Anzeichen eines April- oder Septembereffektes, die die Outperformance des Halloween-Effektes durch ihre sehr hohen bzw. niedrigen Renditen fördern. Um jedoch die konkreten Auswirkungen der Januarrenditen auf den Halloween-Effekt zu testen, wird im nächsten Schritt eine multivariate Regressionsanalyse genutzt, die auf Grundlage der Regressionsgleichung (3) aus den Untersuchungsmethoden zurückzuführen ist.

Tab.7: multivariate Regressionsanalyse

Ergebnisse der multivariaten Regressionsanalyse															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Konstante															
Koeffizient	-0,0073	-0,0021	-0,0015	-0,0073	-0,0025	-0,0045	-0,0140	-0,0047	-0,0019	-0,0016	-0,0091	0,0021	-0,0087	0,0009	-0,0007
Standardfehler	0,0098	0,0087	0,0064	0,0084	0,0059	0,0071	0,0081	0,0063	0,0067	0,0093	0,0066	0,0070	0,0073	0,0043	0,0048
t-Quotient	-0,7484	-0,2480	-0,2296	-0,8724	-0,4281	-0,6348	-1,7340	-0,7465	-0,2786	-0,1768	-1,3710	0,2958	-1,1830	0,2122	-0,1453
p-Wert	0,4551	0,8044	0,8186	0,3840	0,6691	0,5263	0,0844 *	0,4562	0,7808	0,8599	0,1719	0,7677	0,2382	0,8322	0,8846
D_Halloween															
Koeffizient	0,0224	0,0128	0,0176	0,0140	0,0123	0,0174	0,0277	0,0099	0,0123	0,0186	0,0155	0,0031	0,0265	0,0107	0,0078
Standardfehler	0,0096	0,0092	0,0078	0,0117	0,0069	0,0082	0,0101	0,0076	0,0078	0,0098	0,0078	0,0083	0,0098	0,0056	0,0061
t-Quotient	2,3430	1,3990	2,2550	1,1930	1,7770	2,1170	2,7330	1,2920	1,5720	1,8900	1,9870	0,3718	2,7130	1,9120	1,2680
p-Wert	0,0201 **	0,1632	0,0252 **	0,2343	0,0770 *	0,0355 **	0,0068 ***	0,1978	0,1176	0,0603 *	0,0483 **	0,7104	0,0072 ***	0,0573 *	0,2061
D_Januar															
Koeffizient	-0,0141	-0,0179	0,0021	-0,0149	-0,0186	-0,0203	-0,0175	-0,0077	-0,0196	-0,0252	-0,0034	-0,0129	-0,0151	-0,0199	-0,0183
Standardfehler	0,0153	0,0161	0,0168	0,0192	0,0129	0,0160	0,0123	0,0149	0,0128	0,0210	0,0130	0,0168	0,0162	0,0106	0,0107
t-Quotient	-0,9380	-1,1140	0,1234	-0,7770	-1,4450	-1,2650	-1,4240	-0,5151	-1,5370	-1,1980	-0,2635	-0,7650	-0,9308	-1,8830	-1,7000
p-Wert	0,3493	0,2665	0,9019	0,4381	0,1500	0,2073	0,1560	0,6070	0,1259	0,2322	0,7924	0,4452	0,3531	0,0612 *	0,0907 *
weitere Kennzahlen															
R-Quadrat	0,0249	0,0132	0,0280	0,0069	0,0176	0,0200	0,0413	0,0067	0,0160	0,0195	0,0193	0,0033	0,0335	0,0276	0,0165
rho	0,2910	0,2747	0,1073	0,1661	0,0855	0,0666	0,1382	0,0484	0,0668	0,1673	0,1113	0,0305	0,0661	0,1462	0,1329
Durbin Watson-Stat	1,4125	1,4073	1,7793	1,6656	1,8227	1,8628	1,7214	1,8821	1,8502	1,6626	1,7732	1,9276	1,8660	1,6782	1,7204

*/**/** bedeutet statistische Signifikanz auf dem 10%/5%/1% Niveau.

