

DBA thesis

**Sind Veröffentlichungen von publikationspflichtigen
Unternehmensmeldungen faktorbasierte Marktrisiken? Eine
Untersuchung von Noise-Trader-Risiken und Noise-Trader-
Heuristiken
Mebus, K.**

Full bibliographic citation: Mebus, K. 2022. Sind Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen faktorbasierte Marktrisiken? Eine Untersuchung von Noise-Trader-Risiken und Noise-Trader-Heuristiken. DBA thesis Middlesex University / KMU Akademie & Management AG

Year: 2022

Publisher: Middlesex University Research Repository

Available online: <https://repository.mdx.ac.uk/item/8q443>

Middlesex University Research Repository makes the University's research available electronically.

Copyright and moral rights to this work are retained by the author and/or other copyright owners unless otherwise stated. The work is supplied on the understanding that any use for commercial gain is strictly forbidden. A copy may be downloaded for personal, non-commercial, research or study without prior permission and without charge.

Works, including theses and research projects, may not be reproduced in any format or medium, or extensive quotations taken from them, or their content changed in any way, without first obtaining permission in writing from the copyright holder(s). They may not be

sold or exploited commercially in any format or medium without the prior written permission of the copyright holder(s).

Full bibliographic details must be given when referring to, or quoting from full items including the author's name, the title of the work, publication details where relevant (place, publisher, date), pagination, and for theses or dissertations the awarding institution, the degree type awarded, and the date of the award.

If you believe that any material held in the repository infringes copyright law, please contact the Repository Team at Middlesex University via the following email address: repository@mdx.ac.uk

The item will be removed from the repository while any claim is being investigated.

See also repository copyright: re-use policy: <https://libguides.mdx.ac.uk/repository>

DISSERTATION

**Sind Veröffentlichungen von publikationspflichtigen
Unternehmensmeldungen faktorbasierte Marktrisiken?
Eine Untersuchung von Noise-Trader-Risiken und
Noise-Trader-Heuristiken**

NAME:	Karsten Mebus
MATRIKELNUMMER:	MUDR/0180
STUDIUM:	Doctor of Business Administration
ADVISOR/IN:	Dipl.-Ing. Mag. Dr. Hans Aubauer, CFA
ANZAHL DER WÖRTER:	59.131 Wörter
EINGEREICHT AM:	25.11.2022

EIDESSTÄTTLICHE ERKLÄRUNG

Hiermit erkläre ich an Eides statt, dass die vorliegende, an diese Erklärung angefügte Dissertation selbstständig und ohne jede unerlaubte Hilfe angefertigt wurde, dass sie noch keiner anderen Stelle zur Prüfung vorgelegen hat und dass sie weder ganz noch im Auszug veröffentlicht worden ist. Die Stellen der Arbeit einschließlich Tabellen, Abbildungen etc., die anderen Werken und Quellen (auch Internetquellen) dem Wortlaut oder dem Sinn nach entnommen sind, **habe ich in jedem einzelnen Fall als Entlehnung mit exakter Quellenangabe kenntlich gemacht**. Hiermit erkläre ich, dass die übermittelte Datei ident mit der geprüften Datei und dem daraus resultierenden und übermittelten Plagiatsbericht ist und die Angabe der Wortanzahl diesem entspricht. **Mir ist bewusst, dass Plagiate gegen grundlegende Regeln des wissenschaftlichen Arbeitens verstoßen und nicht toleriert werden. Es ist mir bekannt, dass der Plagiatsbericht allein keine Garantie für die Eigenständigkeit der Arbeit darstellt und dass bei Vorliegen eines Plagiats Sanktionen verhängt werden**. Diese können neben einer Bearbeitungsgebühr je nach Schwere zur Exmatrikulation und zu Geldbußen durch die Middlesex University führen. Die Middlesex University führt das Plagiatsverfahren und entscheidet über die Sanktionen. **Dabei ist es unerheblich, ob ein Plagiat absichtlich oder unabsichtlich, wie beispielsweise durch mangelhaftes Zitieren, entstanden ist, es fällt in jedem Fall unter den Tatbestand der Täuschung.**



Leichlingen am 25.11.2022

(Ort, Datum)

.....

Unterschrift

Inhaltsverzeichnis

I EINLEITUNGSTEIL	1
1 Kapitalmarkt im Wandel	1
2 Problemstellung	10
3 Erkenntnisinteresse und Relevanz der Arbeit	13
3.1 Einordnung in Themengebiete.....	13
3.2 Forschungsrelevanz.....	15
3.3 Praxisrelevanz.....	15
4 Zielstellung der Dissertation	16
4.1 Ziele und neue erwartete Erkenntnisse und Ergebnisse	16
4.2 Inhaltliche Abgrenzung.....	17
5 Aufbau der Dissertation	18
II THEORETISCHER TEIL	20
1 Stand der Forschung	20
1.1 Aktuelle Entwicklungen	20
1.1.1 Entwicklung von der Wissenschaftlichen Finanzanalyse zur Behavioral Finance	20
1.1.2 Welche Nachrichten bewegen die Kapitalmärkte?	25
1.1.3 Was ist das typische Verhalten eines Noise Traders?	26
1.1.4 Behavioral Portfolio Theory.....	29
1.1.5 Noise-Trading Kapitalmarktmodelle.....	32
1.2 Forschungslücke	34
1.3 Theoriegeleitete Fragestellung.....	35
2 Theoretische Ausführungen	36
2.1 Neoklassische Kapitalmarkttheorie.....	36
2.1.1 Neoklassische Effizienzmarkthypothese	36
2.1.2 Anomalien	41
2.1.3 Gleichgewicht und Ungleichgewicht des Marktes.....	48
2.2 Faktoren-Modelle.....	49
2.2.1 Überblick	49
2.2.2 Capital Asset Pricing Model (CAPM).....	50
2.2.3 Best-beta CAPM von Zou.....	52
2.2.4 Multi-Beta CAPM.....	54
2.2.5 Multi-Faktoren-Modelle	56

2.2.6	Zwei-Faktoren-Modell	58
2.2.7	Drei-Faktoren-Modell	58
2.2.8	Vier-Faktoren-Modelle	59
2.2.9	Fünf-Faktoren-Modelle	60
2.2.10	Sechs-Faktoren-Modelle	61
2.3	Behavioral Finance	62
2.3.1	Definition und Abgrenzung zur neoklassischen Kapitalmarkttheorie	62
2.3.2	Verhaltensökonomische Effizienz	64
2.3.3	Prospect Theory	65
2.3.4	Noise-Trading-Konzept	66
2.3.5	Verhaltensorientierte Kapitalmarktmodelle und Portfoliomanagement	73
2.4	Analyse der anomalen Rendite	79
2.4.1	Proportionalität von der anomalen Rendite zu dem Betafaktor	79
2.4.2	Ausdifferenzierung der anomalen Rendite	82
2.4.3	Approximationen des Betafaktors	84
2.4.4	Abschätzung der anomalen Renditen von Indizes mit Literaturwerten	88
3	Konklusion Theoretischer Teil	92
3.1	Konklusion und Beantwortung der theoriegeleiteten Fragestellung	92
3.1.1	BAPM basierend best-beta CAPM	92
3.1.2	Schlussfolgerungen aus der Analyse der anomalen Rendite	93
3.2	Empiriegeleitete Fragestellung	94
3.3	Hypothesengenerierung	95
3.3.1	Markteffizienz	95
3.3.2	Korrelation mit Marktrisiko	95
3.3.3	Abhängigkeit mit anderen Risikofaktoren	96
III	EMPIRISCHER TEIL	98
1	Design der Untersuchungen	98
1.1	Strukturierung der empirischen Analysen	98
1.2	Methodisches Vorgehen und Methodenauswahl	99
1.2.1	Erhebung	99
1.2.2	Aufbereitung	107
1.2.3	Paneldatenanalyse	110
1.2.4	Statistische Kenngrößen	113
1.3	Verfahren zur Bestimmung einer optimalen Modellstruktur	115
1.4	Verallgemeinerung des IANM	119

2	Ergebnisse	127
2.1	Anwendbarkeit des Generalized Information-Adjusted Noise Model	127
2.1.1	Test der CAPM-Gleichgewichtsgleichung	127
2.1.2	Test der best-beta CAPM-Gleichgewichtsgleichung.....	128
2.1.3	Prüfung der verhaltensökonomischen Informationseffizienz	129
2.1.4	Vergleich der Beta-Korrekturen mit dem Behavioral Error	130
2.1.5	Zusammenfassung der Ergebnisse zur Anwendbarkeit des IANM	131
2.2	Zeitverlaufs-Analyse von Unternehmensmeldungsarten.....	131
2.2.1	Analyse des Zeitverlaufs	131
2.2.2	Zeitverlaufs-Analyse von Jahresfinanzberichten	133
2.2.3	Zeitverlaufs-Analyse von Halbjahresfinanzberichten	134
2.2.4	Zeitverlaufs-Analyse von Quartalsfinanzberichten	134
2.2.5	Zeitverlaufs-Analyse von Fehlerbekanntmachungen	135
2.2.6	Zeitverlaufs-Analyse von Insiderinformationen	136
2.2.7	Zeitverlaufs-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Kauf)	136
2.2.8	Zeitverlaufs-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf).....	137
2.2.9	Zeitverlaufs-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Sonstige).....	138
2.2.10	Zeitverlaufs-Analyse von der Gesamtzahl der Stimmrechte	138
2.2.11	Zeitverlaufs-Analyse von den Mitteilungen zu Stimmrechtsanteilen	139
2.2.12	Zeitverlaufs-Analyse von den Mitteilungen zu Wertpapiererwerb und Übernahme	140
2.2.13	Zeitverlaufs-Analyse von Dividendenbekanntmachungen	140
2.2.14	Zeitverlaufs-Analyse von Bezugsrechtmitteilungen	141
2.2.15	Zeitverlaufs-Analyse von Netto-Leerverkaufspositionen	142
2.2.16	Zusammenfassung der Ergebnisse zur Zeitverlaufs-Analyse	143
2.3	Sektor-Analyse von Unternehmensmeldungsarten	145
2.3.1	Sektor-Analyse.....	145
2.3.2	Sektor-Analyse von Jahresfinanzberichten	147
2.3.3	Sektor-Analyse von Halbjahresfinanzberichten	148
2.3.4	Sektor-Analyse von Quartalsfinanzberichten	149
2.3.5	Sektor-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf)	149
2.3.6	Sektor-Analyse von Dividendenbekanntmachungen	150
2.3.7	Sektor-Analyse von Bezugsrechtmitteilungen.....	151
2.3.8	Zusammenfassung der Ergebnisse zur Sektor-Analyse	151
2.4	Gleichgewichts-Zustandsanalyse.....	153
2.4.1	Gleichgewichtszustand des Index-Portfolios	153

2.4.2	Ungleichgewichtszustandsgröße	158
2.4.3	Zusammenfassung der Ergebnisse zur Gleichgewichts-Zustandsanalyse	162
2.5	Zusammenhang mit weiteren Risikofaktoren	164
2.5.1	Analyse des Zusammenhangs mit weiteren Risikofaktoren	164
2.5.2	Wochentag	165
2.5.3	Monat	167
2.5.4	Börsenstimmungsindikator	170
2.5.5	Schiefe der Renditeverteilung	174
2.5.6	Momentum.....	177
2.5.7	Buchwert-Marktwert-Verhältnis	180
2.5.8	Cash Flow-Marktwert-Verhältnis	184
2.5.9	Gewinn-Marktwert-Verhältnis	187
2.6	Erweiterung des Untersuchungszeitraums	190
3	Diskussion, Interpretation und Konklusion	191
3.1	Interpretation und Diskussion der Analyseergebnisse.....	191
3.1.1	Anwendbarkeit des IANM	191
3.1.2	Ergebnisse der Analyse von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen.....	192
3.1.3	Diskussion der Analyse von Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten	193
3.1.4	Diskussion der Analyse von Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen.....	194
3.2	Gütekriterien und methodische Abgrenzung.....	195
3.3	Thesenüberführung.....	197
3.4	Konklusion und Beantwortung der empiriegeleiteten Fragestellung	198
3.5	Gestaltungsgel leitete Fragestellung.....	199
IV	GESTALTUNGSTEIL.....	200
1	Lösungsansätze für die Forschung	200
1.1	Zeitweilige Metamorphose von Information-Tradern	200
1.2	Prüfung von Risikofaktoren	201
2	Lösungsansätze für die Praxis: Portfoliomanagement	202
2.1	Zwei-Faktoren-Modell: zero-beta BAPM.....	202
2.2	Zero-beta BAPM zur Risikominimierung	207
2.3	Zero-beta BAPM zur Renditeoptimierung.....	209
3	Zusammenfassung und Konklusion.....	212
V	SCHLUSSTEIL.....	214
1	Zusammenfassung und Fazit	214

2	Ergebnisse und Erkenntnisse	216
2.1	Wichtige Ergebnisse und Erkenntnisse für die Forschung	216
2.2	Wichtige Ergebnisse und Erkenntnisse für die Praxis.....	219
3	Ausblick.....	220
3.1	Praxisausblick	220
3.2	Forschungsausblick.....	220
4	Verzeichnisse.....	221
4.1	Literaturverzeichnis.....	221
4.1.1	Bücher, Beiträge zu Sammelwerken, Fachzeitschriftenartikel, Dissertationen.....	221
4.1.2	Zusätzlich für die Datenaufbereitung verwendete Literaturquellen.....	233
4.2	Abbildungsverzeichnis.....	237
4.3	Tabellenverzeichnis	238
4.4	Abkürzungsverzeichnis.....	239
5	Persönliche Daten.....	241
5.1	Lebenslauf	241
5.2	Danksagung	243

1 Kapitalmarkt im Wandel

Die Kapitalmärkte sind komplex mit einer Vielzahl von Akteuren¹, die von individuellen Zielen und Wissensständen geleitet, sowie von ihren menschlichen Emotionen und Irrationalitäten beeinflusst werden (Brooks, 2014, S. 419). Annahmen zum Verhalten der Akteure reduzieren die Komplexität und ermöglichen die Abbildung von realen Kapitalmärkten mit Modellen (Elton, Gruber, Brown & Goetzmann, 2017, S. 290). Das von Sharpe, Lintner und Mossin in der Mitte der 1960'er Jahre entwickelte Capital Pricing Asset Model, abgekürzt CAPM, war das erste allgemeine Gleichgewichtsmodell in der Finanzmarkttheorie (Elton et al., 2017, S. 290). Zudem erlangte es eine herausragende Bedeutung (Mondello, 2013, S. 236) und entwickelte sich zum Paradigma in der Finanzwelt (Häfliger, 1998, 3). Das CAPM beinhaltet die Ableitung einer linearen Bewertungsgleichung für ein einzelnes Wertpapier im Kontext eines Portfolios (Loistl, 1994, S. 287). Für die Akteure werden die Annahmen getroffen, dass sie als Preisnehmer ihre Entscheidungen von den erwarteten Renditen und den erwarteten Standardabweichungen, der von ihnen gehaltenen Portfolios abhängig machen, risikoscheu sind und ihren Nutzen maximieren. Zudem wird angenommen, dass die Akteure über den gleichen Zeithorizont homogene Erwartungen bezüglich der künftigen Portfoliorenditen und Portfoliostandardabweichungen basierend auf erwarteten Wertpapierrenditen sowie der erwarteten Varianzen und Kovarianzen der Wertpapierrenditen bilden (Elton et al., 2017, S. 290). Mit diesen sehr restriktiven Annahmen postuliert das CAPM, dass im Marktgleichgewicht alle Akteure einen gleich strukturierten Anteil am Marktportfolio halten. Das Marktportfolio besteht aus allen am Markt verfügbaren und entsprechend ihrer Kapitalisierung gewichteten Wertpapieren. Diese Schlussfolgerung aus dem CAPM steht im Widerspruch zu Beobachtungen zur Streubesitzverteilung in Portfolios von Großinvestoren, sowie der unterschiedlichen, sich im Zeitverlauf ändernden, Verbreitung von Anlageformen bei verschiedenen Investorengruppen (Loistl, 1994, S. 287–289). Der Erklärungsgehalt von Gleichgewichtsmodellen für den realen Markt wird von Loistl als problematisch angesehen (1994, S. 291).

¹ Aus Gründen der leichteren Lesbarkeit wird in dem folgenden Text auf eine geschlechtsspezifische Differenzierung, wie zum Beispiel AkteurInnen verzichtet. Im vorliegenden Text wird durchgängig die männliche Form benutzt. Im Sinne des Gleichbehandlungsgesetzes sind diese Bezeichnungen als nicht geschlechtsspezifisch zu betrachten, sondern schließen beide Formen gleichermaßen ein.

