

Kalenderanomalien im deutschen und amerikanischen Aktienmarkt

Bachelorarbeit

an der

Hochschule Merseburg

betreut durch Prof. Dr. Lars Tegtmeier im Fachbereich Wirtschaftswissenschaften und
Informationswissenschaften im Sommersemester 2024

Verfasser: Benjamin Wurst
Matrikel-Nr.: 28736

Betreuer: Prof. Dr. Lars Tegtmeier

Leipzig, den 03.07.2024

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	III
Tabellenverzeichnis.....	III
Abkürzungsverzeichnis.....	IV
Symbolverzeichnis	V
1. Einleitung.....	1
2. Literaturüberblick.....	2
2.1. <i>Der Januar-Effekt.....</i>	<i>2</i>
2.2. <i>Der Sell-in-May Effekt.....</i>	<i>4</i>
2.3. <i>Der Day of the week Effekt</i>	<i>6</i>
3. Untersuchungsmethodik.....	9
3.1. <i>Der Januar-Effekt.....</i>	<i>9</i>
3.2. <i>Der Sell-in-May Effekt.....</i>	<i>10</i>
3.3. <i>Der Day of the Week Effekt.....</i>	<i>11</i>
4. Daten und deskriptive Statistik	12
5. Empirische Analyse.....	17
5.1. <i>Der Januar-Effekt.....</i>	<i>17</i>
5.2. <i>Der Sell-in-May Effekt.....</i>	<i>21</i>
5.3. <i>Der Day of the week Effekt</i>	<i>27</i>
6. Zusammenfassung.....	34
Literatur- und Quellenverzeichnis.....	36
Eidesstattliche Erklärung	38

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Darstellung der monatlichen Entwicklung des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index im Zeitraum zwischen dem Mai 1994 bis zum Dezember 2023 gemeinsam mit der Aufteilung der Zeiträume.....	13
Abbildung 2: Durchschnittliche stetige Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum zur Untersuchung des Januar-Effektes	18
Abbildung 3: Durchschnittliche stetige Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum zur Untersuchung des Sell-in-May Effektes	21
Abbildung 4: Durchschnittliche stetige Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum zur Untersuchung des Day of the week Effektes	27

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Januar-Effektes auf verschiedene Aktienmärkte	3
Tabelle 2: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Sell-in-May Effektes auf verschiedene Aktienmärkte	4
Tabelle 3: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Day of the week Effektes auf verschiedene Aktienmärkte	7
Tabelle 4: Deskriptive Statistiken der monatlichen stetigen Rendite des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index für die zu untersuchenden Zeiträume	14
Tabelle 5: Deskriptive Statistiken der täglichen stetigen Rendite des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index für die zu untersuchenden Zeiträume	16
Tabelle 6: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum	19
Tabelle 7: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum	20
Tabelle 8: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes	22
Tabelle 9: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum mit separater Berücksichtigung des Januar-Effektes	23

Tabelle 10: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes	25
Tabelle 11: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum mit separater Berücksichtigung des Januar-Effektes	26
Tabelle 12: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum.....	29
Tabelle 13: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum.....	31
Tabelle 14: Zusammenfassender Überblick der Ergebnisse der empirischen Untersuchung des Januar-, Sell-in-May und Day of the week Effektes für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum.....	32

Abkürzungsverzeichnis

Bei Mehrfachbelegung von Abkürzungen geht die relevante Bedeutung jeweils aus dem Kontext eindeutig hervor.

AC (1)	Autokorrelation des 1. Grades
AC (2)	Autokorrelation des 2. Grades
Brent	Rohölsorte aus Europa
CDAX	CDAX Index
DAX	Deutscher Aktienindex
DJCOMP	Dow Jones Composite Average Index
f.	folgende
ff.	fortfolgend
MDAX	Mid-Cap-DAX
min.	mindestens
MSCI IMI	MSCI USA Investable Market Index

n/a	nicht verfügbar
neg.	negativ
NYSE	New York Stock Exchange
pos.	positiv
RBOB-Benzin	bleifreies Benzin
S.	Seite
SDAX	Small-Cap-DAX
SP500	Standard & Poor's 500 Index
WTI	Rohölsorte aus den USA

Symbolverzeichnis

Bei Mehrfachbelegung von Symbolen geht die relevante Bedeutung jeweils aus dem Kontext eindeutig hervor.

D_t^{Die}	Dummy-Variable des Dienstages
D_t^{Do}	Dummy-Variable des Donnerstags
D_t^{Fr}	Dummy-Variable des Freitags
D_t^{Hal}	Dummy-Variable des Sell-in-May Effektes
D_t^{Jan}	Dummy-Variable des Januar-Effektes
D_t^{Mi}	Dummy-Variable des Mittwochs
ln	natürlicher Logarithmus
P_t	Schlusskurs der Aktie zum Zeitpunkt t
P_{t-1}	Schlusskurs der Aktie zum vorangegangenen Zeitpunkt t-1

R_t	stetige Rendite des zu untersuchenden Aktienkurses
X_i	unabhängige Variable der Regression
Y_i	abhängige Variable der Regression
α	Konstante des Y-Achsen-Abschnittes
β_1	Steigungskoeffizient des Regressionsmodells
β_2	Steigungskoeffizient des Regressionsmodells
β_3	Steigungskoeffizient des Regressionsmodells
β_4	Steigungskoeffizient des Regressionsmodells
β_5	Steigungskoeffizient des Regressionsmodells
ε_t	stochastischer Störterm der Regression

1. Einleitung

Die Hypothese effizienter Kapitalmärkte bildet die theoretische Grundlage für die Diskussion über die Effizienz von Finanzmärkten. Diese besagt, dass die Kurse aller gehandelten Aktienwerte zu jeder Zeit alle auf dem Markt verfügbaren Informationen vollständig reflektieren. Dies würde bedeuten, dass das Erzielen von Überrenditen für Anleger nicht systematisch möglich ist (Fama, 1970, S. 384 ff.; Salm & Siemkes, 2009, S. 414).

In der Vergangenheit haben sich viele Studien mit dem Thema beschäftigt, eine Überrendite anhand bestimmter Muster in Aktienmärkten erzielen zu können. Verschiedene Untersuchungen beziehen sich dabei auf die im Widerspruch mit der Hypothese effizienter Kapitalmärkte stehenden kalenderbezogenen Anomalien. Sogenannte Kalenderanomalien beziehen sich auf Muster in Aktienmärkten zu bestimmten Tagen oder Zeiträumen im Verlauf eines Kalenderjahres. Diese können in unterschiedlichen Formen auftreten.

Der Januar-Effekt beispielsweise setzt sich mit dem kalenderbezogenen Ereignis auseinander, ob im Januar im Vergleich zu den restlichen Monaten eine durchschnittlich höhere Rendite erzielt wurden ist und somit darin ein Widerspruch der Hypothese effizienter Kapitalmärkte entstanden ist. Der Effekt wurde in der Vergangenheit in mehreren Studien nachgewiesen.

Ebenfalls sind der Sell-in-May Effekt und der Day of the week Effekt Kalenderanomalien, die häufig in Untersuchungen herangezogen werden, um mögliche Chancen auf Überrenditen in Aktienmärkten zu untersuchen. Der Sell-in-May Effekt untersucht, ob zwischen November und April durchschnittlich höhere Renditen erzielt werden als zwischen den Monaten Mai bis April. Der Day of the week Effekt beschäftigt sich mit dem Vergleich von durchschnittlichen Renditen an Wochentagen zwischen Montag und Freitag.

Zusätzlich zu den bereits genannten Kalenderanomalien existieren weitere Anomalien, die in der Forschung thematisiert werden und ebenfalls die Effizienz der Kapitalmärkte in Frage stellen. Ausgewählte Beispiele dafür sind der Holiday-Effekt, der Turn-of-the-Month Effekt oder der Turn-of-the-Year Effekt, welche das Verhalten von Aktienmärkten um die Feiertage, zu Monatswechseln oder zu Jahreswechseln untersuchen.

Die folgende Arbeit widmet sich ausschließlich der Untersuchung des Januar-, Sell-in-May und Day of the week Effektes im deutschen und amerikanischen Aktienmarkt, repräsentiert jeweils durch den CDAX Index und den MSCI USA Investable Market Index. Der Aufbau der Arbeit orientiert sich dabei wie folgt:

Im Kapitel 2 werden bestehende Studien jeweils über den Januar-, Sell-in-May und Day of the week Effekt getrennt voneinander dargestellt und im Zeitverlauf inhaltlich beschrieben. Dieses

Kapitel dient des Schaffens eines umfassenderen Verständnisses über den aktuellen Wissensstand, Forschungsergebnisse und mögliche Vorgehensweisen bei der Untersuchung. Darüber hinaus kann die Relevanz der folgenden Arbeit unter der Berücksichtigung von bereits erzielten Erkenntnissen besser eingeschätzt werden.

Im Kapitel 3 wird die Untersuchungsmethodik der Arbeit erläutert. Dabei wird ebenfalls für die drei Kalenderanomalien getrennt dokumentiert, wie die Untersuchung methodisch aufgebaut ist, sodass eine spätere Reproduktion jederzeit ermöglicht wird. Dieses Kapitel ist wichtig, um die wissenschaftliche Genauigkeit zu gewährleisten.

Das Kapitel 4 umfasst die Darstellung der Datenquellen und Datenerfassung sowie die Beschreibung der herangezogenen Daten. Ebenfalls wird auf die Zeitraumtrennung der Untersuchung eingegangen und dadurch eine Beschreibung der Daten in den jeweiligen Teilzeiträumen vorgenommen.

Im Kapitel 5 werden die empirischen Ergebnisse der Untersuchung dargestellt. Dabei wird mit einer einfacheren Darstellung der Effekte begonnen und mit den Ergebnissen der Regressionen fortgefahren. In diesem Kapitel erfolgt ähnlich dem Kapitel 4 eine Aufteilung in den Januar-, Sell-in-May und Day of the week Effekt. Darauffolgend werden im Kapitel 6 alle empirischen Ergebnisse zusammenfassend dargestellt.

2. Literaturüberblick

2.1. Der Januar-Effekt

Der Januar-Effekt ist eine Kalenderanomalie von Aktienmärkten, bei welcher die Renditen des Monats Januar höher sind als die Renditen der restlichen Monate. Mehrere Untersuchungen haben sich bereits mit dem Nachweis solcher Auswirkungen auf die Aktienmärkte befasst. In nachfolgender Tabelle ist eine Auswahl dieser dargestellt.

Tabelle 1: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Januar-Effektes auf verschiedene Aktienmärkte

Autor	Publikations-jahr	Aktienwerte	Zeitraum	Signifikanz-niveau	Auswirkung (pos./ neg.)
Rozeff & Kinney	1976	NYSE	1904 - 1974	n/a	positiv
Keim	1983	NYSE	1963 - 1979	n/a	positiv
Haugen & Jorion	1996	NYSE	1926 - 1993	5%	positiv
Mehdian & Perry	2002	DJCOMP	1964 - 1998	1%	positiv
		NYSE Composite	1964 - 1998	5%	positiv
		SP500	1964 - 1998	5%	positiv
Salm & Siemkes	2009	DAX Index	1964 - 2008	min. 10%	positiv
		MDAX Index	1987 - 2008	10%	positiv
		SDAX Index	1987 - 2008	min. 10%	positiv

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse vorhandener Untersuchungen des Januar-Effektes in verschiedenen Aktienmärkten. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Inhalte der Untersuchungen dargestellt. Das Signifikanzniveau bezieht sich auf den Koeffizienten der Regression für die Untersuchung des Januar-Effektes.

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Rozeff & Kinney, 1976; Keim, 1983; Haugen & Joroin, 1996; Mehedian & Perry, 2002; Salm & Siemkes, 2009; n/a als Abkürzung für nicht angegeben; NYSE als Abkürzung für New York Stock Exchange gelistete Unternehmen.

Rozeff und Kinney (1976) veröffentlichten eine Untersuchung bezogen auf die Saisonalitäten des New York Stock Exchanges (NYSE) zwischen dem Zeitraum von 1904 und 1974 (S. 387 ff.). Dabei fanden sie heraus, dass die durchschnittlichen Renditen während des Januars im Vergleich zu den Renditen der restlichen elf Monate eines Kalenderjahres signifikant höher sind (Rozeff & Kinney, 1976, S. 387 ff.).

Eine darauffolgende Untersuchung von Keim (1983) führte zu einem ähnlichen Ergebnis. Er untersuchte größenbezogene Anomalien und Renditesaisonalitäten in Aktienmärkten und kam ebenfalls zu dem Ergebnis, dass die durchschnittlichen Renditen während des Januars eines Kalenderjahres höher sind als die Renditen der restlichen elf Monate (S. 21ff.).

Durch eine weitere Untersuchung von Haugen und Jorion (1996) bezüglich des Januar-Effektes wird das Vorhandensein des Effektes bei NYSE gelisteten Unternehmen erneut bestätigt (S. 28 f.). Die Unternehmen wurden ebenfalls nach Höhe der Marktkapitalisierung sortiert und in Dezile eingeteilt. Dabei konnte festgestellt werden, dass besonders bei kleinen Unternehmen der Januareffekt mit Renditeprämie von 12,44% eine große Wirkung zeigte. Bis auf die größten beiden Dezile ist der Januareffekt auf einem Signifikanzniveau von 5% nachweisbar (Haugen & Jorion, 1996, S. 28 f.).

Mehdian und Perry (2002) konnten teilweise sogar höchst signifikante überdurchschnittliche Renditen des Januar für weitere Indizes des amerikanischen Aktienmarktes (S. 142 ff.) und

Salm und Siemkes (2009) signifikante überdurchschnittliche Renditen des Januars für deutsche Aktienindizes nachweisen (S. 416).

Der Januar-Effekt konnte in der Vergangenheit bei amerikanischen sowie deutschen Aktienindizes nachgewiesen werden. Dabei waren die durchschnittlichen Renditen des Januars in den dargestellten wissenschaftlichen Studien durchweg überdurchschnittlich im Vergleich zu den restlichen Monaten eines Kalenderjahres und mindestens auf dem 10%-Signifikanzniveau signifikant.

