

Hochschule Merseburg
University of Applied Sciences



Bachelorarbeit

Im Fachbereich Wirtschaftswissenschaften

Studiengang Betriebswirtschaftslehre

Im Fachgebiet Finanzinstitutionen

der Hochschule Merseburg (FH)

Thema:

„Persistenz von Kalenderanomalien an europäischen Aktienmärkten“

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

Angefertigt von: Henry Behr

Matrikel-Nr.: 20682

Bearbeitungszeit: von 28.02.2017 bis 06.05.2017

Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis.....	1
Tabellenverzeichnis.....	2
1. Einleitung.....	3
2. Literaturüberblick.....	5
3. Kalenderanomalien	
3.1. Allgemeine Grundlagen.....	12
3.2. Arten von Kalenderanomalien.....	17
4. Empirische Untersuchung	
4.1. Untersuchungsmethodik.....	19
4.2. Datenbasis.....	21
4.3. Empirische Ergebnisse.....	22
5. Schlussbetrachtung/Fazit.....	42
Literaturverzeichnis.....	43
Eidesstattliche Erklärung.....	46

Abkürzungsverzeichnis

Vgl	Vergleiche
UK.....	United Kingdom
ETF.....	exchange-traded fund
z.B.....	zum Beispiel
US.....	United States
CAPM.....	Capital Asset Pricing Model
APT.....	Arbitrage Pricing Theorie

Tabellenverzeichnis

- Tab.1: Deskriptive Statistiken (Gesamt Monatsdaten)
- Tab.2: Vergleich Januar und Restmonate
- Tab.3: Regressionsanalyse (OLS) für Januar-Effekt
- Tab.4: Robustheitstests für Januar-Effekt
- Tab.5: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Januar-Effekt
- Tab.6: Deskriptive Statistiken (Gesamt Tagesdaten)
- Tab.7: Vergleich letzter und ersten fünf Handelstage mit Restlichen
Handelstage
- Tab.8: Regressionsanalyse (OLS) für Monatswechsel-Effekt
- Tab.9: Robustheitstest für Monatswechsel-Effekt
- Tab.10: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Monatswechsel-Effekt
- Tab.11: Vergleich Montage mit restlichen Handelstagen
- Tab.12: Regressionsanalyse für Montags-Effekt
- Tab.13: Robustheitstest für Montags-Effekt
- Tab.14: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Montags-Effekt
- Tab.15: Vergleich Handelstage vor und nach Feiertagen mit restlichen
Handelstagen
- Tab.16: Regressionsanalyse für Feiertags-Effekt
- Tab.17: Robustheitstest für Feiertagseffekt
- Tab.18: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Feiertags-Effekt

1. Einleitung

So wie das Jahr unterschiedliche Jahreszeiten hat, oder die Volkswirtschaft über sich abwechselnden Konjunkturzyklen verfügt, so gibt es auch an den Aktienmärkten immer wiederkehrende Verhaltensmuster. Dabei handelt es sich um sogenannte Kapitalmarktanomalien. Mit einer besonderen Art der Kapitalmarktanomalie beschäftigt sich diese Arbeit näher. Es geht um die sogenannten Kalenderanomalien. Diese werden auch oftmals als saisonale Effekte, oder auch als Kalendereffekte bezeichnet. Dabei handelt es sich um Phänomene, die an Aktienmärkten auftreten und sich auf empirischen Beobachtungen berufen, dass erwartete Renditen nicht zeitkonsistent sind, sondern von der jeweiligen Kalenderperiode abhängig sind. Dementsprechend können die erwarteten Renditen mit dem Monat, der Jahreshälfte, dem Wochentag, bestimmte Tage des Monats und bestimmte Tage des Jahres variieren. Seit den 70er Jahren haben sich zahlreiche Studien mit dem Thema Kalenderanomalien beschäftigt, dabei konnten verschiedene Arten identifiziert werden. Die wohl bekanntesten Kalendereffekte sind z.B. der Januar-Effekt, Monatswechsel-Effekt, Montags-Effekt, Feiertags-Effekt und der Halloween-Effekt. Die vorhandene empirische Literatur zu Kalendereffekten beschreibt überwiegend Untersuchungen am US-amerikanischen Aktienmarkt. Zu dem ist ersichtlich, dass diese Arbeiten oftmals nur Daten verwenden, welche weit in der Vergangenheit zurück liegen. So werden Entwicklungen von Kalendereffekten nach ihrer Entdeckung für europäische Märkte, oder speziell deutsche Aktienmärkte, eher selten durchgeführt und auf detaillierte Untersuchungen im Zeitablauf verzichtet. Dennoch gelten saisonale Effekte bei Anlegern als sehr interessant, da sie einen gewissen Spielraum für Spekulationen bieten, bei dem sich auf Grund ihres auftretenden Musters Handelsstrategien entwickeln lassen. Solche Handelsstrategien sollen, unter Berücksichtigung von Transaktionskosten, für eine gewinnbringende Ausnutzung des Effekts sorgen, was sich allerdings als sehr schwierig erweist, da die bisherigen Erkenntnisse von Untersuchungen noch keine vollständigen Erklärungen der Ursachen ermöglichen. Zudem zeigt eine Reihe von Studien, dass sich saisonale Effekte in aktuelleren Zeitperioden abschwächen können, verschwinden oder sogar umkehren können. Somit besteht neben der Chance auf das Erzielen überdurchschnittlicher Renditen eine große Unsicherheit. Diese Arbeit fokussiert sich auf vier wesentliche Kalendereffekte und diese sind Januar-Effekt, Montags-Effekt, Monatswechsel-Effekt und Feiertags-Effekt. Ziel ist es, 15 spezifisch gewählte Länder auf die Existenz der vier genannten Effekte anhand ihrer jeweiligen Performanceindizes zu untersuchen. Dabei wird zunächst ein Literaturüberblick gegeben, um bisherige Erkenntnisse aus vergangenen Studien zu benennen. Anschließend werden die allgemei-

nen Grundlagen eines Finanzmarktes näher betrachtet, im Hinblick auf die Gültigkeit des Capital Asset Pricing Modells (CAPM) und der Markteffizienzhypothese. Daraufhin folgt die Beschreibung der Charakteristika der jeweiligen Anomalie. Als nächstes erfolgt die empirische Untersuchung, bei der Stellung auf die Untersuchungsmethoden, Datenbasis und die Ergebnisse genommen wird. Im letzten Abschnitt erfolgt eine Schlussbetrachtung inklusive Fazit.

2. Literaturüberblick

Seit den 70er Jahren haben zahlreiche empirische Studien Phänomene an Aktienmärkten identifiziert. Seitdem sind einige Untersuchungen durchgeführt wurden, welche neue Erkenntnisse oder neue Ansätze für nachfolgende Forschungen darbietet. Der Januar-Effekt gilt als eine der umstrittensten Anomalien, da seine genaue Ursache immer noch sehr rätselhaft ist. Eine interessante Beobachtung machte bereits Seyhun 1988, als er feststellte, dass speziell bei Kleinunternehmen (small cap), Investoren die über sogenannte Insider-Informationen verfügen, ein auffälliges Verhalten aufweisen. Sie begleichen ihre Transaktionskosten am Jahresende und neigen dazu, viele Einkäufe in kurzer Zeit zu tätigen und Verkäufe im Dezember durchzuführen.¹ Dies deutet bereits auf eine erhöhte Verkaufsaktivität und somit auf ein höheres Handelsvolumen hin. Außerdem verwies er auf das sogenannte „Tax-loss selling“.² Damit ist ein steuerlicher Gewinnvortrag gemeint, welcher einen Aktien- oder Portfoliogewinn ausgleichen soll, bei dem beispielsweise ein Aktienpaket mit Verlust bewusst verkauft wird, um eine gewinnreiche Dividende auszugleichen und somit die Steuerzahlung möglichst gering zu halten. Daraufhin nutzen Investoren ihre Erlöse um im Januar erneut zu investieren. So konnte empirisch oft beobachtet werden, dass überwiegend in Aktienanteile von Kleinunternehmen investiert wurde, was zunächst zu einer Erhöhung der Nachfrage und somit zu einer Erhöhung der Aktienkurse führt. Um 1990 versuchte Ogden eine mögliche Erklärung für die Ursache des Januar-Effekts zu liefern. So erklärte er, dass das standardisierte Zahlungssystem³ dafür verantwortlich wäre. Dabei geht es darum, dass aufgrund von Auszahlungen am Monatsende, hier speziell der Dezember, gemacht werden, welche für eine erhöhte Liquidität bei den Investoren sorgt, die wiederum im Folgemonat Januar in neue Aktien investieren. Diese Vermutung bietet jedoch nur teilweise eine Erklärung für den Januar-Effekt, viel eher bot Ogden damit einen Erklärungsansatz für den Monatswechsel-Effekt. Im Laufe der Zeit konnten Studien immer wieder den Januar-Effekt nachweisen und immer weitere Erklärungsansätze wurden entwickelt. So befürworteten beispielsweise Starks, Yong und Zheng 2006 die „Tax-loss selling“- Hypothese.⁴ Ebenfalls im Jahr 2006 bestätigten Haug und Hirschey mit ihrer Untersuchung das Vorkommen des Januar-Effekts bei Kleinunternehmen. Dabei untersuchten sie in ihrer Forschung den Erklärungsansatz der „Tax-loss selling“- Hypothese und widerlegten

¹ Vgl. Seyhun (1988, S.139 ff.)

² Vgl. Seyhun (1988, S.129 ff.)

³ Vgl. Ogden (1990, S.1271)

⁴ Vgl. Starks, Yong, Zheng(2006, S.3064)

diese mit der Begründung, dass im Jahre 1986 eine Steuerreform stattgefunden hat, welche den Januar-Effekt in seiner Persistenz nicht beeinflusste.⁵

Bei der Untersuchung von Lakonishok und Smidt 1988 wurden, unter der Verwendung des Dow-Jones-Indexes in einem Betrachtungszeitraum von 90 Jahren, auffällige Muster anhand der Renditen gemessen. Dabei sind sie auf den Montags-Effekt, Feiertags-Effekt, Monatswechsel-Effekt feststellen. Diese Studie gilt als Grundbaustein für sämtliche Studien die dem Untersuchen von Kalendereffekten gewidmet sind und wird dementsprechend in der empirischen Literatur oft genannt. Denn so haben sie beispielsweise für den Monatswechsel-Effekt eine Zeitperiode⁶ von vier Tagen festgelegt, beginnend mit dem letzten Handelstag im Monat, bis zum dritten Handelstag im Folgemonat. In dieser Zeitperiode konnten sie überdurchschnittliche Renditen nachweisen.⁷ Um 1990 hat Ogden einen möglichen Erklärungsansatz für die Ursache des Monatswechsel-Effekts verfasst, die sogenannte Payday-Theorie. So erklärt er, dass die Ursache im Zahlungssystem⁸ liegt, da feste Abrechnungstermine, zahlungsströme und Abbuchungstermine anstehen, ebenfalls erhalten die meisten Investoren zum Monatsende ihre Gehälter, Dividenden oder Zinserträge. Dies sorgt dafür, dass Investoren über genügend liquide Mittel verfügen, um mehr damit zu wirtschaften. Um 1996 haben Hensel und Ziemba Handelsstrategien von Investoren näher betrachtet. Anhand des S&P 500 Index (umfasst die 500 größten börsennotierten amerikanischen Unternehmen) wurde gemessen, dass eine Investition in den S&P 500 Index zum Zeitraum des Monatswechsels, und ein Wechsel der Strategie, also die Investition in sogenannte T-Bills zu Zeiten außerhalb des Monatswechsels, so würde dies zu einer klaren Outperformance führen, verglichen zur einfachen Strategie des „Kaufen und Halten“ von S&P 500 Aktien.⁹ Unter dem Begriff T-Bills sind kurzfristige amerikanische Staatsanleihen zu verstehen. Somit wurde gezeigt, dass eine Umschichtung des Portfolios von großer Bedeutung sein kann. Im Jahr 2008 fanden McConnell und Xu in ihrer Forschungsarbeit überdurchschnittliche Renditen zum Zeitpunkt des Monatswechsels in 30 von 34 Nicht-US-amerikanischen Ländern und konnten somit den Monatswechseleffekt nachweisen.¹⁰ Dieser war sogar so stark ausgeprägt, dass Anleger im Durchschnitt keine Risikoprämie¹¹ erhielten, außer zum Zeitpunkt des Monatswechsels. In Anlehnung zur Payday-Theorie, die für lange Zeit als Erklärung des Monatswechsels-Effekt galt, lieferten McConnel

⁵ Vgl. Haug, Hirschey (2006, S.85)

⁶ Vgl. Lakonishok, Smidt (1988, S.417)

⁷ Vgl. Lakonishok, Smidt (1988, S.421)

⁸ Vgl. Ogden (1990, S.1271)

⁹ Vgl. Hensel, Ziemba (1996, S.19 ff.)

¹⁰ Vgl. McConnel, Xu (2008, S.63)

¹¹ Vgl. McConnel, Xu (2008, S.62)

und Xu Beweise für dessen Widerlegung. Denn trotz höherer liquider Mittel, konnte in ihren Untersuchungen kein signifikanter Unterschied im Handelsvolumen festgestellt werden, verglichen zu sonstigen Handelstagen.¹² Das bedeutet es wurden keine erhöhten Handelsaktivitäten gemessen, trotz der verfügbaren liquiden Mittel. Diverse Studien, wie z.B. von Zwergel¹³(2010), konnten ebenfalls den Monatswechsel-Effekt nachweisen, Swinkels und Vliet (2010) zeigten sogar dass der Monats-Effekt sich nicht nur auf US-amerikanischen Raum beschränkte, da er auch in anderen Ländern wie Deutschland, Japan und in Großbritannien (UK) nachgewiesen werden konnte, sondern auch dessen weiteren Beständigkeit¹⁴, während der Januar-Effekt sich stark verringert hat. Im Jahr 2011 haben Chen und Chua herausgefunden, dass nach dem Ansatz von Hensel und Ziemba, die Handelsstrategie mit einem Wechsel der Investitionen in T-Bills außerhalb des Zeitraums des Monatswechsels, zu Investitionen in den S&P 500 Indexfonds während des Zeitraums des Monatswechsels, unter der Verwendung aktuellerer Werte, nun eine Underperformance¹⁵ gemessen wurde. Ebenso untersuchten sie weitere Handelsstrategien und kamen zu der Erkenntnis, dass Investitionen in Indexfonds (aktiv verwaltet) außerhalb des Zeitraums des Monatswechsels und Investitionen in sogenannte ETFs (passiv verwaltet) eine deutliche Outperformance aufweisen gegenüber dem „Kaufen und Halten“ von S&P Indexfonds. Ebenso wurde gezeigt, dass allein das „Kaufen und Halten“ von ETFs eine bessere Outperformance gegenüber dem „Kaufen und Halten“ von Indexfonds aufweist.¹⁶ Speziell bei ETFs konnten Chen, Shin und Sun innerhalb einer 4-Tages-Zeitperiode (letzter Handelstag im Monat und die ersten Drei Handelstage im Folgemonat) positive Renditen aufweisen.¹⁷

Diverse Studien wie z.B. Cross 1973¹⁸ und French 1980¹⁹ berichteten in ihrer Forschung über signifikant negative Renditen an Montagen über verschiedene Zeitperioden, unter der Verwendung verschiedener Indizes und bestätigten damit den Montags-Effekt. Um 1982 versuchten Lakonishok und Levi einen möglichen Erklärungsansatz für den Montagseffekt zu formulieren. So erklärten sie, dass der Montags-Effekt dadurch auftrat, dass z.B. an einem Freitag Aktienanteile erworben wurden, der tatsächliche Zahlungsausgleich jedoch (zu dieser Zeit)

¹² Vgl. McConnel, Xu (2008, S.63)

¹³ Vgl. Zwergel (2010, S. 920 ff.)

¹⁴ Vgl. Swinkles (2011, S.12 ff.)

¹⁵ Vgl. Chen, Chua (2011, S.62)

¹⁶ Vgl. Chen, Chua (2011, S.62)

¹⁷ Vgl. Chen, Shin, Sun (2015, S.280)

¹⁸ Vgl. Cross (1973, S. 67 ff.)