Quelle: Eigene Berechnung

Als Ergebnis der multivariaten Regressionsanalyse werden zugleich mehrere verschiedene Resultate ersichtlich. Einerseits wird deutlich, dass der Halloween-Effekt, wie er im Voraus durch die univariate Regressionsanalyse in den Ländern Österreich, Dänemark, Deutschland, Irland, Portugal und Schweden gefunden wurde, in diesen Ländern nicht durch den Januar-Effekt beeinflusst wird, da die Nullhypothese, dass der Halloween-Effekt nicht durch den Januar-Effekt beeinflusst wird, nicht abgelehnt werden kann. Allerdings haben sich in diesem Zusammenhang die Signifikanzniveaus der einzelnen Koeffizienten geändert, wodurch Irland und Schweden einen hoch signifikanten Halloween-Effekt aufweisen. Zusätzlich zu den bisherigen europäischen Ländern, die einen Halloween-Effekt aufwiesen, zeigen auch die Länder Frankreich, Norwegen und die Schweiz einen Halloween-Effekt auf. Allerdings muss beachtet werden, dass der Halloween-Effekt in der Schweiz durch den Januar-Effekt beeinflusst wird, da sowohl die Halloween-Dummy-Variable, als auch die Januar-Dummy-Variable die Nullhypothese auf dem 0,1% Signifikanzniveau ablehnen. Die hohen Signifikanzniveaus, die infolge der Untersuchung des Januar-Effektes entstanden, können darauf zurückgeführt werden, dass durch das Hinzufügen einer weiteren Variable statistische Schätzfehler auftreten können, aufgrund von untereinander bestehenden Korrelationen der zu untersuchenden Variablen. Eine weitere Folgerscheinung der multivariaten Regressionsanalyse bildet der signi-

fikante Januar-Effekt in Großbritannien ab. Da der Halloween-Effekt durch den P-Wert von 0,2061 abgelehnt wird, kommt es infolge des P-Wertes der Januar-Dummy-Variablen mit dem Wert von 0,0907 zur Ablehnung der Nullhypothese auf dem 0,1% Signifikanzniveau, womit die Nullhypothese, dass kein Januar-Effekt existiert, abgelehnt wird. Das bedeutet, dass für den Performanceindex aus Großbritannien über den Januarzeitraum überdurchschnittliche Renditen gewonnen werden können. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass der Halloween-Effekt auf dem europäischen Aktienmarkt nicht durch den Januar-Effekt beeinflusst wird. Lediglich die Performanceindizes aus Großbritannien und der Schweiz weisen einen signifikanten Januar-Effekt auf, wobei ausschließlich bei dem Index aus der Schweiz der Halloween-Effekt durch den Januar-Effekt erklärt wird. Auch bei der Betrachtung der durchschnittlichen Renditen, stellt sich heraus, dass die Renditen des Januars keine Outperformance gegenüber den anderen Monaten des Jahres aufweisen, wohingegen Anzeichen anderer Monatseffekte deutlich wurden. In Zusammenhang mit anderen Monatseffekten zeigten Carrazedo, Curto und Oliveira in ihrer Untersuchung anhand des europäischen Aktienmarktes auf, dass der April, der ausschließlich überdurchschnittliche Renditen nachweist, und der Monat September, der überwiegend negative Renditen aufweist, den Halloween-Effekt bestärken.¹¹¹ Das gleiche Resultat spiegelt sich in der oben durchgeführten Untersuchung wieder.

5. Fazit/Schlussbetrachtung

Die oft praktizierte Börsenweisheit: „Sell in May and go away“ verwirrt Anleger seit mehr als 300 Jahren in ihren grundlegenden Finanzierungs- und Kapitalentscheidungen auf dem Finanzmarkt, aufgrund ihrer Versprechen, dass Renditen nicht zeitkonstant sind und Anleger die Möglichkeit haben, über den Zeitraum von November bis April, höhere Renditen zu geringeren Risiken abzuschöpfen. In diesem Bezug wurde die Kalenderanomalie des Halloween-Effektes in der vorher betrachteten Analyse anhand spezifisch ausgewählter Performanceindizes am europäischen Aktienmarkt untersucht. Dabei wurde als Ergebnis der empirischen Analyse ein signifikanter Halloween-Effekt in 6 der 15 untersuchten Performanceindizes festgestellt, was im Umkehrschluss bedeutet, dass Anleger über den Zeithorizont von Anfang 2000 bis Ende 2016 in den Monaten November bis April überdurchschnittliche Renditen erzielen konnten. Allerdings müssen die Ergebnisse aus verschiedenen Aspekten kritisch betrachtet werden. Zum einen wurden im Vergleich zu vergangenen Untersuchungen Performanceindizes genutzt, was dazu führen kann, dass die Ergebnisse der vorliegenden empirischen Untersuchung durch Dividenden und Kursausschüttungen beeinflusst werden können. Des Weiter-