2.2. Der Sell-in-May Effekt

Ähnlich zu dem Januar-Effekt ist auch der Sell-in-May Effekt eine Kalenderanomalie des Aktienmarktes. Bei dieser wird untersucht, ob die Renditen zwischen November und April durchschnittlich höher sind als die im Zeitraum zwischen Mai und Oktober. Mehrere Untersuchungen haben sich bereits mit dem Nachweisen solcher Auswirkungen auf die Aktienmärkte befasst. In nachfolgender Tabelle ist eine Auswahl dieser dargestellt.

Tabelle 2: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Sell-in-May Effektes auf verschiedene Aktienmärkte

Autor	Publikations-jahr	Zeitraum	Beschreibung
Bouman & Jacobsen	2002	1970 - 1998	Auswirkung des Effektes in 36 von 37 Aktienmärkten nachgewiesen
Maberly & Pierce	2004	1982 - 2003	Nach Bereinigungen von Ausreißern in 1987 und 1998 konnte kein Sell-in-May Effekt nachgewiesen werden
Lucey & Zhao	2008	1926 - 2002	Schwache Auswirkungen des Effektes nachgewiesen und eher auf die Auswirkungen des Januar-Effektes zurückgestellt
Jacobsen & Visaltanachoti	2009	1926 - 2006	Statistisch signifikanter Sell-in-May Effekt in zwei-drittel der Sektoren des amerikanischen Aktienmarktes
Salm & Siemkes	2009	1964 (1987) - 2008	Signifikanter Sell-in-May Effekt für den DAX, MDAX und SDAX Index in bestimmten Zeitfenstern nachgewiesen; beim SDAX Index ist der Effekt am höchsten signifikant
Haggard & Witte	2010	1926 - 2008	Sell-in-May Effekt als signifikant zwischen 1954 bis 2008 sowie Robustheit gegenüber dem Januar-Effekt nachgewiesen
Jacobsen & Zhang	2012	1693 - 2011	Auswirkung des Effektes in 81 von 108 Ländern gefunden, von denen 35 statistisch signifikant waren
Dichtl & Drobetz	2015	1927 - 2012	Vorhandensein des Sell-in-May Effektes nachgewiesen, Abschwächen des Effektes in letzter Zeit

Tabelle 2: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Sell-in-May Effektes auf verschiedene Aktienmärkte (Fortsetzung)

Autor	Publikations-jahr	Zeitraum	Beschreibung
Degenhardt & Auer	2018	1989 - 2016	Sell-in-May Effekt des Dow Jones Industrial Index nachgewiesen; Abschwächen des Effektes seit der Veröffentlichung des Effektes
Bachmann et al.	2019	2004 - 2017	Begrenzte statistisch signifikante Beweise für den Sell-in-May Effekt; Bedingtheit dieses Effektes durch die zeitvariable Volatilität
Lobão & Costa	2023	1900 - 2020	Signifikante Auswirkungen in unterschiedlichen Zeiträumen nachgewiesen; in letzten Perioden ist der Effekt nur ein Ausdruck des Januar-Effektes

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse vorhandener Untersuchungen des Sell-in-May Effektes in verschiedenen Aktienmärkten. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Inhalte der Untersuchungen dargestellt und beschrieben. Der Zeitraum beschreibt, falls nötig, jeweils den am weitesten auseinanderliegenden Zeitraum.

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Bouman & Jacobsen, 2002; Maberly & Pierce, 2004; Lucey & Zhao, 2008; Jacobsen & Visaltanachoti, 2009; Salm & Siemkes, 2009; Haggard & Witte, 2010; Jacobsen & Zhang, 2012; Dichtl & Drobetz, 2015; Degenhardt & Auer, 2018; Bachmann et al., 2019; Lobão & Costa, 2023.

Die erste Veröffentlichung bezogen auf den Sell-in-May Effekt war die zukunftsweisende Untersuchung von Bouman und Jacobsen (2002) (Dichtl & Drobetz, 2015, S. 5). In dieser Studie wurden Auswirkungen des Effektes in 36 von 37 untersuchten Industrie- und Schwellenländern nachgewiesen. Besonders stark war der Effekt dabei in europäischen Ländern zu finden und eine Robustheit des Effektes über die Zeit konnte ebenfalls nachgewiesen werden (Bouman & Jacobsen, 2002, S. 8 ff.).

Dahingegen konnten Maberly und Pierce (2004) in einem Kommentar auf das von Bouman und Jacobsen (2002) veröffentlichte Werk die Auswirkungen des Sell-in-May Effektes nicht nachweisen (S. 34 ff.). Sie bereinigten die Daten um stark negative Ausreißer im Oktober 1987 und im August 1998, wodurch die Auswirkungen des Effektes verschwanden (Maberly & Pierce, 2004, S. 34 ff.).

Lucey und Zhao (2008) wiesen als Reaktion auf die Studie von Bouman und Jacobsen (2002) zwischen den Jahren 1926 bis 2002 Auswirkungen eines überdurchschnittlichen Effektes zwischen November bis April in amerikanischen Märkten nach, stellten diese aber eher als Reflektion des schon bekannten Januar-Effektes dar, welcher die Renditen zwischen November bis April erhöht (S. 1059 ff.).

Eine weitere Untersuchung des Sell-in-May Effektes für amerikanische Aktienwerte wurde durch Jacobsen und Visaltanachoti (2009) durchgeführt (S. 444 ff.). Sie fanden statistisch

signifikante Ergebnisse in zwei-drittel der Sektoren des amerikanischen Aktienmarktes. Es ist festzustellen, dass der Sell-in-May Effekt im Konsumsektor fast nicht vorhanden ist und im Produktionsektor stark nachzuweisen ist (Jacobsen & Visaltanachoti, 2009, S. 444 ff.).

Der Sell-in-May Effekt wurde weiterhin von Salm und Siemkes (2009) für den deutschen Aktienmarkt nachgewiesen, wobei die Auswirkungen des Effektes für den SDAX Index am höchsten signifikant waren (S. 416 f.). Ebenfalls fanden Haggard und Witte (2010) signifikante Auswirkungen wiederum für den amerikanischen Aktienmarkt zwischen den Jahren 1954 bis 2008 und konnten sogar eine Robustheit gegenüber dem Januar-Effekt nachweisen (S. 318 ff.).

Eine Kontinent übergreifende Untersuchung führten Jacobsen und Zhang (2012) durch (S. 12 ff.). Dabei fanden sie von 108 untersuchten Ländern 35 mit einer statistisch signifikanten Auswirkung des Sell-in-May Effektes (Jacobsen & Zhang, 2012, S. 12 ff.). Dichtl und Drobetz (2015) konnten neben dem Vorhandensein des Effektes feststellen, dass eine Abschwächung oder sogar komplette Reduzierung der Auswirkungen in den letzten Jahren stattgefunden hat (S. 10 ff.).

Ebenfalls kamen Degenhardt und Auer (2018) zu der Erkenntnis, dass ein nachgewiesener Sell-in-May Effekt des Dow Jones Industrial Index in den letzten Jahren bzw. seit der Veröffentlichung des Effektes stark abgeschwächt ist (S. 183 ff.).

Bachmann et al. (2019) kam zu der Erkenntnis, dass der Sell-in-May Effekt ebenso Anwendung auf global gelistete Private Equity Märkte findet (S. 799 ff.). Insbesondere ist der Effekt statistisch signifikant, wenn die zeitlich variierende Volatilität in der Untersuchung berücksichtigt wird (Bachmann et al., 2019, S. 799 ff.). Lobão & Costa (2023) fanden in deren weitreichenden Studien mit Daten zwischen 1900 bis 2020 heraus, dass die Auswirkungen des Sell-in-May Effekt in den letzten Jahren eher ein Ausdruck des Januar-Effektes geworden sind (S. 6 ff.).

Insgesamt kann bezogen auf den Sell-in-May Effekt gesagt werden, dass mehrere Untersuchungen nachgewiesen haben, dass dieser in verschiedenen Aktienmärkten signifikant vorhanden ist. Es konnte ebenfalls in mehreren Studien festgestellt werden, dass der Effekt in den letzten Jahren abgeschwächt ist und Auswirkungen des Januar-Effektes einen großen Einfluss auf die Auswirkungen des Effektes haben.

2.3. Der Day of the week Effekt

Der Day of the week Effekt ist ebenfalls eine Kalenderanomalie in Aktienmärkten. Dabei wird untersucht, ob die Renditen eines Wochentages zwischen Montag und Freitag überdurchschnittlich sind. Mehrere Untersuchungen haben sich bereits mit dem Nachweisen solcher Auswirkungen auf die Aktienmärkte befasst. In nachfolgender Tabelle ist eine Auswahl dieser dargestellt.

Tabelle 3: Tabellarische Darstellung von wissenschaftlichen Arbeiten über die Auswirkungen des Day of the week Effektes auf verschiedene Aktienmärkte

Autor	Publikations-jahr	Zeitraum	Beschreibung
Cross	1973	1953 - 1970	Höhere Renditen an Freitagen bei dem S&P Composite Index im Vergleich zu Montagen auf dem 10%-Signifikanzniveau nachgewiesen
French	1980	1953 - 1977	Signifikant niedrigere Renditen an Montagen im Vergleich zu den anderen vier Börsentagen einer Woche gefunden
Choy & O'Hanlon	1989	1984 - 1985	Signifikanter Day of the week Effekt im britischen Aktienmarkt nachgewiesen
Yan-Ki Ho & Cheung	1994	1975 - 1989	Signifikante Auswirkungen des Day of the week Effektes in asiatischen Märkten nachgewiesen
Berument & Kiyamaz	2001	1973 - 1997	Höhere Mittwochs-Renditen anhand des amerikanischen Aktienmarktes gefunden
Yalcin & Yucel	2006	1994 - 2005	Signifikanter Day of the week Effekt in drei von 20 Entwicklungsländern nachgewiesen
Salm & Siemkes	2009	1964 (1987) - 2008	Signifikanter, aber im Zeitverlauf abnehmender negativer Montags-Effekt des DAX, MDAX und SDAX Index nachgewiesen
Abu Bakar et al.	2014	2007 - 2012	Signifikanter negativer Montags-Effekt und Zusammenhang des Effektes mit der Stimmung in internationalen Märkten nachgewiesen
Chiah & Zhong	2021	1992 - 2015	Auswirkung von Stimmung auf australische Aktienmärkte in Verbindung mit einem nachgewiesenen negativen Dienstags-Effekt
Meek & Hoelscher	2023	2002 - 2021	Signifikante Day of the week Effekte für WTI, Brent, RBOB-Benzin, Heizöl und Erdgas Future-Kontrakte nachgewiesen

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse vorhandener Untersuchungen des Day of the week Effektes in verschiedenen Aktienmärkten. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Inhalte der Untersuchungen dargestellt und beschrieben. Der Zeitraum beschreibt, falls nötig, jeweils den am weitesten auseinanderliegenden Zeitraum.

Quelle: Eigene Darstellung in Anlehnung an Cross, 1973; French, 1980; Choy & O'Hanlon, 1989; Yan-Ki Ho & Cheung, 1994; Berument & Kiyamaz, 2001; Yalcin & Yucel, 2006; Salm & Siemkes, 2009; Abu Bakar et al., 2014; Chiah & Zhong, 2021; Meek & Hoelscher, 2023.

Verschiedene Studien der Vergangenheit haben bereits einen Day of the week Effekt in verschiedenen Aktienmärkten nachgewiesen. Cross (1973) fand bei einer Untersuchung des S&P Composite Index einen positiven und signifikanten Freitags-Effekt, sowie einen negativ signifikanten Montags-Effekt (S. 68).

French (1980) bestätigte die niedrigeren Renditen an Montagen in seiner Untersuchung des S&P Composite Portfolios, indem er feststellte, dass die Renditen an Montagen im Vergleich

zu den anderen vier Börsentagen einer Woche signifikant niedriger ausfallen (S. 58 ff.). Choy und O'Hanlon (1989) erweiterten die Erkenntnisse des amerikanischen Marktes auf den britischen Markt (S. 94 ff.). Sie fanden ebenfalls einen signifikanten Day of the week Effekt, welcher bei großen, häufig gehandelten Unternehmen eine stärkere Wirkung zeigte als bei kleineren, wenig gehandelten Unternehmen (Choy & O'Hanlon, 1989, S. 94 ff.).

Weiterhin wurden die Erkenntnisse durch Yan-Ki Ho und Cheung (1994) auf die Volatilität im asiatischen Markt übertragen (S. 62 ff.). Ebenfalls fällt dabei auf, dass die an Montagen erzielten Renditen in fast allen asiatischen Märkten die niedrigste Vitalität haben. Eine Signifikanz des Day of the week Effektes konnte in mehreren Ländern des asiatischen Marktes gefunden werden (Yan-Ki Ho & Cheung, 1994, S. 62 ff.). Yalcin und Yucel (2006) erweiterten die vorhandenen Untersuchungen um eine Betrachtung von 20 Entwicklungsländer (S. 272 ff.). Dabei konnte bei Betrachtung der Renditen in nur drei Entwicklungsländern dieser Effekt nachgewiesen werden. Darüber hinaus konnte festgestellt werden, dass auf niedrigeren Signifikanzniveaus eine Häufung von höheren Renditen an Freitagen nachgewiesen werden kann (Yalcin & Yucel, 2006, S. 272 ff.).

Berument und Kiyamaz (2001), welche ihren Untersuchungszeitraum knapp hinter oder leicht überschneidend an Cross (1973) und French (1980) anknüpften, konnten im amerikanischen Aktienmarkt in Kontrast zu vorherigen Erkenntnissen einen positiven Mittwochs-Effekt nachweisen (S. 184 ff.).

Eine Untersuchung des deutschen Aktienmarktes führten Salm und Siemkes (2009) durch. Sie fanden ähnlich zu den Erkenntnissen zu amerikanischen Aktienmarkt von Cross (1973) und French (1980) einen negativen Montags-Effekt des DAX, MDAX und SDAX Index (S. 417). Bei der Betrachtung im Zeitverlauf, lässt sich ein abnehmender Effekt in den letzten Jahren der Untersuchung feststellen (Salm & Siemkes, 2009, S. 417).