¹⁹ Vgl. French (1980, S.68)

erst einige Tage später erfolgte.²⁰ Durch die Verzögerung konnte es zu Preisänderungen kommen, welche dafür sorgten, dass Aktien zu einem anderen Preis gehandelt wurden. Somit würde die Möglichkeit bestehen einen höheren Preis zu zahlen. Diese Erklärung kann den Montags-Effekt jedoch nicht vollständig erklären. Des Weiteren wurden Anomalien oftmals als Ergebnis aus Messungsfehlern oder Datenverzerrungen interpretiert, was ebenfalls von Lakonishok und Levi widerlegt wurde.²¹ Um 1984 bestätigten Keim und Stambaugh²² die Aussagen von Lakonishok und Levi, dass zumindest der Montags-Effekt, eindeutig kein Ergebnis aus Fehlern empirischer Methoden sei. Rogalski konnte 1984 ebenfalls den Montags-Effekt, bezogen auf Kleinunternehmen, in seinen Untersuchungen bestätigen und versuchte einen neuen Erklärungsansatz zu formulieren. Er geht davon aus, dass negative Renditen an Tagen auftreten, an denen nicht gehandelt wird. Das bedeutet vom Freitagsabschluss bis zur Montagseröffnung unterstellt er jeden Tag die gleichen (negativen) Renditen.²³ Als Ausnahme zählt hierbei der Januar, da er in diesem Monat positive Renditen vorfand. Rogalski erklärte, dass in diesem Fall der Januar-Effekt den Montagseffekt dominiert und somit beeinflusst bzw. ersetzt.²⁴ Um 1988 formulierten Flannery und Protopapadakis, dass die Ursache des Montags-Effekts institutionellen Aspekten liegt und institutionelle Investoren durch ihr Verhalten²⁵ Einfluss auf Privatanleger haben. Um 1989 kam Domodaran zu der Erkenntnis, dass Firmen dazu neigen, Neuigkeiten an Freitagen zu verkünden, welche sich als verzögerte Form an Montagsrenditen widerspiegelt.²⁶ Daraufhin gaben Lakonishok und Maberly 1990 die Erklärung, dass die meisten Entscheidungen tatsächlich individuell getroffen werden. So tendieren Privatanleger eher dazu, aufgrund der schlechten Neuigkeiten vom Freitag, schnellstens ihre Aktien zu verkaufen, weshalb an Montagen ein höhere Handelsaktivität gemessen wurde, während institutionelle Anleger darauf verzichten an Montagen Handel zu betreiben.²⁷ Im Jahr 1993 konnten Fische, Gosnell und Lasser nachweisen, dass der Montags-Effekt sich tatsächlich nur auf negative Renditen auswirkt, da bislang keine positiven Montagsrenditen gemessen werden konnten.²⁸ Um 1995 haben Sias und Starks in ihrer Studie festgestellt, dass der Montags-Effekt eher bei Wertpapieren auftritt, die für institutionelle Investoren von größerer Bedeutung sind, demnach haben institutionelle Investoren einen gewis-

²⁰ Vgl. Lakonishok, Levi (1982, S.883/887)

²¹ Vgl. Lakonishok, Levi (1982, S.889)

²² Vgl. Keim, Stambaugh (1984, S.829)

²³ Vgl. Rogalski (1984, S.1606/1613 ff.)

²⁴ Vgl. Rogalski (1984, S.1614)

²⁵ Vgl. Flannery, Protopapadakis (1988, S.448)

²⁶ Vgl. Domodaran (1989, S.621 ff.)

²⁷ Vgl. Lakonishok, Maberly (1990, S.236/239/242)

²⁸ Vgl. Fische, Gosnell, Lasser (1993, S.890 ff.)

sen Einfluss auf den Montags-Effekt.²⁹ Wang, Li und Erickson stießen 1997 auf signifikant negative Montagsrenditen in den letzten zwei Wochen im Monat (vierte und fünfte Woche im Monat). Dabei stellten sie fest, dass die Durchschnittsrenditen der ersten drei Montage keinen signifikanten Unterschied zu 0 aufweisen. Desweiteren ergaben ihre Untersuchungen, dass die erste Monatshälfte und die zweite Monatshälfte, unter der Voraussetzung, dass Montage ausgeschlossen werden, sich ebenfalls nicht signifikant von 0 unterscheiden. Dennoch verweisen sie auf die Schwierigkeit für Investoren anhand der beobachteten Muster zu profitieren, selbst unter Vernachlässigung von Transaktionskosten. Dennoch könnte das Timing eine wichtige Rolle spielen, denn so sollte ein Anleger dennoch seinen Verkaufsaktivitäten innerhalb der ersten drei Wochen, und seinen Kaufaktivitäten frühestens nach dem Montag der vierten Woche, nachgehen.³⁰ Nach ausführlicheren Untersuchungen fanden Sun, und Tong 2002 einen allgemeinen Rückgang der Renditen im Zeitraum vom 18. und dem 26. Tag im Monat.³¹ Dieser Rückgang zeigt sich durch negative Renditen, besonders wenn Montage auftreten. Sun, und Tong knüpften an den Ergebnissen von Wang, Li und Erickson (1997) an und fanden 2002 heraus, dass die negativen Renditen an Montagen innerhalb des Zeitraums, vom 18. und 26. Tag im Monat, vollständig durch die negativen Renditen der vorherigen Freitage erklärt werden können.³² Die Konzentration des Montag-Effekts liegt demnach also eher in der vierten Woche eines Monats. Außerdem kamen Sun, und Tong zu drei weiteren neuen Erkenntnissen.³³ Zum einen haben sie herausgefunden, dass an Nicht-Montagen, innerhalb der vierten Woche, ebenfalls niedrigere Renditen zu messen sind, als an Nicht-Montagen aus anderen Wochen. Zum anderen konnten sie feststellen, dass wenn beispielsweise ein Jahr in zwei Zeiträume geteilt werden würde und zwar in a) Mai bis Oktober (wäre ebenfalls der Halloween-Indikator) und b) November bis April, so ergeben sich laut der Studie von Sun und Tong für den Zeitraum Mai bis Oktober in der zweiten, vierten und fünften Woche negative Renditen, während im Zeitraum von November bis April nur in der vierten Woche negative Renditen vorfinden. Ebenfalls stießen sie auf positive Renditen im Januar und bestätigten, dass der Januar-Effekt den Montags-Effekt dominiert. 2005 behaupteten Chan, Leung und Wang, dass institutionelle Investoren die Ursache für den Rückgang vorhandener Montags-Effekte sind, jedoch ist dies nur ein Vorschlag, und nur im Zusammenhang mit sogenannten REITs (Immobilienaktien)³⁴

²⁹ Vgl. Sias, Starks (1995, S.66)

³⁰ Vgl. Wang, Li, Erickson (1997, S.2171 ff. /2185 ff.)

³¹ Vgl. Sun,Tong (2002, S.1124)

³² Vgl. Sun,Tong (2002, S.1124 ff.)

³³ Vgl. Sun,Tong (2002, S.1145)

³⁴ Vgl. Chan, Leung, Wang (2005, S.117)

Beim Feiertags-Effekt muss darauf hingewiesen werden, dass in der empirischen Literatur oftmals nur die Betrachtung des sogenannten Vor-Feiertags vorgenommen wird. Der Nach-Feiertag dagegen wird eher selten dokumentiert. Bei dem Vor-Feiertag (pre-holiday) und dem Nach-Feiertag (post-holiday) handelt es sich um Handelstage um den eigentlichen Feiertag herum, während am Feiertag kein Handel stattfindet. Diverse Studien, unter anderen Lakonishok und Smidt (1988), Ariel (1990)³⁵, Kim und Park (1994), Brockman und Michayluk (1998)³⁶, haben den Feiertags-Effekt auf seine Existenz untersucht und konnten dies beweisen. So haben Lakonishok und Smidt beispielsweise festgestellt, dass bei ihren Untersuchungen Vorfeiertagsrenditen auftraten, welche bis zu 23mal höher waren als an üblichen Handelstagen und sogar zwei- bis fünfmal höher als die Renditen in der Vorwoche.³⁷ Kim und Park konnten den Feiertageffekt in Japan und in UK nachweisen.³⁸ Und dadurch, dass der Effekt über mehrere Länder hinweg festgestellt werden konnte, ist davon auszugehen, dass der Feiertags-Effekt nicht durch institutionelle Investoren verursacht oder beeinflusst werden (z.B. durch Handelsmethoden oder bestimmte Abwicklungsverfahren)³⁹, weil Börsen eines Landes speziell sind und von Land zu Land Unterschiede aufweisen. Um 1999 zeigten Vergin und McGinnis in ihrer Untersuchung, dass der Vorfeiertageffekt am US-amerikanischen Aktienmarkt immer schwächer wurde, zudem sei der Effekt überwiegend bei Kleinunternehmen und bei Großunternehmen (large cap) eher selten vorzufinden.⁴⁰ Aktive Portfolio-Manager sehen sich nach Strategien um diese Anomalie auszunutzen und somit überdurchschnittliche Renditen zu erwirtschaften. Dies ist aber kaum möglich, da der Effekt nicht stark genug ist, um beispielsweise Transaktionskosten zu kompensieren, demnach bietet dieser Effekt kein allzu großes Profitpotential. Eine mögliche Erklärung bieten Vergin und McGinnis und zwar behaupten sie, dass Investoren auf Studienveröffentlichungen reagieren, jedoch nicht in solch einem Ausmaß, dass der Effekt vollständig verschwindet.⁴¹

Aufgrund der Anomalien gewann die Behavioural Finance immer mehr an Bedeutung. Und so haben einige Studien festgestellt, dass westliche Kulturen einen schwächeren Feiertageffekt aufweisen, als in östlichen Kulturen. Dies könnte daran liegen, dass östliche Kulturen wie z.B. China einem sozialen und kollektiven Paradigma folgen, einem Muster, bei dem Menschen zu Übertreibungen neigen und Verhaltensvorgaben folgen. In westlichen Kulturen wir stattdes-

³⁵ Vgl. Ariel (1990, S.1624 ff.)

³⁶ Vgl. Brockman, Michayluk (1998, S.209)

³⁷ Vgl. Lakonishok, Smidt (1988; S.411/415)

³⁸ Vgl. Kim, Park (1994, S.156)

³⁹ Vgl. Kim, Park (1994, S.156)

⁴⁰ Vgl. Vergin, McGinnis (1999, S.482)

⁴¹ Vgl. Vergin, McGinnis (1999, S.482)

sen rationales und logisches Investitionsverhalten unterstellt. Somit konzentrierten sich immer mehr Studien auf die Untersuchung östlicher Kulturen wie z.B. McGuinness (2005)⁴² und Chia, Lim, Ong und Teh (2015)⁴³, und Yuan, Gupta und Bianchi (2015). Im Jahr 2009 untersuchten Marrett und Worthington den Aktienmarkt in Australien und konnten ebenfalls den Feiertagseffekt nachweisen. Als mögliche Erklärung für den Feiertagseffekt, bzw. Vor-Feiertags-Effekt beschreiben Marrett und Worthington die Psychologie der Investoren als Ursache.⁴⁴ Als Erklärung für den Nach-Feiertags-Effekt (positive Renditen) beschreiben sie die anhaltende Feiertagseuphorie. Gama und Vieira (2013) befürworteten die Hypothese der Feiertagseuphorie und erklären, dass es tatsächlich einen Zusammenhang zwischen Handelsaktivitäten und den vermuteten „Glückszuständen“, dies wirkt sich auf positive Renditen aus, da sie ein optimistisches Verhalten darstellen.⁴⁵ Des Weiteren fanden sie ein geringeres Handelsvolumen und eine niedrigere Volatilität an Handelstagen um Nationalfeiertage.⁴⁶ Im Jahr 2015 stießen Yuan, Gupta und Bianchi auf eine wichtige Entdeckung. Unter der Verwendung von Size-, Value- und Growth-Indizes, kamen sie zu dem Ergebnis, dass wenn Banken beispielsweise vom Aktienhandel ausgeschlossen werden würden, so würde die Markteffizienz abgeschwächt werden.⁴⁷ Des Weiteren behaupten sie, dass hohe Renditen an Vor-Feiertagen noch kein eindeutiger Beweis für Marktanomalien sind, da es sich auch um eine Kompensation für das systematische Risiko handeln könnte.⁴⁸ Zudem bestätigen sie, dass Kleinunternehmen (small cap) und Großunternehmen (large cap) von dem Effekt betroffen werden, Mittelgroße Unternehmen (mid cap) eher nicht.⁴⁹

⁴² Vgl. McGuinness (2005, S. 1122)

⁴³ Vgl. Chia, Lim, Ong, Teh (2015, S.1550023-11 ff.)

⁴⁴ Vgl. Marrett, Worthington (2009, S.1769/1771)

⁴⁵ Vgl. Gama, Vieira (2013, S.1631 ff.)

⁴⁶ Vgl. Gama, Vieira (2013, S.1632)

⁴⁷ Vgl. Yuan, Gupta, Bianchi (2015, S. 1550014-2)

⁴⁸ Vgl. Yuan, Gupta, Bianchi (2015, S. 1550014-24)

⁴⁹ Vgl. Yuan, Gupta, Bianchi (2015, S. 1550014-24)

3. Kalenderanomalien

3.1 Allgemeine Grundlagen

Seit den 70er Jahren widmeten zahlreiche empirische Studien ihre Aufmerksamkeit der Identifizierung und Untersuchung von Kalenderanomalien. Mit steigender Anzahl an empirischen Studien, stieg ebenso die Anzahl der interessierten Investoren, welche danach streben einen solchen Effekt zu entdecken und diesen mithilfe entsprechender Handelsstrategien gewinnbringend auszunutzen. Kalenderanomalien werden oftmals in Zusammenhang mit der sogenannten Markteffizienzhypothese gebracht und gelten als ihr Gegenargument. Die Markteffizienzhypothese besagt, dass Finanzmärkte als effizient gelten, wenn die Aktienpreise sämtliche relevanten Marktinformationen enthalten⁵⁰ und es für Anleger nicht möglich ist systematisch Marktüberrenditen zu erzielen. Gleichzeitig stellt sich die Frage, ob die Kapitalmarkttheorie in Verbindung mit dem Capital Asset Pricing Modell (CAPM) überhaupt noch gültig ist. Das CAPM ist ein Finanzmarktmodell, dass in den 60er Jahren von Sharpe, Lintner und Mossin entwickelt wurde und die Bewertung von Anlagen durch den Kapitalmarkt ermöglicht.⁵¹ Gegenstand der Kapitalmarkttheorie ist die Entschädigung des Anlagerisikos, welches mit dem Halten von risikobehafteten Anlagen einhergeht. Es gilt, je höher das Risiko, umso höher ist die Risikoprämie und somit die zu erwartende Rendite. Dabei gilt es zwischen zwei Komponenten zu unterscheiden, zum einen das systematische Risiko und zum anderen das unsystematische Risiko. Das systematische Risiko gilt als unausweichlich und wird dementsprechend von der Gesamtheit der Investoren getragen, während das unsystematische Risiko durch Diversifikation eliminiert werden kann und somit von keinem Investor getragen werden muss. In diesem Zusammenhang verweist Markowitz auf die Kombinationsmöglichkeiten verschiedener Anlagen in einem Portfolio und die damit einhergehenden unterschiedlichen Rendite-Risiko-Profilen.⁵² So sind in effizienten, perfekt diversifizierten Portfolios nur systematische Risiken und in ineffizienten Portfolios zusätzlich unternehmensspezifische Risiken, oder auch unsystematische Risiken, vorzufinden. Im Fall, dass eine risikolose Anlage gehalten wird, so liegen alle effizienten, perfekt diversifizierten Portfolios auf einer Tangentiallinie. Dessen Lage wird durch den risikolosen Zinssatz und den Tangentialpunkt zur „Efficient Frontier“ der risikobehafteten Anlage bestimmt. Da sich jedes Portfolio auf der Tangentiallinie aus einer Kombination der

⁵⁰ Vgl. Salm, Siemkes (2009, S.414)

⁵¹ Vgl. Rey (2012, S.191)

⁵² Vgl. Markowitz (1952, S.89)

risikolosen Anlagen und risikobehafteten Anlagen (Tangentialportfolio) zusammensetzt und rationale Investoren nur effiziente Portfolios auf der Tangentiallinie halten, so müssen alle Investoren das Tangentialportfolio halten, dessen Zusammensetzung der Tangentialportfolios im Kapitalmarktgleichgewicht dem Marktportfolio entspricht. Dabei wird die Tangentiallinie zur sogenannten Capital Market Line und zeigt eine einfache lineare Beziehung zwischen der erwarteten Rendite eines effizienten Portfolios und dessen Volatilität auf.⁵³ Im Allgemeinen setzt sich die zu erwartende Rendite zusammen aus dem risikolosen Zinssatz und der Risikoprämie.⁵⁴ Die Risikoprämie ergibt sich wiederum aus dem systematischen Risiko und dem Marktpreis des Risikos. Die Schwierigkeit jedoch liegt darin, dass z.B. einzelne Anlagen auch unternehmensspezifische Risiken aufweisen, weshalb sich der Anteil des systematischen Risikos nicht so einfach ermitteln lässt. Aufgrund dessen wird das sogenannte Marktmodell herangezogen. Es handelt sich dabei um ein lineares Regressionsmodell.⁵⁵ Das geschätzte Beta dient als Steigungskoeffizient und beschreibt damit Schwankungen der Anlagenrendite zur Rendite des gewählten Marktindex. Ist das Beta größer (kleiner) als Eins, so reagieren die Renditen der einzelnen Anlagen im Durchschnitt überproportional (unterproportional) auf Marktbewegungen.⁵⁶ Das Ausmaß des übernommenen Marktrisikos und der dafür zu erwartenden Rendite wird als Security Market Line (SML) bezeichnet. Im Kapitalmarktgleichgewicht ergibt sich die zu erwartende Rendite eines beliebigen Portfolios aus dem risikolosen Zinssatz und der Risikoprämie. Die Risikoprämie setzt sich zusammen, aus dem Beta, multipliziert mit der Marktvolatilität, multipliziert mit dem Marktpreis des Risikos. Somit gilt, je höher das Beta, umso höher ist die zu erwartende Rendite der Anlage.⁵⁷ Würde die zu erwartende Rendite mit höherem Beta nicht steigen, so würde kein Investor die Anlage in seinem Portfolio halten. Würde ein Investor eine Anlage halten, welches exakt das gleiche systematische Risiko aufweist wie das Marktportfolio, so würde das Beta den Wert Eins annehmen, und die Renditeerwartungen würden den Renditeerwartungen des Marktportfolios entsprechen. Wenn das Beta einen Wert von Null aufweisen würde, so ist die zu erwartende Rendite unabhängig von Marktschwankungen und würde somit kein systematisches Risiko aufweisen. Das CAPM bietet eine vielfältige Anwendung in verschiedenen Bereichen, so dient es beispielsweise als Entscheidungsgrundlage für Anlageinvestitionen, als Grundlage für risikoadjustierte Performancemessungen, oder als Bestimmungsfaktor für Kapitalkosten einer Unternehmung im Bereich der Corporate Finance.