Die Markteffizienzhypothese von Fama postuliert, dass sich alle verfügbaren Informationen in den Wertpapierkursen vollständig widerspiegeln, wenn ausreichend viele Akteure rationale Erwartungen bilden, und keine Informationsbeschaffungs- und Transaktionskosten anfallen. Diese Verhaltensannahme für die Akteure ist im Vergleich zu der obigen Annahme für das CAPM etwas allgemeiner, da auch zugelassen wird, dass nicht alle Akteure einen sofortigen Zugang zu neuer kursrelevanter Information haben und sich infolgedessen unterschiedliche Erwartungen bilden können (1970a, S. 387–388). In begrenztem Umfang können somit auch nicht rational agierende Marktteilnehmer handeln. Jedoch sind ihre Auswirkungen auf die Wertpapierkurse unbedeutend, oder die von nicht rational handelnden Akteuren erzeugten Überreaktionen und Unterreaktionen heben sich gegeneinander auf, ohne die Markteffizienz zu beeinflussen (Burton & Shah, 2013, S. 37–38; Fama, 1998, S. 284; Ramiah, Xu & Moosa, 2015, S. 90).

Von Grossman und Stiglitz wird gegen die Vorstellung eines informationseffizienten Marktes der Einwand erhoben, dass mit homogenen Erwartungshaltungen der Handel nahezu zum Erliegen käme. Wenn die Marktteilnehmer homogene Erwartungen haben und zudem Transaktionskosten anfallen, würde gar kein Handel stattfinden. Geringfügige Unterschiede in den Erwartungen sind notwendig, um Handel zu ermöglichen. Wenn der Preisbildungsprozess viele Informationen enthüllt, dann gleichen sich die Erwartungen an und es wird nur spärlich gehandelt (1980, S. 402-403).

Mit Beibehaltung der Grundvorstellung eines Gleichgewichtsmodells erweitert Black daher das Verhaltensmodell und unterscheidet zwischen Noise-Trader und Information-Trader. Noise wird mit Information kontrastiert bzw. ist komplementär zu Information. Noise Trader agieren nicht rational, da sie auf der Grundlage von Noise genauso handeln, als ob Noise das gleiche wie Information ist (1986, S. 529–531). Aus dem Noise-Trader-Konzept, das von Lo als mutige Herausforderung und als ein Bestandteil der Definition der Effizienzmarkthypothese bezeichnet wird (1997, S. xi), resultieren die folgenden Aussagen für den Markt, die Wertpapierkurse und das Verhaltensmodell der Akteure.

Der Kapitalmarkt wird umso liquider, je mehr Handel auf der Grundlage von Noise bzw. dem Noise Trading stattfindet (Black, 1986, S. 532). Noise Trading erzeugt Noise in den Kursen der gehandelten Wertpapiere. Damit verlieren die Wertpapierkurse an Effizienz. Je weiter sich die Wertpapierkurse von den effizienten bzw. fundamental gerechtfertigten Werten entfernen, desto stärker wird die Arbitrage, die die Wertpapierkurse wieder in Richtung ihrer effizienten

Werte tendieren lässt. Im Gegensatz zu statistischen Schwankungen kumuliert Noise in den Wertpapierkursen. Der Kursprozess evolviert entsprechend einem Random Walk Prozess (Black, 1986, S. 530–533). Die Information-Trader können nicht sicher sein, dass sie aufgrund von Informationen handeln, die noch nicht in den Wertpapierkursen eingepreist sind. Da Handel basierend auf eingepreister Information gleichbedeutend mit Noise Trading ist, folgt hieraus, dass die Information-Trader weder die effizienten Wertpapierkurse noch den in den Wertpapierkursen enthaltenen Noise genau quantifizieren können. Damit ergibt sich aber auch eine Abgrenzungsproblematik bezüglich der Unterscheidung von Information Tradern und Noise Tradern (Black, 1986, S. 532). Black vertritt die Meinung, dass die Noise Trader als Gruppe bei den meisten Transaktionen Geld an die Gruppe der Information Trader verlieren (1986, S. 531). Shefrin und Statman zeigen in der von ihnen entwickelten Behavioral Capital Asset Pricing Theory, die im folgenden Text mit BCAPT abgekürzt wird, dass eine Kodominanz der Gruppen von Noise-Tradern und Information-Tradern bestehen kann. Zudem kann die Gruppe der Noise-Trader ihren Anteil am Gesamtvermögen zeitkonstant stabilisieren (1994, S. 334).

Wie erfolgreich ein Modell einen realen Kapitalmarkt abbildet, hängt von der Realitätsnähe der zugrundeliegenden Annahmen ab. Ein Modell lässt sich nur dann empirisch bestätigen, wenn die getroffenen Annahmen gültig sind (Carey, 1996, S. 40). Im Zeitverlauf kann sich die Gültigkeit der Annahmen ändern, da sich die Kapitalmärkte in einem Prozess des ständigen Wandels mit sich ändernden Rahmenbedingungen befinden.

In dem letzten Jahrzehnt, insbesondere in den Jahren ab der bis in das Jahr 2012 grassierenden Finanzkrise (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 154) bis zu der bis dahin kürzesten und stärksten jemals im Euro-Raum beobachteten Rezession in den ersten beiden Quartalen des Jahres 2020 (Centre for Economic Policy Research, 2021, S. 2 und S. 10), sind Indizien für die Existenz einer nicht mehr unbedeutenden Gruppe von Noise Tradern und deren Aktivitäten erkennbar.

Der Zeitraum von 2013 bis 2019 liegt in einer weltweiten konjunkturellen Aufschwungphase, die mit einer langen gesamtwirtschaftlichen Expansion einhergeht (Deutsche Bundesbank, 2020, S. 42 und S. 50). Der Konjunkturaufschwung ist sogar der Längste in der Geschichte der USA seit 1854 (National Bureau of Economic Research, 2020). Das europäische Bruttoinlandsprodukt wächst schwächer im Vergleich zu den letzten vier vorhergehenden Aufschwungphasen (Centre for Economic Policy Research, 2020, S. 2 und S. 8). Von dem Business Cycle Dating Committee wird der Aufschwung für den Euroraum ausgehend von seinem Tiefpunkt der

gesamtwirtschaftlichen Leistung im ersten Quartal 2013 bis zu seinem Hochpunkt im vierten Quartal 2019 datiert (Centre for Economic Policy Research, 2020, S. 2).

Der weltweite Aufschwung in den Jahren 2013 bis 2019 wurde von den Notenbanken durch eine künstliche Erhöhung der Geldmenge unterstützt. Neben der Festsetzung von niedrigen, teilweise negativen Leitzinsen wurden Anleihekaufprogramme von der Federal Reserve Bank, der Bank of England, der Bank of Japan und der Europäischen Zentralbank, abgekürzt EZB, umgesetzt (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 156-158). Im Euroraum senkte der Kauf von Unternehmensanleihen mit dem Corporate Sector Purchase Programme die Fremdfinanzierungskosten und förderte die Emissionen von nichtfinanziellen Unternehmen (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 159; Deutsche Bundesbank, 2019, S. 36). Die erhöhte Attraktivität von Fremdfinanzierung und die gesunkene Finanzmarktvolatilität schufen einen Anreiz, Portfolios in Anlagen mit höheren Renditeaussichten umzuschichten (Deutsche Bundesbank, 2019, S. 46). Seit dem Jahr 2014 kann ein massenhafter Liquiditätszufluss insbesondere in Bondmärkte beobachtet werden (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 153).

Das von regulierten offenen Investmentfonds verwaltete Vermögen ist weltweit und in allen Regionen stark gewachsen. Nach Erhebungen der International Investment Funds Association betrug das verwaltete Vermögen in 46 Ländern im ersten Quartal 2013 noch 28,0 Billionen EUR und erreichte im vierten Quartal 2019 einen Vermögenswert von 52,7 Billionen EUR. Zum vierten Quartal 2019 befindet sich knapp die Hälfte (48 %) des weltweiten Fondsvermögens in den USA, ein Drittel (33 %) liegt in Europa und ein Fünftel (20 %) des Vermögens wird von Investmentfonds, die in anderen Regionen ansässig sind, verwaltet (International Investment Funds Association, 2020b, Tabelle 4). In der Abbildung 1 wird das Wachstum des weltweiten Nettoanlagevermögens bzw. die um Verbindlichkeiten reduzierten Anlagewerte regulierter offener Investmentfonds als Quartalszeitreihen für die einzelnen Regionen dargestellt.

Den Anlageschwerpunkt bilden weltweit die Aktienfonds, vor allem bedingt durch eine starke Dominanz von US-amerikanischen Aktienfonds (Deutsche Bundesbank, 2019, S. 36; International Investment Funds Association, 2020a, S. 2). Im Euroraum investieren insbesondere institutionelle Anleger verstärkt zudem in Rentenfonds und in Gemischte Fonds, so dass sich das von Investmentfonds verwaltete Vermögen gleichmäßig auf Aktienfonds, Gemischte Fonds und Rentenfonds verteilt (Deutsche Bundesbank, 2019, S. 36).

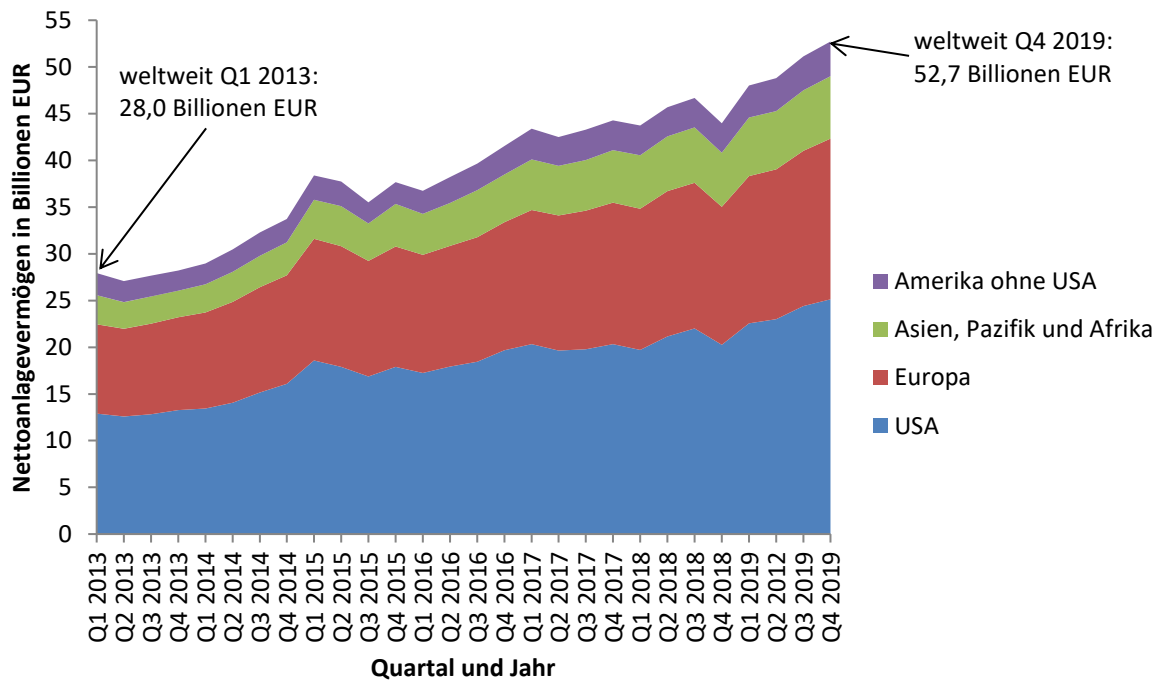


Abbildung 1: Weltweites Nettoanlagevermögen regulierter offener Investmentfonds (Quelle: eigene Darstellung nach International Investment Funds Association, 2020b, Tabelle 4 [abgefragt am 16.05.2021])

Die Vermögenssteigerung von europäischen Fonds resultiert aus Bewertungsgewinnen und Netto-Mittelzuflüssen insbesondere von institutionellen Anlegern (Deutsche Bundesbank, 2019, S. 52). Die Netto-Mittelzuflüsse sind definiert als die währungskursbereinigte Differenz von ausgegebenen und zurückgenommenen Anteilen zuzüglich thesaurierten Dividenden. Den größten Anteil an dem weltweiten Vermögenszuwachs von 24,7 Billionen EUR vom ersten Quartal 2013 bis zum vierten Quartal 2019 haben Bewertungsgewinne mit 18,5 Billionen EUR (75 %), gefolgt von Nettozuflüssen mit 4,2 Billionen EUR (17 %). Mit 2,1 Billionen EUR haben die Dachfonds einen Anteil von 8 %. Die Dachfonds investieren ihrerseits in Investmentfonds und profitieren von deren Wertzuwächsen. Die folgende Abbildung 2 zeigt die Aufteilung der weltweiten Vermögenszuwächse von 24,7 Billionen EUR in Wachstum von Dachfonds, Netto-Mittelzuflüsse und Bewertungsgewinnen.

Die massenhafte Zunahme an Liquidität könnte als ein Indiz für ein verstärktes Noise Trading interpretiert werden, da nach Black ein Markt umso liquider ist, je aktiver die Noise Trader sind (1986, S. 532).

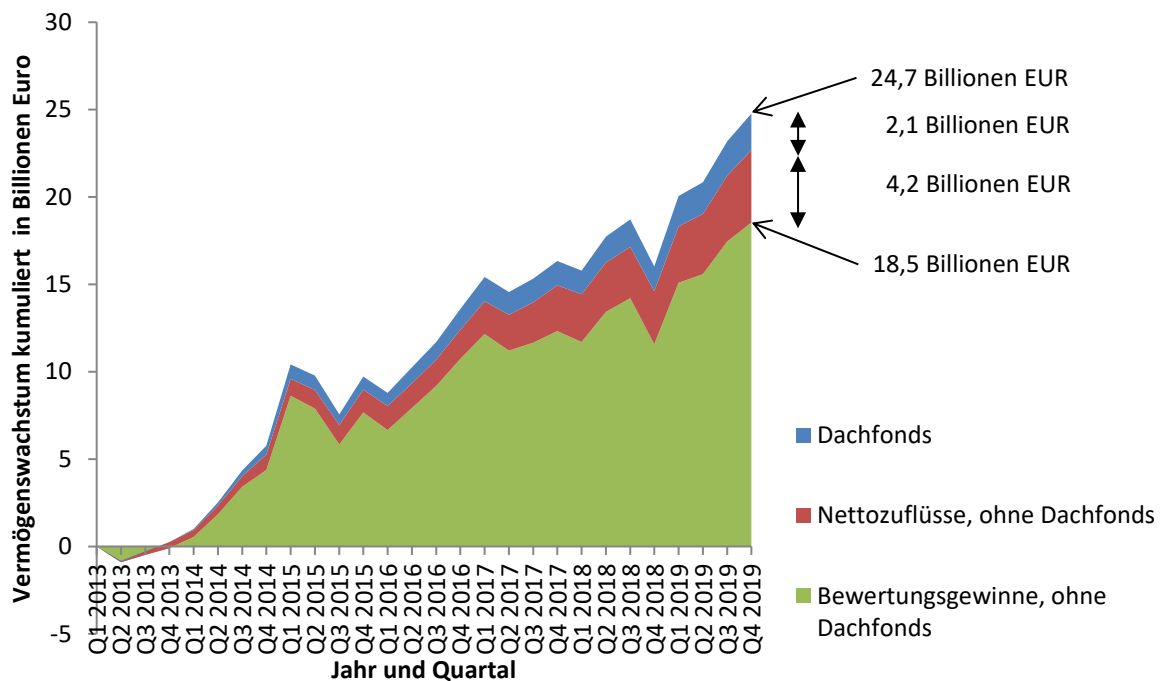


Abbildung 2: Weltweite kumulierte Vermögenszuwächse regulierter offener Investmentfonds (Quelle: eigene Darstellung nach International Investment Funds Association, 2020b, Tabelle 1 und Tabelle 4 [abgefragt am 16.05.2021])

Der Anstieg der Bewertungsgewinne dürfte auch durch die Maßnahmen der Zentralbanken begünstigt sein, da beispielsweise Offenmarktgeschäfte die Nachfrage steigern und damit das Preisniveau anheben können (Black, 1986, S. 539). Der Anstieg der Bewertungsgewinne kann als ein Indiz für eine Anreicherung von Noise in den Wertpapierkursen interpretiert werden. Dieses Phänomen tritt auf, wenn die Arbitrage nicht ausreicht, um die Wertpapierkurse in Richtung von fundamental gerechtfertigten Wertpapierkursen tendieren zu lassen (Black, 1986, S. 530–533).