Abu Bakar et al. (2014) bestätigte das Vorhandensein eines negativen Montags-Effektes zu einem späteren Zeitpunkt mit einer internationalen Betrachtung. Bei der Untersuchung wurde die Stimmung von Marktteilnehmern mit einbezogen und nach Berücksichtigung dieser kein Montags-Effekt mehr festgestellt (S. 412 ff.). Bei der Untersuchung durch Chiah und Zhong (2021) für den australischen Aktienmarkt konnte ein signifikanter Dienstags-Effekt nachgewiesen werden (S. 4 ff.). Bei Betrachtung der Stimmung von Marktteilnehmern wird festgestellt, dass der negative Dienstags-Effekt aufgrund der Zeitverschiebung eine Auswirkung der negativen Stimmung an Montagen im amerikanischen Raum ist (Chiah & Zhong, 2021, S. 4 ff.).

Meek und Hoelscher (2023) erweiterten die Erkenntnisse auf WTI, Brent, RBOB-Benzin, Heizöl und Erdgas Future-Kontrakte (S. 10 ff.). Dabei ist festzustellen, dass häufig an Montagen ein negativer signifikanter Day of the week Effekt und mittwochs ein positiv signifikanter Day of the week Effekt nachzuweisen ist (Meek & Hoelscher, 2023, S. 10 ff.).

Zusammenfassend ergeben die Untersuchungen bezogen auf den Day of the week Effekt über verschiedene Märkte hinweg einen häufig auftretenden negativen Montags-Effekt. Ebenfalls wird des Öfteren ein signifikanter positiver Day of the week Effekt mittwochs und freitags nachgewiesen. Bei der Berücksichtigung der Stimmung von Marktteilnehmern an bestimmten Tagen einer Woche wird festgestellt, dass die Auswirkungen der unterschiedlichen Day of the week Effekte auf deren Stimmung zurückzuführen sind.

3. Untersuchungsmethodik

3.1. Der Januar-Effekt

Der Januar-Effekt untersucht Effekte einer überdurchschnittlichen Rendite des Januars eines Jahres gegenüber den restlichen Monaten eines Jahres. Für die Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes wird sich der Gleichung einer einfachen Regression bedient. Bei dieser besteht zwischen der abhängigen Variable Y_i und der unabhängigen Variable X_i folgender linearer Zusammenhang. Dabei definiert α die Konstante des Y-Achsen-Abschnittes der Geraden und β_1 den Steigungskoeffizienten des Regressionsmodells. ε_t bildet dabei den stochastischen Störterm der Regression (Auer & Rottmann, 2011, S. 420; Bouman & Jacobsen, 2002, S. 7):

$$Y_i = \alpha + \beta_1 * X_i + \varepsilon_t \quad (1)$$

Die abhängige Variable Y_i wird für die Untersuchung des Januar-Effektes durch die monatliche stetige Rendite R_t des zu untersuchenden Aktienkurses zum jeweiligen Zeitpunkt repräsentiert. Bei der Berechnung der stetigen Rendite definiert sich P_t als Schlusskurs der Aktie zum Zeitpunkt t und P_{t-1} durch den Schlusskurs der Aktie zum vorangegangenen Zeitpunkt $t-1$. Die stetige Rendite wird wie folgt berechnet (Auer & Rottmann, 2011, S. 42; Mehdian & Perry, 2002, S. 142; Lobão & Costa, 2023, S. 4):

$$R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (2)$$

Die unabhängige Variable X_i wird für die Untersuchung des Januar-Effektes durch eine sogenannte Dummy-Variable D_t^{Jan} ersetzt. Diese wird für jede berechnete Rendite R_t für den Fall, dass diese für den Januar eines Jahres berechnet wurde, den Wert 1 annehmen. Für alle anderen Monate wird diese den Wert 0 annehmen. Durch die Ergänzung der Variablen wird somit folgende Gleichung die Grundlage der Untersuchung bilden (Haugen & Jorion, 1996, S. 28; Salm & Siemkes, 2009, S. 415):

$$R_t = \alpha + \beta_1 * D_t^{Jan} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Wenn der Koeffizient β_1 positiv oder negativ und statistisch signifikant ist, kann davon ausgegangen werden, dass im gewählten Untersuchungszeitraum der Januar-Effekt Anwendung findet und somit über- oder unterdurchschnittliche Renditen erzielt wurden (Salm & Siemkes, 2009, S. 415).

3.2. Der Sell-in-May Effekt

Der Sell-in-May Effekt oder auch Halloween-Effekt beschreibt ein Phänomen, welches signifikant höhere Renditen im Zeitraum zwischen November und April eines Jahres gegenüber allen anderen Monaten beinhaltet. Um das Auftreten des Sell-in-May Effektes überprüfen zu können wird sich ebenfalls, wie bei dem Januar-Effekt der Gleichung einer einfachen Regression bedient, bei welcher zwischen der abhängigen Variable Y_i und der unabhängigen Variable X_i ein linearer Zusammenhang besteht. Dabei definiert α die Konstante des Y-Achsen-Abschnittes der Geraden und β_1 den Steigungskoeffizienten des Regressionsmodells. ε_t bildet dabei den stochastischen Störterm der Regression (Auer & Rottmann, 2011, S. 420; Bouman & Jacobsen, 2002, S. 7):

$$Y_i = \alpha + \beta_1 * X_i + \varepsilon_t \quad (4)$$

Die abhängige Variable Y_i wird für die Untersuchung des Sell-in-May Effektes durch die monatliche stetige Rendite R_t des zu untersuchenden Aktienkurses zum jeweiligen Zeitpunkt repräsentiert. Bei der Berechnung der stetigen Rendite definiert sich P_t als Schlusskurs der Aktie zum Zeitpunkt t und P_{t-1} durch den Schlusskurs der Aktie zum vorangegangenen Zeitpunkt $t-1$. Die stetige Rendite wird wie folgt berechnet (Auer & Rottmann, 2011, S. 42; Lobão & Costa, 2023, S. 4):

$$R_t = \ln \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (5)$$

Die Variable X_i wird für die Untersuchung des Sell-in-May Effektes durch die Dummy-Variable D_t^{Hal} ersetzt. Diese wird den Wert 1 annehmen, wenn der Monat des Datums zwischen November und April liegt und den Wert 0 in allen anderen Fällen. Durch die Ergänzung der Variablen wird somit folgende Gleichung die Grundlage der Untersuchung bilden (Maberly & Pierce, 2004, S. 33; Lobão & Costa, 2023, S. 5; Salm & Siemkes, 2009, S. 415; Bouman & Jacobsen, 2002, S. 7; Jacobsen & Zhang, 2012, S. 11; Brounen & Ben-Hamo, 2009, S. 122; Hui et al., 2014, S. 94):

$$R_t = \alpha + \beta_1 * D_t^{Hal} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Wenn der Koeffizient β_1 statistisch signifikant ist, kann je nach dem ob β_1 positiv oder negativ ist, davon ausgegangen werden, dass die Renditen in den Monaten zwischen November und

April signifikant höher oder niedriger sind als in den anderen Monaten. Hingegen kann bei einem nicht signifikanten Koeffizienten β_1 kein Effekt dieser Art festgestellt werden (Lobão & Costa, 2023, S. 5; Brounen & Ben-Hamo, 2009, S. 122).

Ebenfalls gibt es mehrere Untersuchungen, in denen zusätzlich geprüft wird, ob ein möglicher signifikanter Effekt der Monate zwischen November und April auf übermäßige Entwicklungen im Januar zurückzuführen ist. Bei diesen wird die Dummy-Variable D_t^{Hal} des Sell-in-May Effektes leicht angepasst. Für die Monate zwischen November und April, mit Ausnahme des Januars wird der Wert 1 angenommen und für alle anderen der Wert 0. Die Dummy-Variable für den Januar-Effekt D_t^{Jan} nimmt für den Monat Januar den Wert 1 an und für alle anderen Monate den Wert 0 (Bachmann et al., 2019, S. 796; Lucey & Zhao, 2008, S. 1059 ff.; Haggard & Witte, 2010, S. 380; Lobão & Costa, 2023, S. 5).

$$R_t = \alpha + \beta_1 * D_t^{Hal} + \beta_2 * D_t^{Jan} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Wenn der Sell-in-May Effekt ausreichend widerstandsfähig gegenüber dem Januar-Effekt ist, sollte selbst bei einem signifikanten Koeffizienten β_2 ebenfalls der Koeffizient β_1 statistisch signifikant sein. Für den Fall, dass ausschließlich der Koeffizient β_2 statistische Signifikanz ausweist, kann der Schluss gezogen werden, dass lediglich der Januar-Effekt der Auslöser für die beschriebene übermäßige Rendite ist (Lobão & Costa, 2023, S. 5).

3.3. Der Day of the Week Effekt

Der Day of the Week Effekt untersucht überdurchschnittliche Renditen an bestimmten Tagen einer Woche im gewählten Untersuchungszeitraum. Für die Untersuchung des Effektes wird ähnlich wie bei der Durchführung des Januar- und des Sell-in-May Effektes, eine einfache lineare Regression mit der stetigen Rendite R_t des zu untersuchenden Aktienkurses als abhängigen Variable, ergänzt um die spezifischen Dummy-Variablen, durchgeführt. Diese werden die jeweiligen Wochentage im Untersuchungszeitraum reflektieren. Anders zu dem Januar- und Sell-in-May Effekt wird hierbei nicht die monatliche, sondern die tägliche stetige Rendite Grundlage der Untersuchung sein.

Die Nullhypothese wird dabei gleiche stetige Renditen für alle Wochentage und somit die dazugehörigen Dummy-Variablen beinhalten. Die Alternativhypothese lautet, dass mindestens eine dieser Renditen davon unterschiedliche Rendite aufweist. Die Regressionsgleichung wird für die Untersuchung wie folgt aussehen (Choy & O'Hanlon, 1989, S. 93; Salm & Siemkes, 2009, S. 415; Jadvicius & Lee, 2017, S. 64; French, 1980, S. 60):

$$R_t = \beta_1 + \beta_2 * D_t^{Die} + \beta_3 * D_t^{Mi} + \beta_4 * D_t^{Do} + \beta_5 * D_t^{Fr} + \varepsilon_t \quad (8)$$

Die ergänzten tagesspezifischen Dummy-Variablen werden die jeweiligen Wochentage im Untersuchungszeitraum widerspiegeln. Eine Betrachtung der restlichen Tage einer Woche wird

zwecks Mangel an Börsenaktivität an diesen Tagen entbehrlich. Die Dummy-Variable D_t^{Die} definiert jeden Dienstag des zu untersuchenden Zeitraumes. Die Variable wird für jeden Dienstag den Wert 1 und für alle restlichen Tage den Wert 0 annehmen. Ebenfalls repräsentieren die Dummy-Variable D_t^{Mi} , D_t^{Do} und D_t^{Fr} die Tage Mittwoch, Donnerstag und Freitag im Untersuchungszeitraum, welche der Mechanik der Dummy-Variable D_t^{Die} folgen werden. β_1 reflektiert bei der angegebenen Gleichung die durchschnittlichen Renditen des Wochentages Montag und die Variablen β_2 bis β_5 die durchschnittlichen Renditen der Wochentage zwischen Dienstag und Freitag. ε_t wird als stochastischen Störterm definiert.

Für den Fall, dass die Parameter β_1 bis β_5 nicht signifikant sind, kann man davon ausgehen, dass die Renditen der jeweiligen Wochentage gleich sind. Im Fall der Signifikanz eines der Parameter müsste man davon ausgehen, dass die Alternativhypothese Anwendung findet und somit mindestens eine Rendite im Zeitverlauf unterschiedlich ist. (Salm & Siemkes, 2009, S. 415; Berument & Kiyamaz, 2001, S. 183; Jadevicius & Lee, 2017, S. 64).

4. Daten und deskriptive Statistik

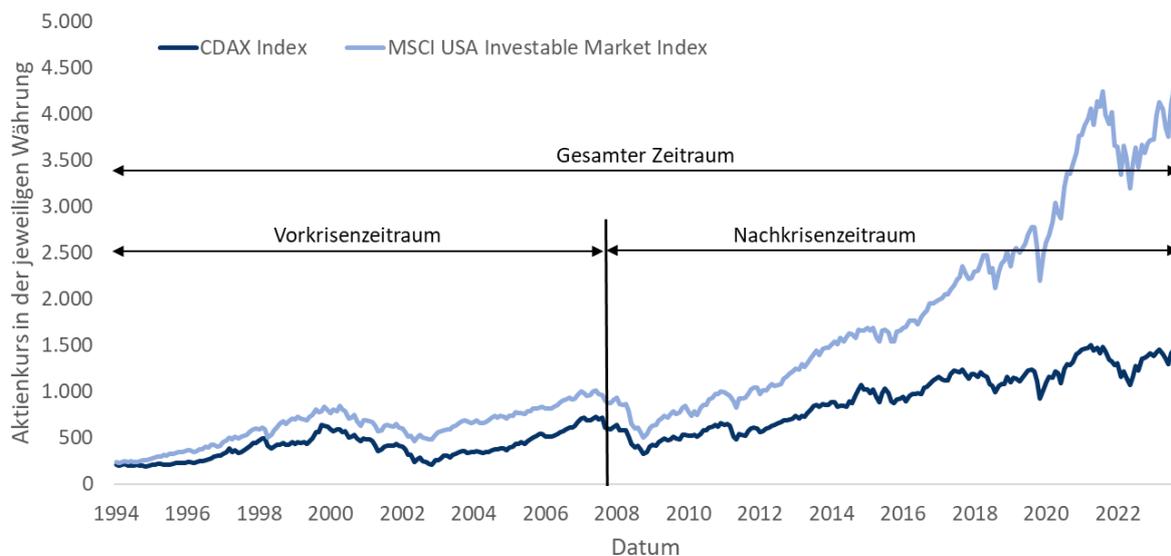
Für die Untersuchung der Anomalien des Aktienmarktes wird der MSCI USA Investable Market Index und der CDAX Index herangezogen. Der MSCI USA Investable Market Index beinhaltet 2.400 Aktienwerten das Large-, Mid- und Small-Cap-Segment und deckt somit rund 99% der Streubesitz bereinigten Marktkapitalisierung des amerikanischen Aktienmarktes ab (MSCI Inc., 2024). Der CDAX Index beinhaltet alle Unternehmen des sogenannten Prime Standard und des General Standard. Damit deckt dieser die gesamte Breite des regulierten deutschen Marktes ab (Deutsche Börse AG, 2024).