⁵³ Vgl. Rey (2012, S.194)

⁵⁴ Vgl. Rey (2012, S.193)

⁵⁵ Vgl. Rey (2012, S.196)

⁵⁶ Vgl. Rey (2012, S.197)

⁵⁷ Vgl. Rey (2012, S.199)

Während empirische Tests nach den 70er Jahren das CAPM befürworteten, gab es auch eine Vielzahl von empirischen Untersuchungen, welche Kritik am CAPM ausübten. So kritisiert beispielsweise Roll 1977 das Marktportfolio als Hauptkritikpunkt. Das Marktportfolio dient dazu, den relevanten Bewertungskontext zu definieren, und innerhalb dessen die Diversifizierbarkeit der einzelnen Anlagen zu beurteilen und das systematische Risiko zu bewerten. Roll schlussfolgerte in seiner Kritik, dass die Gültigkeit der linearen Beziehung zwischen Beta und der Durchschnittsrendite vom gewählten Marktportfolio abhängig ist. Des Weiteren stellen sich Fragen auf, wie z.B. ob denn Obligationen (Wertpapiere mit festen Zinsen) in das Marktportfolio gehören, oder ob beispielsweise neben Aktien auch Immobilien, Rohstoffe, Edelmetalle, Kunstgegenstände und Humankapital zum Begriff Vermögen eingeschlossen werden und somit im CAPM berücksichtigt werden. Der Begriff Vermögen ist an dieser Stelle nicht klar definiert. Das Anlageuniversum ist in der Realität nicht beobachtbar und wird deshalb in empirischen Tests durch einen breit diversifizierten Aktienindex ersetzt, welcher eine Annäherung zum „wahren Marktportfolio“ darstellt. Sollte der gewählte Aktienindex relativ zum relevanten Anlageuniversum ineffizient sein, so brechen der lineare Zusammenhang und die Verwendbarkeit des CAPM als Bewertungsmaßstab zusammen.⁵⁸ Im CAPM werden grundsätzlich 2 Hypothesen gleichzeitig getestet, zum einen die Implikationen des Modells für die Bewertung von Anlagen und zum anderen die Effizienz des verwendeten Marktportfolios. Sollte die gefundene Bewertung nicht mit den Annahmen des CAPMs überein, so könnte die Ursache im verwendeten Aktienindex liegen, was eine Überprüfung der Bewertungsaussagen nahezu unmöglich macht.⁵⁹ Bezüglich des Marktmodells, konnte weiterhin festgestellt werden, dass neben dem Beta noch weitere Faktoren gibt, welche in einer Beziehung zu langfristigen Renditen stehen. So wird an dieser Stelle auf den sogenannten Size-Effekt verwiesen, der aus der Unternehmensgröße, gemessen an der Börsenkapitalisierung, hervorgeht. Der Size-Effekt besagt, dass Portfolios aus Aktien kleiner Unternehmen, bei identischen Betas, signifikant höhere Renditen aufweisen als die größerer Unternehmen. Da die Unternehmensgröße neben dem Beta durchschnittliche Renditen erklärt und das Beta in den meisten Fällen sogar dominiert wird, wird hier auch von Evidenz gegen das CAPM gesprochen.⁶⁰ Auch bei der Betrachtung der B/M-Ratio (Book-to-Market Ratio), P/E-Ratio (Price-Earnings Ratio) und der P/C-Ratio (Price-to-Cashflow Ratio) Faktoren sind, welche die durchschnittlichen Renditen beeinflussen. All diese Zusammenhänge widersprechen der dem CAPM, da beim CAPM angenommen wird, dass das

⁵⁸ Vgl. Rey (2012, S.212)

⁵⁹ Vgl. Rey (2012, S.213)

⁶⁰ Vgl. Rey (2012, S.213)

Beta als einziger systematischer Risikofaktor gilt, welcher Querschnittsunterschiede in den Renditen erklärt. Um 1992 lieferten Fama und French weitere Argumente, die gegen die Gültigkeit des CAPMs sprechen. So konnten sie zeigen, dass es kaum einen Zusammenhang zwischen Betas und durchschnittlichen Renditen gibt. Stattdessen stellten sie signifikante Zusammenhänge zwischen Unternehmensgröße (Marktkapitalisierung), Leverage, P/E-Ratio und B/M-Ratio fest. In ihren Untersuchungen konnten sie negative Zusammenhänge zwischen durchschnittliche Renditen und Unternehmensgröße, sowie positive Zusammenhänge zwischen B/M-Ratio und durchschnittlichen Renditen aufzeigen.⁶¹ Neueren Ansätzen zur Folge schwanken Betakoeffizienten und Marktrisikoprämien im Zeitablauf. So wird vermutet, dass Investoren je nach Wirtschaftszyklus und Investitionsklima unterschiedlich hohe Risikoprämien fordern. Aufgrund dessen werden zustandsabhängige konditionierte Renditeerwartungen in empirischen Untersuchungen durch verschiedene Zustands- oder Instrumentalvariablen,⁶² wie beispielsweise Dividendenrendite, kurzfristige Zinssätze, Steigung der Zinsstrukturkurve und Bonitätsspreads modelliert, welche im CAPM nicht berücksichtigt werden. Zusätzlich gibt es noch die sogenannten Kalenderanomalien, welche allgemein als Ineffizienzen des Marktes gelten, da sie Anlegern unter Berücksichtigung von zyklischen Zeitabschnitten eine überdurchschnittliche Rendite mit geringerem Risiko versprechen. Gemäß der Theorie der Markteffizienzhypothese, in Verbindung mit dem CAPM, sollte das Erzielen überdurchschnittlicher Renditen aufgrund von saisonalen Mustern nicht möglich sein. Obwohl das CAPM von festgelegten Annahmen ausgeht, dass sich z.B. Investoren risikoscheu und rational verhalten, kann es in der Realität durchaus zu unterschiedlichem Investitionsverhalten kommen. Denn so gibt es einige Aspekte, die laut CAPM nicht berücksichtigt werden, aber dennoch tatsächlich wahrgenommen werden. So gibt es beispielsweise beim Halloween-Effekt diverse Marktweisheiten⁶³, die Investoren darüber informieren, wie sie ihre Handelsstrategie zu gestalten haben. Demnach folgen Investoren nicht zwangsläufig einem rationalen Handeln, sondern lassen sich beeinflussen.⁶⁴ Ein weiterer Kritikpunkt des CAPMs ist, dass Transaktionskosten und Steuern weitestgehend vernachlässigt werden, obwohl diese eine wichtige Rolle bei der Investitionsentscheidung spielen. So kann z.B. das sogenannte Tax-Loss selling angewandt werden.⁶⁵ Letzten Endes ist das CAPM kein Abbild der Wirklichkeit, sondern ein vereinfachtes Arbeitsinstrument, um einen Ausschnitt oder besonderen Aspekt aus der Wirklichkeit unter vereinfachenden

⁶¹ Vgl. Fama, French (1992, S.449 ff.)

⁶² Vgl. Rey (2012, S.216 ff.)

⁶³ Vgl. Schiereck, Welkoborsky (2015, S.548)

⁶⁴ Vgl. Spreemann (2006, S.335 ff.)

⁶⁵ Vgl. Starks, Yong, Zheng (2006, S.3050)

Annahmen zu analysieren. Aufgrund der beobachteten Anomalien, welche nicht auf Daten- oder Berechnungsfehlern beruhen, gibt es weiterhin Zweifel, ob das Beta die Beziehung zwischen systematischen Risiko und der erzielbaren Rendite perfekt beschreiben kann. Deswegen wurden im Laufe der Zeit alternative Bewertungsansätze entwickelt, welche weniger restriktive Annahmen über das Kapitalmarktgleichgewicht fordern. So wurde die sogenannte Arbitrage Pricing Theorie entwickelt. Hierbei wird angenommen, dass das systematische Risiko einen mehrdimensionalen Charakter hat und durch verschiedene ökonomische Risikofaktoren repräsentiert werden kann, und nicht länger wie beim CAPM nur dem Marktrisiko entspricht. Demnach wird das Anlageuniversum nicht länger durch einen einzigen Faktor wiedergespiegelt. Ähnlich wie beim CAPM postuliert die Arbitrage Pricing Theorie eine Übereinstimmung was die Entschädigung des systematischen Risikos betrifft. Jedoch unterscheidet sie sich in der Bewertungslogik, da Renditeerwartungen gefunden werden, welche keine Arbitragemöglichkeiten (risikoloses Ausnutzen inkonsistenter Preisstrukturen am Kapitalmarkt) aufweisen. Die Anlagen werden nicht länger relativ zu einem vorgegebenen Marktportfolio im Gleichgewicht betrachtet, sondern relativ zu einer spezifischen multivariaten Korrelationsstruktur der Anlagerenditen.⁶⁶

⁶⁶ Vgl. Rey (2012, S.219)

3.2 Arten von Kalenderanomalien

Wie bereits zu Beginn dieser Arbeit beschrieben, gibt es eine Vielzahl verschiedener Phänomene, welche sich auf empirische Beobachtungen beruhen. Diese werden als Kalenderanomalie oder auch saisonale Effekte bezeichnet. Sie haben das Merkmal, dass sie nicht zeitkonstant sind, weshalb sie von der jeweiligen Kalenderperiode abhängen. Dementsprechend können erwartete Renditen mit Monat, Jahreshälfte, Wochentag oder bestimmten Tagen des Monats oder bestimmten Tagen des Jahres variieren. Diese Arbeit konzentriert sich jedoch auf die vier wesentlichen Anomalien. Diese sind der Januar-Effekt, Monatswechsel-Effekt, Montags-Effekt und der Feiertags-Effekt.

Der Januar-Effekt, auch oft als Jahreswechsel-Effekt bezeichnet. In der englischsprachigen empirischen Literatur wird er auch als „january effect“, oder als „turn-of-the-year effect“ bezeichnet. Hier liegt das Merkmal vor, dass die durchschnittliche Aktienmarktrendite im Januar signifikant größer ist als die durchschnittliche Aktienmarktrendite der elf anderen Monate.

Der Monatswechsel-Effekt wird in der englischsprachigen Literatur auch als „turn-of-the-month effect“ bezeichnet und besitzt das Merkmal, dass die Handelstage den Monatswechsel herum auf überdurchschnittliche Aktienmarktrenditen untersucht werden, jedoch gibt es keine feste Definition, was den Betrachtungszeitraum um den Monatswechsel angeht. So wurden in der empirischen Literatur des Öfteren unterschiedliche Betrachtungszeiträume gewählt. In dieser Arbeit, wird im späteren Schritt der Zeitraum von sechs Tagen gewählt, nach dem Beispiel von Salm und Siemkes.⁶⁷ Beginnend mit dem letzten Handelstag im Monat, bis zum fünften Handelstag des Folgemonats.

Der Montags-Effekt, oder auch Wochenend-Effekt, wird in der englischsprachigen empirischen Literatur auch als „monday effect“, oder als „weekend effect“ bezeichnet. Dieser ist allgemein dadurch gekennzeichnet, dass die durchschnittlichen Aktienmarktrenditen an Montagen signifikant kleiner, oder auch negativ sind, als vergleichsweise an anderen Handelstagen der Woche.

⁶⁷ Vgl. Salm, Siemkes (2009, S.414)

Der Feiertags-Effekt wird in der englischsprachigen empirischen Literatur als „holiday effect“ bezeichnet. Dieser beschreibt, dass überdurchschnittliche Renditen an Handelstagen vor und nach dem Feiertag auftreten. Jedoch wurde in der empirischen Literatur oftmals nur der Handelstag vor einem Feiertag untersucht und wurde als „pre-holiday effect“ bezeichnet. Andere Studien wiederum auch die Handelstage nach dem Feiertag, den sogenannten „post-holiday effect“.

4. Empirische Untersuchung

4.1 Untersuchungsmethodik

Zunächst werden die im Abschnitt 4.2 genannten Indizes herangezogen, um stetige Renditen zu berechnen. Diese werden auch als logarithmierte Renditen bezeichnet. Dadurch kann besser nachvollzogen werden, wie sich die einzelnen zu betrachtenden Länder entwickelten. Für die Berechnung der stetigen Rendite wird der Logarithmus des Endkurses (EK) mit dem Logarithmus des Anfangskurses (AK) subtrahiert. Dazu wird folgende Formel benutzt:

$$\text{Rendite}_{\text{stetig}} = \text{Log}_{(\text{EK})} - \text{Log}_{(\text{AK})} \quad (1)$$

Als nächster Schritt werden deskriptive Statistiken herangezogen, die den Einfluss der jeweiligen Effekte beinhalten und jene ohne saisonale Effekte, um einen beide jeweils miteinander zu vergleichen. Anschließend erfolgt eine Regressionsanalyse nach dem Modell der kleinsten Quadrate. Die Regressionsanalyse beruht auf folgender Regressionsgleichung:

$$r_t = \alpha + \beta \cdot D_t^i + u_t \quad (2)$$

Dabei steht im Regressionsmodell r_t für die zu erklärende Variable, welche durch die Konstante α (Alpha) und dem β (Beta-) Koeffizienten erklärt wird. u_t steht in diesem Zusammenhang für den sogenannten Störterm. D_t^i stellt die sogenannte Dummy-Variable dar für den jeweiligen Effekt i . Für die Dummy-Variable muss je nach Eintritt des Effekts eine Anpassung der Zeitperiode vorgenommen werden. Denn so muss für den Januar-Effekt festgelegt werden, dass die Dummy-Variable immer genau dann den Wert 1 annimmt, wenn der Januar eintritt, während die Dummy-Variable den Wert 0 annimmt, sobald ein anderer der elf Monate eintritt. Bei dem Montageseffekt nimmt die Dummy-Variable immer dann den Wert 1 an, sobald ein Montag eintritt, während an anderen Handelstagen der Wert 0 verwendet werden muss. Beim Monatswechsel-Effekt muss die Dummy-Variable den Wert 1 genau am letzten Tag des Monats und an den ersten fünf Handelstagen im Folgemonat annehmen, ansonsten ebenfalls den Wert 0. Für die Untersuchung des Feiertags-Effekt muss die Dummy-Variable den Wert 1 annehmen an den Handelstagen vor und nach dem Feiertag, während an den anderen Handelstagen der Wert 0 festgelegt wird. Mit Hilfe der Regressionsanalyse wird getestet, ob eine positiv signifikante Dummy-Variable vorliegt. Sollte dieser Fall eintreffen, so wird die Nullhypothese abgelehnt. Diese unterstellt, dass die Renditen der untersuchten

Länder nicht unter Einfluss des untersuchten saisonalen Effekts stehen. Anschließend erfolgen Tests auf Heteroskedastizität, Autokorrelation und Normalverteilung. Um die Regressionsanalyse und die statistischen Tests durchzuführen, wird das Freeware Programm Gretl⁶⁸ genutzt.

⁶⁸ Vgl. Gretl User's Guide (neueste Auflage: 15.04.2017)

4.2 Datenbasis

Als Datenbasis wurden für die Länder Österreich, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Deutschland, Irland, Italien, Niederlande, Norwegen, Portugal, Spanien, Schweden, Schweiz und Großbritannien Performanceindizes des MSCI World⁶⁹ verwendet. Dabei handelt es sich um Datensätze basierend auf Tages- und Monatswerten (Tagesdaten für die Untersuchung des Montags-Effekt, Feiertags-Effekt und Monatswechsel-Effekts, für die Untersuchung des Januar-Effekts werden Monatsdaten benötigt). Der Betrachtungszeitraum der Untersuchung erstreckt sich vom 01.01.2001 bis zum 31.12.2016. Die Performanceindizes liegen in ihrer lokalen Währung vor und beinhalten Kursänderungen, Dividenden und Ausschüttungen. In einigen Studien wurden jedoch Preisindizes verwendet, weshalb es zu leichten Datenverzerrungen führen kann. Für den Feiertagseffekt müssen zusätzliche Recherchen getätigt werden, da für die Untersuchung des Feiertags-Effekt zunächst einmal festgelegt werden muss, welche Feiertage⁷⁰ einbezogen werden. Die Problematik hierbei besteht, dass die Länder keine einheitlichen Feiertage haben, somit weicht die Anzahl der einzelnen Länder ab. Ebenfalls wird in vielen empirischen Studien keine klare Definition vorgelegt, somit liegt es beim Forschenden, welche Feiertage gewählt werden. So wurden hier sämtliche anfallende gesetzlich anerkannte Feiertage verwendet für das jeweilige Land.