Die Mittelzuflüsse kommen verstärkt einer speziellen Gattung von offenen Investmentfonds zugute, dem „Exchange-traded fund“, abgekürzt ETF. Die ETFs sind börsennotiert und zeichnen sich durch eine hohe Liquidität sowie niedrigen Fondsgebühren aus (Deutsche Bundesbank, 2019, S. 37; Franzen & Schäfer, 2018, S. 7). Die ETFs erfreuen sich bei Anlegern einer wachsenden Beliebtheit (Deutsche Bundesbank, 2018, S. 105). Der erste ETF wird seit 1993 gehandelt und heißt umgangssprachlich „Spider“. Er repliziert den Standard & Poor’s 500 Index und avancierte zum größten seiner Art (Elton et al., 2017, S. 655). An dem verwalteten Vermögen gemessen, sind die ETFs eine kleine, dynamisch wachsende Gattung von Investmentfonds. Noch Anfang 2009 betrug das von ETFs verwaltete Vermögen lediglich 0,7 Billionen USD. Bis zum Ende des ersten Halbjahres 2018 nahm es auf 5,1 Billionen USD zu. Der Anteil der ETFs am weltweiten Vermögen offener Investmentfonds hat sich in dieser Zeit mehr

als verdoppelt (Deutsche Bundesbank, 2018, S. 84). Bis Ende des Jahres 2019 erreichte das von ETFs verwaltete Vermögen 6,2 Billionen USD, was näherungsweise einem Zehntel des weltweiten Vermögens offener Investmentfonds von 54,9 Billionen USD entspricht. Im Jahre 2019 wurde ein Viertel der weltweiten Mittelzuflüsse in ETFs investiert, was in Abbildung 3 illustriert ist.

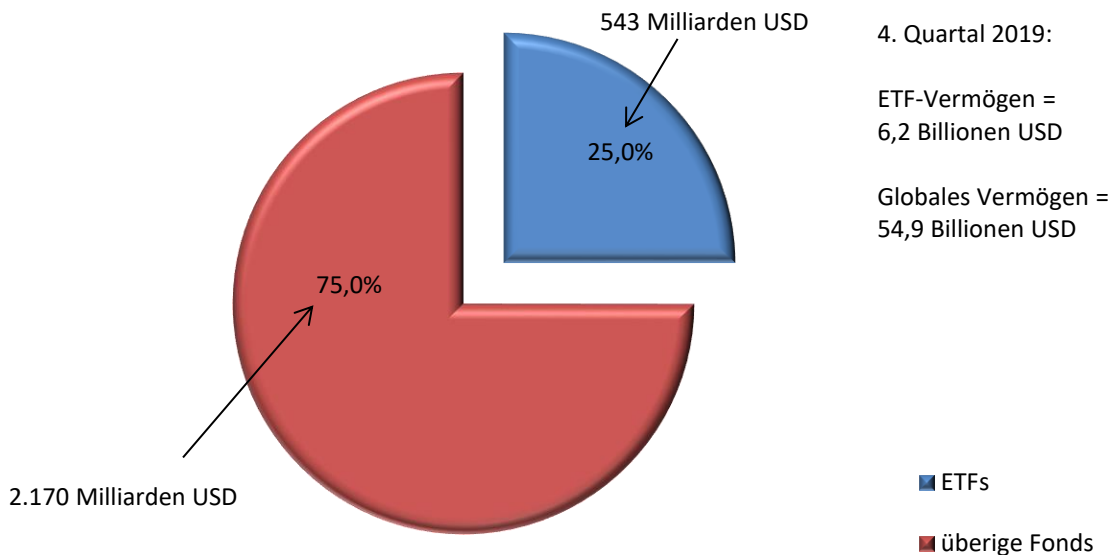


Abbildung 3: Anteil ETF an Nettozuflüssen in 2019 (Quelle: eigene Darstellung und Berechnung mit Daten von International Investment Funds Association, 2020a, S. 2f, und 2020c, Tabelle 2 [abgefragt am 16.05.2021])

In der Abbildung 4 ist dargestellt, dass der relative ETF-Vermögensanteil in dem Jahr 2019 nicht nur kontinuierlich von Quartal zu Quartal anwächst, sondern dass auch die quartalsweise zufließenden Vermögensanteile kontinuierlich größer werden, was sich in der konvexen Krümmung der Zeitreihe der Vermögensanteile ausdrückt.

Klassische ETFs replizieren typischerweise einen Referenzindex oder bilden die Entwicklung eines Index möglichst genau nach. Klassische ETFs umfassen mit Aktien- und Anleiheindizes sowie Themenindizes wie Volatilität, Nachhaltigkeit oder elektrische Mobilität ein breites Spektrum. Weiterhin werden gehebelte ETFs mit überproportionaler Wertentwicklung sowie inverse ETFs mit einer gegenläufigen Entwicklung zum zugrundeliegenden Index angeboten (Deutsche Bundesbank, 2018, S. 88–89; Elton et al., 2017, S. 658).

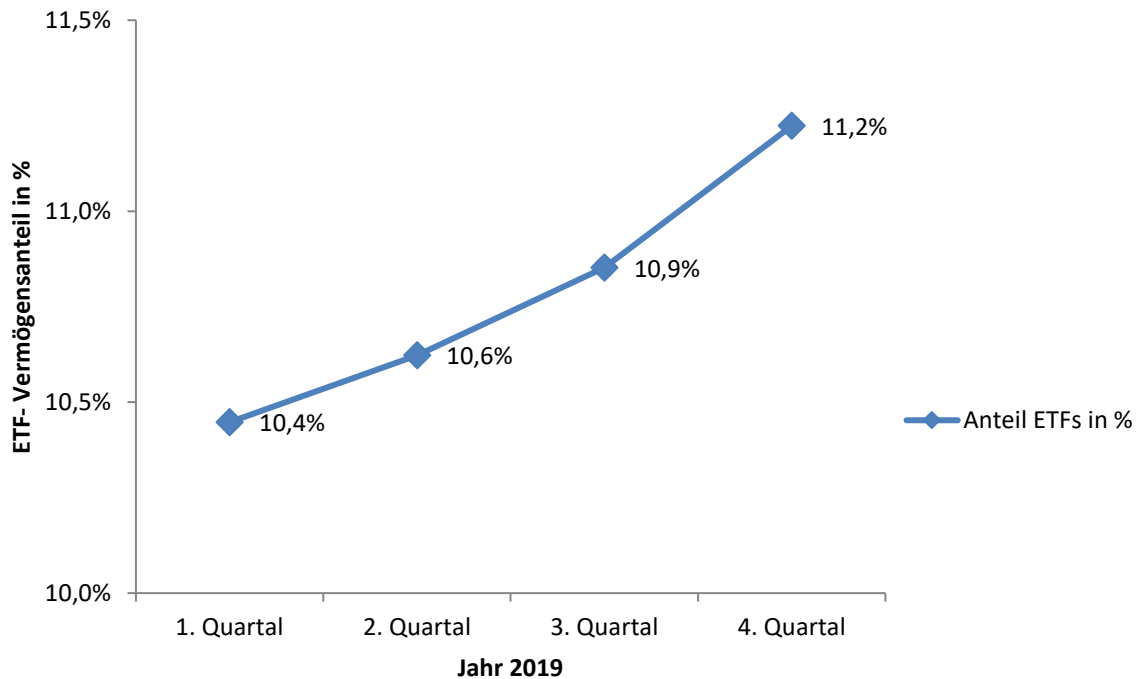


Abbildung 4: Anteil ETFs am weltweiten Vermögen offener Investmentfond in 2019 (Quelle: eigene Darstellung nach International Investment Funds Association, 2020a, Seite 2, und 2020c, Tabelle 1 [abgefragt am 16.05.2021])

Mit den klassischen ETFs investieren die Akteure in Portfolios, die in der Regel einen Index replizieren. Wenn der Index als ein Proxy für das Marktportfolio angesehen wird, dann agieren die Akteure entsprechend der Aussage des CAPM rational. Die Investoren in klassische ETFs repräsentieren somit Information Trader.

Die von klassischen ETFs replizierten Referenzindizes sind sehr häufig kapitalmarktgewichtet. Diese Gewichtung wirkt jedoch tendenziell prozyklisch. In dem ETF-Portfolio werden stark im Wert gestiegene Aktien höher gewichtet. Dadurch verringert sich die Diversifikation, wodurch sich das Verlustrisiko erhöht. Die Gewichtung von Unternehmensanleihe-ETFs anhand der ausstehenden Anleihen kann eine Konzentration von Unternehmen mit einer tendenziellen hohen Verschuldung bewirken. Dies verringert die Diversifikation und lässt das Verlustrisiko steigen (Bruns & Meyer-Bullerdiel, 2020, S. 276; Franzen & Schäfer, 2018, S. 434).

Daher entwickelte sich in den letzten Jahren ein Trend zu Smart-Beta-Konzepten, die nicht auf kapitalmarktgewichteten Indizes, sondern auf alternativ gewichteten Indizes basieren. Häufig werden Wertpapiere selektiert, bevor sie in das Portfolio aufgenommen werden. Die Selektion und die Indexkonstruktion sind dabei streng regelbasiert und transparent (Franzen & Schäfer, 2018, S. 434).

Nach Bruns und Meyer-Bullerdiel operationalisieren die Smart-Beta-ETFs zwei Investmentstrategien, die „risk based Asset Allocation“ und das „Factor Investing“. Im Rahmen der ersten Strategie wird versucht, einen Index zu konstruieren bzw. ein Portfolio zusammen zu stellen, dessen Wertpapiere stärker diversifiziert sind, als ein kapitalmarktgewichteter Referenzindex, um damit das Risiko effektiver zu steuern und eine bessere Performance zu erzielen als mit einem kapitalmarktgewichteten Referenzindex. Diese Strategie wird beispielsweise mit einem risikominimalen Index oder mit einem markteffizienten Index realisiert. Die zweite Strategie versucht, die Renditeentwicklung eines häufig kapitalmarktgewichteten Vergleichsindex zu übertreffen. Dabei werden einzelne Faktoren oder Kombinationen von Faktoren identifiziert, die ein systematisches bzw. zu entlohnendes Risiko abbilden. Die Wertpapiere werden zur Aufnahme in ein Portfolio entsprechend dieser Faktoren selektiert und gewichtet (2020, S. 276–278).

Mit Smart-Beta-ETFs investieren die Akteure in Portfolios, die anders strukturiert sind als das Marktportfolio oder das Portfolio eines kapitalmarktgewichteten Index, der als ein Proxy für das Marktportfolio dient. Mit einer Betrachtung aus der Perspektive der Effizienzmarkthypothese verbunden mit dem CAPM als Handelsmodell, kann die Investition in einen Smart-Beta-ETF als nicht rational, da auf Noise basierend, angesehen werden. Die Investoren in Smart-Beta-ETFs repräsentieren somit Noise Trader. Aufgrund des dynamischen ETF-Wachstums gewinnt diese Investorengruppe eine zunehmende Bedeutung am Kapitalmarkt.

Zusammenfassend lauten die deskriptiv gewonnen Aussagen zum Noise-Trading:

- Die hohen Netto-Mittelzuflüsse in offene Investmentfonds erhöhen die Liquidität des Marktes, was als ein Indiz für eine starke Aktivität von Noise Tradern gedeutet werden kann.
- Die wachsenden Bewertungsgewinne von offenen Investmentfonds kann als Indiz für eine Anreicherung von Noise in den Wertpapierkursen interpretiert werden.
- Die Investoren in klassische ETFs können als Repräsentanten von Information-Tradern betrachtet und die Investoren in Smart-Beta-ETFs können als Repräsentanten von Noise-Tradern angesehen werden. Aufgrund des dynamischen Wachstums der ETFs gewinnt die Gruppe der Noise-Trader am Kapitalmarkt eine zunehmende Bedeutung.

Während Baklaci, Olgun und Can in dem Titel ihrer Veröffentlichung aus dem Jahr 2011 die Noise Trader noch als Phantom der Kapitalmärkte bezeichnen (S. 1035), nimmt mit den obigen Aussagen in den nachfolgenden Jahren, das Noise Trader-Phantom, bildlich gesprochen eine

Gestalt an. Die von Black (1986, S. 530) aufgestellte Prognose, dass eines Tages der Einfluss von Noise Tradern augenscheinlich wird, dürfte sich somit zutreffend herausstellen. Dies ist konsistent mit der Feststellung von Hens und Naebi, dass rund zwei Drittel der Investoren im amerikanischen Aktienmarkt nicht rendite-risiko-optimale Portfolios bilden (2021, S. 505) und somit wie Noise Trader agieren. In der Dissertation wird der Einfluss von Noise auf das Marktrisiko untersucht.

2 Problemstellung

Gesamtwirtschaftliche Ereignisse wie beispielsweise die Leitzinsänderung einer Notenbank wirken sich nach neoklassischer Vorstellung regelmäßig auf den gesamten Aktienmarkt aus. Im Gegensatz dazu wirken unternehmensspezifische Ereignisse wie beispielsweise die Mitteilung eines neuen Großaktionärs nur auf die Rendite des betreffenden Aktientitels (Steiner, Bruns & Stöckl, 2017, S. 16–17). Diese einzelwirtschaftlichen bzw. titelspezifischen Ereignisse sind die Ursache für unsystematische Risiken, die sich in diversifizierten Portfolios weitgehend eliminieren lassen. Marktinhärente Änderungen erzeugen systematische Risiken, die sich nicht durch Diversifikation reduzieren lassen. Als Marktrisiko wird der Einfluss von Marktveränderungen auf die entsprechenden Veränderungen eines Aktientitels bezeichnet (Steiner et al., 2017, S. 16–17). Für potenziell kursbeeinflussende Unternehmensmeldungen bestehen kapitalmarktrechtliche Informationspflichten, um Anlegern möglichst kostenfrei alle Informationen bereitzustellen, die für sachgerechte Anlageentscheidungen benötigt werden und, um eine Ausnutzung von systematischen Überschussrenditen durch ungerechtfertigte Informationsvorteile zu verhindern (Poelzig, 2018, S. 12–13).

Unternehmensmeldungen sollten als unsystematische Risiken keinen Einfluss auf die Renditen im Querschnitt, das heißt auf die Aktientitel des Marktes zu einem bestimmten Zeitpunkt, ausüben. Bei einer täglichen Beobachtungsfrequenz sollten sich die publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen nur an ihrem Veröffentlichungstag für den betreffenden Aktientitel bemerkbar machen. In Querschnitts- oder Panelanalysen, die Längs- und Querschnittsanalysen kombinieren, werden daher Unternehmensmeldungen aus der Datengrundlage häufig explizit ausgeschlossen wie beispielsweise von Kerssenfischer und Schmelting (2022, S. 20), die hochfrequente Preisänderungen infolge von makroökonomischen Nachrichten für den

Kapitalmarkt der USA sowie den Euroraum untersuchen. Sie merken an, dass sie eine starke Marktbewegung am 17. Oktober 2002 identifizieren, die wahrscheinlich auf eine höher als erwartete Gewinnankündigung von IBM zurückzuführen ist. Ogneva und Xia stellen anhand der größten 100 im S&P 500 Index vertretenen Unternehmen fest, dass Gewinnankündigungen einen Index signifikant beeinflussen können. Die mittlere Volatilität und das mittlere Umsatzvolumen liegen in der gleichen Größenordnung wie nach der Bekanntgabe makroökonomischer Nachrichten. Diese Beobachtungen sind nicht allein durch die Gewichtung in dem Index zu erklären (2021, S. 2–3) und sind rational nicht begründbar. Der Einfluss von Gewinnankündigungen großer Unternehmen auf den Marktindex motiviert die Untersuchung einer möglichen Wirkung von Veröffentlichungen publikationspflichtiger Unternehmensmeldungen auf das Marktrisiko.