¹¹¹ Vgl. Carrazedo, Tiago/ Curto, José Dias/ Oliveira, Luís 2016, S. 495-497.

ren muss beachtet werden, dass sich der Betrachtungshorizont lediglich auf 16 Jahre beläuft. Diesbezüglich kann die Signifikanz des Halloween-Effektes durch den kurzen Zeithorizont negativ beeinträchtigt werden, da Anleger einen zu geringen Anlagehorizont haben, um der Anlagestrategie des Sell-in-May zu folgen.¹¹² Weiterhin ist es fraglich, ob die Kalenderanomalie mit Hilfe einer linearen Regressionsanalyse präzise genug geschätzt werden kann, da es innerhalb des Regressionsmodells leicht zu Schätzfehlern kommen kann oder bestimmte Sachverhalte nicht konkret durch das Regressionsmodell abgebildet werden können. In diesem Zusammenhang stellt auch die nicht nachweisbare Normalverteilung ein Ausschlusskriterium der Regressionsanalyse dar, wodurch die signifikanten Halloween-Effekte nicht als robust erklärt werden konnten. In diesem Zusammenhang stellt auch die nicht nachweisbare Normalverteilung ein Ausschlusskriterium der Regressionsanalyse dar, wodurch die signifikanten Halloween-Effekte nicht als robust erklärt werden konnten. Ein weiteres Problem was in Verbindung mit Kalenderanomalien besteht, ist die Erklärung spezifischer Ursachen. Denn der konkrete Grund, warum der Halloween-Effekt eintritt, wurde selbst nach über 300 Jahren Persistenz nicht gefunden. Bouman und Jacobsen, die den Halloween-Effekt erstmals publiziert und zugleich weltweit nachgewiesen haben, gaben dabei das Urlaubsverhalten der Investoren als Hauptauslöser an. Allerdings zeigten sie sich am Ende ihrer Betrachtung selbstkritisch: „we are faced with the following problem: history and practice tells us that the old saying is right, while stock market logic tells us it is wrong. It seems that we have not yet solved this new puzzle”.¹¹³ Infolgedessen entwickelte sich im Zeitverlauf eine große Anzahl an Untersuchungen, die den Halloween-Effekt, unter der Berücksichtigung verschiedenster Zustände und Einflüsse, getestet haben. Dabei wurde in der Literatur oftmals darüber diskutiert, dass der Januar-Effekt den Halloween-Effekt begründet. Jedoch wurde dieser anhand der vorangegangenen Analyse abgelehnt. In diesen Bezug müssen Portfoliomanager, aber auch Investoren sich gleichermaßen den Risiken dieser Anomalie bewusst werden. Denn aufgrund der größtenteils unbekanntem Ursachen und der verschiedenen Einflussfaktoren, stellt der Halloween-Effekt eine sehr risikoreiche Anlagestrategie dar, die keine Fehler verzeiht. Dementsprechend müssen Anleger, die der Strategie folgen, berücksichtigen, dass neben den sehr hohen Gewinnen auch ein sehr hoher Verlust, wenn nicht sogar der Totalverlust, stehen kann. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass Anleger dem Halloween-Effekt als Anlagestrategie, unter der Betrachtung des rationalen Menschenverstandes, nicht folgen sollten.

¹¹² Vgl. Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher 2015, S. 556.

¹¹³ Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben 2002, S. 1630.