⁶⁹ Datensätze der Internetseite des MSCI World (www.msci.com)

⁷⁰ Feiertage für die gewählten Länder (www.feiertagskalender.ch)

4.3 Empirische Ergebnisse

Januar-Effekt

Tab.1: Deskriptive Statistiken (Gesamt Monatsdaten)

Gesamt Monatsdaten von Dezember 2000 bis Dezember 2016															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,32%	0,35%	0,74%	-0,12%	0,21%	0,32%	-0,13%	-0,08%	0,27%	0,61%	-0,15%	0,32%	0,48%	0,24%	0,37%
Standardabweichung	6,96%	5,92%	5,39%	8,51%	5,13%	6,29%	6,60%	5,82%	5,49%	6,38%	5,48%	6,06%	6,18%	4,05%	4,02%
Min	-36,04%	-35,27%	-19,63%	-37,09%	-17,42%	-28,67%	-25,47%	-16,69%	-20,37%	-27,60%	-22,28%	-18,90%	-20,36%	-13,24%	-13,77%
Max	17,59%	14,47%	17,04%	28,43%	12,71%	19,02%	15,19%	17,72%	12,37%	15,01%	11,63%	16,49%	20,10%	11,52%	8,79%
Schiefe	-1,50	0,27	0,34	0,35	-0,01	-0,09	-0,83	-0,26	-0,09	-0,86	-0,05	-0,38	-1,07	-0,25	0,12
Wölbung	5,84	-0,04	-1,22	0,19	0,12	-0,25	0,31	0,68	0,05	0,95	-0,17	-1,09	0,83	-0,82	-0,70
JB-Teststatistik	344,98***	2,33	15,47***	4,13	0,11	0,75	22,62***	5,8*	0,26	30,89***	0,31	14,19***	42,03***	7,29**	4,38
P-Value	0,000	0,311	0,000	0,127	0,945	0,686	0,000	0,055	0,878	0,000	0,855	0,001	0,000	0,026	0,112
p1	0,306	0,2886	0,1494	0,178	0,1143	0,0966	0,161	0,083	0,0963	0,1889	0,1367	0,0333	0,056	0,2144	0,0319
p2	0,1358	0,0178	0,0838	-0,1848	-0,0319	-0,0353	0,0837	-0,1011	-0,0133	0,0622	-0,0048	-0,0767	-0,0935	0,0511	-0,0319

Die Performanceindizes der einzelnen europäischen Länder werden durch den MSCI World abgebildet und stellen Daten basierend auf Monatswerten dar. Für alle Kennzahlen wurden stetige Renditen als Grundlage verwendet. Dabei bezeichnet pi den Autokorrelationskoeffizienten auf Lag 2; ***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnungen

In Tabelle 1 werden die Rendite-Risikokennzahlen der 15 gewählten Länder basierend auf Monatsdaten dargestellt. Und auf den ersten Blick ist zu sehen, dass sich die Länder im gesamten Betrachtungszeitraum von 2001 bis 2016 unterschiedlich entwickelt haben. So stechen bei der Betrachtung der durchschnittlichen stetigen Renditen, so stechen Dänemark mit 0,74%, Norwegen mit 0,61% und Schweden mit 0,48% heraus. Im Gegensatz dazu weisen die Länder Finnland mit -0,12%, Irland mit -0,13% und Portugal mit -0,15% die niedrigsten Durchschnittsrenditen auf. Diese sind sogar negativ. Bei einem Vergleich der Standardabweichungen wird ersichtlich, dass Finnland, Österreich und Irland die höchsten Volatilitäten aufweisen. Finnland besitzt eine Volatilität von 8,51%, Österreich 6,96% und Irland 6,6%. Dagegen weisen Großbritannien mit 4,02%, die Schweiz mit 4,05% und Frankreich mit 5,13% die geringste Volatilität auf. Bei der Betrachtung von minimalen Renditen wird deutlich, dass Finnland mit -37,09%, Österreich mit -36,04% und Belgien mit -35,27 die niedrigsten Renditen aufweisen. Dem gegenübergestellt können in Finnland mit 28,43%, Schweden mit 20,1% und Deutschland mit 19,02 die höchsten Renditen erwirtschaften. Da Renditen in den wenigstens Fällen einer Normalverteilung folgen, ist zu beachten, dass die Volatilität als Risikomaß nicht ausreicht, um genauere Aussagen bezüglich der Rendite-Risikocharakteristik zu treffen. Aus diesem Grund wird der sogenannte Jarque-Bera-Test verwendet. Dieser überprüft die Renditen nach einer Normalverteilung. Anhand der

Tabelle wird ersichtlich, dass einige Länder (mit drei Sternchen gekennzeichnet) wie z.B. Österreich, Dänemark und Irland keine Normalverteilung aufweisen. Andere Länder wie z.B. Belgien, Frankreich, Finnland, Deutschland weisen dagegen eine Normalverteilung auf. Bei Ländern in denen keine Normalverteilung vorliegt, müssen nun die höheren Momente der Schiefe und der Wölbung genauer betrachtet werden. Die Schiefe ist ein Maß für die Asymmetrie innerhalb einer Renditeverteilung und dabei wird in linksschiefe und rechtsschiefe unterschieden. Ist die Schiefe positiv, so weist sie eine rechtsschiefe auf, welche eine höhere Wahrscheinlichkeit auf Gewinne bietet. Dagegen spricht die linksschiefe für ein Verlustrisiko darstellt. Wenn eine Normalverteilung vorliegt, so müsste die Schiefe in etwa den Wert 0 annehmen. Hierbei zeigt sich Dänemark als einziges Land mit positiver Schiefe, während alle anderen Länder, welche ebenfalls nicht einer Normalverteilung folgen, linksschiefe aufweisen und somit eher auf Verlustrisiken hindeuten.⁷¹ Als nächstes wird die Wölbung, oder auch Kurtosis, betrachtet. Diese gibt Informationen über die Renditeverteilung. Bei einer Normalverteilung müsste die Wölbung etwa den Wert drei annehmen.⁷² Ist die Wölbung größer als der Wert drei, so liegt eine leptokurtische Renditeverteilung vor. Wenn die Wölbung jedoch einen Wert kleiner als drei annimmt, so liegt eine platykurtische Renditeverteilung vor. So ist anhand der Tabelle zu sehen, dass nur Österreich eine leptokurtische Renditeverteilung besitzt. Anleger bevorzugen eine rechtsschiefe und eine niedrigere Wölbung, da diese besonders hohe Wahrscheinlichkeiten auf Gewinne aufweisen. Die Autokorrelationskoeffizienten geben an, ob die Volatilität unter bzw. überschätzt wurden. Je höher der Wert, umso mehr wurde die Volatilität unterschätzt.

⁷¹ Vgl. Auer, Rottmann (2012, S.63 ff.)

⁷² Vgl. Auer, Rottmann (2012, S.218 ff.)

Tab.2: Vergleich Januar und Restmonate

Monatsdaten von Dezember 2000 bis Dezember 2016															
Januar															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,52%	0,37%	2,16%	-1,03%	-0,66%	-0,71%	-0,20%	-0,10%	-0,34%	-0,93%	0,24%	-0,47%	-0,22%	-0,90%	-1,53%
Standardabweichung	6,47%	5,59%	6,49%	8,48%	5,65%	7,01%	4,46%	6,55%	5,12%	7,52%	5,64%	6,78%	6,33%	4,66%	4,32%
Min	-15,64%	-11,73%	-13,47%	-17,72%	-14,11%	-16,09%	-11,43%	-14,18%	-13,86%	-23,44%	-12,88%	-13,95%	-13,45%	-10,08%	-9,39%
Max	9,94%	11,32%	12,03%	13,68%	7,71%	9,32%	5,24%	8,38%	7,11%	8,32%	7,10%	10,71%	8,50%	7,75%	6,29%
Schiefe	-0,96	-0,27	-0,89	-0,33	-0,77	-0,63	-1,23	-0,92	-1,39	-1,81	-0,82	-0,29	-0,50	-0,14	-0,40
Wölbung	1,69	0,76	0,85	-0,48	0,52	0,01	1,57	0,05	2,49	4,76	0,32	-0,18	-0,40	-0,19	-0,11
JB-Teststatistik	4,36	0,58	2,6	0,44	1,78	1,06	5,68*	2,24	9,28***	23,87***	1,87	0,25	0,77	0,08	0,44
P-Value	0,11	0,75	0,27	0,80	0,41	0,59	0,06	0,33	0,01	0,00	0,39	0,88	0,68	0,96	0,80
Restlichen Monate															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,30%	0,35%	0,61%	-0,04%	0,29%	0,41%	-0,13%	-0,08%	0,32%	0,75%	-0,18%	0,39%	0,55%	0,34%	0,54%
Standardabweichung	7,02%	5,97%	5,28%	8,53%	5,09%	6,23%	6,77%	5,77%	5,53%	6,27%	5,48%	6,01%	6,18%	3,99%	3,96%
Min	-36,04%	-35,27%	-19,63%	-37,09%	-17,42%	-28,67%	-25,47%	-16,69%	-20,37%	-27,60%	-22,28%	-18,90%	-20,36%	-13,24%	-13,77%
Max	17,59%	14,47%	17,04%	28,43%	12,71%	19,02%	15,19%	17,72%	12,37%	15,01%	11,63%	16,49%	20,10%	11,52%	8,79%
Schiefe	-1,54	-2,21	-0,73	-0,66	-0,65	-1,01	-0,92	-0,39	-1,04	-1,16	-0,84	-0,45	-0,70	-0,65	-0,79
Wölbung	6,11	9,38	2,22	3,53	0,99	3,47	1,37	0,63	2,30	3,61	2,10	1,06	2,30	0,75	1,21
JB-Teststatistik	343,23***	788,32***	51,75***	104,35***	19,55***	118,51***	38,58***	7,39**	70,77***	134,94***	53,15***	14,15***	53,2***	16,58***	28,83***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 2 werden die Rendite-Risikokennzahlen der einzelnen Länder an die jeweiligen zu untersuchenden Zeiträume angepasst und gegenübergestellt. Die obere Hälfte der Tabelle 2 enthält sämtliche Januarmonate, während die untere Hälfte der Tabelle alle restlichen Monate betrachtet. Bei der Betrachtung der Mittelwerte wird deutlich, dass die Länder Österreich, Belgien, Dänemark, und Portugal höhere Durchschnittsrenditen im Januar aufweisen, als an den anderen elf Monaten, während Länder wie z.B. Deutschland und Frankreich eine deutlich geringere Durchschnittsrendite aufweisen, als verglichen zu den anderen Monaten. Im Hinblick auf das Risikomaß der Volatilität wird deutlich, dass die Mehrheit der Länder im Januar eine höhere Volatilität aufweist, als an anderen Monaten. So zeigt sich beispielsweise bei Frankreich, Dänemark und Deutschland eine höhere Standardabweichung während des Januars. Nur in Österreich und Irland ist zu sehen, dass im Januar tatsächlich eine geringere Volatilität vorliegt, verglichen zu den restlichen Monaten. Betrachtet man die minimalen Renditen, so ist zu erkennen, dass alle Länder im Januar deutlich geringere minimal Renditen aufweisen. Bei den maximalen Renditen ist zu sehen, dass während des Januars auch deutlich geringere Renditen erwirtschaftet werden können, als vergleichsweise bei anderen Monaten. Zum Zeitpunkt der sonstigen Monate ist zu erkennen, dass kein einziges Land der Normalverteilung folgt, jedoch ist anhand der Jarque-Bera- Teststatistik erkennbar, dass sich

dies im Januar bei nahezu allen Ländern ändert. Nur Norwegen, die Niederlande und Irland lehnen eine Normalverteilung ab. Für diese drei Länder muss nun die höheren Momente herangezogen werden, um genauere Aussagen über deren Rendite-Risiko-Charakteristika zu treffen. So liegt für die drei Länder im Januar jeweils eine linksschiefe vor. Norwegen weist im Januar eine leptokurtische Renditeverteilung auf, während dagegen Irland und die Niederlande eine platykurtische Renditeverteilung aufweisen. Somit weisen diese drei Länder im Januar ein hohes Verlustrisiko auf. Es lässt sich beispielsweise in Österreich ein Januar-Effekt vermuten, aufgrund der höheren Renditen und geringeren Volatilität im Januar.

Tab.3: Regressionsanalyse (OLS) für Januar-Effekt

Modell der kleinsten Quadrate (OLS)															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	0,003004	0,00350796	0,006148	-0,000404804	0,00287301	0,0041382	-0,00129031	-0,000753963	0,0032145	0,00746083	-0,00183339	0,00394158	0,0054523	0,00341979	0,00539391
Std.-fehler	0,00702132	0,00572828	0,00488146	0,00622821	0,00413735	0,00501253	0,00636977	0,00447969	0,00452654	0,00580064	0,00470555	0,0046262	0,00501185	0,00354024	0,0031929
t-Quotient	0,4278	0,6124	1,259	-0,06500	0,6944	0,8256	-0,2026	-0,1683	0,7101	1,286	-0,3896	0,852	1,088	0,966	1,689
p-Wert	0,6693	0,541	0,2094	0,9482	0,4883	0,4101	0,8397	0,8665	0,4785	0,1999	0,6973	0,3953	0,278	0,3353	0,0928 *
Dummy															
Koeffizient	0,00224152	0,000146913	0,0154352	-0,00990945	-0,00949188	-0,0112838	-0,000701632	-0,000222683	-0,00656714	-0,0167336	0,00420649	-0,00862863	-0,00767728	-0,0124692	-0,0206502
Std.-fehler	0,0166956	0,0144869	0,0166853	0,0206761	0,0136986	0,0171532	0,0123482	0,0158368	0,0124828	0,0193307	0,014166	0,0168875	0,0160038	0,0110255	0,0107866
t-Quotient	0,1343	0,01014	0,9251	-0,4793	-0,6929	-0,6578	-0,05682	-0,01406	-0,5261	-0,8656	0,2969	-0,5109	-0,4797	-1,131	-1,914
p-Wert	0,8933	0,9919	0,3561	0,6323	0,4892	0,5114	0,9547	0,9888	0,5994	0,3878	0,7668	0,61	0,632	0,2595	0,0571 *
R-Quadrat	0,00008	0	0,006302	0,001041	0,002627	0,002471	0,000009	0,000001	0,001098	0,005282	0,000452	0,001556	0,001185	0,00729	0,020286
rho	0,305733	0,28873	0,143598	0,174632	0,116116	0,096448	0,161917	0,085107	0,097211	0,19916	0,136982	0,032387	0,05797	0,215373	0,049524
Durbin-Watson-Stat	1,386521	1,421647	1,692138	1,628874	1,762137	1,798244	1,673191	1,807304	1,803412	1,599521	1,71274	1,910421	1,873057	1,566919	1,893152

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 3 werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse gezeigt, die mithilfe der in den Untersuchungsmethoden aufgelisteten Formel (2) berechnet wurden. Hierbei wurden die stetigen Renditen unter Berücksichtigung der Dummy-Variable und unter Berücksichtigung robuster Standardfehler nach Newey-West getestet. Die Regressionsanalyse zeigt an dieser Stelle einen signifikanten Januar-Effekt in Großbritannien. Jedoch handelt es sich hierbei um einen umgekehrten Januar-Effekt. Dies bedeutet, dass Investoren, welche in den Aktienmarkt Großbritanniens (in diese Indizes) an Januarmonaten im Zeitraum von 2001 bis 2016 anlegten, unterdurchschnittliche Renditen erzielten. Aufgrund des zu beachtenden negativen Koeffizienten bei der Dummy-Variable Großbritanniens. Das Ergebnis der Regressionsanalyse muss jedoch kritisch betrachtet werden, da in UK kein hochsignifikanter Januar-Effekt vorzufinden ist und nur ein Effekt auf einem 10% Niveau nachgewiesen wurde. Deswegen ist es wichtig das R-Quadrat zu betrachten, da dieses angibt, zu wie viel Prozent

die zu erklärende Variable, also die stetigen Renditen, durch die Januar-Dummy-Variable erklärt wird. Das R-Quadrat der UK besitzt einen Wert von 0,002, was etwa 2% entspricht. Des Weiteren gilt es die rho-Werte und die Durbin-Watson-Stats zu beachten. Wenn die rho-Werte einen Wert zwischen Null und Eins aufweisen und der Durbin-Watson-Stat einen Wert zwischen Eins und Zwei annimmt, so ist davon auszugehen, dass innerhalb der untersuchten Indizes eine Autokorrelation erster Ordnung vorliegt. Der rho-Wert steht in diesem Zusammenhang für den Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung⁷³, während der Durbin-Watson-Stat für die Überprüfung der Autokorrelation erster Ordnung steht. Da keine hohe Signifikanz vorliegt und das R-Quadrat einen sehr geringen Wert angenommen hat, werden weitere Robustheitstests herangezogen. Unter Robustheitstest fallen der Test auf Normalverteilung, Test auf Heteroskedastizität und die Autokorrelation auf Strukturbrüche an.