Ramiah und Davidson weisen mit dem von ihnen entwickelten verhaltensökonomischen Information-Adjusted Noise Model, abgekürzt IANM, nach, dass Veröffentlichungen publikationspflichtiger Unternehmensmeldungen am australischen Aktienmarkt zu Über- und Unterreaktionen sowie zu verhaltensökonomischen Fehlbewertungen, bei denen sich der Kurs vom fundamental gerechtfertigtem Wert weiter entfernt, führen und können somit indirekt auf Noise Trader Aktivität schließen (2007, S. 209–210). In der Modellvorstellung des IANM entsteht Noise durch fehlerhafte Interpretation der Unternehmensmeldung am Veröffentlichungstag. Nur der Tag der Veröffentlichung wird als Variable berücksichtigt. Der Inhalt der Meldung wird nicht bewertet (Ramiah & Davidson, 2007, S. 209–210). Das IANM wird in der Dissertation mit der Annahme erweitert, dass eine Veröffentlichung sowohl im Längsschnitt, das heißt zeitversetzt bis zu drei Tage vor oder nach der Bekanntmachung, als auch im Querschnitt, das heißt bei mehreren anderen Unternehmen, eine Reaktion auslösen kann. Die mit den erweiterten Annahmen beobachteten statistisch signifikanten Reaktionen sind nicht rational erklärbar, sondern als reiner Noise zu bewerten. Eine weitere Annahme in der Dissertation ist, dass die Nachrichten nach Meldungsarten unterschieden werden. Eine Ad-hoc-Mitteilung kann bei den Marktteilnehmern möglicherweise in eine andere Stimmung erzeugen als ein erwarteter Quartalsfinanzbericht. Es ist ebenso denkbar, dass Aktienkäufe von Führungskräften des eigenen Unternehmens eine andere Signalwirkung haben als Netto-Leerverkaufsmittelungen.

Das Noise-Trader-Risiko beinhaltet nach der Vorstellung von Black weder einen einzelnen noch eine kleine Anzahl von Risikofaktoren, sondern aggregiert Risikofaktoren, die zum

Marktrisiko beitragen. Der Noise in den Wertpapierkursen wird dabei kausal durch ein diversifiziertes Feld von voneinander unabhängigen Noise-Elementen verursacht (1986, S. 530). Von Black wird somit ein kausaler Zusammenhang von dem ursächlichen Noise-Feld und dem resultierenden Noise in den Wertpapierkursen postuliert. Nur der im Noise-Feld enthaltene systematische Noise bewirkt das Noise-Trader-Risiko. Deshalb kann aufgrund von Noise wie auf Informationen basierend gehandelt werden (Black, 1986, S. 531). In der BCAPT interagieren Noise-Trader mit Information-Tradern und das CAPM wird um, durch Noise-Trader verursachte, Ineffizienz erweitert (Shefrin & Statman, 1994, S. 323–325). Das CAPM gilt für effiziente Wertpapierkurse. Wenn jedoch die Wertpapierkurse ineffizient sind, dann entsteht aufgrund von Handelsaktivitäten der Noise-Trader eine zusätzliche anomale Rendite, die aus dem Produkt einer Beta-Korrektur mit der Überschussrendite, das heißt der Differenz des Proxys für die Marktrendite und dem Zinssatz einer sicheren Anlage, besteht (Shefrin & Statman, 1994, S. 341). Der Teilbereich der BCAPT, der den funktionalen Zusammenhang von der Wertpapierrendite mit der anomalen Rendite beschreibt, wird analog zu Statman (1999, 21-11) in dem folgenden Text als Behavioral Asset-Pricing Model bezeichnet und mit BAPM abgekürzt.

Alle durch Noise Trader verursachten Risiken subsumieren in dem BAPM zum Noise Trader Risiko und werden als faktorbasierte Risiken bzw. Faktorriskien angesehen. Wie die einzelnen Risiken zum Noise Trader Risiko aggregieren, ist nicht bekannt und könnte additiv, multiplikativ oder in anderer funktionaler Form erfolgen. Das Noise Trader Risiko addiert sich mit dem durch Informationen verursachten Risiko, das den Betafaktor als Risikomaß besitzt und in dem folgenden Text als Betarisiko bezeichnet wird, zu dem Marktrisiko.

Antony gelangt in ihrer Übersichtsstudie zu dem Ergebnis, dass die Verhaltensökonomie eine komplementäre Ergänzung zu der neoklassischen Finanzwissenschaft darstellt (2020, S. 6). Mit dem Noise Trader Risiko steht das BAPM jedoch im Widerspruch zu der neoklassischen Sichtweise. Fama und French zeigen, dass der Betafaktor nur einen geringen Erklärungsbeitrag zu der Wertpapierrendite leistet (1992, S. 438–440). Als rational begründbare Risikofaktoren mit hohem Erklärungsbeitrag zur Wertpapierrendite erweisen sich die Unternehmensgröße, die als „Size“ bezeichnet und mit der Marktkapitalisierung gemessen wird, und das Verhältnis von dem Buchwert zum Marktwert umlaufender Aktien bzw. das Buchwert-Marktwert-Verhältnis (Fama & French, 1992, S. 449–451, 1995, S. 143). Aus den Risikofaktoren für das Marktrisiko, der Marktkapitalisierung und dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis wurde von Fama und French das „Drei-Faktoren-Modell“ entwickelt (1995, S. 131). Nur neue und unerwartete

Informationen bewirken nach der neoklassischen Sichtweise eine Änderung des fundamental angemessenen Wertpapierpreises (Mankiw & Taylor, 2016, S. 781; Mishkin, 2019, S. 205). Nach dem BAPM subsumieren beide Risikofaktoren zum Noise Trader Risiko und werden durch die Elemente des Noise-Feldes und nicht durch Informationen verursacht. Das verhaltensökonomische BAPM und das neoklassische Drei-Faktoren-Modell stehen bezüglich dieser Risikofaktoren in einem Widerspruch zueinander.

Unabhängig von dem aufgezeigten Widerspruch vermutet Statman, dass in dem Kontext des Drei-Faktoren-Modells mit den Größen Size und Buchwert-Marktwert-Verhältnis nicht das Risiko, sondern wahrscheinlich Affektivität gemessen und wird (2004, S. 17–18). Shefrin (2015, S. 205–206) stellt fest, dass wegen fehlender theoretischer Begründung in der akademischen Gemeinschaft eine Diskussion entsteht, ob die empirischen Risikofaktoren eine völlig rationale Preisbildung oder vielmehr verhaltensökonomische Verzerrungen widerspiegeln. Mit der Dissertation soll ein Erklärungsansatz für den aufgezeigten Widerspruch bzw. die von Statman aufgestellte Vermutung angeboten werden. Im theoretischen Teil wird untersucht, ob sich das Noise Trader Risiko in faktorbasierte Marktrisiken aufteilen lässt. Im empirischen Teil wird analysiert, ob für faktorbasierte, mit den Unternehmensmeldungen verbundene beziehungsweise auf Noise basierende, Risiken signifikante Korrelationsbeziehungen nachweisbar sind. Wenn die Korrelationsbeziehungen signifikant und theoretisch begründbar sind, dann kann auf einen kausalen Zusammenhang für die identifizierten Risiken geschlossen werden.

Shefrin und Statman prognostizieren eine Entwicklung der von ihnen entwickelten Behavioral Portfolio Theory, abgekürzt BPT, zu einem Gleichgewichtsmodell, welches das BAPM erweitert (2000, S. 150). Im Gestaltungsteil werden Möglichkeiten für die ökonomische Nutzung der identifizierten faktorbasierten Marktrisiken im Rahmen des Portfoliomanagements diskutiert. Das hierbei vorgestellte Portfolio basiert auf einem modifiziertem BAPM und beinhaltet auch die Annahmen der BPT.

3 Erkenntnisinteresse und Relevanz der Arbeit

3.1 Einordnung in Themengebiete

Wenn sich Unternehmensmeldungen als potenziell kursrelevant für Unternehmen erweisen, die nicht von den Meldungen betroffen sind, dann fordert dies die Effizienzmarkthypothese

heraus. Während rationale Akteure ihre Entscheidungen nach Rendite und Risiko abwägen und nicht basierend auf unternehmensspezifischen Meldungen für ein anderes Unternehmen handeln würden, könnten Noise-Trader durch die unternehmensspezifischen Meldungen für ein anderes Unternehmen zu Transaktionen motiviert werden. Wenn die Noise-Trader die Meldungen gleichsinnig interpretieren, dann sind die Meldungen systematische Risiken.

In der Dissertation wird mit dem von Ramiah und Davidson (2007, S. 209–210) entwickelten IANM empirisch untersucht, ob Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen statistisch signifikant mit den anomalen Rendite korrelieren. Die Unternehmensmeldungen fungieren als die von Black definierten Noise-Elemente (1986, S. 530). Die anomale Rendite ist in dem von Shefrin und Statman konzipierten BAPM linear abhängig von dem Marktrisiko. Bei der Interaktion zwischen Noise-Tradern und Information-Tradern vergütet die anomale Rendite als Prämie das Noise-Trader-Risiko, welches durch die Noise-Trader erzeugt wird (1994, S. 341–343).

Black betont, dass die Noise-Trader auf Grundlage von Noise genauso handeln, wie die Information-Trader basierend auf Information agieren (1986, S. 531). Dies legt die Vermutung nahe, dass sich das aus dem BAPM ergebende Noise Trader Risiko in faktorbasierte Risiken aufteilen lässt. Zudem vermutet Statman, dass Size und Buchwert-Marktwert-Verhältnis, die im Drei-Faktoren-Modell als Faktoren enthalten sind, nicht das Risiko sondern die Affektivität messen (2004, S. 17–18). Ob sich die Vermutungen erhärten oder bestätigen lassen, wird im theoretischen Teil der Dissertation untersucht. Im Gestaltungsteil wird ein Verhaltensmodell als ein Erklärungsansatz für die theoretischen Erkenntnisse und empirischen Ergebnisse vorgestellt. Im Gestaltungsteil wird weiterhin erläutert, wie basierend auf der BPT die anomalen Renditen bzw. die Noise Trader Risikoprämien ökonomisch genutzt werden können.

Zusammenfassend lässt sich die Dissertation in die Themengebiete

- Noise Trader
- Information-Adjusted Noise Model (IANM)
- Behavioral Asset-Pricing Model (BAPM)
- Behavioral Portfolio Theory (BPT)

einordnen und die JEL-Klassifizierung G11, G12 und G41 vergeben.

3.2 Forschungsrelevanz

Die Dissertation soll einen Beitrag zu einem weitergehenden Verständnis des Noise-Trader-Risikos leisten. Es wird untersucht, ob Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten ggf. in Abhängigkeit mit anderen Risikofaktoren im Längsschnitt und bzw. oder im Querschnitt eine anomale Rendite hervorrufen und welche Verhaltensweisen der Marktteilnehmer einen Ansatz für eine Erklärung dieses Phänomens bieten.

Eine Ausdifferenzierung des Noise-Trader-Risikos des BAPM in faktorbasierte Marktrisiken könnte eine Unterstützung für die Vermutung von Statman (2004, S. 17–18) sein, dass in dem Drei-Faktoren-Modell die Faktoren Size und Buchwert-Marktwert-Verhältnis nicht Risiken, sondern vielmehr Affektivität messen. Wie in dem Kapitel zur Problemstellung erläutert, entsteht ein Widerspruch zwischen dem BAPM und dem Drei-Faktoren-Modell. In der Dissertation wird ein Lösungsansatz anhand eines erweiterten neoklassischen Verhaltensmodells aufgezeigt. Damit liefert die Dissertation ein Beitrag zu der Diskussion (Shefrin, 2015, S. 205–206), ob die empirischen Risikofaktoren eine völlig rationale Preisbildung widerspiegeln oder stattdessen aus verhaltensökonomischen Verzerrungen resultieren.

Shefrin und Statman geben als Ausblick auf weiterführende Forschung zur BPT die Entwicklung hin zu einem Gleichgewichtsmodell an, welches das BAPM erweitert (2000, S. 150). Das in dem Gestaltungsteil diskutierte zero-beta BAPM beinhaltet die Annahmen der BPT und könnte möglicherweise eine spezielle Realisierung eines BPT-Gleichgewichtsmodells sein.

Die für die Dissertation konzipierte und angewendete empirische, innovative Methodik zur Untersuchung von faktorbasierten Marktrisiken kann einen Beitrag leisten, andere Faktoren, deren empirische Befunde nicht eindeutig sind oder die in der wissenschaftlichen Literatur kontrovers diskutiert werden, statistisch zu analysieren und als faktorbasierte Noise Trader Risiken zu beurteilen.

3.3 Praxisrelevanz

Für Anleger, die im Rahmen des Portfoliomanagements an einer ökonomischen Nutzung des Noise-Trader-Risikos interessiert sind, werden verhaltensökonomische Zwei-Faktoren-Modelle entwickelt, die das BAPM mit dem zero-beta CAPMs von Black (1972, S. 450) kombinieren. Als Anwendung einer risikobasierten Asset-Allocation-Investmentstrategie kann das zero-beta BAPM ein geringeres Risiko bei gleicher Rendite wie das CAPM erzielen. In der Variante

als Anwendung einer Factor-Investing-Investmentstrategie entspricht ist das zero-beta BAPM ein Spezialfall der von Shefrin und Statman entwickelten "Behavioral Portfolio Theory with multiple accounts", abgekürzt BPT-MA (2000, S. 141–144). Während mit der Umsetzung des BPT-MA als Handelsstrategie die Akteure ihre Portfolios in mentale Konten aufteilen und die Kovarianzen der mentalen Konten ignorieren (Shefrin & Statman, 2000, S. 128), erweist sich in dem zero-beta BAPM die mentale Buchführung nicht als nachteilige kognitive Verzerrung. In dem zero-beta BAPM werden anomale Renditen und weitere Kovarianzen von Wertpapieren berücksichtigt, woraus bei ineffizienten Kursen die stochastische Dominanz gegenüber dem CAPM resultiert.

4 Zielstellung der Dissertation

4.1 Ziele und neue erwartete Erkenntnisse und Ergebnisse

Das Hauptziel ist die Identifikation von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungsarten, deren Veröffentlichungen faktorbasierte Marktrisiken sind. Damit sollen durch Noise kausal verursachte Faktorrisiken nachgewiesen werden.

Das Hauptziel wird in folgende Teilziele herunter gebrochen:

- Das theoriegeleitete Ziel ist eine Ausdifferenzierung der anomalen Rendite in faktorbasierte Marktrisiken.
- Die empiriegeleitete Zielstellung ist der statistisch signifikante Beleg von Korrelationen von Veröffentlichungen publikationspflichtiger Unternehmensmeldungsarten mit Änderungen der Beta-Korrektur.
- Das gestaltungsgeleitete Ziel für die Forschung ist ein Verhaltensmuster zu beschreiben, das einen Lösungsansatz für den Widerspruch von BAPM und Faktormodellen bietet.
- Die gestaltungsgeleitete Zielstellung für die Praxis ist die Konzeption von Portfolios, die das Noise-Trader-Risiko nutzbar machen.

Die Ausdifferenzierung der anomalen Rendite werden faktorbasierte Marktrisiken bestimmt und gleichzeitig theoretisch fundiert.

Die empirische Analyse ermittelt statistisch signifikante Korrelationsbeziehungen für die Meldungsarten, im Längsschnitt und im Querschnitt. Dabei wird untersucht, ob Noise mit einer

Reaktion korreliert. Die Korrelationsbeziehungen werden in Abhängigkeit von dem Marktungleichgewicht analysiert, da in dem Ungleichgewichtszustand alle Handelsaktivitäten als Noise qualifiziert werden können. Es werden Abhängigkeiten mit anderen Risikofaktoren untersucht, um Beziehungen von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen mit den anderen Risikofaktoren aufzudecken, die dabei unterstützen können, das Verhalten der Akteure noch tiefergehend zu erklären.

Die Risiken, die im empirischen Teil statistisch signifikante Korrelationen zeigen, und die im theoretischen Teil fundiert werden, sind damit als durch Noise verursachte faktorbasierte Marktrisiken nachgewiesen. Ansätze für eine Erklärung des Verhaltens der Akteure werden basierend auf den statistisch signifikanten Korrelationsbeziehungen angeboten.

In dem gestaltungsgeliteten Teil für die Forschung wird eine Erweiterung des neoklassischen Verhaltensmodells herausgearbeitet, das einen Lösungsansatz für den Widerspruch von BAPM und den neoklassischen Faktormodellen bietet.

In dem gestaltungsgeliteten Teil für die Praxis werden Investmentstrategien konzipiert, die faktorbasierten Marktrisiken für eine Risikominimierung oder für eine Renditeoptimierung nutzen.

4.2 Inhaltliche Abgrenzung

In der Dissertation wird untersucht, ob die Veröffentlichung von Unternehmensmeldungen im Zeitraum von 2013 bis 2019 am deutschen Aktienmarkt zu einem faktorbasierten Marktrisiko beitragen. Es werden publikationspflichtige Unternehmensmeldungen für den Sekundärmarkt betrachtet, da sie potenziell kursrelevant sind. Makroökonomische Meldungen sind nicht unternehmensspezifisch, sondern wirken im Marktquerschnitt und werden daher nicht in die Untersuchung einbezogen.