Der Schlusskurs des MSCI USA Investable Market Index wird dabei als Total-Return-Index zum jeweiligen Zeitpunkt in US-Dollar und der Schlusskurs des CDAX Index als Total-Return-Index zum jeweiligen Zeitpunkt in Euro für die Untersuchung herangezogen. Beide Kurse werden für ihren Zweck auf monatlicher sowie täglicher Basis aus der Wirtschafts- und Finanzdatenbank Macrobond heruntergeladen (Macrobond Financial, 2024).

Die monatlichen Daten in dem Zeitraum vom Mai 1994 bis zum Dezember 2023 dienen der Untersuchung des Januar- und des Sell-in-May Effektes. Dabei werden die Daten gemäß der Vorgehensweise von Kumar und Pathak (2016) in zwei Fälle aufgeteilt. Im ersten Fall wird der gesamte Zeitraum der Untersuchung analysiert. Im zweiten Fall werden die Daten in zwei Unterperioden unterteilt. Dabei erstreckt sich die erste Unterperiode bis einschließlich des Dezember 2007 und die zweite Unterperiode beginnt mit dem Januar 2008 (S. 140). Diese beiden Zeiträume werden im Folgenden auch als Vorkrisenzeitraum und Nachkrisenzeitraum bezeichnet. Diese geteilte Betrachtung wird durchgeführt, um zeitliche Veränderungen von Kalenderanomalien untersuchen zu können (Kumar & Pathak, 2016, S. 140).

In Anwendung der beschriebenen Vorgehensweise werden die Daten des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index in die folgenden drei Zeiträume unterteilt. Den gesamten Zeitraum zwischen dem Mai 1994 bis zum Dezember 2023, den Vorkrisenzeitraum zwischen dem Mai 1994 und dem Dezember 2007 und den Nachkrisenzeitraum zwischen dem Januar 2008 und dem Dezember 2023. Für die Betrachtung werden jeweils die Monatsschlusskurse herangezogen. Nachfolgend wird diese Aufteilung der Zeiträume grafisch dargestellt.

Abbildung 1: Darstellung der monatlichen Entwicklung des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index im Zeitraum zwischen dem Mai 1994 bis zum Dezember 2023 gemeinsam mit der Aufteilung der Zeiträume



Die Abbildung stellt den monatlichen Aktienkurs in der jeweiligen Währung über 356 Monate zwischen dem Mai 1994 und dem Dezember 2023 des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index dar. Dabei wird die Unterteilung der Zeiträume visuell veranschaulicht. Für den CDAX Index wird der Aktienkurs in Euro und für den MSCI USA Investable Market Index in US-Dollar angegeben.

Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus Macrobond Financial (2024).

Im Folgenden werden die deskriptiven Statistiken der monatlichen stetigen Renditen für den MSCI USA Investable Market Index und den CDAX Index dargestellt:

Tabelle 4: Deskriptive Statistiken der monatlichen stetigen Rendite des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index für die zu untersuchenden Zeiträume

Monatliche Rendite	Gesamter Zeitraum		Vorkrisenzeitraum		Nachkrisenzeitraum	
	CDAX	MSCI IMI	CDAX	MSCI IMI	CDAX	MSCI IMI
Arithmetisches Mittel	0,00547	0,00820	0,00754	0,00866	0,00372	0,00781
Median	0,01236	0,01555	0,01692	0,01555	0,00841	0,01544
Minimum	-0,27241	-0,19426	-0,27241	-0,16863	-0,19780	-0,19426
Maximum	0,18244	0,12502	0,18244	0,08007	0,16080	0,12502
Standardabweichung	0,05717	0,04575	0,05913	0,04203	0,05555	0,04878
Schiefe	-0,83370	-0,82645	-1,01390	-0,91445	-0,66235	-0,76250
Überwölbung	2,48280	1,51920	3,42130	1,49980	1,49940	1,38450
Jarque-Bera-Test	132,3***	74,5***	107,4***	39,0***	32,0***	33,9***
Dickey-Fuller-Test	-17,8***	-18,2***	-7,7***	-12,3***	-10,4***	-13,4***
AC (1)	0,053	0,030	0,023	0,031	0,084	0,028
AC (2)	0,004	-0,062	0,124	-0,060	-0,128*	-0,074

Die Tabelle beinhaltet ausgewählte relevante deskriptive Größen bezogen auf die monatlichen stetigen Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt-Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Der Jarque-Bera-Test überprüft die Daten der Stichprobe auf Normalverteilung, während der Dickey-Fuller-Test die Stationarität der Stichprobe testet. AC (1) und AC (2) zeigen die Autokorrelation des 1. Und 2. Grades der Stichprobe an.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX und der MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IMI; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.

Die deskriptive Statistik zeigt eine im arithmetischen Mittel höhere Rendite des MSCI USA Investable Market Index gegenüber dem CDAX Index in allen untersuchten Zeitabschnitten. Dabei weicht der CDAX Index im Vorkrisenzeitraum etwas nach oben von dem Wert des gesamten Zeitraums ab, während der Nachkrisenzeitraum deutlich niedriger ist als der des gesamten Zeitraums. Der MSCI USA Investable Market Index erfährt keine derart starke Schwankung. Diese jeweiligen Anmerkungen finden ebenfalls für den Median der beiden Indizes Anwendung, wobei festzustellen ist, dass der Median des Vorkrisenzeitraumes des CDAX Index den des MSCI USA Investable Market Index übersteigt, obwohl die Durchschnittsrenditen des CDAX Index kleiner sind.

Die Minimal- und Maximalwerte des CADX Index sind in allen zu untersuchenden Zeiträumen für die Minimalwerte niedriger und die Maximalwerte höher. Dabei sind deutlich weniger ausgeprägte Minimalwerte für den Nachkrisenzeitraum auffällig. Die Standardabweichung des CDAX Index ist über alle Perioden hinweg höher als die des MSCI USA Investable Market Index.

Die Schiefe der beiden Indizes ist in allen Zeiträumen ähnlich. Dabei weicht sie im gesamten Zeitraum kaum ab, im Vorkrisenzeitraum ist die Rendite des CDAX Index etwas höher und im

Nachkrisenzeitraum etwas geringer. Die Überwölbung des CDAX Index ist durchweg höher als die des MSCI USA Investable Market Index, wobei die Abstände zwischen den beiden im Vorkrisenzeitraum größer und im Nachkrisenzeitraum deutlich geringer sind als im Vergleich zum gesamten Zeitraum.

Die Überprüfung der Daten der Stichprobe auf Normalverteilung durch den Jarque-Bera-Test weist für den CDAX Index über alle drei zu untersuchenden Zeiträume auf dem 1%-Signifikanzniveau signifikante Werte auf. Diese deuten darauf hin, dass von einer Normalverteilung der stetigen Renditen des CDAX Index nicht ausgegangen werden kann. Für die stetigen Renditen des MSCI USA Investable Market Index sehen die Ergebnisse ähnlich aus. Für den Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum sind alle Werte auf dem 1%-Signifikanzniveau signifikant. Es ist davon auszugehen, dass die Daten nicht normalverteilt sind.

Der Dickey-Fuller-Test zur Überprüfung der Stationarität der Stichprobe zeigt für den CDAX Index durchgehend höchst signifikante Werte. Dies bedeutet, dass die stetigen Renditen des CDAX Index stationär sind. Bei der Betrachtung des MSCI USA Investable Market Index fällt eine starke Ähnlichkeit bezogen auf die Signifikanz der Werte auf. Diese sind ebenfalls höchst signifikant und somit sind auch die stetigen Renditen des MSCI USA Investable Market Index stationär.

Die Autokorrelation 1. und 2. Grades zeigt bei beiden Aktienwerten in allen untersuchten Zeiträumen nur einen signifikanten Wert. Der CDAX Index im Nachkrisenzeitraum weist eine schwach signifikante und leicht negative Autokorrelation 2. Grades auf. Es besteht somit ein leicht negativer Zusammenhang zwischen dem Wert eines Zeitpunktes und dem anderen Wert zwei Zeitpunkte später. Man könnte somit davon ausgehen, dass auf eine positive Monatsrendite demnach zwei Monate später eine negative Monatsrendite folgen würde.

Die täglichen Daten zwischen dem 31. Mai 1994 und dem 22. Januar 2024 dienen der Untersuchung des Day of the Week Effekts. Die täglichen Daten werden ebenfalls wie die monatlichen Daten gemäß der beschriebenen Vorgehensweise in drei Zeiträume unterteilt (Kumar & Pathak, 2016, S. 140). Der erste Zeitraum wird der gesamte Zeitraum der heruntergeladenen Daten zwischen dem 31. Mai 1994 und dem 22. Januar 2024 sein. Der zweite Zeitraum der Vorkrisenzeitraum zwischen dem 31. Mai 1994 und dem 31. Dezember 2007 und der dritte Zeitraum bezeichnet als Nachkrisenzeitraum zwischen dem 01. Januar 2008 und dem 22. Januar 2024 definiert sein. Die grafische Anordnung der Zeiträume erfolgt für die täglichen Daten ähnlich der Darstellung der monatlichen Daten des beiden Aktienwerte in Abbildung 1.

Nachfolgend werden die deskriptiven Statistiken der täglichen stetigen Renditen für den MSCI USA Investable Market Index und den CDAX Index dargestellt:

Tabelle 5: Deskriptive Statistiken der täglichen stetigen Rendite des MSCI USA Investable Market Index und des CDAX Index für die zu untersuchenden Zeiträume

Tägliche Rendite	Gesamter Zeitraum		Vorkrisenzeitraum		Nachkrisenzeitraum	
	CDAX	MSCI IMI	CDAX	MSCI IMI	CDAX	MSCI IMI
Arithmetisches Mittel	0,00025	0,00038	0,00035	0,00040	0,00017	0,00036
Median	0,00053	0,00049	0,00066	0,00053	0,00043	0,00046
Minimum	-0,13134	-0,13171	-0,07484	-0,06893	-0,13134	-0,13171
Maximum	0,10640	0,10797	0,06851	0,05360	0,10640	0,10797
Standardabweichung	0,01296	0,01182	0,01262	0,01033	0,01325	0,01294
Schiefe	-0,29301	-0,47656	-0,28249	-0,18162	-0,29860	-0,59011
Überwölbung	6,26470	10,59800	3,64720	3,83390	8,05420	12,09700
Jarque-Bera-Test	12757,7***	36483,7***	2011,4***	2190,1***	11387,5***	25792,9***
Dickey Fuller	-37,4***	-29,9***	-21,3***	-24,9***	-64,0***	-21,4***
AC (1)	0,004	-0,073***	-0,005	0,005	0,011	-0,114***
AC (2)	0,000	-0,001	0,005	-0,027	-0,003	0,008

Die Tabelle beinhaltet ausgewählte relevante deskriptive Größen bezogen auf die täglichen stetigen Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt-Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Der Jarque-Bera-Test überprüft die Daten der Stichprobe auf Normalverteilung, während der Dickey-Fuller-Test die Stationarität der Stichprobe testet. AC (1) und AC (2) zeigen die Autokorrelation des 1. Und 2. Grades der Stichprobe an.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX und der MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IM; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.

Die deskriptive Statistik bezogen auf das arithmetische Mittel zeigt für den MSCI USA Investable Market Index durchgängig höhere Renditen im Vergleich zum CDAX Index. Diese Tendenz setzt sich ebenfalls für den Nachkrisenzeitraum der Medianwerte fort. Für den gesamten Zeitraum und den Vorkrisenzeitraum sind die Werte des CDAX Index größer.

Die Minimal- und Maximalwerte des CDAX Index sind im gesamten Zeitraum und im Nachkrisenzeitraum weniger extrem als die des MSCI USA Investable Market Index. Dahingegen dreht sich bei Betrachtung des Vorkrisenzeitraums die Logik um und die Werte des CDAX Index sind extremer ausgeprägt als die des Vergleichswertes in der jeweiligen Periode. Die Standardabweichung des CDAX Index ist über alle Perioden hinweg höher als die des MSCI USA Investable Market Index.

Die Schiefe im Vergleich der beiden Renditen weist lediglich einen kleinen Unterschied von 0,18 für den gesamten Zeitraum zwischen den beiden Indizes auf. In dem Vorkrisenzeitraum ist die Rendite des CDAX Index leicht unter der des MSCI USA Investable Market Index und im Nachkrisenzeitraum leicht höher. Die Überwölbung der beiden Renditen weist im Vorkrisenzeitraum geringe Werte auf, während im Nachkrisenzeitraum deutlich höhere Werte

bei beiden Indizes zu finden sind. Ebenfalls ist die Überwölbung des MSCI USA Investable Market Index, besonders im Nachkrisenzeitraum stärker ausgeprägt als die des CDAX Index.

Die Überprüfung der Daten der Stichprobe auf Normalverteilung mittels des Jarque-Bera-Tests zeigt für den CDAX-Index in allen drei untersuchten Zeiträumen signifikante Werte auf dem 1%-Signifikanzniveau. Diese Ergebnisse deuten darauf hin, dass die stetigen Renditen des CDAX-Index nicht normalverteilt sind. Ähnlich verhält es sich bei den stetigen Renditen des MSCI USA Investable Market Index. Auch hier sind die Werte für den Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum auf dem 1%-Signifikanzniveau signifikant, was darauf hinweist, dass die Daten ebenfalls nicht normalverteilt sind.

Der Dickey-Fuller-Test zur Überprüfung der Stationarität der Stichprobe zeigt für den CDAX-Index durchgehend höchst signifikante Werte. Dies bedeutet, dass die stetigen Renditen des CDAX-Index stationär sind. Eine ähnliche Signifikanz der Werte zeigt sich auch beim MSCI USA Investable Market Index. Diese Werte sind ebenfalls höchst signifikant, was darauf hinweist, dass auch die stetigen Renditen des MSCI USA Investable Market Index stationär sind.