Tab.4: Robustheitstests für Januar-Effekt

	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Test auf Heteroskedastizität (White's Test)															
Teststatistik: TR ²	0,07719	0,04206	0,63375	0,01415	0,13043	0,10740	1,65446	0,26092	0,13514	0,32012	0,00005	0,19895	0,00042	0,44693	0,07631
p-Wert	0,78115	0,83750	0,42598	0,90533	0,71799	0,74312	0,19835	0,60949	0,71316	0,57154	0,99458	0,65557	0,98374	0,50380	0,78236
Test auf Normalverteilung															
Chi-Quadrat	44,0470	83,19000	17,46600	34,84300	12,59700	25,54600	25,64700	6,14800	29,04300	33,73400	18,66300	7,60800	18,00000	10,70000	16,15800
p-Wert	0,00000	0,00000	0,00016	0,00000	0,00184	0,00000	0,00000	0,04622	0,00000	0,00000	0,00009	0,02228	0,00012	0,00475	0,00031
Test auf Autokorrelation															
Ljung-Box Q'	21,7350	16,29550	5,13498	12,30180	2,76925	1,96067	6,46460	3,34535	1,85540	8,50481	3,61516	1,37193	2,27546	9,59468	6,62967
p-Wert	0,00002	0,00029	0,07670	0,00213	0,25000	0,37500	0,03950	0,18800	0,39500	0,01420	0,16400	0,50400	0,32100	0,00825	0,73000

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 4 werden die Ergebnisse des Regressionsmodells durch verschiedene Robustheitstests geprüft. Zunächst wird der sogenannte White-Test angewandt, um auf Heteroskedastizität zu untersuchen. Hierbei gibt es zwei Möglichkeiten, zum einen die Heteroskedastizität und zum anderen die Homoskedastizität. Ersteres gibt an, dass die Residuen um die Regressionsgerade gestreut sind und eine ungleichmäßige Verteilung aufweisen, während die Homoskedastizität auf eine gleichmäßige Bewegung der Residuen um die Regressionsgerade hinweist.⁷⁴ Dabei unterstellt die Nullhypothese das Vorliegen der Homoskedastizität. Aufgrund der Werte in der Tabelle ist zu erkennen, dass sich sämtliche Indizes homoskedastisch verhalten und somit gleichmäßige Verteilungen um die Regressionsgerade vorliegen, da sämtliche p-Werte größer als das 1%, 5% und 10% Signifikanzniveau sind und deshalb die Nullhypothese nicht abgelehnt werden kann. Somit

⁷³ Vgl. Auer, Rottmann (2012, S.553)

⁷⁴ Vgl. Auer, Rottmann (2012, S.527 ff.)

befürworten die Testergebnisse die Robustheit. Wenn jedoch Heteroskedastizität nachgewiesen worden wäre, so würden die t-Statistiken auf eine Verzerrung bzw. Falschaussage deuten.⁷⁵ Im nächsten Schritt erfolgt die Betrachtung der Normalverteilung. Bei der Normalverteilung wird untersucht, ob die Residuen innerhalb der Grundgesamtheit liegen. Die Nullhypothese unterstellt eine Normalverteilung und dass die Residuen innerhalb der Grundgesamtheit liegen. Hier wird ersichtlich, dass bei nahezu allen Ländern die Normalverteilung abgelehnt wird. Italien und Spanien lehnen die Nullhypothese auf einem 1% Signifikanzniveau nicht ab. Da aber bei 13 von 15 Ländern die Nullhypothese abgelehnt wird (auf einem 1% Signifikanzniveau), kann davon ausgegangen werden, dass das Modell fehlerhaft ist. Somit kann keine genaue Aussage über die Renditenverteilung gemacht werden. Jedoch könnte man sogenannte Ausreißer entfernen, um eine Normalverteilung zu erzeugen, jedoch wird in dieser Arbeit darauf verzichtet. Als nächstes erfolgt der Test auf Autokorrelation nach Ljung-Box. Dabei handelt es sich um einen Robustheitstest, bei dem untersucht wird, ob eine Autokorrelation vorliegt. Hier unterstellt die Nullhypothese, dass keine Autokorrelation vorliegt. Anhand der Tabellenwerte wird ersichtlich, dass z.B. die Länder Österreich, Belgien, Finnland und Schweiz jeweils einen p-Wert von unter 0,01 aufweisen und somit die Nullhypothese auf dem 1% Signifikanzniveau abgelehnt werden kann. Dies hat zur Folge, dass Autoregressionen vorliegen können und es somit zu Datenverzerrungen in den erklärungsrelevanten Variablen führt. Dagegen zeigen die Länder Frankreich, Deutschland, Italien, Niederlande, Portugal, Spanien, Schweden, und Großbritannien auf, dass keine Autokorrelation vorliegt. Um den Einfluss der Autokorrelation auf das Regressionsmodell genauer zu überprüfen, wird der Test nach Cochrane-Orcutt durchgeführt.

⁷⁵ Vgl. Auer, Rottmann (2012, S.521 ff.)

Tab.5: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Januar-Effekt

Test nach Cochrane-Orcutt															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	0,00354741	0,00394132	0,00629415	-0,000612579	0,00291238	0,00409585	-0,000848621	-0,000787529	0,00325358	0,00786567	-0,00177131	0,00391292	0,0054768	0,00340811	0,00546104
Std.-fehler	0,00707491	0,00590897	0,00461781	0,00753707	0,00431839	0,00518776	0,00582324	0,00476165	0,00454511	0,00581781	0,0046922	0,00468057	0,00491234	0,00373488	0,0031544
t-Quotient	0,5014	0,667	1,363	-0,08128	0,6744	0,7895	-0,1457	-0,1654	0,7158	1,352	-0,3775	0,836	1,115	0,9125	1,731
p-Wert	0,6167	0,5056	0,1745	0,9353	0,5009	0,4308	0,8843	0,8688	0,475	0,178	0,7062	0,4042	0,2663	0,3627	0,0850 *
Dummy															
Koeffizient	-0,00686784	-0,00299966	0,00629616	0,00746386	-0,0108733	-0,0142078	-0,00789663	-0,00103005	-0,00724194	-0,0238108	-0,00122540	-0,0153970	-0,0141034	-0,0118308	-0,0228072
Std.-fehler	0,0166229	0,0143473	0,0138833	0,0216528	0,0135225	0,0166514	0,0170834	0,0154899	0,014568	0,0162069	0,0142912	0,016174	0,016459	0,010206	0,0106669
t-Quotient	-0,4132	-0,2091	0,4535	0,3447	-0,8041	-0,8532	-0,4622	-0,06650	-0,4971	-1,469	-0,08575	-0,9520	-0,8569	-1,159	-2,138
p-Wert	0,68	0,8346	0,6507	0,7307	0,4224	0,3946	0,6444	0,9471	0,6197	0,1434	0,9318	0,3423	0,3926	0,2478	0,0338 **
R-Quadrat	0,09475	0,083593	0,023993	0,033105	0,016524	0,013213	0,027104	0,007095	0,010593	0,046496	0,019032	0,005892	0,007018	0,052919	0,02428
rho	-0,017486	0,021282	0,012498	-0,005069	0,009537	0,009934	-0,010102	0,013914	0,002663	-0,003967	0,011409	0,011558	0,026037	-0,001993	0,006355
Durbin-Watson-Stat	2,029041	1,955845	1,948388	1,920518	1,949074	1,964522	2,017883	1,932458	1,985666	2,006018	1,962231	1,962789	1,913017	1,990126	1,967086
***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau															

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 5 wird der Test nach Cochrane-Orcutt verwendet, um den Einfluss der Autokorrelation auf das Regressionsmodell zu überprüfen. Hierbei wird das Regressionsmodell erneut aufgestellt, mit dem Unterschied, dass die Autokorrelation erster Ordnung eliminiert wird. Hierbei spiegelt sich das Ergebnis eines signifikanten Januar-Effekts für Großbritannien wieder, während der rho-Wert gegen Null und der Durbin-Watson-Stat gegen Zwei tendiert. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass ein signifikanter Januar-Effekt für Großbritannien gefunden wurde, jedoch einen umgekehrten bzw. negativen Januar-Effekt. Das bedeutet, dass Investoren die im Gesamtzeitraum von 2001-2016 im Land Großbritannien in den vorliegenden Index investierten, so haben sie eine negative bzw. unterdurchschnittliche Rendite erzielt. Allerdings lieferten die Robustheitstests keinen ausreichenden Beweis, obwohl Heteroskedastizität und Strukturbrüche größtenteils abgelehnt wurden. Obwohl nach Tabelle 2 bei Großbritannien durch die Jarque-Bera-Teststatistik eine Normalverteilung vorlag, deutet die nicht vorhandene Normalverteilung in den Robustheitstests daraufhin, dass möglicherweise Schätzfehler oder auch Verzerrungen auftreten können. Somit werden die Ergebnisse des Regressionsmodells in Frage gestellt.

Monatswechsel-Effekt

Tab.6: Deskriptive Statistiken (Gesamt Tagesdaten)

Gesamt Tagesdaten von 29.12.2000 bis 30.12.2016															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,01%	0,02%	0,03%	-0,01%	0,01%	0,01%	-0,01%	0,00%	0,01%	0,03%	-0,01%	0,01%	0,02%	0,01%	0,02%
Standardabweichung	1,57%	1,36%	1,27%	1,93%	1,44%	1,49%	1,71%	1,52%	1,40%	1,53%	1,24%	1,55%	1,54%	1,18%	1,19%
Min	-10,69%	-15,79%	-11,26%	-20,93%	-9,31%	-8,67%	-17,75%	-13,60%	-9,25%	-11,18%	-10,78%	-13,95%	-8,95%	-9,14%	-9,16%
Max	12,76%	10,45%	9,75%	10,95%	10,36%	11,13%	13,38%	10,99%	9,75%	11,17%	11,72%	14,52%	9,87%	10,51%	9,26%
Schiefe	-0,23	-0,51	-0,29	-0,37	-0,05	-0,06	-0,59	-0,20	-0,15	-0,53	-0,14	-0,05	0,00	-0,21	-0,17
Wölbung	7,18	9,94	6,07	7,10	5,05	4,61	9,49	5,72	5,34	7,11	6,74	6,64	4,17	6,96	6,57
JB-Teststatistik	9001,86***	17388,79***	6460,87***	8870,58***	4436,99***	3698,94***	15910,78***	5727,75***	4977,31***	8977,98***	7924,98***	7672,3***	3025,43***	8461,89***	7533,33***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ρ_1	0,0528	0,0546	0,0242	-0,007	-0,0274	-0,0128	0,0317	-0,022	-0,009	-0,0135	0,0838	0,0088	-0,0105	0,0319	-0,0382
ρ_2	-0,0449	0,0059	-0,0207	-0,0079	-0,042	-0,0178	-0,0356	-0,0165	-0,0194	-0,0367	-0,0018	-0,046	-0,0416	-0,0512	-0,0451

Die Performanceindizes der einzelnen europäischen Länder werden durch den MSCI World abgebildet und stellen Daten basierend auf Tageswerten dar. Für alle Kennzahlen wurden stetige Renditen als Grundlage verwendet. Dabei bezeichnet ρ_i den Autokorrelationskoeffizienten auf Lag i ; ***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 6 werden die Rendite-Risikokennzahlen der 15 gewählten Länder basierend auf Tagesdaten dargestellt. Auch hier ist über den Zeitraum von 2001 bis 2016 eine unterschiedliche Entwicklung zu sehen. So stechen bei der Betrachtung der durchschnittlichen stetigen Tagesrenditen die Länder Belgien mit 0,02%, Dänemark mit 0,03%, Schweden mit 0,02%, Norwegen mit 0,03% und Großbritannien mit 0,02% als Länder mit den höchsten Renditen heraus. Im Gegensatz dazu, weisen die Länder Finnland, Portugal und Irland jeweils eine negative tägliche Durchschnittsrendite von -0,01% auf. Bei der Betrachtung der Standardabweichung wird ersichtlich, dass Finnland, Irland und Österreich die höchsten Volatilitäten aufweisen, während Portugal, die Schweiz und Großbritannien die niedrigsten Volatilitäten besitzen. Im Hinblick auf minimale Renditen erreichten Finnland mit -20,93%, Irland mit -17,75% und Belgien mit -15,79% die niedrigsten Werte, während bei den maximalen Renditen Spanien mit 14,52%, Österreich mit 12,76% und Irland mit 13,38% die höchsten Werte erreichten. Die Jarque-Bera-Teststatistik verdeutlicht, dass keiner der vorhandenen Performanceindizes einer Normalverteilung folgt. Somit müssen die höheren Momente wieder in Betracht gezogen werden. Hierbei zeigt sich, dass alle Länder, außer Schweden, eine negative Schiefe aufweisen und somit linksschief sind. Demnach wird für 14 von 15 Ländern ein erhöhtes Verlustrisiko nachgewiesen. Schweden besitzt eine Schiefe von Null, ähnlich wie es bei einer Normalverteilung der Fall ist. Bei der Betrachtung der Wölbung zeigt sich, dass alle Indizes einen Wert größer Drei haben und somit leptokurtische Renditenverteilungen vorliegen. Die Autokorrelationen zeigen in den Ländern Österreich,

Belgien, Dänemark, Irland, Portugal, Spanien und Schweiz eine Unterschätzung der Volatilität, während die anderen Länder eine Überschätzung der Volatilität aufweisen.

Tab.7: Vergleich letzter und ersten fünf Handelstage mit Restlichen Handelstage

Tagesdaten von 29.12.2000 bis 30.12.2016															
Letzter Handelstag + die ersten fünf Handelstage															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,06%	0,05%	0,08%	0,01%	-0,01%	0,00%	0,03%	-0,04%	0,03%	0,06%	0,04%	0,02%	0,03%	0,03%	0,04%
Standardabweichung	1,56%	1,29%	1,30%	1,91%	1,43%	1,51%	1,84%	1,52%	1,39%	1,56%	1,25%	1,52%	1,51%	1,13%	1,19%
Min	-9,59%	-5,70%	-11,26%	-12,54%	-9,31%	-7,38%	-12,83%	-8,63%	-9,25%	-11,18%	-10,78%	-6,44%	-7,81%	-6,30%	-8,11%
Max	7,65%	5,00%	7,98%	9,70%	5,14%	6,96%	11,50%	6,59%	5,74%	7,52%	5,31%	6,41%	8,02%	5,46%	4,36%
Schiefe	-0,22	-0,22	-0,66	-0,26	-0,46	-0,16	-0,54	-0,39	-0,34	-0,74	-0,82	-0,13	0,04	-0,20	-0,53
Wölbung	3,72	1,86	7,56	4,24	3,26	3,04	9,20	3,06	3,70	7,08	6,08	2,25	3,80	3,65	3,88
JB-Teststatistik	674,01***	175,74***	2828,48***	876,62***	552,7***	448,46***	4119,22***	479,15***	677,66***	2514,24***	1905,27***	245,99***	691,76***	647,09***	775,61***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Restlichen Tage															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,00%	0,00%	0,02%	-0,01%	0,02%	0,02%	-0,02%	0,01%	0,00%	0,02%	-0,02%	0,01%	0,02%	0,00%	0,01%
Standardabweichung	1,58%	1,39%	1,27%	1,94%	1,44%	1,49%	1,66%	1,52%	1,41%	1,52%	1,23%	1,57%	1,55%	1,20%	1,19%
Min	-10,69%	-15,79%	-7,92%	-20,93%	-7,99%	-8,67%	-17,75%	-13,60%	-8,61%	-10,35%	-7,20%	-13,95%	-8,95%	-9,14%	-9,16%
Max	12,76%	10,45%	9,75%	10,95%	10,36%	11,13%	13,38%	10,99%	9,75%	11,17%	11,72%	14,52%	9,87%	10,51%	9,26%
Schiefe	-0,23	-0,60	-0,14	-0,41	0,10	-0,02	-0,62	-0,13	-0,08	-0,44	0,13	-0,02	-0,02	-0,21	-0,03
Wölbung	8,45	12,20	5,49	8,13	5,71	5,24	9,51	6,73	5,96	7,14	7,08	8,11	4,30	7,96	7,62
JB-Teststatistik	9014,24***	18918,27***	3803,6***	8407,64***	4112,03***	3459,84***	11582,85***	5713,01***	4480,26***	6511,43***	6325,65***	8276***	2327,57***	7994,81***	7306,28***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 7 werden die Rendite-Risikokennzahlen der einzelnen Länder an die jeweiligen zu untersuchenden Zeiträume angepasst und gegenübergestellt. Die obere Hälfte der Tabelle enthält jeweils den letzten Handelstag im Monat und die ersten fünf Handelstage im Folgemonat. In der unteren Hälfte der Tabelle sind die restlichen Handelstage vorzufinden. Bei einem Vergleich der Mittelwerte wird ersichtlich, dass an Handelstagen um den Monatswechsel in den meisten Ländern eine höhere Rendite erzielt wurde. Die Länder Frankreich, Deutschland und Italien haben jedoch eine niedrigere Rendite erzielt an Handelstagen um den Monatswechsel als an den sonstigen Handelstagen. Außerdem ist festzustellen, dass nur 8 von 15 Ländern eine geringere Volatilität zum Monatsende aufweisen, während die Volatilität bei den restlichen Ländern gleichgeblieben ist, oder ganz und gar anstieg. Bei dem Vergleich der minimalen und maximalen Rendite über die zwei Zeitperioden wird nachgewiesen, dass die Mehrzahl der Länder eine höhere Minimalrendite und eine niedrigere Maximalrendite aufweisen an Handelstagen zum Zeitpunkt um den Monatswechsel, als vergleichsweise zu den üblichen Handelstagen. Ebenfalls ist festzustellen,

dass gemäß der Jarque-Bera-Teststatistik keiner der Indizes für die beiden betrachteten Zeitperioden eine Normalverteilung aufweist. Angesichts der Schiefe sind zum Monatswechsel bei 14 von 15 Ländern ebenfalls negative Werte festzustellen, was auf linksschiefe Verteilungen schließen lässt. Einzig und allein Schweden besitzt eine positive Schiefe und hat somit eine rechtsschiefe Renditenverteilung. Gleichzeitig wird anhand der Wölbung deutlich, dass in allen Ländern zu üblichen Handelstagen eine leptokurtische Renditeverteilung vorzufinden ist, aber sich dies zum Zeitpunkt des Monatsendes für die meisten Länder ändert.