In dem theoretischen Teil wird das Noise-Trader-Risiko des verhaltensökonomischen BAPM in faktorbasierte Marktrisiken ausdifferenziert. Im empirischen Teil wird mit dem IANM analysiert, ob Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen mit anomalen Renditen korrelieren. Das IANM wird mit rollierendem Zeitfenster und täglichen Beobachtungen realisiert. Die Annahmen des IANM werden gelockert, so dass sowohl zeitversetzte Korrelationen im Längsschnitt als auch Korrelationen mit anderen Unternehmen im Querschnitt aufgespürt werden

können. Weiterhin wird geprüft, ob die Korrelationen in einem ineffizienten Zustand des Marktes und ob Abhängigkeiten mit anderen Risikofaktoren beobachtbar sind.

Leerverkäufe werden in unbeschränkter Höhe zugelassen. Informationsbeschaffungskosten, Transaktionskosten oder sonstige Friktionen werden nicht berücksichtigt.

5 Aufbau der Dissertation

In dem folgenden Kapitel zum Stand der Forschung wird ein Überblick gegeben, wie sich die Dissertation in die aktuelle Forschungslandschaft eingeordnet, die Forschungslücke dargestellt, die Forschungsfrage abgeleitet und in Subforschungsfragen detailliert.

In dem Kapitel der theoretischen Ausführungen werden neoklassische Faktormodelle und verhaltensökonomische Kapitalmarktmodelle diskutiert. Es werden Anomalien aufgelistet und Marktzustände beschrieben. In dem Kapitel werden die Konzepte und Erkenntnisse zu den angesprochenen Themenbereichen zusammengestellt und damit das Fundament gelegt, für die in den folgenden Kapiteln dargelegten theoretischen und empirischen Analysen sowie Schlussfolgerungen.

Das in dem BAPM enthaltene Marktrisiko wird in dem Kapitel der Konklusion des Theoretischen Teils in faktorbasierte Marktrisiken ausdifferenziert und das BAPM als zero-beta BACPM dargestellt. Weiterhin wird der in Indizes enthaltene relative Anteil der anomalen Rendite mit Literaturwerten abgeschätzt.

In dem empirischen Teil wird zunächst die Anwendbarkeit des IANM geprüft. Dann wird die Korrelation von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten und Beta-Korrekturänderungen als gepoolte Panelregression mit der Methode der kleinsten Quadrate analysiert. Mit aufeinander aufbauenden Untersuchungen werden diejenigen Meldungsarten herausgefiltert, die statistisch signifikante Korrelationen im Längsschnitt und im Querschnitt sowie bei Ineffizienz zeigen. Um ein tiefergehendes Verständnis zum Verhalten der Marktteilnehmer zu erlangen, wird das Auftreten von weiteren Anomalien beziehungsweise Abhängigkeiten mit anderen Faktoren analysiert.

In dem Gestaltungsteil werden Lösungsansätze für ein Portfoliomanagement, dass das Noise Trader Risiko berücksichtigt, diskutiert. Aus der zero-beta BAPM Darstellung wird sowohl ein

risikominimiertes als auch renditeoptimiertes Portfolio vorgestellt, die beide die Annahmen der BPT erfüllen. Die identifizierten faktorbasierten Marktrisiken werden in Beziehung zu dem Drei-Faktoren-Modell und dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart gesetzt und als Schlussfolgerung das neoklassische Verhaltensmodell erweitert. Die Anwendbarkeit des modifizierten IANM für die Prüfung, von in der wissenschaftlichen Literatur kritisch diskutierten, Risikofaktoren wird diskutiert.

In dem Schlussteil wird das Vorgehen von der Problemstellung bis zu Lösung umrissen und die wesentlichen Ergebnisse und Erkenntnisse zusammengefasst. Die Beiträge der Dissertation für die aktuelle Forschung und der praktische Mehrwert für das Portfoliomanagement werden erläutert. Weiterhin wird ein Ausblick auf künftige Forschungsvorhaben gegeben.

II THEORETISCHER TEIL

1 Stand der Forschung

1.1 Aktuelle Entwicklungen

1.1.1 Entwicklung von der Wissenschaftlichen Finanzanalyse zur Behavioral Finance

Spremann und Gantenbein (2019, S. 225) teilen finanzwissenschaftliche Untersuchungen in drei Zeitabschnitte ein, in denen bestimmte Theorien im Vordergrund stehen:

- 1930-1960 Wissenschaftliche Finanzanalyse,
- 1960-1990 Moderne Portfoliotheorie und
- ab 1990 zunehmend empirische Forschungen und der Einsatz von Faktormodellen.

Die von Graham begründete wissenschaftliche Finanzanalyse, beinhaltet drei funktionale Analysebereiche. In der deskriptiven Analyse werden kursrelevante Informationen eines Unternehmens zusammengestellt. Sodann werden Stärken und Schwächen des betrachteten Unternehmens in Bezug auf vergleichbare Unternehmen herausgearbeitet und Faktoren, die die künftige Entwicklung beeinflussen könnten, evaluiert (Graham & Dodd, 2009, S. 62). In der selektiven Analyse wird der innere Wert, englisch „Intrinsic Value“, basierend auf der zukünftigen Ertragskraft ermittelt und die Abweichung des inneren Wertes von dem Marktpreis bestimmt (Graham & Dodd, 2009, S. 64–65). Mit der kritischen Analyse wird hinterfragt, ob die Daten auf denen sich die Auswertungen und die Berechnungen stützen, unter der Einhaltung und der korrekten Anwendung der anerkannten Standards und Regeln der Buchführung ermittelt wurden (Graham & Dodd, 2009, S. 73–74). Das Ergebnis ist eine Bewertung des Wertpapiers, die von der Einschätzung der übrigen Marktteilnehmer zum Analysezeitpunkt abweicht. Es wird jedoch angenommen, dass im Zeitverlauf auch die anderen Marktteilnehmer die Bewertung immer mehr als korrekt ansehen und sich dementsprechend der Marktpreis dem inneren Wert nähern wird (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 226). Die Risiken der einzelnen Unternehmen werden getrennt voneinander betrachtet und keine Korrelations- oder Diversifikationseffekte berücksichtigt.

In der von Markowitz begründeten „Modernen Portfoliotheorie“ werden aus den Aktienrenditen, Varianzen und Kovarianzen diversifizierte Portfolios bestimmt (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 230). Tobin ergänzte die Theorie um eine risikofreie Anlage und erkannte, dass im Gleichgewicht ein effizientes Portfolio existiert, das aus der risikofreien Anlage und allen risikobehafteten Wertpapieren besteht. Effizient ist ein Portfolio, wenn es zu dem spezifischen Portfolio-Risiko kein weiteres Portfolio mit einer höheren Portfolio-Rendite bzw. zu der spezifischen Portfolio-Rendite kein weiteres Portfolio mit einem geringeren Portfolio-Risiko gibt. Das risikobehaftete Portfolio wird als Marktportfolio bezeichnet (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 231). Die Überrendite des Marktportfolios ist die Marktportfolio-Rendite abzüglich der Rendite der sicheren Anlage in einer Periode (Bodie, Kane & Marcus, 2021, S. 130).

In dem zweiten Zeitabschnitt ist die neoklassische Finanzwissenschaft die vorherrschende Sichtweise, die in dem dritten Zeitabschnitt durch Resultate empirischer Forschungen und neuer Theorien immer stärker herausgefordert wird.

Nicht nur an den Kapitalmärkten tendieren die Investoren zu regelbasierten Anlageentscheidungen anhand von Risikofaktoren. Auch die wissenschaftliche Forschung beschäftigt sich immer stärker mit der Entdeckung und dem Nachweis von neuen Risikofaktoren (Bruns & Meyer-Bullerdiel, 2020, S. 278), wie in den folgenden Ausführungen dargestellt wird.

Die Verbreitung von Computern, Statistikprogrammen und Datenanbietern führt verstärkt zu einer intensiven empirischen Forschung. Dabei wird nach Faktoren oder Kombinationen von Faktoren gesucht, mit denen zu einem gegebenen Risiko eine höhere Rendite als die Marktportfolio-Rendite erzielt werden kann (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 232). Ein Risikofaktor ist definiert als eine Variable mit einer im Zeitverlauf unvorhersehbaren Entwicklung. Ein Risikofaktor soll dazu beitragen können, die Renditeentwicklung im Querschnitt, der aus den Wertpapieren besteht, zu erklären (Harvey, Liu & Zhu, 2016, S. 9).

Während bis ungefähr dem Jahr 1990 nur wenige Risikofaktoren aus den Themenbereichen der wissenschaftlichen Finanzanalyse und der modernen Portfoliotheorie untersucht wurden, hat sich seitdem die Forschung über Risikofaktoren rasant entwickelt. Zu diesem Ergebnis gelangen Harvey et al. in ihrer Studie aus dem Jahr 2016, die Publikationen von Querschnittanalysen untersucht, und stellen fest, dass in der frühen Periode von 1980 bis 1991 ein neuer Risikofaktor pro Jahr empirisch untersucht wurde. In dem Zeitraum von 1991 bis 2002 stieg die Anzahl dann auf durchschnittlich fünf untersuchte Risikofaktoren. In den darauffolgenden

neun Jahren von 2004 bis 2013 konnte ein starker Anstieg auf durchschnittlich 18 untersuchte Risikofaktoren pro Jahr beobachtet werden. Die kumulierte absolute Anzahl von 164 Risikofaktoren verdoppelt nahezu die Summe der, in den vorhergehenden Jahren untersuchten, 84 Risikofaktoren. Hierbei sind weitere 68 Risikofaktoren, die bis dahin nur als Diskussionspapiere veröffentlicht wurden, nicht berücksichtigt. Von diesen insgesamt 316 Risikofaktoren werden 113 Faktoren bzw. 36 % als Proxys für Risikoquellen, die Renditemuster erzeugen, kategorisiert. 203 Faktoren bzw. 64% werden als Proxys für unternehmensspezifische oder portfolio-individuelle Risikoquellen klassifiziert (2016, 22–23).

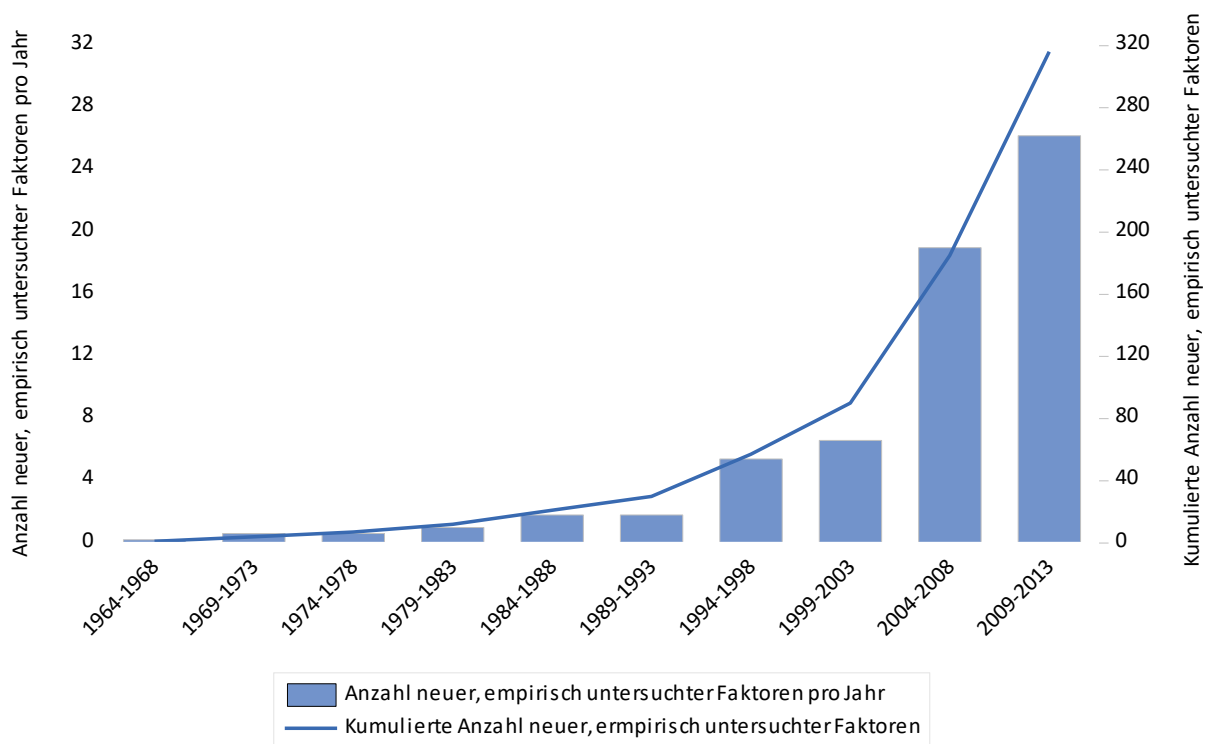


Abbildung 5: Anzahl neuer, empirisch untersuchter Faktoren (Quelle: eigene Darstellung nach Harvey et al. (2016, Tabelle 6, S. 38-44 und Factor-List) [abgefragt am 24.05.2021])

Mit dem zunehmenden Forschungsinteresse an der Entdeckung von neuen Risikofaktoren, wird die Identifikation von echten Risikofaktoren und ihre Unterscheidung von statistischen Artefakten immer stärker als ein Problem angesehen. Harvey et al. nehmen an, dass nur eine geringe Anzahl von Risikofaktoren wirklich existiert (2016, S. 36). Eine umfangreiche Suche mit vielen Variablen, die unterschiedlich kombiniert sind, und zudem noch lange Lag-Strukturen aufweisen, wird mit großer Wahrscheinlichkeit ein gutes Schätzungsergebnis erzielen. Je mehr unabhängige Suchschritte durchgeführt werden, desto größer wird die Wahrscheinlichkeit scheinbar gute Modelle mit statistischer Signifikanz zu finden, ohne dass ein inhaltlich kausaler Zusammenhang besteht (Schröder, 2012, S. 356-357). Harvey et al. empfehlen daher, höhere Anforderungen an die statistische Signifikanz von neu entdeckten Risikofaktoren zu stellen.

Für theoretisch fundierte Risikofaktoren brauchen diese Anforderungen nicht so streng zu sein, wie für nur empirisch identifizierte Risikofaktoren (2016, S. 7 und S. 37). Nach Meinung von Harvey et al. ist ein häufig in empirischen Untersuchungen verwendeter t-Wert von 2,0 als Signifikanzniveau für einen neu entdeckten Risikofaktor nicht mehr angemessen. Ein neu entdeckter Risikofaktor sollte einen t-Wert besitzen, der größer als 3,0 ist, was einem p-Wert von 0,27 % für einen zweiseitigen Vertrauensbereich entspricht (2016, S. 37).

Da in den empirischen Untersuchungen häufig Abweichungen zu der Effizienzmarkthypothese festgestellt werden, die zu Kapitalmarktmodellen wie dem CAPM, dem Drei-Faktorenmodell von Fama und French, sowie dem Vier-Faktorenmodell von Carhart inkonsistent sind und sich als persistente Anomalien manifestieren (Ramiah et al., 2015, S. 91; Statman, 1999, S. 19), werden die Effizienzmarkthypothese und das CAPM, im besonderen Maße seit der globalen Finanzkrise, immer mehr hinterfragt (Ramiah et al., 2015, S. 90).

Während in der neoklassischen Vorstellung die Akteure rational gemäß dem Verhaltensmodell des Homo Oeconomicus agieren, steht in der verhaltensorientierten Finanzmarktökonomie, im britischen Englisch als „Behavioural Finance“ und variiert im amerikanischen Englisch als „Behavioral Finance“ bezeichnet, das Verhalten der Akteure im Fokus des Forschungsinteresses, da das beobachtete Verhalten häufig dem Verhaltensmodell eines Homo Oeconomicus widerspricht (Pelzmann, 2012, S. 9). Die Behavioral Finance versucht die Verhaltensweisen der Akteure zu erklären und deren Auswirkung auf den Kapitalmarkt zu beschreiben, wobei sie die Erkenntnisse der verhaltenswissenschaftlichen Psychologie und der kognitiven Psychologie einbezieht. Durch Modellierung psychodynamischer und behavioristischer Komponenten kann die Behavioral Finance als Erweiterung der Kapitalmarkttheorie angesehen werden (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 164). An der Anzahl wissenschaftlicher Publikationen lässt sich ersehen, dass die Behavioral Finance immer mehr an Aufmerksamkeit gewinnt. Von 1995 bis 2013 wurden insgesamt 347 Artikel publiziert. Ab dem Jahr 2004 erschienen jedes Jahr mehr als zehn, ab 2007 mehr als 20 und ab 2009 mehr als 40 Journalbeiträge (Huang, Shieh & Kao, 2016, S. 94). Da die meisten Journalartikel aus den USA stammen, wird in dem folgenden Text die amerikanische Schreibweise von Behavioral Finance verwendet. Das zunehmende Forschungsinteresse wird nach Meinung von Huang et al. auch durch die weltweit prosperierenden Finanzmärkte unterstützt (2016, S. 98).