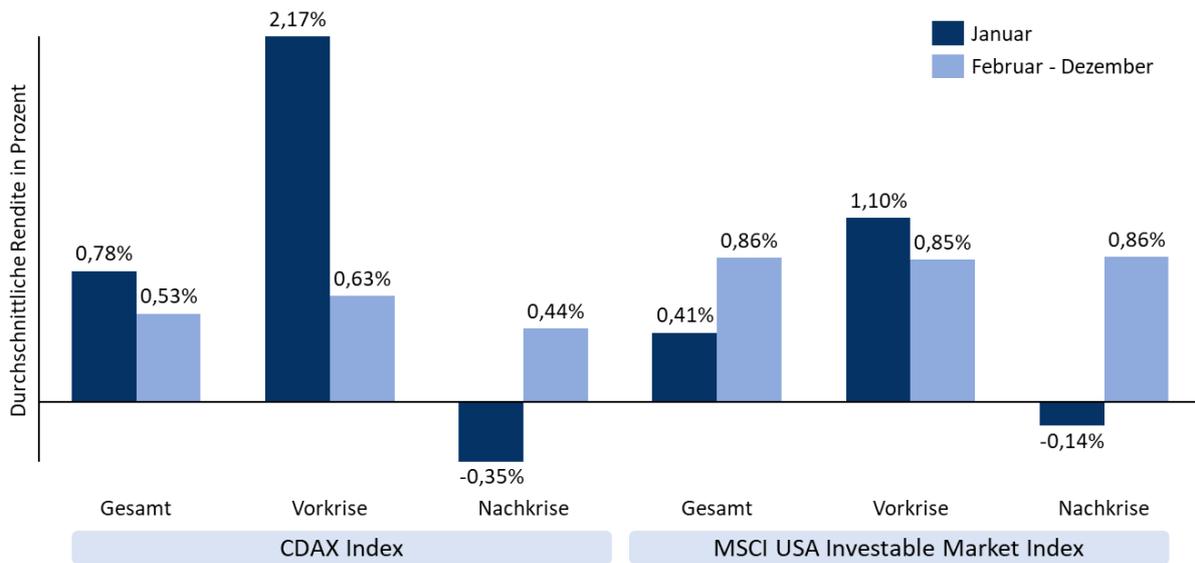
Die Autokorrelation 1. und 2. Grades zeigt bei beiden Aktienwerten in allen untersuchten Zeiträumen nur zwei signifikante Werte. Der MSCI USA Investable Market Index weist im Gesamtzeitraum eine höchst signifikante, aber negative Autokorrelation 1. Grades auf. Dies bedeutet, dass auf eine positive Rendite direkt folgend eine negative Rendite erwartet werden kann. Ebenfalls ist eine höchst signifikante Autokorrelation 1. Grades für den Nachkrisenzeitraum zu finden. Diese ist stärker als die des Gesamtzeitraumes und lässt vermuten, dass auf eine positive Rendite direkt folgend eine negative Rendite erwartet werden kann.

5. Empirische Analyse

5.1. Der Januar-Effekt

Um einen ersten Überblick über die möglichen Unterschiede der stetigen Renditen im Januar gegenüber den stetigen Renditen in den restlichen Monaten zu bekommen, wird im Folgenden die durchschnittliche Rendite beider Aktienwerte dargestellt. Dabei findet eine Aufteilung zwischen den Aktienwerten statt, welche im Folgenden weiter in die zu betrachtenden Zeiträume unterteilt werden.

Abbildung 2: Durchschnittliche stetige Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum zur Untersuchung des Januar-Effektes



Die Abbildung zeigt die durchschnittliche stetige Rendite jedes Januars im untersuchten Zeitraum im Vergleich zu der durchschnittlichen stetigen Rendite zwischen Februar und Dezember für den CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index. Dabei wird die Unterteilung in Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum berücksichtigt.

Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); die zu untersuchenden Zeiträume werden hier mit den Abkürzungen Gesamt, Vorkrise und Nachkrise für jeweils den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum dargestellt.

Betrachtet man die durchschnittlichen Renditen des CDAX Index, so lässt sich in dem Gesamtzeitraum eine kleinere Abweichung erkennen, während in dem Vorkrisenzeitraum eine deutliche Abweichung zwischen der durchschnittlichen Rendite im Januar und den restlichen Monaten entsteht. Die Abweichung dabei beträgt 1,54% und könnte damit auf überdurchschnittliche Renditen im Januar eines Jahres gegenüber den restlichen Monaten eines Jahres hinweisen. Ebenfalls ist in der Nachkrisenzeit eine wesentliche Differenz von 0,79% festzustellen, welche wiederum auf unterdurchschnittliche Renditen des Januars schließen lassen könnte.

Für die Darstellung der durchschnittlichen Renditen des MSCI USA Investable Market Index lässt sich feststellen, dass über den Gesamtzeitraum eine im Vergleich erhöhte Differenz von 0,44% besteht und die Werte des Vorkrisenzeitraums näher beieinander liegen. Starke Abweichungen verzeichnen die durchschnittlichen Renditen des Nachkrisenzeitraums mit einer Höhe von 1,01%. Bei den beiden erhöhten Abweichungen könnte eine nähere Betrachtung der empirischen Ergebnisse weitere Schlussfolgerungen auf mögliche über- oder unterdurchschnittliche Renditen geben, während bei der Vorkrisenzeit geschlussfolgert werden könnte, dass sich die Werte nicht unterscheiden.

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Regression zur Überprüfung des Januar-Effektes dargestellt. Um einen Januar-Effekt im gewählten Untersuchungszeitraum feststellen zu können, kann der Koeffizient β_1 positiv oder negativ sein und muss eine statistische Signifikanz aufweisen. Die Tabelle 6 bezieht sich dabei ausschließlich auf die Untersuchung bezogen auf den CDAX Index.

Tabelle 6: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum

	α	P-Wert (α)	β_1	P-Wert (β_1)
Panel A: Gesamtzeitraum				
CDAX	0,00526*	0,09775	0,00253	0,81960
Panel B: Vorkrisenzeitraum				
CDAX	0,00631	0,19367	0,01544	0,36815
Panel C: Nachkrisenzeitraum				
CDAX	0,00438	0,29811	-0,00791	0,58668

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des CDAX Index mit der Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

*Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.*

Für den Gesamtzeitraum kann eine Signifikanz von α auf dem 10%-Signifikanzniveau ermittelt werden. Für die Aussagekraft des Januar-Effektes hat diese aber keine weitere Bedeutung. Der Koeffizient β_1 ist nahezu nicht von Null zu unterscheiden. Der P-Wert bezogen auf den Koeffizient β_1 bestätigt genau diese Feststellung. Er stellt das nicht Vorhandensein einer Signifikanz auf allen untersuchten Signifikanzniveaus fest, wodurch davon ausgegangen werden muss, dass sich die Renditen des CDAX Index nicht anders als die der restlichen Monate verhalten. Dadurch ist davon auszugehen, dass sie weder über- noch unterdurchschnittliche Renditen in diesem Zeitraum beinhalten.

Der Koeffizient β_1 des Vorkrisenzeitraumes weist für die Untersuchung des Januar-Effektes ebenfalls wie der Koeffizient des Gesamtzeitraumes auf allen für die Untersuchung relevanten Signifikanzniveaus keine Signifikanz auf. Dadurch kann davon ausgegangen werden, dass weder über- noch unterdurchschnittliche Renditen über diesem Zeitraum erzielt wurden. Die Ergebnisse der Regression für den Nachkrisenzeitraum ähneln den des Vorkrisenzeitraumes, wobei diesmal der Wert um 0,79% negativ ist. Es wurde keine statistische Signifikanz gefunden, wodurch diese Werte darauf schließen lassen, dass die Renditen im Januar nicht von den Renditen der restlichen Monate zu unterscheiden sind.

Für den gesamten CDAX Index kann festgestellt werden, dass in keinem der festgelegten Zeiträume eine statistisch signifikante Abweichung der Renditen im Januar zu den Renditen der restlichen Monate eines Jahres gefunden werden kann.

Die folgende Tabelle 7 stellt die Ergebnisse der Regression Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des MSCI USA Investable Market Index dar.

Tabelle 7: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum

	α	P-Wert (α)	β_1	P-Wert (β_1)
Panel A: Gesamtzeitraum				
MSCI IMI	0,00856***	0,00082	-0,00442	0,61836
Panel B: Vorkrisenzeitraum				
MSCI IMI	0,00846**	0,01507	0,00250	0,83757
Panel C: Nachkrisenzeitraum				
MSCI IMI	0,00864**	0,01986	-0,01006	0,43121

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-Effektes des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

*Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IMI; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.*

Bei der Betrachtung des Gesamtzeitraumes weist lediglich der für den Januar-Effekt nicht aussagekräftige Wert α eine Signifikanz auf dem 1%-Signifikanzniveau auf. Der Koeffizient β_1 ist mit -0,44% negativ, aber durch den P-Wert von 0,62 nicht signifikant. Daraus kann geschlossen werden, dass die Renditen im Januar zu den Renditen der restlichen Monate keine signifikanten Unterschiede aufweisen und damit als gleich anzusehen sind.

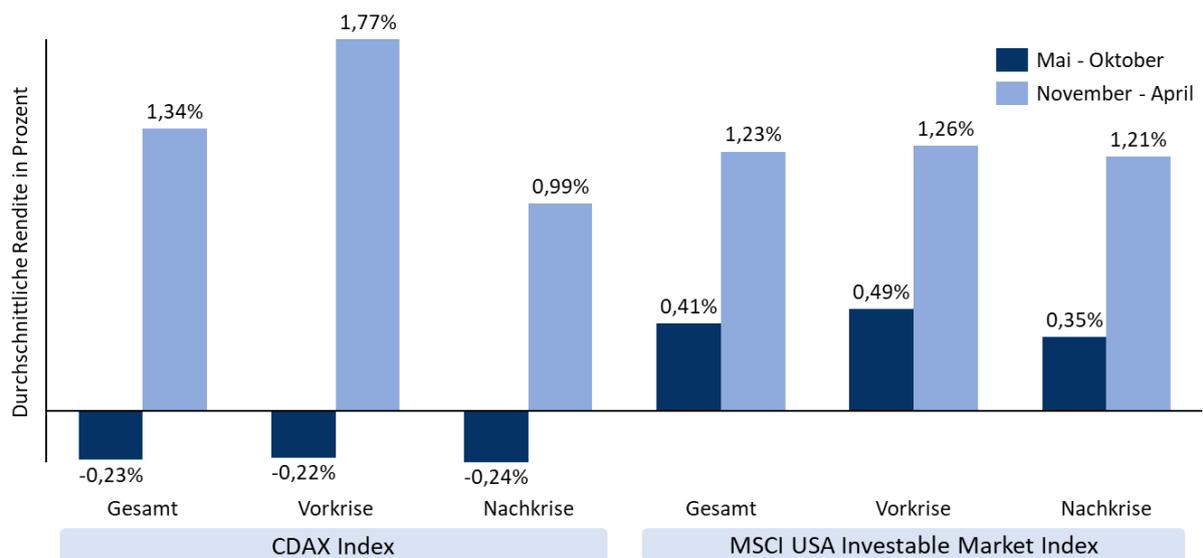
Für den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum ist α auf dem 5%-Signifikanzniveau signifikant. Dieser Wert ist aber ebenfalls für die Untersuchung hier irrelevant. Der Koeffizient β_1 ist in dem Nachkrisenzeitraum etwas erhöht im Vergleich zu den anderen Werten. Aufgrund des nicht Vorhandenseins einer Signifikanz auf allen Signifikanzniveaus, muss dennoch davon ausgegangen werden, dass sich die Renditen im Januar nicht von den restlichen Monaten unterscheiden.

Somit konnte für den MSCI USA Investable Market Index ähnlich wie bei dem CDAX Index kein statistisch signifikanter Januar-Effekt in einem der untersuchten Zeiträume festgestellt werden. Die Renditen der Januarmonate unterscheiden sich nach statistischer Betrachtungsweise nicht von denen der restlichen Monate.

5.2. Der Sell-in-May Effekt

Um eine erste Einschätzung über eine mögliche Wirkung des Sell-in-May Effektes abgeben zu können, wird zuerst die durchschnittliche stetige Rendite der beiden Aktienwerte gegenübergestellt. Dabei findet eine Aufteilung zwischen den Aktienwerten statt, welche im Folgenden weiter in die zu betrachtenden Zeiträume unterteilt werden.

Abbildung 3: Durchschnittliche stetige Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum zur Untersuchung des Sell-in-May Effektes



Die Abbildung zeigt die durchschnittliche stetige Rendite zwischen Mai und Oktober im untersuchten Zeitraum im Vergleich zu der durchschnittlichen stetigen Rendite zwischen November und April für den CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index. Dabei wird die Unterteilung in Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum berücksichtigt.

Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); die zu untersuchenden Zeiträume werden hier mit den Abkürzungen Gesamt, Vorkrise und Nachkrise für jeweils den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum dargestellt.

Bei der Betrachtung des CDAX Index fällt eine starke Abstufung zwischen den Werten zwischen November und April zu denen zwischen Mai und Oktober auf. Die Abstufung ist für alle Betrachtungszeiträume annähernd gleich. Für den Gesamtzeitraum macht dies eine Differenz von 1,57% aus und lässt ein Vorhandensein des Sell-in-May Effektes vermuten. Für den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum sind die Abweichungen zwischen den beiden berechneten Werten ebenfalls bei einem erhöhten Wert von jeweils 1,99% und 1,23%. Dabei fällt auf, dass der Vorkrisenzeitraum eine deutlich stärkere Abweichung aufweist. Bei diesen hohen Differenzen könnte davon ausgegangen werden, dass es sich um einen Sell-in-May Effekt handelt. Durch weitere empirische Untersuchungen im Folgenden könnte dies bestätigt oder verworfen werden.

Der MSCI USA Investable Market Index weist ebenfalls eine über alle Betrachtungszeiträume ähnliche Abweichung zwischen den durchschnittlichen Renditen zwischen November und April zu denen zwischen Mai und Oktober auf. Dabei ist zu erkennen, dass zwischen Mai und Oktober die durchschnittlichen Renditen deutlich unter den Renditen zwischen November und April liegen. Für den Gesamtzeitraum macht dies eine Abweichung von 0,82% aus und könnte ebenfalls wie bei der Betrachtung des CDAX Index auf einen Sell-in-May Effekt hinweisen. Ebenso ist dies auf die durchschnittlichen Renditen im Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum anzuwenden. Die Differenzen liegen bei 0,77% und 0,86% und könnten auf einen Sell-in-May Effekt hinweisen. Eine leichte Ausfälligkeit ist hier, dass der Wert des Nachkrisenzeitraumes etwas über dem des Vorkrisenzeitraumes liegt, also umgekehrt zu den Differenzen des CDAX Index.