Tab.8: Regressionsanalyse (OLS) für Monatswechsel-Effekt

Modell der kleinsten Quadrate (OLS)															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	-4,28914e-05	3,12465E-05	0,000175098	-0,000131052	0,000160122	0,000196815	-0,000199825	0,000100128	0,000036314	0,000150973	-0,000227859	0,000109693	0,000194962	2,19845E-05	0,000064702
Std.-fehler	0,000279633	0,000269078	0,000213516	0,000343226	0,000228832	0,000255429	0,000286423	0,000246887	0,000245048	0,00025847	0,000216994	0,000257453	0,000255579	0,000199248	0,000187143
t-Quotient	-0,1534	0,1161	0,8201	-0,3818	0,6997	0,7705	-0,6977	0,4056	0,1482	0,5841	-1,050	0,4261	0,7628	0,1103	0,3457
p-Wert	0,8781	0,9076	0,4122	0,7026	0,4841	0,441	0,4854	0,6851	0,8822	0,5592	0,2937	0,6701	0,4456	0,9121	0,7296
Dummy															
Koeffizient	0,000687242	0,00047346	0,000604465	0,000269851	-0,000233300	-0,000180304	0,000499398	-0,000491631	0,000312933	0,000463916	0,000578651	0,000139548	9,55213E-05	0,000317107	0,000377688
Std.-fehler	0,000535079	0,000465174	0,000433537	0,000645077	0,000467117	0,000503615	0,000580519	0,000535085	0,000462411	0,000518601	0,000476509	0,000546483	0,000514	0,000376121	0,000375595
t-Quotient	1,284	1,018	1,394	0,4183	-0,4994	-0,3580	0,8603	-0,9188	0,6767	0,8946	1,214	0,2554	0,1858	0,8431	1,006
p-Wert	0,1991	0,3088	0,1633	0,6757	0,6175	0,7203	0,3897	0,3583	0,4986	0,3711	0,2247	0,7985	0,8526	0,3992	0,3147
R-Quadrat	0,000382	0,000241	0,00045	0,000039	0,000053	0,000029	0,000171	0,00021	0,000099	0,000184	0,000436	0,000016	0,000008	0,000145	0,0002
rho	0,052618	0,054439	0,023584	-0,007033	-0,027463	-0,012798	0,031672	-0,022193	-0,009098	-0,013673	0,083463	0,008747	-0,010477	0,031751	-0,038613
Durbin-Watson-Stat	1,894507	1,891119	1,952821	2,014066	2,054894	2,025591	1,93663	2,044382	2,018191	2,027319	1,833068	1,982498	2,020953	1,936477	2,077214

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 8 werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse dargestellt. Auch hier wurden stetige Renditen unter Berücksichtigung der Dummy-Variable und robusten Standardfehlern nach Newey-West getestet. Jedoch wird an dieser Stelle kein einziger signifikanter Effekt angezeigt. Die R-Quadrate nehmen für sämtliche Länder einen so geringen Wert an, dass dieser jeweils gegen 0 tendiert. Auch bei der genaueren Untersuchung des rho-Wertes und dem Durbin-Watson-Stat zeigt sich, dass Österreich, Belgien, Dänemark, Irland, Portugal, Spanien, und die Schweiz jeweils einen rho-Wert zwischen Null und Eins und einen Durbin-Watson-Stat zwischen Eins und Zwei aufweisen und somit die Vermutung einer vorliegenden Autokorrelation erster Ordnung begründet. Im nächsten Schritt erfolgen erneut Robustheitstests.

Tab.9: Robustheitstest für Monatswechsel-Effekt

	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Test auf Heteroskedastizität (White's Test)															
Teststatistik: TR^2	0,05666	1,33315	0,23261	0,09827	0,02186	0,06376	3,36941	0,00324	0,03373	0,35421	0,09422	0,40688	0,45261	1,06655	0,00508
p-Wert	0,81185	0,24825	0,62960	0,75392	0,88247	0,80064	0,06642	0,95464	0,85427	0,55174	0,75888	0,52356	0,50110	0,30173	0,94317
Test auf Normalverteilung															
Chi-Quadrat	2687,2790	3707,16200	2100,17000	2504,77900	1715,48700	1511,40200	3316,45600	1983,89200	1833,32800	2293,75800	2541,15600	2495,54900	1314,23700	2587,22200	2428,31400
p-Wert	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Test auf Autokorrelation															
Ljung-Box Q'	20,1429	12,51330	4,25254	0,47671	10,48730	2,00362	9,59867	3,16738	1,95326	6,55105	29,13280	9,19838	7,72378	15,28760	14,92890
p-Wert	0,00004	0,00192	0,11900	0,78800	0,00528	0,36700	0,00824	0,20500	0,37700	0,03780	0,00000	0,01010	0,02100	0,00048	0,00057

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 9 werden die Ergebnisse aus Tabelle 8 durch verschiedene Robustheitstests geprüft. Als erstes wird der White-Test angewandt, um einen Test auf Heteroskedastizität durchzuführen. Anhand der Tabelle resultiert, dass alle Indizes, außer Irland homoskedastisch sind und dementsprechend eine gleichmäßige Verteilung um die Regressionsgerade aufweisen. Irland dagegen, lehnt die Nullhypothese auf einem 10% Niveau ab und ist somit heteroskedastisch. Somit deutet der Index für Irland auf eine Falschaussage oder Verzerrung bei den t-Statistiken hin. Beim Test auf Normalverteilung ist zu erkennen, dass bei keinem der untersuchten Indizes eine Normalverteilung vorliegt. Als nächstes folgt der Test auf Autokorrelation und hier wird für Dänemark, Finnland, Deutschland, Italien, und die Niederlande gezeigt, dass diese Länder keine Autokorrelation aufweisen. Um den Einfluss der Autokorrelation auf das Regressionsmodell bei den übrigen Ländern zu überprüfen, erfolgt der Test nach Cochrane-Orcutt.

Tab.10: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Monatswechsel-Effekt

Test nach Cochrane-Orcutt															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	-4,40970e-05	2,99916E-05	0,000177479	-0,000131369	0,000160388	0,000197007	-0,000202569	0,000100001	3,63983E-05	0,000150466	-0,000226074	0,000110062	0,000194299	2,31517E-05	6,01374E-05
Std.-fehler	0,000300468	0,000260663	0,000236942	0,000349075	0,000255031	0,000268275	0,000320001	0,000270458	0,000253118	0,000274757	0,000243567	0,00028469	0,000277432	0,000220878	0,00020931
t-Quotient	-0,1468	0,1151	0,749	-0,3763	0,6289	0,7343	-0,6330	0,3697	0,1438	0,5476	-0,9282	0,3866	0,7003	0,1048	0,2873
p-Wert	0,8833	0,9084	0,4539	0,7067	0,5295	0,4628	0,5268	0,7116	0,8857	0,584	0,3534	0,6991	0,4837	0,9165	0,7739
Dummy															
Koeffizient	0,000691376	0,000478543	0,000596465	0,000271124	-0,000234445	-0,000181008	0,000509779	-0,000491540	0,000312914	0,000466339	0,000572349	0,000138451	9,81796E-05	0,000313075	0,000394529
Std.-fehler	0,00056667	0,000491418	0,000449361	0,000665519	0,00048778	0,000511946	0,000605977	0,000516871	0,000482737	0,000524388	0,000456327	0,000541336	0,000529224	0,000418264	0,000400995
t-Quotient	1,22	0,9738	1,327	0,4074	-0,4806	-0,3536	0,8413	-0,9510	0,6482	0,8893	1,254	0,2558	0,1855	0,7485	0,9839
p-Wert	0,2225	0,3302	0,1845	0,6837	0,6308	0,7237	0,4003	0,3417	0,5169	0,3739	0,2098	0,7982	0,8528	0,4542	0,3252
R-Quadrat	0,003149	0,003205	0,001006	0,000088	0,000807	0,000193	0,001174	0,000702	0,000182	0,000371	0,007399	0,000093	0,000117	0,001153	0,001692
rho	0,002536	-0,000142	0,000533	-0,000060	-0,001170	-0,000230	0,001174	-0,000369	-0,000181	-0,000499	0,000806	0,000404	-0,000443	0,001668	-0,001830
Durbin-Watson-Stat	1,994629	2,000263	1,998739	1,999386	2,001793	1,999996	1,997603	2,000651	2,000333	2,000621	1,998376	1,999183	2,000577	1,996641	2,003535
***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau															

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 10 wird der Test nach Cochrane-Orcutt durchgeführt, um den Einfluss der Autokorrelation auf das Regressionsmodell zu überprüfen. Hierbei wird wieder die Autokorrelation erster Ordnung eliminiert. Es spiegelt sich ein ähnliches Ergebnis wie bei der Regressionsanalyse zuvor. Somit ist davon auszugehen, dass kein signifikanter Monatswechsel-Effekt gefunden wurde.

Montags-Effekt

Tab.11: Vergleich Montage mit restlichen Handelstagen

Tagesdaten 29.12.2000 bis 30.12.2016															
Montag															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	-0,04%	0,00%	0,06%	-0,05%	-0,03%	0,02%	-0,10%	-0,08%	0,00%	-0,02%	-0,06%	-0,09%	0,01%	-0,01%	-0,02%
Standardabweichung	1,75%	1,44%	1,39%	1,87%	1,61%	1,67%	1,80%	1,68%	1,62%	1,68%	1,37%	1,68%	1,71%	1,31%	1,31%
Min	-10,69%	-11,15%	-11,26%	-8,94%	-9,31%	-7,38%	-17,75%	-8,63%	-9,25%	-9,88%	-10,78%	-8,09%	-8,95%	-6,30%	-8,11%
Max	12,76%	8,80%	9,75%	7,77%	10,36%	10,61%	9,17%	10,99%	9,75%	11,17%	11,72%	14,52%	9,87%	10,51%	9,26%
Schiefe	-0,13	-0,55	-0,49	-0,16	0,24	0,11	-2,08	0,22	-0,14	-0,05	0,07	0,85	-0,09	0,13	0,08
Wölbung	10,08	8,48	11,27	3,11	7,65	5,67	18,48	6,80	7,15	9,01	15,05	10,24	6,55	8,88	9,34
JB-Teststatistik	3537,84***	2542,66***	4453,15***	340,52***	2045,31***	1121,85***	12475,52***	1614,39***	1781,31***	2823,52***	7877,46***	3748,12***	1492,61***	2745,29***	3035,49***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Dienstag bis Freitag															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,03%	0,02%	0,03%	0,00%	0,02%	0,01%	0,02%	0,01%	0,02%	0,04%	0,01%	0,04%	0,02%	0,02%	0,03%
Standardabweichung	1,52%	1,34%	1,24%	1,95%	1,39%	1,45%	1,68%	1,47%	1,34%	1,49%	1,21%	1,52%	1,49%	1,14%	1,16%
Min	-9,35%	-15,79%	-7,70%	-20,93%	-7,99%	-8,67%	-12,83%	-13,60%	-8,61%	-11,18%	-7,20%	-13,95%	-7,96%	-9,14%	-9,16%
Max	12,48%	10,45%	7,98%	10,95%	8,50%	11,13%	13,38%	9,50%	7,84%	8,98%	8,04%	9,57%	8,59%	6,12%	8,49%
Schiefe	-0,25	-0,50	-0,22	-0,42	-0,16	-0,12	-0,14	-0,35	-0,15	-0,69	-0,20	-0,33	0,03	-0,33	-0,25
Wölbung	5,73	10,39	3,95	7,96	3,73	3,98	6,43	5,17	4,04	6,23	3,23	5,36	3,03	6,00	5,38
JB-Teststatistik	4606,37***	15159,39***	2194,86***	8909,06***	1949,34***	2214,69***	5760,46***	3782,77***	2288,74***	5672,01***	1477,08***	4067,19***	1279***	5080,09***	4058,6***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 11 werden die Rendite-Risikokennzahlen den zu untersuchenden Zeiträumen angepasst und erneut gegenübergestellt. Die obere Hälfte der Tabelle 11 enthält sämtliche Tagesrenditen an Handelstagen die ein Montag waren, vom Gesamtbetrachtungszeitraum 2001 bis 2016 und die untere Hälfte enthält die Tagesrenditen der übrigen Handelstage. Bei der Betrachtung der Mittelwerte ist zu erkennen, dass bei den meisten Indizes an Montagen niedrigere Durchschnittsrenditen (basierend auf Tagesdaten) vorzufinden sind, als an den anderen Handelstagen. Diese sind in Österreich, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, Norwegen, Portugal, Spanien, in der Schweiz und in Großbritannien sogar negativ. Im Gegensatz dazu sind in Dänemark und Deutschland sogar höhere Renditen an Montagen vorzufinden, als vergleichsweise zu sonstigen Handelstagen. Auch macht es den Anschein, dass bis auf Finnland alle Länder an Montagen eine erhöhte Volatilität aufweisen. Betrachtet man die minimalen Renditen, so weisen an Montagen die Länder Irland mit -17,75%, Belgien mit -11,15% und Dänemark mit -11,26% die niedrigsten Werte auf, während bei der maximalen Rendite die Länder Spanien mit 14,52%, Österreich mit 12,76% und Portugal mit 11,72% die größten Werte aufzeigen. Aufgrund der Jarque-Bera-Teststatistik ist davon

auszugehen, dass keine Normalverteilung vorliegt. Somit werden die höheren Momente herangezogen. Die Länder Österreich, Belgien, Dänemark, Finnland, Irland, die Niederlande, Norwegen und Schweden besitzen an Montagen eine negative Schiefe und verhalten sich somit linksschief. Im Gegensatz dazu zeigen die übrigen Länder eine rechtsschiefe Renditenverteilung auf, welche auf eine erhöhte Chance auf Gewinne schließen lässt. Bei der Betrachtung der Wölbung ist zu erkennen, dass alle Performanceindizes an Montagen einen Wert größer als Drei aufweisen und somit liegt bei allen Ländern eine leptokurtische Renditeverteilung vor. Im nächsten Schritt erfolgt wieder eine Regressionsanalyse.