Für Ramiah et al. sind Effizienzmarkthypothese und das CAPM die Grundpfeiler der neoklassischen Finanzwissenschaft. Gemäß der Effizienzmarkthypothese spiegeln sich alle verfügbaren

Informationen in den Wertpapierkursen vollständig wider, dass die Akteure die Informationen rational verarbeiten. Die Ergebnisse der neoklassischen Finanzwissenschaft fassen sie wie folgt zusammen (2015, S. 90):

- Der Marktwert und der Fundamentalwert eines Wertpapiers stimmen überein.
- Die Finanzmärkte reagieren schnell auf neue Informationen.
- Die Wertpapierkurszeitreihen folgen einem Random Walk Prozess, da die Zeitpunkte für die Bekanntgabe von neuen Informationen nicht vorhersehbar sind.
- Kein Investor kann dauerhaft eine höhere als die risikoadjustierte Rendite erwirtschaften.

Nach Statman beinhaltet die neoklassische Finanzwissenschaft fünf Grundprinzipien, die die Rolle der Marktteilnehmer stärker betonen (2019, S. xi):

- Die Marktteilnehmer verhalten sich rational.
- Die Marktteilnehmer konstruieren rendite-varianzeffiziente Portfolios.
- Die Marktteilnehmer sparen und konsumieren gemäß der Lebenszyklushypothese.
- Die erwarteten Renditen von Investitionen ergeben sich aus dem CAPM. Abweichungen der erwarteten Renditen sind nur durch Risikounterschiede bestimmt.
- Die Märkte sind effizient in dem Sinne, dass die Preise mit den fundamentalen Werten übereinstimmen und, dass es kaum möglich ist, dauerhaft eine höhere Rendite als die Marktrendite zu erwirtschaften.

Während Ramiah et al. den Kursänderungen ein stärkeres Gewicht geben (schnelle Reaktion der Märkte und Kurszeitreihen folgen einem Random Walk Prozess), wird von Statman der Schwerpunkt auf die Vermögensanlage gelegt.

Während für Ramiah et al. (2015, S. 91) die beobachteten Anomalien mit irrationalem Verhalten verbunden sind, modelliert Statman in der Verhaltensökonomie ein „normales“ Verhalten (1999, S. 20) und definiert die folgenden fünf Grundprinzipien der Verhaltensökonomie (2019, S. xi):

- Die Marktteilnehmer verhalten sich normal.
- Die Marktteilnehmer konstruieren Portfolios, die Bedürfnisse wie soziale Verantwortung und sozialen Status erfüllen sollen.
- Die Marktteilnehmer sparen und konsumieren gemäß der Lebenszyklushypothese, was durch eine schwache Selbstbeherrschung behindern kann.

- Die erwarteten Renditen von Investitionen ergeben sich aus dem CAPM. Abweichungen der erwarteten Renditen sind nicht nur durch Risikounterschiede bestimmt, sondern auch durch verschiedene Niveaus von sozialer Verantwortung und sozialem Status.
- Die Märkte sind nicht effizient in dem Sinne, dass die Preise mit fundamentalen Werten übereinstimmen, aber sie sind in dem Sinne effizient, dass es kaum möglich ist, dauerhaft eine über die Markttrendite hinausgehende Renditen zu erwirtschaften.

Mit den Grundprinzipien werden insbesondere die folgenden Themenfelder angesprochen:

- Zusammenhang von Nachrichten und Marktbewegungen
- Noise Trader
- Behavioral Portfolio Theory
- Noise Trading Kapitalmarktmodelle

Diese Themenfelder beinhalten die in der Dissertation behandelten Themen. Die neueren Forschungsentwicklungen in diesen Themenfeldern werden in folgenden vier Abschnitten aufgezeigt.

1.1.2 Welche Nachrichten bewegen die Kapitalmärkte?

Mit der Entdeckung des Umkehrzinssatzes, in Englisch „Reversal Interest Rate“ bezeichnet, könnten Leitzinsanpassungen durch die Zentralbanken von den Marktteilnehmern künftig eine andere Bedeutung beigemessen werden. Wenn sich das Zinsniveau dem Umkehrzinssatz annähert, dann erzeugen monetäre Maßnahmen der Zentralbanken nicht mehr den Stimulus für eine Expansion, sondern bewirken eine wirtschaftliche Kontraktion. Für den Euro-Raum wird mit Modellsimulationen ein Umkehrzinssatz von ungefähr -1 % ermittelt (Darracq Pariès, Kok Sørensen & Rottner, 2021, S. 2). Die Börsenstimmung bzw. der Sentiment könnte künftig möglicherweise auch den von den Marktteilnehmern geschätzte Abstand zum Umkehrzinssatz mit einbeziehen.

Ogneva und Xia stellen für die 100 Unternehmen, die im S&P 500 Index mit der größten Marktkapitalisierung vertreten sind, fest, dass Gewinnankündigungen den Index signifikant beeinflussen. Die durchschnittliche Volatilität von Gewinnankündigungen beträgt 21 % von der gemittelten Volatilität von makroökonomischen Nachrichten. Das durchschnittliche Umsatzvolumen von Gewinnankündigungen beträgt 47 % des mittleren Umsatzvolumens von

makroökonomischen Nachrichten. Die Beobachtungen lassen sich nicht durch die mechanische Wirkungen der hohen Gewichtung auf den Index erklären (2021, S. 2–3) und sind rational nicht begründbar.

Altavilla, Giannone und Modugno weisen nach, dass US-amerikanischen makroökonomische Nachrichten rund 10 % die täglichen Veränderungen von Anleiherenditen erklären können (2017, S. 32). Der Erklärungsgehalt für die täglichen Änderungen des S&P 500 Aktienindex ist niedriger und liegt bei 2 % (Altavilla et al., 2017, S. 41). Kerssenfischer und Schmeling erhalten einen höheren Wert, indem sie den Erklärungsgehalt von makroökonomischen Nachrichten für Aktienkurse und Anleiherenditen für die USA und den Euroraum für den Zeitraum von März 2002 bis September 2020 untersuchen. Dabei stellen sie fest, dass in etwa die Hälfte der Varianz von hochfrequenten Aktienkursänderungen und Renditebewegungen durch die makroökonomischen Nachrichten erklärbar ist (20.05.2022/2022, S. 1–2). Die hochfrequenten Bewegungen sind persistent, nicht transitorisch und können nicht auf kurzfristige Liquiditätseffekte zurückgeführt werden. Die Nachrichten erklären etwas mehr als 40 % der 15-minütigen Bewegungen von amerikanischen Aktienkursänderungen und etwas weniger als 50 % der europäischen Aktienkursänderungen. Innerhalb der folgenden 24 Stunden bleibt der Erklärungsgehalt für die amerikanischen Aktienkursänderungen nahezu gleich und steigt leicht auf knapp unter 50 % an für die europäischen Aktienkursänderungen. Die europäischen Marktteilnehmer benötigen somit mehr Zeit, um die Nachrichten zu verarbeiten. Für längere Zeithorizonte wie Wochen, Monate und Quartale nimmt das Bestimmtheitsmaß sowohl für die amerikanischen wie auch für die europäischen Aktienkursbewegungen leicht ab. Die Aktienkurse zeigen somit einen Mean-Reversion-Effekt nach Nachrichtenergebnissen (Kerssenfischer & Schmeling, 20.05.2022/2022, S. 16–17). Kerssenfischer und Schmeling gelangen zu der Schlussfolgerung, dass sich einerseits die unerwarteten Informationen in den Wertpapierpreisen wieder spiegeln und dass andererseits ungefähr die Hälfte der Varianz der Aktienkurse und Anleiherenditen auf andere Mechanismen wie Noise Trading oder Flows zurückzuführen ist (20.05.2022/2022, S. 27).

1.1.3 Was ist das typische Verhalten eines Noise Traders?

In dem von Bloomfield, O'Hara und Saar durchgeführten Marktexperiment unterscheiden sie drei Arten von Akteuren. Die „Informed Trader“ besitzen kursrelevante Informationen. Die „Liquidity Trader“ handeln aufgrund von exogenen Konsumbedürfnissen und Anforderungen

bezüglich der Risikostreuung. Die „Uninformed Trader“ verfügen weder über kursrelevante Informationen noch verleiten sie exogene Gründe zum Handeln. In dem Marktexperiment wird das Verhalten der „Uninformed Trader“ untersucht (2009, S. 2276–2278). Es stellt sich heraus, dass die „Uninformed Trader“ irrational handeln, indem zu viel und zu häufig handeln und dabei unprofitable antizyklische Investmentstrategien umsetzen. Einerseits wird hierdurch das Umsatzvolumen und die Liquidität erhöht, andererseits wird die Fähigkeit des Marktes auf neue Informationen zu reagieren herabgesetzt (Bloomfield et al., 2009, S. 2300).

Von Baklaci et al. untersuchen die Aktivitäten von Noise-Tradern am türkischen Aktienmarkt (2011, S. 1036). Die Noise-Trader machen sich durch eine Verringerung des Bid-Ask-Spreads bei gleichzeitiger Erhöhung des Handelsvolumens sowie durch einen kurzzeitiges Momentum in dem Autokorrelationsmuster des Bid-Ask-Spreads bemerkbar. Weiterhin wird kurzzeitiger Einfluss der Noise-Trader auf das Handelsvolumen nachgewiesen (Baklaci et al., 2011, S. 1040).

Kholdy und Sohrabian vergleichen die Reaktionen von rationalen Investoren mit Noise-Tradern am Aktienmarkt der USA für die beiden Zeiträume von 1990 bis 2000 und von 2001 bis 2010. Der Markt in dem ersten Zeitraum ist von einer starken wirtschaftlichen Expansion geprägt, während der Markt in dem zweiten Zeitraum durch eine hohe Volatilität gekennzeichnet ist. Für die Untersuchung werden für die rationalen Investoren und die Noise Trader jeweils ein Sentiment Index gebildet (2014, S. 849–852). Der Sentiment Indizes dienen als Proxys für die den Sentiment der rationalen Investoren bzw. den Sentiment der Noise Trader. Es zeigt sich, dass im Zeitraum von 1990 bis 2000 der Sentiment für die Noise Trader einen signifikanten Einfluss auf die Renditen von kleinen, unprofitablen und stark wachsenden Unternehmen hat. Im Zeitraum von 2001 bis 2010 deuten die Ergebnisse eher darauf hin, dass die Aktienrenditen einen Einfluss auf den Sentiment haben als umgekehrt (Kholdy & Sohrabian, 2014, S. 860).

Hirshleifer et al. zeigen, dass Net Operating Asset als ein kumulierendes Risikomaß für die Fehleinschätzung von Investoren verwendet werden kann. Dies ist ein empirischer Beleg für die kumulierende Eigenschaft von Noise (2014, S. 304). Somit halten die Noise Trader an den einmal getroffenen Einschätzungen fest, anstatt ihre Fehleinschätzungen zu erkennen und möglichst schnell selbst zu korrigieren.

Ramiah et al. kommen in ihrer Übersichtsstudie zu dem Ergebnis, dass Noise Trading nicht zu Überreaktionen führt. Es gibt jedoch starke Belege dafür, dass Unterreaktionen mit Noise Trading erklärt werden können (2015, S. 93–94).

In der wissenschaftlichen Literatur wird häufig festgestellt, dass die Entscheidungsfindung von Privatanleger nicht rational ist und sie sich wie „dumme“ Noise Trader verhalten, was Blonski und Blonski zum Anlass nehmen, deren kognitive Kompetenz zur Entscheidungsfindung im Markt von Anlageprodukten für Kleinanleger zu untersuchen (2016, S. 46–47). Dabei werden die Erkenntnisse gewonnen, dass die Privatanleger die Nachrichten passiv verfolgen, jedoch aktiv nach unterspezifischen Informationen suchen, unempfänglich gegenüber potenziellen Überredungskünsten der Banken sind, die Preise von Optionsscheinen verschiedener Anbieter vergleichen, Feedback-Strategien umsetzen und aus Handelserfahrungen lernen. Dabei unterliegen sie jedoch dem Verknüpfungs-Fehlschluss, englisch Conjunction Fallacy, können keine komplexen mathematischen Aufgaben lösen und haben Schwierigkeiten, komplexe Produkte zu verstehen. Damit ziehen Blonski und Blonski das Fazit, dass Privatanleger nicht „dumm“ sind, sondern lediglich bestimmte mathematische Probleme nicht lösen können, die nur für die Erzielung einer höheren Performance relevant sind (2016, S. 63).

Von Qian, Yu und Zhu (2018, S. 918–919) wurde für den chinesischen Markt der A-Shares für den Zeitraum von Januar 2005 bis Dezember 2015 die Effizienz der technischen Analyse von Wertpapieren untersucht. Unternehmen mit niedrigerem Buchwert-Marktwert-Verhältnis, weniger liquide und relativ jüngere Unternehmen einen statistisch signifikanten Beitrag zu der Überschussrendite leisten. Sowohl individuell am Markt agierende Noise Trader als auch institutionelle Investoren richten Handelsentscheidungen nach der Technischen Analyse aus, um die Noise Trader Prämie zu verdienen. Die Untersuchungsergebnisse sind weiterhin ein Indiz dafür, dass mit der Technischen Analyse erzielten Noise Trade Risikoprämien im folgenden Jahr nicht mehr realisierbar werden (Qian et al., 2018, S. 921–922).

Ahmed untersucht den Anteil von Noise Trader an dem amerikanischen Kapitalmarkt, indem für den S&P 500 Index im Zeitraum von 1981 bis Juni 2018 die Fehlbewertungen von Noise Tradern verglichen werden mit einem Consumption-based Asset Pricing Model (2019, S. 3–6). Insgesamt können 9,3 % des Handelsaktivitäten Noise Tradern zugerechnet werden. Die Noise Trader zeigen positives Feedback-Verhalten (Ahmed, 2019, S. 10–11).

Insgesamt zeigen die Forschungsarbeiten, dass es problematisch erscheint, eine Gruppe von Marktteilnehmern als repräsentative Noise Trader zu betrachten. Die Noise Tradern nutzen

Feedback-Strategien, was darauf hindeutet, dass sie zu einem Herdenverhalten neigen (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 169–170). Die individuellen Entscheidungen der Noise Trader sind begründet bzw. nicht willkürlich oder chaotisch, wenn auch nicht frei von Verzerrungen.

Dies spricht vielmehr dafür, der Sichtweise von Statman zu folgen, und das Verhalten der Noise Trader als „normal“ anstatt als „irrational“ anzusehen.

1.1.4 Behavioral Portfolio Theory

Die Behavioral Portfolio Theory (BPT) von Shefrin und Statman (2000, S. 127–128) geht davon aus, dass die Investoren von Angst und Hoffnung geleitet werden und mentalen Buchführung als Heuristik zur Entscheidungsfindung verwenden. Die Wertpapiere werden den mentalen Konten des Investors zugeordnet, wobei die Korrelationen zwischen den mentalen Konten von den Investoren nicht berücksichtigt werden. Die mentalen Konten sind mit Anspruchsniveaus verknüpft. Es werden Portfolios einem hohen erwarteten Portfoliowert und einer geringen Wahrscheinlichkeit, dass der Portfoliowert das Anspruchsniveau erreicht oder geringer ist, präferiert (Shefrin & Statman, 2000, S. 133). In der Variante als Behavioral Portfolio Theory mit mehreren mentalen Konten (BPT-MA) führt ein Investor zwei mentale Konten, wobei das eine Konto als Absicherung gegen Vermögensminderung ein niedriges und das andere Konto zur Realisierung von Vermögenssteigerungen ein hohes Anspruchsniveau besitzt. Die Konten können mit Stufen oder Schichten einer Pyramide assoziiert werden, bei der die unterste Schicht die größte Sicherheit mit den niedrigsten Anspruchsniveau bietet und das Risiko und die Höhe des Anspruchsniveau mit jeder Schicht bis zur Spitze zunehmen. Tendenziell besitzt das Portfolio mit dem niedrigen Anspruchsniveau ein geringes Risiko und ähnelt einer Anleihe während das Portfolio mit dem hohen Anspruchsniveau ein hohes Risiko besitzt und einem Lotterielos ähnelt (Shefrin & Statman, 2000, S. 146). Das Portfolio mit dem niedrigen Anspruchsniveau zur Vermögensabsicherung ist tendenziell stark diversifiziert, während das Portfolio mit dem hohem Anspruchsniveau zur Vermögenssteigerung tendenziell schwach diversifiziert ist (Statman, 2018, S. 29).