Insgesamt könnte die Abbildung das Vorhandensein des Sell-in-May Effektes, aufgrund von deutlich erkennbaren Differenzen zwischen den durchschnittlichen Renditen zwischen November und April zu denen zwischen Mai und Oktober, für den CDAX Index und den MSCI USA Investable Market Index vermuten lassen.

Für die empirische Untersuchung des Sell-in-May Effektes werden zwei Regressionsmodelle herangezogen. Zum ersten wird der Sell-in-May Effekt ohne Berücksichtigung des Januar-Effektes und danach unter Berücksichtigung des Januar-Effektes untersucht. Nachfolgend werden die Ergebnisse des CDAX Index dargestellt.

Tabelle 8: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes

	α	P-Wert (α)	β_1	P-Wert (β_1)
Panel A: Gesamtzeitraum				
CDAX	-0,00233	0,58227	0,01574***	0,00930
Panel B: Vorkrisenzeitraum				
CDAX	-0,00222	0,72983	0,01988**	0,03146
Panel C: Nachkrisenzeitraum				
CDAX	-0,00243	0,66735	0,01230	0,12539

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des CDAX Index mit der Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Dabei werden in dieser Darstellung die Auswirkungen des Januar-Effektes nicht berücksichtigt. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

*Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.*

In der Tabelle 8 werden die Ergebnisse der Regression ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes dargestellt. Dabei ist β_1 der Koeffizient bezogen auf den Sell-in-May Effekt. Eine

Interpretation der Konstante des Y-Achsen-Abschnittes α bleibt bei dieser Untersuchung unberücksichtigt, da α keine Auswirkungen des Sell-in-May Effektes in diesem Kontext zeigt und somit hier nicht relevant ist.

Der Koeffizient β_1 bei der Betrachtung des Gesamtzeitraumes weist mit einem Wert von 1,57% einen auf dem 1%-Signifikanzniveau signifikant positiven Sell-in-May Effekt auf. Die stetigen Renditen im Zeitraum zwischen November und April sind wie vermutet signifikant höher als die stetigen Renditen in den Monaten zwischen Mai und Oktober im betrachteten Untersuchungszeitraum.

Bei Unterteilung des Gesamtzeitraumes löst sich diese statistische Signifikanz etwas auf. Im Vorkrisenzeitraum ist der Koeffizient β_1 des Sell-in-May Effektes mit einem Wert von 1,99% positiver, aber weist nur noch eine Signifikanz auf dem 5%-Signifikanzniveau auf. Ebenfalls kann man hier zu der Erkenntnis kommen, dass die stetigen Renditen zwischen November und April signifikant höher als die zwischen Mai und Oktober sind.

Allerdings zieht sich bei der Betrachtung des Nachkrisenzeitraumes die Signifikanz des Koeffizienten β_1 nicht fort. Bei dem ebenfalls positiven Wert von 1,23% kann auf allen untersuchten Signifikanzniveaus keine Signifikanz festgestellt werden. Die Renditen zwischen November und April und die zwischen Mai und Oktober sind somit nicht zu unterscheiden.

Tabelle 9: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum mit separater Berücksichtigung des Januar-Effektes

	β_1	P-Wert (β_1)	β_2	P-Wert (β_2)
Panel A: Gesamtzeitraum				
CDAX	0,01685***	0,00801	0,01013	0,37324
Panel B: Vorkrisenzeitraum				
CDAX	0,01909**	0,04919	0,02396	0,17256
Panel C: Nachkrisenzeitraum				
CDAX	0,01498*	0,07535	-0,00111	0,94111

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des CDAX Index mit der Unterteilung in Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Dabei werden in dieser Darstellung die Auswirkungen des Januar-Effektes berücksichtigt. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

*Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.*

In der Tabelle 9 kommt zu dem Koeffizient β_1 der Koeffizient β_2 dazu. Da die Konstante des Y-Achsen-Abschnittes α bei dieser Untersuchung unberücksichtigt bleibt, wird diese hier nicht dargestellt. Der Koeffizient β_1 stellt hier gleich zu der Betrachtung in Tabelle 8 den Koeffizienten

der Dummy-Variable des Sell-in-May Effektes mit einer Ausnahme dar. Der Koeffizient β_1 exkludiert in dieser Betrachtung den Januar, um eine Aussage über die Effekte des Januars auf den Sell-in-May Effekt treffen zu können. Der Koeffizient β_2 stellt den Koeffizienten der Dummy-Variable des Januar-Effektes dar.

Im Gesamtzeitraum ist ebenfalls ein auf dem 1%-Signifikanzniveau signifikant positiver Sell-in-May Effekt mit einem Wert von 1,68% zu finden. Die Auswirkungen des Januar-Effektes auf den Sell-in-May Effekt sind im Gesamtzeitraum nicht signifikant. Dadurch kann man sagen, dass die stetigen Renditen des Januars keine Auswirkungen auf die überdurchschnittlichen stetigen Renditen zwischen November und April haben.

Die Signifikanz des Koeffizient β_1 im Vorkrisenzeitraum ist mit einem Wert von 1,91% gleichermaßen wie ohne Berücksichtigung des Januar-Effektes auf dem 5%-Signifikanzniveau signifikant positiv. Die Auswirkungen des Januar-Effektes sind im Vorkrisenzeitraum auf allen Signifikanzniveaus nicht signifikant. Somit kann davon ausgegangen werden, dass die signifikant höheren stetigen Renditen zwischen November und April nicht durch die erzielten stetigen Renditen des Januars ausgelöst wurden.

Der Nachkrisenzeitraum zeigt eine Veränderung der Signifikanz des Koeffizient β_1 . Bei der Untersuchung in Tabelle 8 konnte kein signifikantes Ergebnis bezogen auf den Sell-in-May Effekt gefunden werden. Bei Herausnahme der Renditen des Januars kann festgestellt werden, dass die stetigen Renditen mit einem Wert von 1,50% auf dem 10%-Signifikanzniveau signifikant positiv sind. Der Koeffizient β_2 ist im Nachkrisenzeitraum ebenfalls nicht signifikant. Dies bedeutet, dass ohne die Renditen des Januars zwischen November und April eine signifikant höhere Performance erzielt werden kann als in den Monaten Mai bis Oktober.

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Regressionen zur Untersuchung des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index dargestellt. Dabei wird das Modell ebenfalls zuerst ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes und anschließend mit Berücksichtigung des Januar-Effektes berechnet.

Tabelle 10: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes

	α	P-Wert (α)	β_1	P-Wert (β_1)
Panel A: Gesamtzeitraum				
MSCI IMI	0,00414	0,22526	0,00818*	0,09220
Panel B: Vorkrisenzeitraum				
MSCI IMI	0,00485	0,29368	0,00775	0,24066
Panel C: Nachkrisenzeitraum				
MSCI IMI	0,00353	0,47899	0,00856	0,22503

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Dabei werden in dieser Darstellung die Auswirkungen des Januar-Effektes nicht berücksichtigt. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IMI; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.

In der Tabelle 10 werden die Ergebnisse der Regression ohne separate Berücksichtigung des Januar-Effektes dargestellt. Dabei ist β_1 der Koeffizient bezogen auf den Sell-in-May Effekt. Eine Interpretation der Konstante des Y-Achsen-Abschnittes α bleibt bei dieser Untersuchung unberücksichtigt, da α keine Auswirkungen des Sell-in-May Effektes in diesem Kontext zeigt und somit hier irrelevant ist.

Für den Gesamtzeitraum lässt sich ein positiv auf dem 10%-Signifikanzniveau signifikanter Sell-in-May Effekt mit einem Wert von 0,82% feststellen. Somit sind die stetigen Renditen im Zeitraum zwischen November und April signifikant höher als die stetigen Renditen in den Monaten zwischen Mai und Oktober im betrachteten Untersuchungszeitraum.

Im Vorkrisenzeitraum hingegen weist der Koeffizient β_1 mit einem Wert von 0,77 auf allen Signifikanzniveaus keine Signifikanz auf. Es ist davon auszugehen dass der Sell-in-May Effekt in diesem Zeitraum keine Anwendung findet, wodurch geschlussfolgert werden kann, dass die stetigen Renditen zwischen November und April von denen zwischen Mai bis Oktober nicht zu unterscheiden sind.

Ebenfalls ist dies auf den Nachkrisenzeitraum anzuwenden. Der Koeffizient β_1 ist auf allen Signifikanzniveaus nicht signifikant und es muss davon ausgegangen werden, dass die stetigen Renditen im Zeitraum zwischen November und April und die zwischen Mai bis Oktober gleich sind.

Tabelle 11: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum mit separater Berücksichtigung des Januar-Effektes

	β_1	P-Wert (β_1)	β_2	P-Wert (β_2)
Panel A: Gesamtzeitraum				
MSCI IMI	0,00979*	0,05458	-0,00001	0,99923
Panel B: Vorkrisenzeitraum				
MSCI IMI	0,00807	0,24530	0,00611	0,62759
Panel C: Nachkrisenzeitraum				
MSCI IMI	0,01126	0,12805	-0,00494	0,70739

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Sell-in-May Effektes des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Dabei werden in dieser Darstellung die Auswirkungen des Januar-Effektes berücksichtigt. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IMI; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.

In der Tabelle 11 kommt zu dem Koeffizienten β_1 gleichermaßen wie bei der Berücksichtigung des Januar-Effektes für den CDAX Index der Koeffizient β_2 dazu. Da auch hier die Konstante des Y-Achsen-Abschnittes α bei dieser Untersuchung unberücksichtigt bleibt, wird diese hier nicht dargestellt. Der Koeffizient β_1 stellt hier gleich zu der Betrachtung in Tabelle 10 den Koeffizienten der Dummy-Variable des Sell-in-May Effektes mit einer Ausnahme dar. Der Koeffizient β_1 exkludiert in dieser Betrachtung den Januar, um eine Aussage über die Effekte des Januars auf den Sell-in-May Effekt treffen zu können. Der Koeffizient β_2 stellt den Koeffizienten der Dummy-Variable des Januar-Effektes dar.

Im Gesamtzeitraum ist ein auf dem 10%-Signifikanzniveau signifikant positiver Sell-in-May Effekt mit einem Wert von 0,98% zu finden. Die Auswirkungen des Januar-Effektes auf den Sell-in-May Effekt sind im Gesamtzeitraum nicht signifikant. Dadurch kann man sagen, dass die stetigen Renditen des Januars keine Auswirkungen auf die Überdurchschnittlichkeit der stetigen Renditen zwischen November und April haben.

Die Signifikanz des Koeffizienten β_1 im Vorkrisenzeitraum ist mit einem Wert von 0,81% nicht signifikant. Die Auswirkungen des Januar-Effektes sind im Vorkrisenzeitraum auf allen Signifikanzniveaus ebenfalls nicht signifikant. Auch ohne die Betrachtung der Januar Renditen für eine mögliche überdurchschnittliche Rendite zwischen den Monaten November und April kann keine überdurchschnittliche Rendite festgestellt werden.

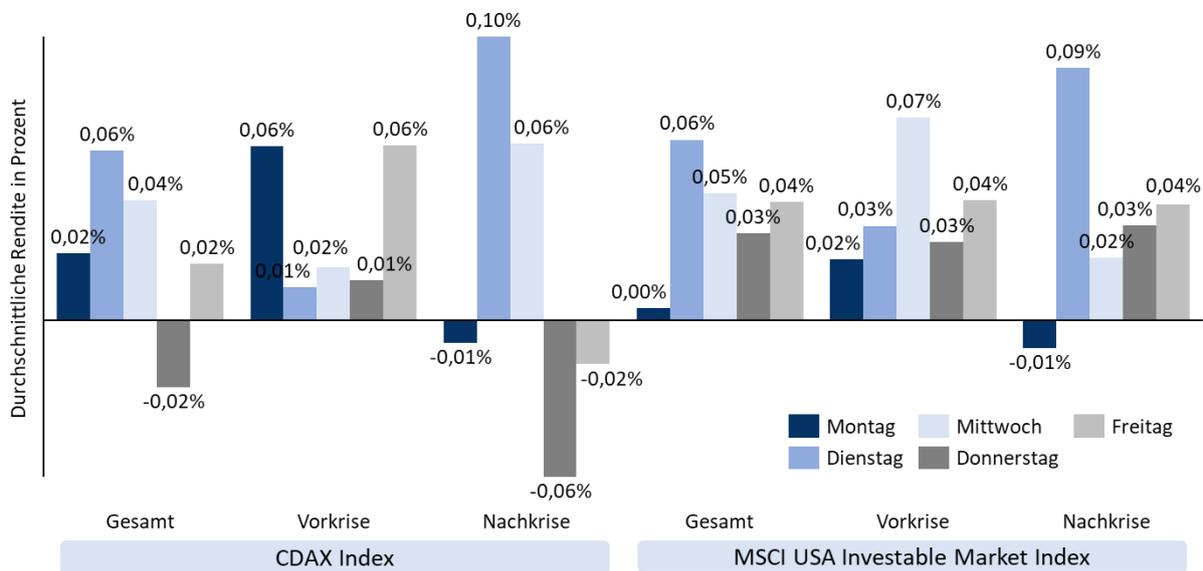
Der Nachkrisenzeitraum zeigt ebenfalls auf allen Signifikanzniveaus keine signifikanten Ergebnisse. Ebenfalls sind die Auswirkungen des Januar-Effektes auf allen Signifikanzniveaus nicht signifikant. Mit und ohne Berücksichtigung des Januar-Effektes ist im Nachkrisenzeitraum

des MSCI USA Investable Market Index keine über- oder unterdurchschnittliche Rendite bezogen auf den Sell-in-May Effekt vorhanden.

5.3. Der Day of the week Effekt

Um eine erste Einschätzung über eine mögliche Wirkung des Day of the week Effektes bekommen zu können, wird zuerst die durchschnittliche stetige Rendite der beiden Aktienwerte gegenübergestellt. Dabei findet eine Aufteilung zwischen den Aktienwerten statt, welche im Folgenden weiter in die zu betrachtenden Zeiträume unterteilt werden.

Abbildung 4: Durchschnittliche stetige Renditen des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum zur Untersuchung des Day of the week Effektes



Die Abbildung zeigt die durchschnittliche stetige Rendite aller Wochentage zwischen Montag und Freitag für den CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index. Dabei wird die Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum berücksichtigt.