Tab.12: Regressionsanalyse für Montags-Effekt

Modell der kleinsten Quadrate (OLS)															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	0,000284366	0,000202592	0,000276251	4,68055E-05	0,000194015	0,000138533	0,000168718	0,00014907	0,000154901	0,000390643	5,88311E-05	0,000417047	0,000245743	0,000170879	0,000260872
Std.-fehler	0,000273567	0,00024448	0,000221715	0,000331863	0,000226583	0,000247574	0,00026794	0,000253405	0,000233591	0,000248134	0,000215034	0,000258625	0,000245077	0,000196296	0,000192786
t-Quotient	1,039	0,8287	1,246	0,141	0,8563	0,5596	0,6297	0,5883	0,6631	1,574	0,2736	1,613	1,003	0,8705	1,353
p-Wert	0,2986	0,4073	0,2128	0,8878	0,3919	0,5758	0,5289	0,5564	0,5073	0,1155	0,7844	0,1069	0,3161	0,3841	0,1761
Dummy															
Koeffizient	-0,000688138	-0,000203524	0,000328179	-0,000516990	-0,000491338	4,26548E-05	-0,00115373	-0,000922983	-0,000161200	-0,000558314	-0,000635122	-0,00134425	-0,000122119	-0,000306978	-0,000459774
Std.-fehler	0,000622712	0,000541031	0,000506802	0,000690533	0,000584484	0,000593192	0,000727021	0,000610766	0,000590068	0,000594849	0,000502442	0,000644758	0,000612759	0,000474298	0,00049679
t-Quotient	-1,105	-0,3762	0,6475	-0,7487	-0,8406	0,07191	-1,587	-1,511	-0,2732	-0,9386	-1,264	-2,085	-0,1993	-0,6472	-0,9255
p-Wert	0,2692	0,7068	0,5173	0,4541	0,4006	0,9427	0,1126	0,1308	0,7847	0,348	0,2063	0,0371 **	0,842	0,5175	0,3548
R-Quadrat	0,000306	0,000036	0,000106	0,000115	0,000187	0,000001	0,00073	0,000592	0,000021	0,000213	0,00042	0,0012	0,00001	0,000109	0,000238
rho	0,052916	0,054526	0,024195	-0,007220	-0,027462	-0,012754	0,03205	-0,022211	-0,009039	-0,013390	0,083844	0,008948	-0,010490	0,031888	-0,038086
Durbin-Watson-Stat	1,893922	1,890946	1,951603	2,01444	2,054895	2,025503	1,935872	2,044418	2,018073	2,026756	1,832308	1,982095	2,020981	1,936205	2,076158

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 12 werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse dargestellt. Hierbei wurde unter Berücksichtigung der Dummy-Variable und robuster Standardfehler nach Newey-West getestet. An dieser Stelle zeigt die Regressionsanalyse einen signifikanten Montags-Effekt in Spanien. Das bedeutet, dass Investoren, welche in den Aktienmarkt Spaniens an Montagen im Zeitraum von 2001 bis 2016 investierten, unterdurchschnittliche Renditen erzielten, aufgrund des negativen Koeffizienten bei der Dummy-Variable. Das R-Quadrat ist auch hier bei allen Ländern sehr gering und tendiert gegen 0%. Bei der Betrachtung der rho-Werte und des Durbin-Watson-Stats, weisen Österreich, Belgien, Dänemark, Irland, Portugal, Spanien und die Schweiz eine Autokorrelation erster Ordnung auf. Im nächsten Schritt erfolgen die Robustheitstests.

Tab.13: Robustheitstest für Montags-Effekt

	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Test auf Heteroskedastizität (White's Test)															
Teststatistik: TR^2	6,69421	1,08051	4,78510	0,43885	9,65291	9,91247	1,12076	7,06924	16,19230	4,84480	5,43398	3,30856	9,18801	6,01826	4,81625
p-Wert	0,00967	0,29858	0,02871	0,50768	0,00189	0,00164	0,28976	0,00784	0,00006	0,02773	0,01975	0,06892	0,00244	0,01416	0,02819
Test auf Normalverteilung															
Chi-Quadrat	2691,7040	3707,36700	2090,05700	2507,03500	1725,14400	1511,63100	3287,33400	2005,23800	1831,35600	2304,92000	2530,53600	2541,95800	1314,02200	2592,65900	2428,60100
p-Wert	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Test auf Autokorrelation															
Ljung-Box Q^l	20,0940	12,56780	4,22074	0,45724	10,48020	2,00565	9,59498	3,13554	1,91543	6,37511	29,38030	9,02963	7,68758	15,18310	14,57630
p-Wert	0,00004	0,00187	0,12100	0,79600	0,00530	0,36700	0,00825	0,20900	0,38400	0,04130	0,00000	0,01090	0,02140	0,00051	0,00068

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 13 werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse durch Robustheitstests geprüft. Zunächst wird der sogenannte White-Test angewandt, um eine Untersuchung auf Heteroskedastizität durchzuführen. Hierbei ergibt sich für Belgien, Finnland und Irland Homoskedastizität. Spanien, als Land welches nach der Regressionsanalyse einen signifikanten Montags-Effekt zeigte, weist heteroskedastisches Verhalten auf. Somit gilt für Spanien eine Streuung und ungleichmäßige Verteilung der Residuen um die Regressionsgerade. Aber aufgrund der nachgewiesenen Heteroskedastizität, ist von einer falschen Aussage bzw. einer Verzerrung bei den t-Statistiken auszugehen. Im nächsten Schritt erfolgt der Test auf Normalverteilung. Hier wird deutlich, dass keiner der Indizes einer Normalverteilung folgt. Desweiteren erfolgt der Test auf Autokorrelation und hier wird gezeigt, dass für Dänemark, Finnland, Deutschland, Italien und die Niederlande keine Autokorrelation vorliegt. Jedoch kann die Nullhypothese beispielsweise für Spanien auf einem 5% Signifikanzniveau nicht abgelehnt werden. Anschließend erfolgt die Überprüfung des Einflusses der Autokorrelation auf das Regressionsmodell durch den Test nach Cochrane-Orcutt.

Tab.14: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Montags-Effekt

Test nach Cochrane-Orcutt (AR1)															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	0,000283356	0,000199154	0,000276505	4,85663E-05	0,000195328	0,000139513	0,000170246	0,000151238	0,000155066	0,000390431	5,60867E-05	0,000416774	0,000246796	0,000169789	0,000259722
Std.-fehler	0,000283328	0,000245655	0,000224591	0,000332475	0,000249885	0,000255855	0,000302698	0,000258337	0,000241239	0,00026212	0,000228515	0,000270286	0,000264456	0,000208956	0,000200691
t-Quotient	1	0,8107	1,231	0,1461	0,8009	0,5453	0,5624	0,5854	0,6428	1,49	0,2454	1,542	0,9332	0,8126	1,294
p-Wert	0,3172	0,4176	0,2183	0,8839	0,4232	0,5856	0,5739	0,5583	0,5204	0,1364	0,8061	0,1232	0,3508	0,4165	0,1957
Dummy															
Koeffizient	-0,000684722	-0,000186200	0,000327583	-0,000526357	-0,000498407	3,79363E-05	-0,00116236	-0,000934777	-0,000162057	-0,000557374	-0,000622328	-0,00134397	-0,000127238	-0,000301830	-0,000454368
Std.-fehler	0,000599361	0,000518825	0,000490142	0,000749147	0,000560377	0,000579636	0,000655137	0,000590628	0,000544542	0,000594198	0,000466718	0,000599233	0,000597799	0,000452328	0,000465737
t-Quotient	-1,142	-0,3589	0,6683	-0,7026	-0,8894	0,06545	-1,774	-1,583	-0,2976	-0,9380	-1,333	-2,243	-0,2128	-0,6673	-0,9756
p-Wert	0,2533	0,7197	0,504	0,4823	0,3738	0,9478	0,0761*	0,1136	0,766	0,3483	0,1825	0,0250**	0,8315	0,5046	0,3293
R-Quadrat	0,003105	0,003009	0,000692	0,000167	0,000941	0,000164	0,001758	0,001085	0,000103	0,000392	0,007448	0,001281	0,00012	0,001125	0,001688
rho	0,00253	-0,000161	0,000524	-0,000045	-0,001164	-0,000233	0,001172	-0,000360	-0,000176	-0,000497	0,000723	0,000041	-0,000440	0,001665	-0,001775
Durbin-Watson-Stat	1,994656	2,000297	1,998745	1,999359	2,001771	1,999998	1,997606	2,000624	2,000325	2,00061	1,998541	1,99917	2,000572	1,996649	2,003429
***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau															

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 14 wird der Test nach Cochrane-Orcutt angewandt um den Einfluss der Autokorrelation auf das Regressionsmodell genauer zu überprüfen. Wieder wird die Autokorrelation erster Ordnung eliminiert und so ergibt sich für Spanien weiterhin ein signifikanter Montags-Effekt. Auffallend ist auch ein signifikanter Montags-Effekt bei Irland. Des Weiteren liegen bei diesen Ländern die rho-Werte zwischen Null und Eins und der Durbin-Watson-Stat zwischen Eins und Zwei. Auch hier kann aufgrund fehlender Normalverteilung nur vermutet werden, dass Schätzfehler oder Verzerrungen vorliegen und somit die Ergebnisse des Regressionsmodells in Frage gestellt werden.

Feiertags-Effekt

Tab.15: Vergleich Handelstage vor und nach Feiertagen mit restlichen Handelstagen

Tagesdaten von 29.12.2000 bis 30.12.2016															
Handelstage vor und nach Feiertagen															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,12%	0,10%	0,22%	0,16%	0,08%	0,06%	0,23%	0,07%	0,12%	0,21%	0,03%	0,07%	0,07%	0,01%	0,13%
Standardabweichung	1,77%	1,18%	0,85%	1,62%	1,22%	1,27%	1,47%	1,23%	1,07%	1,20%	1,18%	1,49%	1,20%	1,19%	1,08%
Min	-10,69%	-5,61%	-2,39%	-5,74%	-5,40%	-5,34%	-5,61%	-5,25%	-3,21%	-5,63%	-10,78%	-9,86%	-3,96%	-6,07%	-4,38%
Max	8,02%	5,00%	4,72%	6,04%	3,99%	6,96%	8,94%	3,70%	4,24%	5,74%	3,01%	10,23%	4,93%	6,05%	3,53%
Schiefe	-0,69	-0,52	1,24	0,30	-0,71	-0,02	1,29	-0,41	0,25	0,27	-2,96	0,02	0,69	-0,29	-0,21
Wölbung	6,66	3,66	4,84	2,89	3,36	3,50	9,74	2,85	3,16	6,10	26,06	7,52	3,51	4,99	2,73
JB-Teststatistik	580,21***	135,83***	283,22***	96,83***	158,8***	205,49***	596,2***	110,04***	66,49***	394,81***	8033,45***	1461,15***	137,84***	1367,28***	72,34***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Restlichen Handelstage															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Mittelwert	0,01%	0,01%	0,02%	-0,02%	0,00%	0,01%	-0,01%	-0,01%	0,01%	0,02%	-0,01%	0,00%	0,02%	0,01%	0,01%
Standardabweichung	1,56%	1,37%	1,29%	1,95%	1,45%	1,51%	1,72%	1,54%	1,41%	1,55%	1,24%	1,56%	1,56%	1,17%	1,20%
Min	-9,59%	-15,79%	-11,26%	-20,93%	-9,31%	-8,67%	-17,75%	-13,60%	-9,25%	-11,18%	-7,20%	-13,95%	-8,95%	-9,14%	-9,16%
Max	12,76%	10,45%	9,75%	10,95%	10,36%	11,13%	13,38%	10,99%	9,75%	11,17%	11,72%	14,52%	9,87%	10,51%	9,26%
Schiefe	-0,18	-0,51	-0,30	-0,39	-0,02	-0,05	-0,63	-0,19	-0,15	-0,54	0,03	-0,05	-0,02	-0,18	-0,16
Wölbung	7,22	10,10	5,92	7,17	5,07	4,61	9,45	5,74	5,31	7,03	5,71	6,51	4,12	7,91	6,71
JB-Teststatistik	8437,15***	16944,26***	5814,62***	8478,85***	4168,89***	3339,78***	15273,22***	5337,09***	4742,17***	8266,88***	5310,94***	6286,71***	2785,66***	7504,86***	7421,57***
P-Value	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 15 werden die Rendite-Risikokennzahlen den zu untersuchenden Zeiträumen für den Feiertags-Effekt angepasst und gegenübergestellt. Das bedeutet, die obere Tabelle beinhaltet die durchschnittlichen Renditen (basierend auf Tagesdaten) an Handelstagen vor und nach einem Feiertag, während die untere Hälfte der Tabelle die durchschnittlichen Renditen der sonstigen Handelstage beinhaltet. Bei der Betrachtung der Mittelwerte ist festzustellen, dass bis auf die Schweiz alle Länder eine höhere Rendite aufweisen an den Handelstagen um einen Feiertag, als an den sonstigen Handelstagen. Die Schweiz besitzt für beide Betrachtungszeiträume eine identische Durchschnittsrendite. Bei einem Vergleich der Volatilitäten ist zu sehen, dass in den meisten Ländern zum Zeitpunkt eines Feiertags eine geringere Volatilität einhergeht. Die Länder Österreich und die Schweiz zeigen den umgekehrten Fall. In Hinblick auf die minimalen Renditen weisen Österreich, Spanien und Portugal die geringsten Werte auf, während gleichzeitig Österreich und Spanien mit Irland die höchsten Werte aufweisen. Besonders auffällig ist, dass bei den meisten Ländern die minimalen (maximalen) Renditen um die Feiertage niedriger (niedriger) werden, als vergleichsweise bei den sonstigen Handelstagen. Anhand der Jarque-Bera-Teststatistik wird

deutlich, dass Renditen in beiden betrachteten Zeiträumen keiner Normalverteilung folgen. Aufgrund dessen werden die höheren Momente Schiefe und Wölbung herangezogen. Bei der Betrachtung der Schiefe wird deutlich, dass die Renditen der Länder Österreich, Belgien, Frankreich, Deutschland, Italien, Portugal, und die Schweiz eine negative Schiefe aufweisen und somit linksschiefes Verhalten aufzeigen. Dies deutet auf ein erhöhtes Verlustrisiko hin, während die anderen Länder eine rechtsschiefe Renditenverteilung und somit eine erhöhte Chance auf Gewinne aufzeigen, zum Zeitpunkt eines Feiertages. Bei der Wölbung weisen wiederum die Länder Finnland, Italien und Großbritannien einen Wert größer als Drei auf, somit liegen für diese leptokurtische Renditeverteilungen vor.

Tab.16: Regressionsanalyse für Feiertags-Effekt

Modell der kleinsten Quadrate (OLS)															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	6,69593E-05	0,000114195	0,000235102	-0,000170228	4,47046E-05	9,67678E-05	-0,000142968	-9,20116E-05	8,11011E-05	0,000163749	-9,69889E-05	4,93711E-05	0,00019317	0,000135252	0,00010668
Std.-fehler	0,000253156	0,000222651	0,000201912	0,000293937	0,000200404	0,000234034	0,000248222	0,000230085	0,000209182	0,000230974	0,000195928	0,00022692	0,000222389	0,00020185	0,000165146
t-Quotient	0,2645	0,5129	1,164	-0,5791	0,2231	0,4135	-0,5760	-0,3999	0,3877	0,709	-0,4950	0,2176	0,8686	0,6701	0,646
p-Wert	0,7914	0,6081	0,2443	0,5625	0,8235	0,6793	0,5647	0,6892	0,6983	0,4784	0,6206	0,8278	0,3851	0,5029	0,5183
Dummy															
Koeffizient	0,00110657	0,000884961	0,00193838	0,00178357	0,000742529	0,000522358	0,00239666	0,000783471	0,00111226	0,00190154	0,000445266	0,000665486	0,000504378	-8,26920E-05	0,00114467
Std.-fehler	0,000998844	0,000790044	0,000562526	0,000965892	0,000732637	0,000645717	0,00127315	0,000675626	0,000779785	0,000736024	0,000736595	0,000584289	0,000770559	0,000359737	0,00072726
t-Quotient	1,108	1,12	3,446	1,847	1,014	0,809	1,882	1,16	1,426	2,584	0,6045	1,139	0,6546	-0,2299	1,574
p-Wert	0,268	0,2627	0,0006***	0,0649*	0,3109	0,4186	0,0598*	0,2463	0,1538	0,0098***	0,5455	0,2548	0,5128	0,8182	0,1156
R-Quadrat	0,000331	0,000215	0,001205	0,000509	0,000171	0,000107	0,000643	0,000178	0,000226	0,00088	0,000078	0,000233	0,000057	0,000011	0,000473
rho	0,052565	0,05413	0,023552	-0,007411	-0,027812	-0,012991	0,03175	-0,022065	-0,009423	-0,013879	0,083597	0,008499	-0,010479	0,031966	-0,038944
Durbin-Watson-Stat	1,894631	1,891736	1,952889	2,014823	2,055595	2,025977	1,93647	2,044127	2,01884	2,027736	1,832804	1,982993	2,020958	1,93605	2,077871

***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 16 werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse dargestellt. Dabei erfolgen die Tests unter der Berücksichtigung der Dummy-Variable und robuste Standardfehler nach Newey-West. An dieser Stelle werden vier signifikante Feiertags-Effekte aufgezeigt in den Ländern Dänemark, Finnland, Irland und Norwegen. Hierbei muss daraufhin gewiesen werden, dass positive Koeffizienten bei der Dummy-Variable vorliegen. Dies deutet daraufhin, dass Investoren, welche im Zeitraum von 2001 bis 2016 in die Indizes der jeweiligen Länder während den Handelstagen vor und nach einem Feiertag investierten, eine überdurchschnittliche (positive) Rendite erzielen konnten. Dabei ist jedoch zu beachten, dass nur in Dänemark und in Norwegen ein hochsignifikanter Feiertags-Effekt vorliegt. Das R-Quadrat ist bei allen Indizes relativ klein und geht gegen Null. Somit werden auch hier die zu erklärende Variablen, die stetigen Renditen, nur zu einem Anteil kleiner als ein Prozent, durch

die Dummy-Variable erklärt. Unter Berücksichtigung des rho-Wertes und des Durbin-Watson-Stats fällt auf, dass von den vier Ländern mit signifikantem Feiertags-Effekt nur Dänemark und Irland einen rho-Wert zwischen Null und Eins und einen Durbin-Watson-Stat zwischen Eins und Zwei aufweisen. Demzufolge wird vermutet, dass für Dänemark und Irland Autokorrelationen erster Ordnung vorliegen.