Von Statman (2004, S. 15–16, 2018, S. 31) wird die Vorteilhaftigkeit betont, die ein Wechsel von rendite-varianzeffizienten Portfolios zu BPT-Portfolios für Anlageberatung und Portfolio-management mit sich bringen würde. Wenn in einem Gespräch die Ziele der Inverstoren

erörtert und die Anspruchsniveaus evaluiert sind, können die Anlageentscheidungen im Sinne einer möglichst umfänglichen Zielerreichung getroffen werden.

Einen ähnlichen Weg beschreitet Howard (2013, S. 19–21), indem er empfiehlt drei Portfolios zu managen. Ein Portfolio für regelmäßige Einnahmen zur Liquiditätssicherung, ein Portfolio für ein langfristig orientiertes Vermögenswachstum und ein drittes Portfolio mit alternativen Anlageformen. Mit den Portfolios sollen die individuellen Bedürfnisse der Investoren erfüllt werden. Shefrin (2016, S. 113) merkt in diesem Zusammenhang an, dass Investoren, für die Erfolg besonders wichtig ist und die ein hohes Anspruchsniveau besitzen, typischerweise eine hohe Risikobereitschaft haben.

Rohner und Uhl lösen das Problem, dass ein ganzheitlich optimiertes Portfolio nicht mit der Summe über die verschiedenen Schichten der Vermögenspyramide optimierten Subportfolios übereinstimmt (Rohner & Uhl, 2018, S. 2–3), durch ein zusätzliches Compensation Portfolio. Das Compensation Portfolio ist lokal optimiert und repräsentiert ein weiteres Investorenziel verbunden mit einer neuen Schicht in Vermögenspyramide, die es ermöglicht, das Portfolio ganzheitlich zu optimieren, ohne Abstriche bei den Investorenzielen hinnehmen zu müssen (2018, S. 5–8).

Momen, Esfahanipour und Seifi (2019, S. 266–267) widmen sich dem Problem, der separaten Optimierung der Subportfolios bzw. der einzelnen Schichten der Vermögenspyramide, und lösen es, durch eine Zusammenfassung der Subportfolios in einem mathematischen Modell. Die Subportfolios brauchen nicht einzeln, sondern können in einem Programmlauf bestimmt werden. Die Vermögensallokation zu den mentalen Konten bzw. zu den Subportfolios kann sowohl exogen als auch endogen erfolgen.

Im Gegensatz zu dem Modell von Black-Littermann können in der BPT keine erwarteten Renditen als Eingabevariablen für das Optimierungsproblem zur Bestimmung der Effizienzlinie verwendet werden. Dafür ist in dem Modell von Black-Littermann die mentale Buchführung nicht konzipiert (Alles Rodrigues & Lleo, 2018, S. 707–708). Daher kombinieren Alles Rodrigues und Lleo die beiden Modelle, dass als Black-Litterman Mental Accounting bzw. abgekürzt als BLMA bezeichnet wird, und die Einschränkungen der BPT und des Modells Black-Litterman überwindet. Weiterhin erklärt das BLMA die Verankerungs- und Anpassungs-Heuristik sowie Konservatismus (2018, S. 709–712). Verankerung und Anpassung ist eine Heuristik, die der begrenzt rationalen kognitiven Informationsverarbeitung dient. Der Anker ist ein Richtwert zur Beurteilung eines Problems oder Sachverhalts. Aufgrund von mangelnden Informationen

kann der subjektive Anker von einem objektiv gerechtfertigten Wert abweichen. Wenn der Anker nicht ausreichend an neue Informationen angepasst wird, können Fehleinschätzungen die Folge sein (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 217). Konservatismus ist eine kognitive Heuristik, bei der Ansichten und Erwartungen nicht angepasst werden. Somit werden neue Informationen tendenziell zu wenig beachtet und Preise zeitverzögert angepasst (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 219).

Auch Li, Jiang, Chen und Wong (2020, S. 1–4) modifizieren die BPT indem sie nicht den Wert des Portfolios der unteren und der oberen Pyramiden-Schicht sondern die erwartete Rendite der unteren und der oberen Pyramiden-Schicht mit dem Anspruchsniveau vergleichen. Das modifizierte Modell erzielt höhere erwartete Renditen und ein höheres Gesamtvermögen als Modelle, die Sicherheit, Selbst-Attribution bzw. eine möglichst hohe erwartete Rendite oder eine Gleichgewichtsstrategie verfolgen (Li et al., 2020, S. 6–7).

Mittal, Bhattacharya und Mandal (2022, S. 277–278) vergleichen rendite-varianzeffiziente Portfolios mit der BPT und bestimmen den Anteil der effizienten Portfolios. Die Portfolios werden mit Aktien aus Brasilien, Russland, Indien, China und Südamerika für den Zeitraum von Januar 2009 bis 2018 simuliert (Mittal et al., 2022, S. 280). Die optimalen BTP-Portfolios liegen zu 80 % auf der Effizienzlinie der rendite-varianzeffizienten Portfolios. Die optimalen BPT-Portfolios besitzen tendenziell höhere Werte für Rendite und Risiko als die rendite-varianzeffizienten Portfolios (Mittal et al., 2022, S. 287).

Oehler und Horn (2021, S. 1744) vergleichen die BPT mit dem Consumption and Portfolio Choice Model, abgekürzt CPCM, von Merton um die relative Risikoaversion privater Haushalte in Abhängigkeit von ihrer finanziellen Situation zu untersuchen. Mit der BPT können Entscheidungen von den Haushalten abgebildet werden, Vermögensanteile für risikoreiche Investitionen in die höchste Schicht der Pyramide zu allozieren und damit von den Vermögenspositionen in den tieferen Schichten zu separieren. Die BPT kann als eine Verfeinerung des CPCM angesehen werden (Oehler & Horn, 2021, S. 1748), was auch durch eine bessere Abbildung der Haushaltsdaten mit der BPT bestätigt wird. Beide Modelle zeigen das ähnliche Ergebnis, dass zunehmenden Vermögen die relative Risikoaversion sinkt und die Haushalte umso bereit sind, risikoreiche Investitionen zu tätigen. Damit gelangen Oehler und Horn zu der Schlussfolgerung, dass die Erweiterung normativer Portfoliowahlmodelle mit verhaltensökonomischen Erkenntnissen den Erklärungsgehalt der Modelle beträchtlich erhöhen kann (2021, S. 1766).

Während sich die älteren Forschungsarbeiten mit der Vorteilhaftigkeit von weitem Schichten der Vermögenspyramide und der damit verbundenen Investorenziele befassen verlagert sich das Forschungsinteresse der neueren Forschungsarbeiten hin zu dem Vergleich der BPT und der Kombination mit anderen Kapitalmarktmodellen. Die charakteristische Eigenschaft der BPT, die mentale Buchführung abzubilden, ist in den kombinierten Kapitalmarktmodellen ebenfalls ein kennzeichnendes Attribut.

1.1.5 Noise-Trading Kapitalmarktmodelle

Die in der Cumulative Prospect Theory postulierte Überbewertung von seltenen Ereignissen, die aus einer nicht-linearen Gewichtung von Eintrittswahrscheinlichkeiten resultiert, führt zu einer Bepreisung der Schiefe von Wertpapierrenditen. In der Hoffnung auf hohe Kurssteigerungen sind Investoren für Wertpapiere mit einer rechtsschiefen Verteilung mehr zu zahlen als für Wertpapiere mit einer linksschiefen Verteilung. Diese Erkenntnis motiviert Barberis und Huang ein Modell mit individuellen Investoren-Präferenz für schiefe Renditeverteilungen zu entwickeln (2008, S. 2093).

Das BAPM operationalisieren Ramiah und Davidson durch das Information-Adjusted Noise Model, abgekürzt IANM, indem die Reaktionen von Information-Tradern auf Bekanntgaben von Unternehmensmeldungen berücksichtigt werden. Die Information-Trader interagieren mit den Noise Tradern und handeln ein Wertpapier, wenn eine kursrelevante Nachricht für das Unternehmen veröffentlicht wird. Die Information-Trader interpretieren und bewerten die Nachricht nicht immer richtig und treffen dann Fehleinschätzungen. Die Noise-Trader handeln, motiviert durch beliebige Gründe, jedes Wertpapier an allen Tagen, wobei die kursrelevanten Unternehmensmeldungen ignoriert werden (Ramiah & Davidson, 2007, S. 209-210). Von Davidson und Ramiah wird auch eine Handelsstrategie entwickelt, die auf der Renditeänderung des Folgetages nach einer Veröffentlichung basiert (2010, S. 386-387).

In ihren Untersuchungen mit dem IANM weisen Davidson und Ramiah für den australischen Kapitalmarkt nach, dass die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen zu Über-, Unterreaktionen oder verhaltensökonomischen Fehlbewertungen führen, die im Widerspruch zu der Effizienzmarkthypothese stehen und damit indirekt auf Noise basierende Handelsaktivität nachweisen. Die Akteure neigen am australischen Markt eher zu Unter- als zu Überreaktionen (2007, S. 223). Während an 62,98 % der Handelstage die Effizienzmarkthypothese nicht gültig

ist, wird dies am chinesischen Markt von Xu, Ramiah, Moosa und Davidson in 99,97 % der Handelstage in Shenzhen beobachtet (2016, S. 76). Verhaltensökonomische Fehlbewertungen und Überreaktionen werden deutlich häufiger als Unterreaktionen festgestellt (Xu et al., 2016, S. 89). Xu erweitert bei der Untersuchung des chinesischen Marktes das IANM auch um die Messung des Einflusses von weiteren Risiken wie Fundamentalkennzahlen (2015, S. 232–235) sowie Finanzkrise, Saisonalität und Markt-Sentiment (2015, S. 210–212). Die Ergebnisse für den chinesischen Markt ähneln den Beobachtungen am iranischen Markt. Saranj, Tehrani, Abbasi Museloo und Nadiri beobachten in 100 % der Handelstage, dass die Effizienzmarkthypothese nicht gültig ist. Überreaktionen und verhaltensökonomische Fehlbewertungen werden deutlich häufiger beobachtet als Unterreaktionen (2018, S. 31).

Ju vergleicht das BAPM mit dem CAPM für die Aktienmärkte in Shenzhen, Shanghai und Hong Kong und zieht das Fazit, dass keine eindeutige Aussage bezüglich der Korrelation von dem Noise-Trader-Risiko, gemessen als Differenz von dem CAPM- und dem BAPM-Betafaktor, und der Index-Rendite möglich ist. Das BAPM hat einen etwas höheren Erklärungsgehalt als das CAPM (Ju, 2014, S. 64-65).

Hens und Naebi (2021, S. 502–503) passen, so den CAPM-Betafaktor so an, dass rationalen Akteure auch nicht rational handelnde Akteure berücksichtigt werden. Wenn Wertpapiere mit hohen Betafaktoren von nicht rationalen Akteuren übergewichtet werden, dann erzielen sie eine geringere Rendite verglichen mit dem CAPM. Wenn Wertpapiere mit niedrigen Betafaktoren von nicht rationalen Akteuren untergewichtet werden, dann erzielen sie eine höhere Rendite verglichen mit dem CAPM (Hens & Naebi, 2021, S. 506). Rund zwei Drittel der Investoren am amerikanischen Aktienmarkt bilden nicht rendite-varianzeffiziente Portfolios (Hens & Naebi, 2021, S. 505) und verhalten sich somit wie Noise Trader.

Die vorgestellten Forschungsarbeiten besitzen die Gemeinsamkeit, dass mit einer Anpassung des Betafaktors die verhaltensökonomische Komponente modelliert wird. Damit werden die Noise-Trader-Risiken als Bestandteile des Marktrisikos dargestellt, womit ein einzelnes Noise-Trader-Risiko als ein faktorbasiertes Marktrisiko angesehen werden kann.

1.2 Forschungslücke

Die in dem vorherigen Kapitel dargestellten aktuellen Entwicklungen und neuen Erkenntnisse werden zu einer knappen Aussage in Form einer Schlagzeile zusammengefasst und jede Aussage mit einer, nach bestem Wissenstand noch nicht geklärten, Frage kontrastiert.

- Ein Marktindex kann durch die Gewinnankündigungen großer Unternehmen beeinflusst werden

Können unternehmensspezifische Meldungen einen Einfluss auf die Kurse von anderen Unternehmen, auf die sich die Meldungen nicht beziehen, ausüben?

Ist dies nur für große Unternehmen gültig, oder üben individuelle Meldungen von allen Unternehmen einen potenziell kursrelevanten Einfluss auf andere Unternehmen aus?

Welche Arten von Unternehmensmeldungen haben einen Einfluss auf die Kurse anderer Unternehmen?

- Das Verhalten von Noise-Tradern ist „normal“.

Können mögliche identifizierte Zusammenhänge zwischen Unternehmensmeldungen und Risiken ansatzweise durch Noise Trader Verhaltensmuster erklärt werden?

- Die Noise-Trader-Risiken leisten in den erläuterten Kapitalmarktmodellen einen Beitrag zu dem Marktrisiko.

Können Zusammenhänge zwischen Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko nachgewiesen werden?

- Die BPT kann mit anderen Kapitalmarktmodellen vorteilhaft kombiniert werden.

Können das BAPM und das BPT miteinander verschmolzen werden, um die Noise-Trader-Risiken, die möglicherweise auch durch Unternehmensmeldungen entstehen können, ökonomisch im Rahmen des Portfoliomanagements nutzbar zu machen?

Die Fragen kennzeichnen den noch unbeantworteten Bereich der Forschung und lassen sich zu der Forschungsfrage verdichten. Die Forschungsfrage lautet:

Können Verhaltensmuster als Reaktion auf publikationspflichtige Unternehmensmeldungen nachgewiesen werden, die zum Marktrisiko beitragen?

Die Forschungsfrage besteht aus drei Bestandteilen, die miteinander verknüpft sind:

- Verhaltensmuster,
- Reaktionen auf publikationspflichtige Unternehmensmeldungen und
- Marktrisiko

Im theoretischen Teil wird schwerpunktmäßig das Marktrisiko analysiert, im empirischen Teil werden die Reaktionen auf publikationspflichtige Unternehmensmeldungen untersucht und im gestaltungsgeleiteten Teil werden die Verhaltensmuster der Marktakteure betrachtet.

Für den theoretischen Teil, den empirischen Teil und den gestaltungsgeleiteten Teil wird aus der Forschungsfrage eine Subforschungsfrage abgeleitet und beantwortet. Die Antworten auf die Subforschungsfragen beantworten gemeinsam die Forschungsfrage.

1.3 Theoriegeleitete Fragestellung

Die Wertpapierrendite ist in dem BAPM gleich der Summe aus dem Zinssatz einer sicheren Anlage, dem Produkt des Betafaktors mit der Überschussrendite und einer anomalen Rendite, die gleich dem Produkt der Beta-Korrektur mit der Überschussrendite ist (Shefrin & Statman, 1994, S. 341–342). Das Produkt von Betafaktor mit der Überschussrendite wird im folgenden Text als Beta-Risiko bezeichnet und kennzeichnet die Entschädigung, die Marktteilnehmer dafür erhalten, dass sie das Risiko von Renditeänderungen gegenüber der Überschussrendite übernehmen (Nowak, 1994, S. 29). Während neue und erwartete Informationen zum Beta-Risiko beitragen, erzeugt Noise das Noise-Trader-Risiko. Es stellt sich nun die Frage, ob sich das Noise-Trader-Risiko in weitere Risikokomponenten aufgliedern lässt. Die Risikokomponenten werden als faktorbasierte Risiken bezeichnet, da die Risiken zum Noise-Trader-Risiko aggregieren und das aggregierte Noise Trader Risiko zusammen mit dem Beta-Risiko das Marktrisiko ergibt. Somit lautet die theoriegeleitete Forschungsfrage:

Lässt sich die anomale Rendite in faktorbasierte Marktrisiken ausdifferenzieren?