Anhang

Anhang 1: Tab. 8: Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung

Überprüfung der Autokorrelation der einzelnen Länder															
	Austria	Belgium	Denmark	Finland	France	Germany	Ireland	Italy	Netherlands	Norway	Portugal	Spain	Sweden	Switzerland	UK
Konstante															
Koeffizient	-0,0063	-0,0018	-0,0012	-0,0070	-0,0022	-0,0043	-0,0135	-0,0047	-0,0017	-0,0010	-0,0087	0,0021	-0,0088	0,0011	-0,0006
Standardfehler	0,0083	0,0071	0,0058	0,0096	0,0054	0,0066	0,0071	0,0060	0,0057	0,0079	0,0059	0,0061	0,0072	0,0043	0,0046
t-Quotient	-0,7535	-0,2528	-0,2092	-0,7340	-0,4044	-0,6516	-1,8940	-0,7809	-0,2930	-0,1263	-1,4890	0,3415	-1,2360	0,2626	-0,1308
p-Wert	0,4521	0,8007	0,8345	0,4638	0,6863	0,5154	0,0596 *	0,4358	0,7699	0,8996	0,1382	0,7331	0,2181	0,7931	0,8960
D_Halloween															
Koeffizient	0,0193	0,0117	0,0180	0,0108	0,0091	0,0138	0,0242	0,0089	0,0098	0,0140	0,0143	0,0015	0,0242	0,0082	0,0055
Standardfehler	0,0108	0,0093	0,0080	0,0130	0,0075	0,0092	0,0098	0,0084	0,0079	0,0108	0,0081	0,0086	0,0100	0,0058	0,0063
t-Quotient	1,7810	1,2700	2,2560	0,8260	1,2120	1,5110	2,4810	1,0540	1,2430	1,2980	1,7570	0,1742	2,4110	1,4000	0,8665
p-Wert	0,0764 *	0,2056	0,0251 **	0,4098	0,2270	0,1323	0,0139 **	0,2933	0,2152	0,1958	0,0804 *	0,8619	0,0168 **	0,1631	0,3872
weitere Kennzahlen															
R-Quadrat	0,1069	0,0881	0,0405	0,0342	0,0171	0,0182	0,0559	0,0085	0,0139	0,0388	0,0309	0,0011	0,0339	0,0373	0,0240
rho	-0,0185	0,0194	-0,0025	0,0322	0,0123	0,0060	-0,0082	0,0011	0,0153	-0,0079	0,0019	0,0121	-0,0007	-0,0063	-0,0082
Durbin Watson-Stat	2,0351	1,9600	1,9987	1,9274	1,9509	1,9679	2,0147	1,9304	1,9568	2,0149	1,9653	1,9499	1,9551	2,0075	2,0120

*/**/** bedeutet statistische Signifikanz auf dem 10%/5%/1% Niveau.

Quelle: Eigene Berechnung

Literaturverzeichnis:

Andrade, Sandro C./ Chhaochharia, Vidhi/ Fuerst, Michael, E. (2013): "Sell in May and Go Away" Just Won't Go Away. In: *Financial Analysts Journal*, Vol. 69, Nr. 4, S. 94-105.

Andreau, Laura/ Ortiz, Cristina/ Sarto, José Luis (2013): Seasonal Anomalies in Pension Plans. In: *The Journal of Behavioral Finance*, Vol. 14, Nr. 4, S. 301-310.

Alves, Carlos F. (2014): Evidence for the seasonality of European equity fund performance. In: *Applied Economics Letters*, Vol. 21, Nr. 16, S. 1156-1160.

Arnott, Robert D. (2003): What risk matters? A call for papers! In: *Financial Analysts Journal*, Vol. 59, Nr. 3, S. 6-8.

Auer, Benjamin R./ Rottmann, Horst (2015): *Statistik und Ökonometrie für Wirtschaftswissenschaftler: Eine anwendungsorientierte Einführung*. 3. Auflage. Wiesbaden: Springer Gabler Verlag.

Bhardwaj, Ravinder K./ Brooks, Leroy D. (1992): The January Anomaly: Effects of Low Share Price, Transaction Costs, and Bid-Ask Bias. In: *The Journal of Finance*, Vol. 47, Nr. 2, S. 553-575.