Quelle: Eigene Darstellung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); die zu untersuchenden Zeiträume werden hier mit den Abkürzungen Gesamt, Vorkrise und Nachkrise für jeweils den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum dargestellt.

Bei der Darstellung der durchschnittlichen stetigen Renditen des CDAX Index in der Abbildung 4 fällt für keinen der dargestellten Wochentage ein durchgehendes Muster über alle drei untersuchten Zeiträume auf. Die durchschnittlichen Renditen für den Montag variieren von einem erhöhten Wert in der Vorkrisenphase zu einem negativen Wert in dem Nachkrisenzeitraum mit einer Differenz von 0,07%. Es ist für den Montag kein einheitliches Muster zu erkennen. Der erhöhte Wert des Vorkrisenzeitraumes könnte möglicherweise eine Auswirkung des Day of the week Effektes sein.

Die durchschnittlichen stetigen Renditen der Dienstage sind in zwei von drei der untersuchten Betrachtungszeiträume der Maximalwert im Vergleich zu den anderen Wochentagen. Im Gesamtzeitraum ist der Wert mit 0,06% mit 0,02% nur wenig höher als der nächstgrößere Wert. Im Nachkrisenzeitraum hingegen ist der Wert mit 0,10% deutlich über den anderen berechneten Werten, was möglicherweise eine Auswirkung des Day of the week Effektes sein könnte. Der Wert des Vorkrisenzeitraums hingegen ist mit 0,01% deutlich unter den anderen beiden Werten.

Mittwochs sind die Renditen im Gesamtzeitraum durchschnittlich bei 0,04%. Im Vorkrisenzeitraum dagegen sind die Renditen mit 0,02% deutlich niedriger als im Gesamtzeitraum, aber dafür im Nachkrisenzeitraum mit einem Wert von 0,06% erhöht. Von einer Auswirkung des Day of the week Effektes ist an dieser Stelle nicht auszugehen, da die Renditen auch im Nachkrisenzeitraum vergleichsweise nicht herausstechen.

An Donnerstagen liegen die durchschnittlichen Renditen in Relation niedriger als an den vorher betrachteten Wochentagen. Der Wert im Gesamtzeitraum von -0,02% setzt sich aus den 0,01% für den Vorkrisenzeitraum und einem Wert von -0,06% für den Nachkrisenzeitraum zusammen. Hier fällt auf, dass der Wert im Nachkrisenzeitraum deutlich nach unten ausbricht. Dieser stellt für den CDAX Index den errechneten Minimalwert in der Betrachtung dar.

Freitags ist die durchschnittliche Rendite mit einem Wert von 0,02% für den Gesamtzeitraum im Mittelfeld. Die Vermutung liegt nahe, dass der Day of the week Effekt hier keine Anwendung findet. Im Vorkrisenzeitraum ist die durchschnittliche Rendite ebenfalls wie der Wert für den Montag bei erhöhten 0,06%. Dieser erhöhte Wert könnte möglicherweise eine Auswirkung des Day of the week Effektes sein. Für den Nachkrisenzeitraum liegt der Wert bei -0,02% und weist damit in Relation gesehen auf keine überdurchschnittliche Rendite des Freitages hin.

Im Vergleich der drei untersuchten Zeiträume miteinander kann festgestellt werden, dass die erhöhten positiven Montage und Freitage im Vorkrisenzeitraum im Kontrast zu den jeweils negativen durchschnittlichen Renditen im Nachkrisenzeitraum gegenteilig sind. Ebenfalls kann diese Feststellung andersherum auch für die erhöhten durchschnittlichen Renditen an Dienstagen des Nachkrisenzeitraumes gemacht werden. Im Vorkrisenzeitraum sind diese der Minimalwert der durchschnittlichen Renditen im Wochentagsvergleich. Im Nachkrisenzeitraum kann ebenfalls der stärkere Ausschlag des Donnerstags in negative Richtung festgestellt werden, welcher in der Vorkrisenperiode nicht zu finden ist.

Bei der Darstellung der durchschnittlichen stetigen Renditen des MSCI USA Investable Market Index in der Abbildung 4 fällt auf, dass viele der Tage ähnlich hohe Werte aufweisen. In allen untersuchten Zeiträumen fällt aus diesem Schema der Montag raus. Dieser hat eine durchschnittliche Rendite im Gesamtzeitraum von 0,00% während alle anderen Wochentage bei über 0,03% liegen. Ebenfalls setzt sich dies mit einem geringeren Abstand zu den anderen Wochentagen im Vorkrisenzeitraum fort. Im Nachkrisenzeitraum liegt der Wert bei -0,01% und

ist ähnlich zu dem des Gesamtzeitraumes mit einem Abstand von 0,03% unter dem nächstgrößeren Wert. Eine Auswirkung, zurückzuführen auf den Day of the week Effekt wird es in diesem Untersuchungsrahmen höchstwahrscheinlich nicht geben.

Die durchschnittlichen Renditen an Dienstagen bilden mit einem Wert von 0,06% und einem leichten Abstand zum nächstkleineren Wert den Maximalwert im Gesamtzeitraum. Während im Vorkrisenzeitraum der Wert im Mittelfeld liegt, ist im Nachkrisenzeitraum ein deutliches Herausstechen mit einem Wert von 0,09% zu erkennen. Der Abstand zum nächstkleineren Wert beträgt hier 0,05%. An dieser Stelle könnte eine überdurchschnittliche Rendite des MSCI USA Investable Market Index an Dienstagen im Nachkrisenzeitraum erkennbar sein.

Mittwochs liegen die durchschnittlichen Renditen im Gesamt- und Nachkrisenzeitraum im Mittelfeld, wodurch höchstwahrscheinlich keine überdurchschnittliche Entwicklung des Mittwochs nachzuweisen sein wird. Im Vorkrisenzeitraum hingegen sticht der Wert mit 0,07% im Vergleich zu den anderen heraus. Dieser Wert könnte eine Auswirkung des Day of the week Effektes sein. An Donnerstagen und Freitagen liegen die durchschnittlichen Renditen mit Werten von 0,03% und 0,04% über alle drei zu untersuchenden Zeiträume im Mittelfeld. Von einer überdurchschnittlichen Rendite bezogen auf den Day of the week Effekt ist nicht auszugehen.

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Regressionen zur Untersuchung des Day of the week Effektes des CDAX Index dargestellt. Dabei wird das Modell für alle zu untersuchenden Zeiträume durchgeführt. Abgebildet werden alle Koeffizienten der jeweiligen zu untersuchenden Wochentage.

Tabelle 12: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum

CDAX	Koeffizient	P-Wert
Panel A: Gesamtzeitraum		
Montag (β_1)	0,00024	0,46465
Dienstag (β_2)	0,00037	0,42800
Mittwoch (β_3)	0,00019	0,68063
Donnerstag (β_4)	-0,00048	0,30089
Freitag (β_5)	-0,00004	0,93679
Panel B: Vorkrisenzeitraum		
Montag (β_1)	0,00060	0,20678
Dienstag (β_2)	-0,00049	0,46743
Mittwoch (β_3)	-0,00038	0,57234
Donnerstag (β_4)	-0,00047	0,48094
Freitag (β_5)	0,00008	0,90755

Tabelle 12: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes des CDAX Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum (Fortsetzung)

CDAX	Koeffizient	P-Wert
Panel C: Nachkrisenzeitraum		
Montag (β_1)	-0,00006	0,89269
Dienstag (β_2)	0,00109*	0,09080
Mittwoch (β_3)	0,00067	0,29701
Donnerstag (β_4)	-0,00049	0,44848
Freitag (β_5)	-0,00013	0,83571

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes für alle Wochentage zwischen Montag und Freitag des CDAX Index mit der Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.

Die Ergebnisse der Regression bezogen auf den Gesamtzeitraum sind für den Day of the week Effekt für jeden Wochentag nicht signifikant. Somit muss davon ausgegangen werden, dass die Renditen der untersuchten Tage bezogen auf deren mögliche Über- oder Unterdurchschnittlichkeit nicht voneinander zu unterscheiden sind. Das Vorhandensein eines Day of the week Effektes kann nicht bestätigt werden.

Gleiche Ergebnisse sind für die Renditen des Vorkrisenzeitraumes festzustellen. Alle berechneten Koeffizienten sind auf keinem untersuchten Signifikanzniveau signifikant. Dadurch muss davon ausgegangen werden, dass die Renditen der Wochentage gleich sind. Ein Day of the week Effekt ist nicht vorhanden.

Für den Nachkrisenzeitraum des CDAX Index kann die auf der Abbildung 4 entstandene Vermutung einer überdurchschnittlichen positiven Rendite an Dienstagen auf dem 10%-Signifikanzniveau bestätigt werden. Alle anderen untersuchten Wochentage weisen keine Signifikanzen auf. Der Dienstag im Nachkrisenzeitraum ist somit für den CDAX Index die einzige nachweisbare Auswirkung des Day of the week Effektes.

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Regressionen zu Untersuchung des Day of the week Effektes des MSCI USA Investable Market Index dargestellt. Dabei wird das Modell für alle zu untersuchenden Zeiträume durchgeführt. Abgebildet werden alle Koeffizienten der jeweiligen zu untersuchenden Wochentage.

Tabelle 13: Ergebnisse der Regression zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes des MSCI USA Investable Market Index für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum

MSCI IMI	Koeffizient	P-Wert
Panel A: Gesamtzeitraum		
Montag (β_1)	0,00004	0,88363
Dienstag (β_2)	0,00061	0,15421
Mittwoch (β_3)	0,00041	0,33194
Donnerstag (β_4)	0,00027	0,52547
Freitag (β_5)	0,00038	0,36813
Panel B: Vorkrisenzeitraum		
Montag (β_1)	0,00020	0,60928
Dienstag (β_2)	0,00010	0,85184
Mittwoch (β_3)	0,00056	0,30822
Donnerstag (β_4)	0,00009	0,86369
Freitag (β_5)	0,00024	0,65916
Panel C: Nachkrisenzeitraum		
Montag (β_1)	-0,00009	0,84634
Dienstag (β_2)	0,00103	0,10315
Mittwoch (β_3)	0,00029	0,64899
Donnerstag (β_4)	0,00042	0,50827
Freitag (β_5)	0,00050	0,42808

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Day of the week Effektes für alle Wochentage zwischen Montag und Freitag des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet.

Quelle: Eigene Berechnung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IMI; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.

Die Ergebnisse der Regression bezogen auf den Gesamtzeitraum für den Day of the week Effekt sind ähnlich zu den Ergebnissen für den CDAX Index für jeden Wochentag nicht signifikant. Es kann davon ausgegangen werden, dass die Renditen der untersuchten Wochentage weder über- noch unterdurchschnittlich sind.

Gleichermaßen setzt sich das Muster mit nicht signifikanten Ergebnissen auf der Regression für den Vorkrisenzeitraum fort. Die Koeffizienten sind für alle Wochentage nicht signifikant und somit von den jeweils anderen nicht zu unterscheiden. Eine Auswirkung aufgrund des Day of the week Effektes kann hier nicht gefunden werden.

Ebenfalls bauen sich die Ergebnisse des Nachkrisenzeitraumes im gleichen Muster auf. Alle untersuchten Wochentage haben auf allen relevanten Signifikanzniveaus keine nachweisbaren Signifikanzen, wodurch davon ausgegangen werden muss, dass die Renditen aller Wochentage gleich sind.

Die Untersuchung des Day of the week Effektes zeigt über alle Ergebnisse hinweg insgesamt nur einmal eine leicht signifikante Auswirkung. Im Großen und Ganzen kann somit festgestellt werden, dass der Day of the week Effekt keine starke Relevanz bezogen auf den untersuchten Zeitraum bei dem CDAX Index und dem MSCI USA Investable Market Index zeigt.

Tabelle 14: Zusammenfassender Überblick der Ergebnisse der empirischen Untersuchung des Januar-, Sell-in-May und Day of the week Effektes für den Gesamt-, den Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum

	Gesamtzeitraum	Vorkrisenzeitraum	Nachkrisenzeitraum
Januar-Effekt			
CDAX	-	-	-
MSCI IMI	-	-	-
Sell-in-May Effekt (ohne Januar-Effekt)			
CDAX	0,01574***	0,01988**	-
MSCI IMI	0,00818*	-	-
Sell-in-May Effekt (mit Januar-Effekt)			
CDAX	0,01685***	0,01909**	0,01498*
MSCI IMI	0,00979*	-	-
Day of the week Effekt			
CDAX	-	-	0,00109*
MSCI IMI	-	-	-

Die Tabelle zeigt die Ergebnisse der Regressionen zur Überprüfung der Signifikanz des Januar-, Sell-in-May- und Day of the week Effektes des CDAX Index und des MSCI USA Investable Market Index mit der Unterteilung in Gesamt- Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum. Es werden ausschließlich ausgewählte relevante Ergebnisse der Regression abgebildet. Falls keine signifikante Auswirkung unter bestimmten Voraussetzungen vorhanden ist wird kein Ergebnis eingetragen.

*Quelle: Eigene Berechnung und Darstellung mit Daten aus Macrobond Financial (2024); CDAX Index repräsentiert durch CDAX und der MSCI USA Investable Market Index repräsentiert durch MSCI IMI; “-“ steht für das nicht Vorhandensein des jeweiligen Effektes; * signifikant auf dem 10%-Signifikanzniveau, ** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau, *** signifikant auf dem 1%-Signifikanzniveau.*

Während für den Januar-Effekt in der Literatur mehrere Untersuchungen von deutschen und amerikanischen Aktienwerten mit positiven Auswirkungen veröffentlicht wurden, ist für den Gesamtzeitraum, sowie für die beiden anderen Zeiträume kein signifikanter Effekt nachzuweisen. Dies betrifft den deutschen, sowohl als auch den amerikanischen Aktienmarkt. Bezogen auf die Effizienz beider Aktienmärkte kann somit davon ausgegangen werden, dass keine Marktineffizienzen bestehen.