Tab.17: Robustheitstest für Feiertagseffekt

	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Test auf Heteroskedastizität (White's Test)															
Teststatistik: TR ²	2,54492	1,29269	9,28490	2,79325	3,50466	5,13323	0,86740	5,00119	3,89380	4,40985	0,30657	0,59722	6,21696	0,05902	0,91648
p-Wert	0,11065	0,25555	0,00231	0,09466	0,06120	0,02347	0,35168	0,02533	0,04847	0,03573	0,57979	0,43964	0,01265	0,80805	0,33840
Test auf Normalverteilung															
Chi-Quadrat	2690,9960	3711,66200	2098,27000	2508,61900	1722,60800	1512,58300	3321,41400	1989,42800	1832,09200	2300,55800	2532,39200	2496,08900	1313,54600	2585,33300	2425,31700
p-Wert	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
Test auf Autokorrelation															
Ljung-Box Q'	20,1468	12,36920	4,26225	0,53141	10,73580	2,08549	9,76180	3,19486	2,02890	6,69676	29,21360	9,09350	7,76576	15,23250	14,98650
p-Wert	0,00004	0,00206	0,11900	0,76700	0,00466	0,35200	0,00759	0,20200	0,36300	0,03510	0,00000	0,01060	0,02060	0,00049	0,00056

Quelle: Eigene Berechnung

In Tabelle 17 werden die Ergebnisse der Regressionsanalyse durch Robustheitstests geprüft. Beginnend mit dem Test auf Heteroskedastizität wird deutlich, dass in den Ländern Österreich, Belgien, Irland, Portugal, Spanien, die Schweiz und Großbritannien Homoskedastizität vorliegt. Dänemark lehnt die Nullhypothese auf einem 1% Signifikanzniveau ab, Finnland dagegen lehnt die Nullhypothese bei einem 10% Signifikanzniveau ab, während Norwegen die Nullhypothese zu einem 5% Signifikanzniveau ablehnt. Somit besteht für diese Länder Heteroskedastizität. Dies hat zur Folge, dass hierbei Falschaussagen bzw. Verzerrungen bei den t-Statistiken auftreten können. Des Weiteren wird anhand der Tabelle ersichtlich, dass keine Renditen einer Normalverteilung folgen. Im weiteren Verlauf erfolgt der Test auf Autokorrelation nach Ljung-Box und hierbei wird gezeigt, dass bei den Ländern Dänemark, Finnland, Deutschland, Italien und der Niederlande keine Autokorrelation vermutet wird. Somit erfolgt anschließend der Test nach Cochrane-Orcutt, um dessen Einflüsse auf das Regressionsmodell zu prüfen, unter Ausschluss der Autokorrelation erster Ordnung.

Tab.18: Test nach Cochrane-Orcutt (AR1) für Feiertags-Effekt

Test nach Cochrane-Orcutt (AR1)															
	AUSTRIA	BELGIUM	DENMARK	FINLAND	FRANCE	GERMANY	IRELAND	ITALY	NETHERLANDS	NORWAY	PORTUGAL	SPAIN	SWEDEN	SWITZERLAND	UNITED KINGDOM
Const															
Koeffizient	7,05118E-05	0,000119793	0,000235406	-0,000170871	4,14975E-05	9,55228E-05	-0,000143581	-9,19652E-05	8,05151E-05	0,000163754	-9,01075E-05	5,02484E-05	0,000193107	0,000139002	0,000103658
Std.-fehler	0,000265448	0,000228169	0,000207525	0,000306817	0,000224834	0,000240172	0,000277346	0,000238952	0,000219404	0,00024103	0,000214505	0,000262346	0,000242944	0,000224751	0,000182929
t-Quotient	0,2656	0,525	1,134	-0,5569	0,1846	0,3977	-0,5177	-0,3849	0,367	0,6794	-0,4201	0,1915	0,7949	0,6185	0,5667
p-Wert	0,7905	0,5996	0,2567	0,5776	0,8536	0,6909	0,6047	0,7004	0,7137	0,4969	0,6745	0,8481	0,4267	0,5363	0,571
Dummy															
Koeffizient	0,00105448	0,000782103	0,00193367	0,00179304	0,000788856	0,000535457	0,00241518	0,000782412	0,00112833	0,00190235	0,000337966	0,000659704	0,000506358	-9,47785E-05	0,00120532
Std.-fehler	0,000940647	0,000928137	0,000872885	0,0012227	0,000877725	0,000781522	0,00147031	0,000904016	0,00114327	0,000986352	0,000771343	0,000676653	0,00103745	0,000393346	0,000807044
t-Quotient	1,121	0,8427	2,215	1,466	0,8988	0,6851	1,643	0,8655	0,9869	1,929	0,4382	0,975	0,4881	-0,2410	1,493
p-Wert	0,2623	0,3995	0,0268**	0,1426	0,3688	0,4933	0,1005	0,3868	0,3237	0,0538*	0,6613	0,3296	0,6255	0,8096	0,1354
R-Quadrat	0,003093	0,003148	0,001759	0,000564	0,000945	0,000275	0,00165	0,000665	0,000315	0,001072	0,000701	0,000305	0,000166	0,001033	0,001993
rho	0,002538	-0,000142	0,000525	-0,000060	-0,001204	-0,000241	0,00119	-0,000378	-0,000189	-0,000521	0,000752	0,00039	-0,000443	0,001672	-0,001856
Durbin-Watson-Stat	1,99464	2,000266	1,998802	1,999319	2,001815	1,99999	1,99758	2,000648	2,000338	2,000722	1,998486	1,999206	2,000562	1,996637	2,003558
***, **, * bezeichnen Signifikanz zum 1%, 5%, 10%-Niveau															

Quelle: Eigene Berechnung

Tabelle 18 enthält die Überprüfung des Einflusses der Autokorrelation auf die Regressionsanalyse. Dabei wird die Autokorrelation erster Ordnung eliminiert. Unter diesem Gesichtspunkt, sind nur noch in Dänemark und Norwegen signifikante Feiertags-Effekte festzustellen. Somit ist für Irland und Finnland davon auszugehen, dass die Autokorrelation den Eindruck eines vorliegenden Effekts verursachte. Für Dänemark muss ausdrücklich darauf hingewiesen werden, dass hierfür auf einem 1% Signifikanzniveau die Nullhypothese beim Test auf Heteroskedastizität abgelehnt wurde. Das bedeutet, dass für Dänemark Heteroskedastizität vorliegt. Obwohl für Norwegen Homoskedastizität vorliegt und beiden Ländern Strukturbrüche größtenteils abgelehnt wurden, gilt die nicht vorhandene Normalverteilung dennoch als eine Art Ausschlusskriterium, weshalb die Ergebnisse des Regressionsmodells in Frage gestellt werden.

5. Schlussbetrachtung/Fazit

Diese Arbeit beschäftigte sich mit der Untersuchung von Kalenderanomalien an europäischen Aktienmärkten. Dafür wurden 15 spezifisch ausgewählte Länder herangezogen, um deren Persistenz mithilfe empirischer Tests nachzuweisen und zu dokumentieren. Zunächst wurde ein kleiner Einblick ins Thema vermittelt. Anschließend sind wichtige Meilensteine genannt wurden diverse Hintergrundinformationen vermittelt, um wichtige Zusammenhänge zu verstehen. Der Mittelpunkt dieser Arbeit bildet dabei die empirische Untersuchung. Hierbei wurden als Ergebnis der empirischen Analyse ein umgekehrter signifikanter Januar-Effekt in Großbritannien, ein signifikanter Montags-Effekt in Spanien und ein signifikanter Feiertags-Effekt in Dänemark, Finnland, Irland und Norwegen festgestellt werden. Für den Januar-Effekt bedeutet das, dass Investoren im Januar bei einem Gesamtbetrachtungszeitraum von Anfang 2000 bis Ende 2016, niedrigere Renditen erzielten, als wenn sie zu anderen Monaten investiert hätten. „Umgekehrt“ – deswegen, weil der Januar-Effekt laut Definition im Januar überdurchschnittliche Renditen erbringen sollte. Beim Montags-Effekt würde dies bedeuten, dass die Investoren im gleichen Gesamtbetrachtungszeitraum, eine niedrigere Rendite erzielten wenn an einem Montag investiert wurde, als vergleichsweise zu anderen Handelstagen. Jedoch würde der Feiertags-Effekt (über ebenfalls den gleichen Gesamtbetrachtungszeitraum) an Handelstagen vor und nach einem Feiertag zu überdurchschnittliche Renditen führen. Dennoch gilt es die Ergebnisse sehr kritisch zu betrachten. So muss zunächst darauf hingewiesen werden, dass für die Untersuchung Performanceindizes verwendet wurden, somit könnten Dividenden und Ausschüttungen einen gewissen Einfluss auf die Ergebnisse ausüben. Ein weiterer Aspekt der unbedingt beachtet werden muss, ist der Zeithorizont von insgesamt 15 Jahren (2001-2016). Dieser ist leider viel zu kurz um ausführliche und eindeutige Aussagen zu treffen. Das nächste Problem liegt in der linearen Regressionsanalyse, denn so stellt sich die Frage, wie genau diese einen saisonalen Effekt schätzen kann, ohne dass es zu Schätzfehlern oder Datenverzerrungen führt. Das Hauptproblem liegt in den Kalenderanomalien selbst, denn so konnten trotz zahlreicher Studien noch immer keine ausführliche und umfassende Erklärung ihrer Ursachen gefunden werden. In diesem Zusammenhang gestaltet es sich schwierig sichere Prognosen aufzustellen, um saisonale Effekte Auszunutzen, da für die Untersuchungen nur historische Daten herangezogen werden können. Abschließend muss gesagt werden, dass saisonale Effekte neben vielen Chancen auf überdurchschnittliche Renditen auch hohe Risiken mit sich bringen - dessen sollte sich jeder Investor zu jeder Zeit bewusst sein.

Literaturverzeichnis

- Ariel, Robert A. (1990): High Stock Returns before Holidays: Existence and Evidence on Possible Causes, In: *The Journal of Finance*, Vol.45, No.05, p.1611-1626
- Brockman, Paul/ Michayluk, David (1998): The persistent holiday effect: additional evidence. In: *Applied Economics Letters*, Vol.05, No.04, p.205-209
- Chan, Su Han/ Leung, Wai-Kin/ Wang, Ko (2005): Changes in REIT Structure and Stock Performance: Evidence from the Monday Stock Anomaly, In: *Real Estate Economics*, Vol.33, No.01, p.89-120
- Chen, Haiwei/ Chua, Ansley (2011): The Turn-of-the-Month Anomaly in the Age of ETFs: A Reexamination of Return-Enhancement Strategies. In: *Journal of Financial Planning*, Vol.24, No.04, p.62-67
- Chen, Haiwei/ Shin, Sang Heon/ Sun, Xu (2015): Return-enhancing strategies with international ETF's Exploiting the turn-of-the-month effect. In: *Financial Services Review*, Vol.24, No.03, p.271-288
- Chia, Ricky Chee Jiun/ Lim, Shiok Ye/ Ong, Pui Khuan/ Teh, Siew Fong (2015): Pre and Post Chinese New Year Holiday Effects: Evidence from Hong Kong Stock Market. In: *The Singapore Economic Review*, Vol.60, No.04, p.1-14
- Cross, Frank (1973): The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays, In: *Financial Analysts Journal*, Vol.29, No.06, p. 67-69
- Damodaran, Aswath (1989): The Weekend Effect in information Releases: A Study of Earnings and Dividend Announcements, In: *The Review of Financial Studies*, Vol.02, No.04, p.607-623
- Fama, Eugene F./ French, Kenneth R. (1992): The Cross Selection of Expected Stock Returns. In: *Journal of Finance*, Vol.47, No.02, p.427-465
- Fishe, Raymond P.H./ Gosnell, Thomas F./ Lasser, Dennis J. (1993): Good News, Bad News, Volume, and the Modnay Effect. In: *Journal of Business Finance and Accounting*, Vol.20, No.06, p.881-892
- Flannery, Mark J./ Protopapadakis (1988): Frim T-Bills to Common Stocks: Investigating the Generality of Intra-Week Return Seasonality, In: *The Journal of Finance*, Vol43, No.02, p. 431-450
- French, Kenneth R. (1980): Stock returns and the weekend effect. In: *Journal of Financial Economics*, Vol.08, No.01, pp 55-69
- Gama, Paulo M./ Vieira, Elisabete F. S. (2013): Another look at the holiday effect. In: *Applied Financial Economics*, Vol.23, No.20, p.1623-1633
- Haug, Mark/ Hirschey, Mark (2006): The January Effect. In: *Financial Analysts Journal*, Vol.62, No.05, p.78-88

- Hensel, Chris R./ Ziemba, William T. (1996): Investment Results from Exploiting Turn-of-the-Month Effects, In: Journal of Portfolio Management, Vol.22, No.03, p.17-23
- Keim, Donald/ Stambaugh, Robert (1984): A Further Investigation of the Weekend Effect in Stock Returns, In: The Journal of Finance, Vol.39, No.03, p. 819-835
- Kim, Chan-Wung/ Park, Jinwoo (1994): Holiday Effects and Stock Returns: Further Evidence. In: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol.29, No.01, p.145-157
- Lakonishok, Josef/ Levi, Maurice (1982): Weekend Effects on Stock Returns: A Note, In: The Journal of Finance, Vol.37, No.03, p.883-889
- Lakonishok, Josef/ Maberly, Edwin (1990): The Weekend Effect: Trading Patterns of Individual and Institutional Investors, In: The Journal of Finance, Vol.45, No.01, p.231-243
- Lakonishok, Josef/ Smidt, Seymour (1988): Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective, In: The Review of Financial Studies, Vol.01, No.04, p. 403-425
- Markowitz, Harry (1952): Portfolio Selection. In: The Journal of Finance, Vol.07, No.01, p. 77-91
- Marrett, George J./ Worthington, Andrew C. (2009): An empirical note on the holiday effect in the Australian stock market, 1996-2006. In: Applied Economics Letters, Vol.16, No.17, p.1769-1772
- McConnell, John/ Xu, Wie (2008): Equity Returns at the Turn of the Month. In: Financial Analysts Journal, Vol.64, No.02, p.49-64
- McGuinness, Paul B. (2005): A re-examination of the holiday effect in stock returns: the case of Hong Kong, In: Applied Financial Economics, Vol.15, No.16, p.1107-1123
- Ogden, Joseph P. (1990): Turn-of-Month Evaluations of Liquid profits and Stock Returns: A Common Explanation for the Monthly and January Effects. In: The Journal of Finance, Vol.45, No.04, p.1259-1272
- Rey, David (2012): Asset-Pricing, In: Zimmermann, Heinz (Hrsg.): Finance Compact. 4.Auflage, Zürich: Neue Züricher Zeitung Verlag, S.191-226.
- Rogalski, Richard J. (1984): New Findings Regarding Day-of-the-Week Returns over Trading and Non-Trading Periods: A Note, In: The Journal of Finance, Vol.39, No.05, p.1603-1614
- Salm, Christian/ Siemkes, Jörg (2009): Persistenz von Kalenderanomalien am deutschen Aktienmarkt. In: Finanz-Betrieb, Jg.11, Heft 07/08, S.414-418
- Schiereck, Dirk/ Welkoborsky, Christopher (2015): Der Halloween-Effekt am deutschen Aktienmarkt. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium: WiSt, Jg.44, Heft 10, S.548-556
- Seyhun, Nejat H. (1988): The January Effect and Aggregate Insider Trading. In: The Journal of Finance, Vol.43, No.01, p.129-141

Sias, Richard W./ Starks, Laura T. (1995): The Day-of-the-Week Anomaly: The Role of Institutional Investors, in: Financial Analysts Journal, Vol.51, No.03, p.58-67

Spreemann, Klaus (2006): Portfoliomanagement, In: 3.Auflage, München, Wien: Oldenbourg Wissenschaftsverlag S.301-356

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, No.06, p.3049-3067

Sun, Qian/ Tong, Wilson H.S. (2002): Another New Look at the Monday Effect. In: Journal of Business Finance and Accounting, Vol.29, No.07/08, p.1123-1147

Swinkels, Laurens/ Vliet, Pim Van (2010): An Anatomy of Calendar Effects. In: Journal of Asset Management, Vol.13, No.4, p.271-286

Vergin, Roger C./ McGinnis, John (1999): Revisiting the Holiday Effect: is it on holiday? In: Applied Financial Economics, Vol.09, No.05, p.477-482

Wang, Ko/ Li, Yuming/ Erickson, John (1997): A New Look at the Monday Effect. In: The Journal of Finance, Vol.52, No.05, p.2171-2186

Yuan, Tian/ Gupta, Rakesh/ Bianchi, Robert J. (2015): The Pre-Holiday Effect in China: Abnormal Returns or Compensation for Risk? In: Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies, Vol.18, No.03, p.1-28

Zwergel, Bernhard (2010): On the exploitability of the turn-of-the-month effect – an international perspective. In: Applied Financial Economics, Vol.20, No.11, p.911-922

Freeware Programm Gretl: <http://gretl.sourceforge.net/>

Feiertage: www.feiertagskalender.ch (Letzter Zugriff: 03.04.2017)

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.

Henry Behr

Weißenfels, der 08.05.2017