Bohly, Martin T./ Salm, Christian A. (2010): The Other January Effect: International Evidence. In: *The European Journal of Finance*, Vol. 16, Nr. 2, S. 173-182.

Bouman, Sven/ Jacobsen, Ben (2002): The Halloween Indicator, "Sell in May and Go Away": Another Puzzle. In: *The American Economic Review*, Vol. 92, Nr.5, S. 1618-1635.

Cao, Melanie/ Wei, Jason (2005): Stock market returns: A note on temperature anomaly. In: *Journal of Banking and Finance*, Vol. 29, Nr. 6, S. 1559-1573.

Carrazedo, Tiago/ Curto, José Dias/ Oliveira, Luís (2016): The Halloween effect in European sectors. In: *Research in International Business and Finance*, Vol. 37, S. 489-500.

Ciccone, Stephan J./ Etebari, Ahmad (2008): A month-by-month examination of long-term stock returns. In: *Investment Management and Financial Innovations*, Vol. 5, Nr. 3, S. 8-18.

Cottrell, Allin/ Luchetti, Riccardo "Jack" (2017): *Gretl User's Guide: Gnu Regression, Econometrics and Time-series Library*. Latest Version: 15.04.2017.

Darrat, Ali F./ Li, Bin/ Liu, Benjamin/ Su, Jen Je (2011): A Fresh Look at Seasonal Anomalies: An International Perspective. In: *International Journal of Business and Economics*, Vol. 10, Nr. 2, S. 93-116.

Dichtl, Hubert/ Drobetz, Wolfgang (2014): Are stock markets really so inefficient? The case of the "Halloween Indicator". In: *Finance Research Letters*, Vol. 11, Nr. 2, S. 112-121.

Dichtl, Hubert/ Drobetz, Wolfgang (2015): Sell in May and Go Away: Still good advice for investors? In: *International Review of Financial Analysis*, Vol. 38, S. 29-43.

Doeswijk, Ronald/ Vliet, Pim Van (2011): Global Tactical Sector Allocation: A Quantitative Approach. In: The Journal of Portfolio Management, Vol. 38, Nr.1, S. 29-47.

Dolvin, Steven D./ Fernhaber, Stephanie A. (2014): Seasonal Affective Disorder and IPO underpricing: implications for young firms. In: Venture Capital: An International Journal of Entrepreneurial Finance, Vol. 16, Nr.1, S. 51-68.

Dumitriu, Ramona/ Nistor, Costel/ Stefanescu, Razvan (2012): The Halloween effect during quiet and turbulent times. In: The 18th International Conference "The Knowledge-Based Organizations – Conference Proceedings 2, Vol. 2, S. 91-96.

Dyl, Edward A./ Maverly, Edwin D. (1992): Odd-Lot Transactions around the Turn of the Year and the January Effect. In: Journal of Finance and Quantitative Analysis, Vol. 27, Nr.4, S. 591-604.

Fama, Eugene F./ French, Kenneth R. (1992): The Cross-Selection of Expected Stock Returns. In: Journal of Finance, Vol. 47, Nr. 2, S. 427-465.

Fiore, Christopher/ Saha, Atanu (2015): A Tale of Two Anomalies: Higher Returns of Low-Risk Stocks and Return Seasonality. In: The Financial Review, Vol. 50, Nr. 2, S. 257-273.

Haggard, Stephan K./ Witte, Douglas H. (2010): The Halloween effect: Trick or treat? In: International Review of Financial Analysis, Vol. 19, Nr. 5, S. 379-387.

Henker, Julia/ Paul, Debapriya J. (2012): Retail investors exonerated: the case of the January effect. In: Accounting and Finance, Vol. 52, Nr. 4, S. 1083-1099.

Hirshleifer, David/ Shumway, Tyler (2003): Good Day Sunshine: Stock Returns and the Weather. In: The Journal of Finance, Vol. 58, Nr. 3, S. 1009-1032.

<https://www.msci.com/> -> Homepage des MSCI World [Zugriff: 07.02.2017]

Jacobsen, Ben/ Marquering, Wessel (2008): Is it the weather? In: Journal of Banking and Finance, Vol. 32, Nr. 4, S. 526-540.