Dahingegen sehen die Ergebnisse der Untersuchung des Sell-in-May Effektes ohne die Berücksichtigung des Januar-Effektes anders aus. Für den CDAX Index konnten signifikante Auswirkungen im Gesamtzeitraum und Vorkrisenzeitraum nachgewiesen werden. Dies entspricht ebenfalls den Untersuchungsergebnissen der vorhandenen Literatur. Ein signifikanter Sell-in-May Effekt kann nachgewiesen werden, aber dieser ist in den letzten Jahren abgeschwächt oder nicht mehr vorhanden. Für beide Zeiträume ist davon auszugehen, dass

der Markt für den Gesamt- und Vorkrisenzeitraum Ineffizienzen aufweist. Für den MSCI USA Investable Market Index ist der Sell-in-May Effekt ohne die Berücksichtigung des Januar-Effektes nur für den Gesamtzeitraum signifikant. In diesem ist ähnlich zu dem Gesamtzeitraum des CDAX Index von einer Ineffizienz des Marktes auszugehen.

Die Ergebnisse des Sell-in-May Effektes mit Berücksichtigung des Januar-Effektes des CDAX Index fügen den beiden bereits vorher gefundenen Auswirkungen den Nachkrisenzeitraum hinzu. Alle drei Untersuchungszeiträume weisen signifikante Auswirkungen des Sell-in-May Effektes auf. Im Einklang mit vorhandenen Untersuchungen zu dem Thema sind die Auswirkungen des Effektes in den letzten Jahren der Untersuchung abgeschwächt. Das Signifikanzniveau verändert sich von 1% für den Gesamtzeitraum auf 10% für den Nachkrisenzeitraum. Ebenfalls ist die Beobachtung der Robustheit des Sell-in-May Effektes gegenüber dem Januar-Effekt wie beispielsweise in Haggard & Witte (2010) zu finden, da der Effekt auch nach Berücksichtigung des Januar-Effektes signifikant bleibt. Der CDAX Index scheint für diese Untersuchungszeiträume ineffizient zu sein.

Der MSCI USA Investable Market Index bestätigt die Erkenntnisse des Sell-in-May Effektes ohne Berücksichtigung des Januar-Effektes auch unter Berücksichtigung des Januar-Effektes. Im Gesamtzeitraum sind schwach signifikante Auswirkungen des Effektes festzustellen. Der MSCI USA Investable Market Index scheint für den Gesamtzeitraum ineffizient zu sein.

In der vorhandenen Literatur wurden in unterschiedlichen Märkten Auswirkungen eines Day of the week Effektes gefunden. Aufgefallen ist dabei ein häufig auftretender negativer Montags-Effekt, während des Öfteren positive Mittwochs- und Freitags-Effekte gefunden wurden. Bei der hier durchgeführten Untersuchung des Day of the week Effektes konnte im Gegensatz zu vorhandenen Untersuchungen lediglich im Nachkrisenzeitraum des CDAX Index ein positiver Dienstags-Effekt nachgewiesen werden. In diesem Zeitraum ist von einer Ineffizienz des Marktes auszugehen.

Im Vergleich zwischen den beiden untersuchten Aktienmärkten können einige Unterschiede ausgemacht werden. Der CDAX Index beinhaltet relativ gesehen deutlich mehr signifikante Effekte als der MSCI USA Investable Market Index. Somit ist von einer höheren Ineffizienz des deutschen Aktienmarktes anhand des CDAX Index auszugehen. Ebenfalls ist die Höhe der Effekte im Vergleich deutlich zu unterscheiden. Für den CDAX Index liegen die Effekte in einem Bereich zwischen 1,50% und 1,99% für den Sell-in-May Effekt, wohingegen für den MSCI USA Investable Market Index lediglich Werte zwischen 0,82% und 0,98% zu finden sind. Diese Differenzen können auch Hinweise auf eine höhere Ineffizienz des deutschen Aktienmarktes anhand des CDAX Index sein.

6. Zusammenfassung

Die Arbeit untersucht den CDAX Index und den MSCI USA Investable Market Index bezogen auf das Vorhandensein von über- oder unterdurchschnittlichen Renditen. Dabei wird der Januar-Effekt, der Sell-in-May Effekt und der Day of the week Effekt betrachtet. Die Untersuchung bezieht sich auf die börsennotierten Schlusskurse der beiden Aktienwerte zwischen dem 31. Mai 1994 und dem 22. Januar 2024 und wird nach der Vorgehensweise von Kumar und Pathak (2016) in den Gesamt-, Vorkrisen- und Nachkrisenzeitraum unterteilt (S. 140).

Bei der Betrachtung der Auswirkungen des Januar-Effektes konnte bei dem CDAX Index und dem MSCI USA Investable Market Index in allen zu untersuchenden Zeiträumen keine Signifikanz gefunden werden. Der Januar über den jeweils betrachteten Zeitraum scheint keine über- oder unterdurchschnittlichen Renditen aufzuweisen und ist somit im Vergleich zu den anderen Monaten nicht zu unterscheiden.

Der Sell-in-May Effekt wurden mit und ohne Berücksichtigung des Januar-Effektes durchgeführt. Ohne Berücksichtigung des Januar-Effektes konnten signifikante überdurchschnittliche Renditen für den Gesamt- und Vorkrisenzeitraum des CDAX Index und den Gesamtzeitraum des MSCI USA Investable Market Index gefunden werden. Von sechs möglichen Berechnungen kann der Sell-in-May Effekt somit bei der Hälfte der Ergebnisse nachgewiesen werden. Mit Berücksichtigung des Januar-Effektes änderten sich die Ergebnisse des Nachkrisenzeitraum des CDAX Index zusätzlich zu den anderen zu einem signifikantem Ergebnis. Somit kann festgestellt werden, dass die Herausnahme der Januar Renditen zu einer Signifikanz von überdurchschnittlichen Renditen des Sell-in-May Effektes geführt hat. Insgesamt sind mit der Berücksichtigung des Januar-Effektes vier von sechs Ergebnissen positiv signifikant und weisen im Zeitraum zwischen November bis April überdurchschnittliche Renditen auf.

Der zuletzt untersuchte Day of the week Effekt weist für den CDAX Index im Gesamt- und Vorkrisenzeitraum keine Signifikanzen auf, wodurch alle Renditen durchschnittlich als gleich anzusehen sind. Der Dienstag des Nachkrisenzeitraumes weist eine positive Signifikanz auf. Dieser ist somit für den CDAX Index der einzige Tag mit nachgewiesenen überdurchschnittlichen Renditen. Der MSCI USA Investable Market Index weist keine signifikanten Ergebnisse in dem betrachteten Zeitraum auf. Alle Wochentage in den drei untersuchten Zeiträumen sind bezogen auf deren Renditen nicht zu unterscheiden.

Abschließend ist festzustellen, dass der Januar-Effekt keine Präsenz in den beiden untersuchten Aktienwerten zeigt. Der Sell-in-May Effekt ist dahingegen deutlich spürbar vertreten und kann an verschiedenen Stellen nachgewiesen werden. Ähnlich zu dem Januar-Effekt ist der Day of the week Effekt an wenigen Stellen nachweisbar und zeigt somit kaum relevante Ergebnisse.

Die vorliegende Arbeit weist Limitationen auf, die den Aussagegehalt der Erkenntnisse schwächen können. Es werden allumfassende Marktfaktoren wie beispielsweise die Stimmung der Marktteilnehmer oder die vorliegende Inflationsrate nicht in die Untersuchung mit einbezogen, obwohl diese unter Umständen Auswirkungen auf die Renditen in bestimmten Zeiträumen haben können. Ebenfalls ist eine Generalisierung durch einen Marktindex auf einen bestimmten gesamten Aktienmarkt eingeschränkt. Dem könnte durch eine Ausweitung der untersuchten Aktienwerte auf alle in diesem Markt vorhandenen Aktien entgegengewirkt werden.

Literatur- und Quellenverzeichnis

Abu Bakar, A., Siganos, A., & Vagenas-Nanos, E. (2014). Does Mood Explain the Monday effect?. *Journal of Forecasting*, 33(6), 409-418.

Auer, B., & Rottmann, H. (2011). *Statistik und Ökonometrie für Wirtschaftswissenschaftler* (2. Auflage). Springer Fachmedien Wiesbaden.

Bachmann, C., Tegtmeier, L., Gebhardt, J., & Steinborn, M. (2019). The “sell in May” effect: an empirical investigation of globally listed private equity markets. *Managerial Finance*, 45(6), 793-808.

Berument, H., & Kiyamaz, H. (2001). The Day of the Week Effect on Stock Market Volatility. *Journal of Economics and Finance*, 25(2), 181-193.

Bouman, S., & Jacobsen, B. (2002). The Halloween Indicator, “Sell in May and Go Away”: Another Puzzle. *American Economic Review*, 92(5), 1618-1635.

Brounen, D., & Ben-Hamo, Y. (2009). Calendar Anomalies: The Case of International Property Shares. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 38, 115-136.

Chiah, M., & Zhong, A. (2021). Tuesday Blues and the day-of-the-week effect in stock returns. *Journal of Banking and Finance*, 133(1), 106243.

Choy, A. Y. F., & O'Hanlon, J. (1989). Day of the week effects in the UK equity market: A cross sectional analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 16(1).

Cross, F. (1973). The Behavior of Stock Prices on Fridays and Mondays. *Financial Analysts Journal*, 29(6), 67-69.

Degenhardt, T., & Auer, B. R. (2018). The “Sell in May” effect: A review and new empirical evidence. *The North American Journal of Economics and Finance*, 43, 169-205.

Deutsche Börse AG. (2024): CDAX Index, der die Wertentwicklung aller deutschen Aktien im Prime Standard und General Standard abbildet. Deutsche Börse AG. Abgerufen am 30. März 2024, von <https://deutsche-boerse.com/dbg-de/unternehmen/wissen/boersenlexikon/boersenlexikon-article/CDAX-243044>

Dichtl, H., & Drobetz, W. (2015). Sell in May and Go Away: Still Good Advice for Investors?. *International Review of Financial Analysis*, 38, 29-43.

Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417.

French, K. R. (1980). Stock returns and the weekend effect. *Journal of Financial Economics*, 8(1), 55-69.

Haggard, K. S., & Witte, H. D. (2010). The Halloween effect: Trick or Treat?. *International Review of Financial Analysis*, 19(5), 379-387.

Haugen, R. A., & Jorion, P. (1996). The January effect: Still there after all these years. *Financial Analysts Journal*, 52(1), 27-31.

Hui, E. C. M., Wright, J. A., & Yam, S. C. P. (2014). Calendar Effects and Real Estate Securities. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 49, 91-115.

Jacobsen, B., & Visaltanachoti, N. (2009). The Halloween Effect in U.S. Sectors. *Financial Review*, 44(3), 437-459.

Jacobsen, B., and Zhang, C.Y. (2012). The Halloween Indicator: Everywhere and all the time, Working paper, Massey University.

Jadecivicius, A., & Lee, S. (2017). UK REITs don't like Mondays. *Journal of Property Investment & Finance*, 35(1), 58-74.

Keim, D. B. (1983). Size-related anomalies and stock return seasonality: Further Empirical Evidence. *Journal of Financial Economics*, 12(1), 13-32.

Kumar, S., & Pathak, R. (2016). Do the calendar anomalies still exist? Evidence from Indian currency market. *Managerial Finance*, 42(2), 136-150.

Lobão, J., & Costa, A. C. (2023). The Adaptive Dynamics of the Halloween Effect: Evidence from a 120-Year Sample from a Small European Market. *International Journal of Financial Studies*, 11(1), 13.

Lucey, B. M., & Zhao, S. (2008). Halloween or January? Yet another puzzle. *International Review of Financial Analysis*, 17(5), 1055-1069.

Maberly, E. D., & Pierce, R. M. (2004). Stock Market Efficiency Withstands another Challenge: Solving the "Sell in May/Buy after Halloween" Puzzle. *Econ Journal Watch*, 1(1), 29-46.

Macrobond Financial. (2024): Equity Indices, Deutsche Boerse, DAX, CDAX Index, EUR, Close. Macrobond Database. Abgerufen am 22. Januar 2024, von <https://www.macrobond.com>

Macrobond Financial. (2024): Equity Indices, MSCI USA Investable Market Index, USD, Close. Macrobond Database. Abgerufen am 22. Januar 2024, von <https://www.macrobond.com>

Meek, A. C., & Hoelscher, S. A. (2023). Day-of-the-week effect: Petroleum and petroleum products. *Cogent Economics & Finance*, 11(1), 2213876.

Mehdian, S., & Perry, M. J. (2002). Anomalies in US equity markets: A re-examination of the January effect. *Applied Financial Economics*, 12(2), 141-145.

MSCI Inc.. (2024): MSCI USA IMI (USD). MSCI Inc. Abgerufen am 30. März 2024, von <https://www.msci.com/documents/10199/3422872d-ddb3-4570-b69f-00a1d2a15427>

Rozeff, M., and W Kinney. (1976). Capital Market Seasonality: The Case of Stock Returns. *Journal of Financial Economics*, 3(4), 379-402.

Salm, C., & Siemkes, J. (2009). Persistenz von Kalenderanomalien am deutschen Aktienmarkt. *Finanz Betrieb*, 7(8), 414-418.

Yalcin, Y., & Yucel, E. M. (2006). The Day-of-the-Week Effect on Stock-Market Volatility and Return: Evidence from Emerging Markets. *Finance a Uver - Czech Journal of Economics and Finance*, 56(5-6), 258-279.

Yan-Ki Ho, R., & Cheung, Y. L. (1994). Seasonal pattern in volatility in Asian stock markets. *Applied Financial Economics*, 4(1), 61-67.

Eidesstattliche Erklärung

Ich, Benjamin Wurst (Matrikelnummer: 28736) versichere hiermit, dass ich die vorliegende Arbeit ohne fremde Hilfe verfasst, bisher weder ganz noch in Teilen als Prüfungsleistung vorgelegt und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel benutzt habe.

Sämtliche Stellen der Arbeit, die gedruckten Werken oder Quellen aus dem Internet im Wortlaut oder dem Sinn nach entnommen wurden, sind als solche gekennzeichnet. Dies gilt auch für sämtliche Abbildungen.

Ich bin mir bewusst, dass es sich bei Plagiarismus um schweres akademisches Fehlverhalten handelt, das dem Prüfungsausschuss gemeldet wird und Sanktionen nach sich zieht.

Leipzig, den 03.07.2024

Unterschrift _____