Jacobsen, Ben/ Visaltanachoti, Nuttawat (2009): The Halloween Effect in U.S. Sectors. In: The Financial Review, Vol.44, Nr.3, S. 437-459.

Jacobsen, Ben/ Zhang, Cherry Y. (2013): Are Monthly Seasonals Real? A Three Century Perspective. In: Review of Finance, Vol.17, Nr. 5, S. 1743-1785.

Kamstra, Mark J./ Kramer, Lisa A./ Levi, Maurice D. (2003): Winter Blues: A SAD Stock Market Cycle. In: The American Economic Review, Vol. 93, Nr.1, S. 324-343.

Lean, Hooi Hooi (2011): The Halloween Puzzle in Selected Asian Stock Markets. In: International Journal of Economics and Management, Vol. 5, Nr. 2, S. 216-225.

Lenkkeri, Veera/ Marquering, Wessel/ Strunkmann-Meister, Ben (2006): The Friday Effect in European Securitized Real Estate Index Returns. In: Journal of Real Estate Finance and Economics, Vol. 33, Nr. 1, S. 31-50.

- Lucey, Brian M./ Zhao, Shelly (2008): Halloween or January? Yet another puzzle. In: *International Review of Financial Analysis*, Vol. 17, Nr. 5, S. 1055-1069.
- Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. (2003): The Halloween Effect and Japanese Equity Prices: Myth or Exploitable Anomaly. In: *Asia-Pacific Financial Markets*, Vol. 10, Nr. 4, S. 319-334.
- Maberly, Edwin D./ Pierce, Raylene M. (2004): Stock Market Efficiency Withstands another Challenge: Solving the “Sell in May/Buy after Halloween” Puzzle. In: *Econ Journal Watch*, Vol. 1, Nr. 1, S. 29-46.
- Markowitz, Harry (1952): Portfolio Selection. In: *Journal of Finance*, Vol. 7, Nr. 1, S. 77-91.
- 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, Nr. 4, S. 1259-1272.
- Rey, David (2012): Asset-Pricing. In: Zimmermann, Heinz (Hrsg.): *Finance Compact*. 4.Auflage. Zürich: Neue Züricher Zeitung Verlag, S. 191-226.
- Roll, Richard (1977): A Critique of the Asset Pricing Theory’s Test – Part I: On Past and Potential Testability of the Theory. In: *Journal of Financial Economics*, Vol. 4, Nr. 2, S. 129-176.
- Salm, Christopher/ Siemkes, Jörg (2009): Persistenz von Kalenderanomalien am deutschen Aktienmarkt. In: *Finanz-Betrieb: Zeitschrift für Unternehmensfinanzierung und Finanzmanagement*, Jg. 11, Nr. 7/8, S. 414-418.
- Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher (2015): Der Halloween-Effekt am deutschen Aktienmarkt. In: *WiSt - Wirtschaftswissenschaftliches Studium: Zeitschrift für Studium und Forschung*, Jg. 44, Heft 10, S. 548-556.
- Seyhun, H. Nejat (1988): The January Effect and Aggregate Insider Trading. In: *The Journal of Finance*, Vol. 43, Nr. 1, S. 129-141.
- Spremann, Klaus (2006): *Portfoliomanagement*. 3. Auflage. München, Wien: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Starks, Laura T./ Yong, Li/ Zheng, Lu (2006): Tax-Loss Selling and the January Effect: Evidence from Municipal Bond Closed-End Funds. In: *The Journal of Finance*, Vol. 61, Nr.6, S. 3049-3067.
- Sun, Qian/ Tong, Wilson H.S. (2010): Risk and the January effect. In: *Journal of Banking and Finance*, Vol.34, Nr. 5, S. 965-974.

Eidesstattliche Erklärung

Ich versichere eidesstattlich durch eigenhändige Unterschrift, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig angefertigt und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel benutzt habe. Alle wörtlichen und sinngemäßen Entlehnungen wurden als solche deutlich gekennzeichnet.

Falco Stein

Merseburg, der 28.04.2017