In den theoretischen Ausführungen werden die verwendeten Begrifflichkeiten erläutert und die relevanten Themenbereiche diskutiert. Anschließend wird die anomale Rendite analysiert, um die forschungsgeleitete Frage zu beantworten.

2 Theoretische Ausführungen

2.1 Neoklassische Kapitalmarkttheorie

2.1.1 Neoklassische Effizienzmarkthypothese

Der Kapitalmarkt setzt sich aus dem Aktienmarkt und dem Segment des Rentenmarktes zusammen, in dem Anleihen mit Laufzeiten von mindestens einem Jahr gehandelt werden (Franzen & Schäfer, 2018, S. 29; Spremann & Gantenbein, 2019, S. 68–69). Der Kapitalmarkt dient der Kanalisierung von Kapital, der Allokation von Risiko und der Informationsgenerierung durch die Bildung von korrekten und ausgewogenen Marktpreisen. Der Marktpreis ist ein Indikator der durchschnittlichen erwarteten wirtschaftlichen Zukunft der Wertpapiere (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 37; Stöttner, 1998, S. 82).

Die „Effizienzmarkthypothese“ (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 39; Mankiw & Taylor, 2016, S. 780), die in der Literatur auch als „Markteffizienzhypothese“, „Effizienzhypothese“, „Effizienzhypothese“ oder „Informationseffizienzthese“ (Bruns & Meyer-Bullerdiel, 2020, S. 156; Franzen & Schäfer, 2018, S. 253–255; Poddig, 1999, S. 80) bezeichnet wird, sagt aus, dass sich in einem informationseffizienten Kapitalmarkt sämtliche Informationen in den Kursen von allen gehandelten Wertpapieren immer vollständig widerspiegeln (Fama, 1970a, S. 383). Die Informationen können nur unerwartete kursbeeinflussende Neuigkeiten sein, da alle anderen Informationen schon eingepreist sind (Mankiw & Taylor, 2016, S. 781; Mishkin, 2019, S. 205). Die Informationseffizienz kann unterschiedlich stark ausgeprägt sein. In schwacher Form bilden die Kurshistorien die vorhandene Informationen. In mittelstrenger Form sind alle öffentlichen Informationen, die den Kapitalmarkt erreichen, in den Kursen berücksichtigt. Öffentliche Informationen sind beispielsweise Ergebnismitteilungen oder Aktiensplits. In strenger Form sind darüber hinaus kursrelevante Informationen, die nur einem exklusiven Personenkreis bekannt sind, und auch als private Informationen bezeichnet werden, in den Kursen enthalten (Fama, 1970a, S. 383). Die Unterscheidung der drei Ausprägungen von schwacher, mittelstarker und starker Effizienz erlaubt es jeweils Werte festzulegen, mit denen sich die Nullhypothese eines informationseffizienten Kapitalmarktes empirisch prüfen und falsifizieren lässt (Fama, 1970a, S. 388).

Die folgende Abbildung 5 illustriert die neoklassische Effizienzmarkthypothese. Informationen werden von den Marktteilnehmern wahrgenommen, verarbeitet und Erwartungen zu der

künftigen Verteilung von Aktienkursen gebildet. Hieraus werden Entscheidungen über Transaktionen abgeleitet und dann mit der Platzierung von Ordnern umgesetzt. Die Orders der Marktteilnehmer werden in dem Handelsprozess zusammengeführt und Kurse festgestellt, in denen sich dann alle vorhandenen Informationen widerspiegeln.



Abbildung 6: Effizienzmarkthypothese nach Fama (Quelle: eigene Darstellung)

Fama stellte fest, dass die bis dahin empirisch untersuchten quantitativen Marktmodelle im Gleichgewicht für ein Wertpapier eine Abhängigkeit der erwarteten Rendite von dem Risiko unter der Bedingung von preisbildender Information postulieren (1970a, S. 384). Wenn sich das Gleichgewicht unter Berücksichtigung sämtlicher vorhandener Informationen bildet, dann vollzieht sich die Preisänderung zwischen zwei aufeinander folgenden Beobachtungen analog einem reinem Glücksspiel. Zwei spezielle Kursprozesse, die einem reinem Glücksspiel folgen, sind das Submartingal und der Random Walk. Wenn der Kursverlauf ein Submartingal ist, dann ist der erwartete Kurs bzw. die erwartete Rendite zum Zeitpunkt $t+1$ größer oder gleich dem Preis oder der Rendite zum vorhergehenden Zeitpunkt t (Fama, 1970a, S. 386). Wenn die erwartete Wertpapierrendite zeitkonstant ist, und weiterhin die Dichtefunktion der Wertpapierkurse für die folgenden Kurse unabhängig und identisch verteilt ist und zudem auch für alle Zeitpunkte gleich ist, dann folgen die Wertpapierkurse einem Random Walk mit Drift. Die Verteilungsfunktion ist dann unabhängig von der Informationsmenge. Daher ist die aktuelle Renditeverteilung der beste Schätzer für die Verteilungsfunktion der zukünftigen Renditen

(Fama, 1970a, S. 386-387). Hieraus folgt, dass es im Marktgleichgewicht keine auf Informationen basierende Handelsstrategie geben kann, die eine höhere Rendite erzielt als die erwartete Marktrendite. Die optimale Handelsstrategie für ein Wertpapier mit positiver erwarteter Rendite ist, das Wertpapier zu kaufen und zu halten, da es nach dem Kauf keinen Anreiz mehr gibt, das Wertpapier zu verkaufen. Falls die erwartete Rendite für ein Wertpapier negativ ist und keine Korrelationseffekte berücksichtigt werden, dann sollte das Wertpapier nicht gekauft werden (Fama, 1970a, S. 385).

Die Darstellung des Kursprozesses als Submartingal oder Random Walk impliziert die Annahme, dass die vollständige Information sofort bzw. innerhalb des Zeitraums von einer Innovation zur nächsten Innovationen in den Kursen verarbeitet wird. Diese Annahme kann nur als eine Näherung für reale Kursverläufe betrachtet werden. Während im Hochfrequenzhandel die Kurse nur innerhalb von wenigen Sekunden auf beispielsweise Zinsentscheidungen des EZB-Rats oder US-Arbeitsmarktzahlen reagieren (Deutsche Bundesbank, 2016, S. 47), stellt Fama fest, dass eine wachsende Anzahl von Publikationen zu dem Ergebnis gelangt, dass sich die Kurse nur langsam an neue Informationen anpassen (1998, S. 284).

Fama (1970a, S. 387) gibt hinreichende Bedingungen für eine Kapitalmarkteffizienz an:

- keine Transaktionskosten,
- kostenlose Verfügbarkeit von allen Informationen für alle Marktteilnehmer und
- eine homogene Erwartungshaltung von allen Marktteilnehmern bezüglich der Wirkung von aktuellen Informationen auf die Preise sowie der Verteilungsfunktion von zukünftigen Wertpapierpreisen.

Die Transaktionskostenfreiheit ist keine notwendige Bedingung. Sofern eine Handelsstrategie existiert, die ohne Einbeziehung von Transaktionskosten langfristig eine höhere Rendite als die Marktrendite erwirtschaftet, folgt daraus noch nicht, dass der Markt ineffizient ist. Aus einer ökonomischen Sicht betrachtet, ist der Markt effizient, wenn die Handelsstrategie mit Einbeziehung von Transaktionskosten eine geringere Rendite als die Marktrendite erzielt (Fama, 1970a, S. 396). In einem neoklassischen Kapitalmarkt sind die hinreichenden Bedingungen erfüllt und der Kapitalmarkt befindet sich im Gleichgewicht mit ausgeglichenem Angebot und Nachfrage. Der Kapitalmarkt ist arbitragefrei und geräumt (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 48). Im Umkehrschluss sieht Fama in Transaktionskosten, in Informationsbeschaffungskosten und in heterogenen Ansichten bezüglich der Wirkung von Informationen

potenzielle Quellen für Marktineffizienz (1970a, S. 388). Wenn die Marktteilnehmer beispielsweise aufgrund von hohen Informationsbeschaffungskosten unterschiedliche Informationsstände besitzen, dann ist eine asymmetrische Informationsverteilung gegeben (Schmidt und Terberger, 1997, S. 67). Eine asymmetrische Informationsverteilung kann zu unterschiedlichen Erwartungen bezüglich der Auswirkungen von aktuellen Informationen auf die aktuellen Wertpapierkurse und der Verteilungsfunktion von zukünftigen Wertpapierkursen führen. Somit hängt die Informationseffizienz in besonderem Maße davon ab, wie die Marktteilnehmer die Informationen wahrnehmen, verarbeiten und Entscheidungen treffen.

In einem vollständig informationseffizienten Markt mit Informationsbeschaffungskosten würde die Informationsbeschaffung nicht honoriert, und kein rationaler Marktteilnehmer würde nach Informationen suchen. Die Informationen könnten bei der Preisbildung nicht berücksichtigt werden, was zu einem ineffizienten Markt führt (Grossman, 1976, S. 574). Grossman und Stiglitz sind daher der Auffassung, dass die kostenfreie Informationsbeschaffung nicht nur eine hinreichende, sondern auch eine notwendige Bedingung für Effizienz ist. Wenn die Effizienzmarkthypothese gültig ist und Informationsbeschaffungskosten anfallen, dann kommt es zum Marktversagen (1980, S. 404).

Gegen die Vorstellung eines informationseffizienten neoklassischen Marktes wird von Grossman und Stiglitz der Einwand erhoben, dass bei homogenen Erwartungen der Handel nahezu zum Erliegen käme. Wenn die Marktteilnehmer homogene Erwartungen haben und zudem Transaktionskosten anfallen, würde gar kein Handel stattfinden. Daher sind zumindest geringfügige Unterschiede in den Erwartungen notwendig, um Handel zu ermöglichen. Wenn der Preisbildungsprozess viele Informationen enthüllt, dann gleichen sich die Erwartungen an und es wird nur spärlich gehandelt (1980, S. 402-403).

Die Gruppe der rational agierenden Marktteilnehmer, die von Black als Information-Trader bezeichnet werden, verspürt wenig Anreiz, untereinander zu handeln. Transaktionen erfolgen daher hauptsächlich zwischen ihnen und der Gruppe der nicht rational agierenden Akteure, die als Noise-Trader bezeichnet werden. Die Noise-Trader handeln nicht aufgrund von neuen Informationen, sondern werden durch andere Einflüsse, die Black als „Noise“ bezeichnet, zum Handeln motiviert. Für die Information-Trader sind diese Transaktionen meistens vorteilhaft und kompensieren den Aufwand der Informationsbeschaffung (Black, 1986, S. 530-531). Die Noise-Trader haben dementsprechend keinen langanhaltenden Einfluss auf die Kursbildung, werden mit der Zeit illiquide und verlassen den Markt (Burton & Shah, 2013, S. 37–38). Die

Vorstellung von dominierenden Information-Tradern mit homogenen Erwartungshaltungen, wird um Noise-Trader mit heterogenen Erwartungen erweitert. Die Noise-Trader erhöhen mit ihren Handelsaktivitäten die Liquidität des Marktes, erzeugen aber auch mit nicht rationalen Entscheidungen ineffiziente Wertpapierkurse (Black, 1986, S. 532).

Die folgende Abbildung 6 illustriert die Effizienzmarkthypothese mit der Berücksichtigung von Noise. Informationen und Noise werden von den rationalen Information-Tradern und den nicht rationalen Noise-Tradern wahrgenommen und verarbeitet. Im Handelsprozess werden die Orders der Marktteilnehmer zusammengeführt und neue Wertpapierkurse festgestellt. Die Wertpapierkurse beinhalten sowohl die vollständige Information als auch Noise. Der Noise in den Kursen ist gleich der gemittelten Differenz der Kurse von den, mit einem vorgegebenen Marktmodell berechneten, theoretischen Kursen.

Für das Anlagemanagement ist der Grad der tatsächlichen Informationseffizienz von realen Kapitalmärkten von Bedeutung, da sich für ineffiziente Märkte auf Informationsasymmetrien basierende Handelsstrategien mit über der Markterwartung liegenden Wertpapierrenditen entwickeln lassen. Seit nunmehr fünf Jahrzehnten ist die Effizienzmarkthypothese Gegenstand kontroverser wissenschaftlicher Diskussionen. Trotz intensiver Forschung wurde bislang keine Einigkeit über den Grad der Informationseffizienz von realen Kapitalmärkten erzielt (Bruns und Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 161-163; Steiner et al., 2017, S. 48-50; Burton und Shah, 2013, S. 217; Poddig, 1999, S. 78; Lo, 1997, xi). Die Zweifel an der Markteffizienz (Bruns und Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 276) und an dem CAPM haben insbesondere seit der globalen Finanzkrise in der wissenschaftlichen Literatur zugenommen (Ramiah et al., 2015, S. 90).

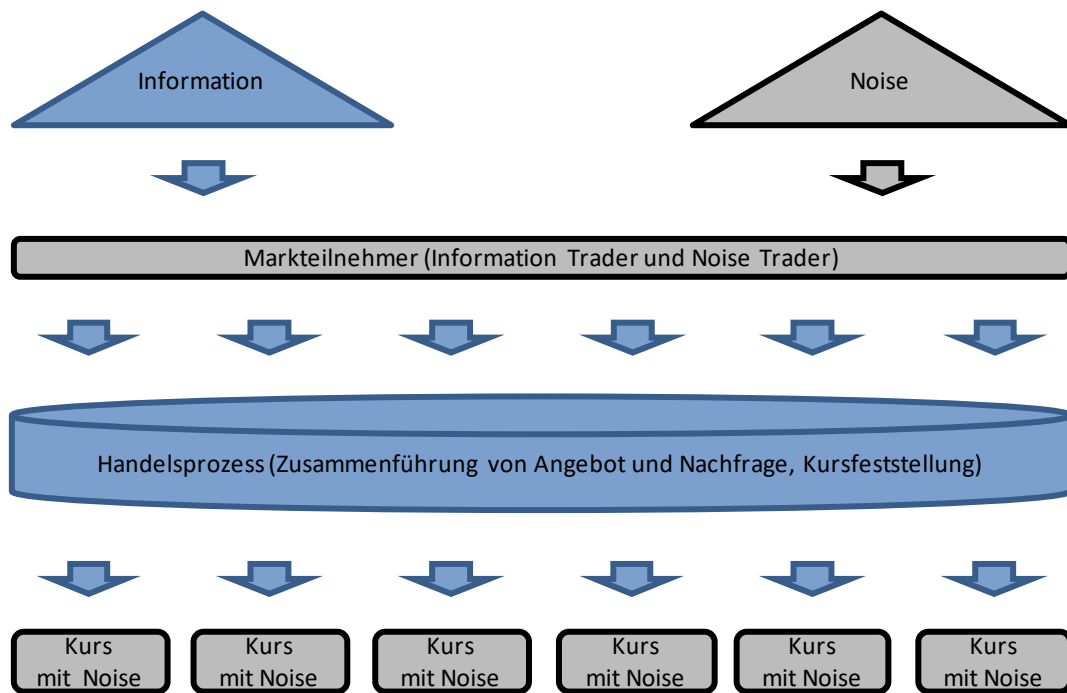


Abbildung 7: Effizienzmarkthypothese mit Noise (Quelle: eigene Darstellung)

2.1.2 Anomalien

2.1.2.1 Überblick

Von Franzen und Schäfer (2018, S. 255) werden Verlaufsmuster von Aktienrenditen, die den Implikationen der Effizienzmarkthypothese widersprechen, als Anomalien bezeichnet. In die Beschreibung einer Anomalie wird von Röckemann (1995, S. 21) auch das CAPM einbezogen und eine Anomalie als systematische Kursbewegung, welche bei der Preisbildung nach dem CAPM oder Effizienzmarkthypothese nicht auftreten dürfte, definiert.

Als Risikofaktoren in Kapitalmarktmodellen können die Anomalien den Erklärungsgehalt der Modelle erhöhen. Anomalien risikobasierten Ursprungs können beitragen, die funktionalen Abhängigkeiten zu erkennen. Anomalien, die verhaltensorientierten Ursprungs sind, können dabei unterstützen, die Verhaltensmuster der Marktteilnehmer verstehen zu lernen.

Die Anomalien werden, der Darstellung von Franzen und Schäfer (2018, S. 255–256) folgend in die Kategorien Kalenderanomalien und weitere saisonale Effekte, fundamentale Renditeanomalien, technische Anomalien und verhaltensorientierte Anomalien eingeteilt. In dem folgenden Abschnitt werden zu jeder Kategorie eine oder mehrere Anomalien beschrieben.

➤ Kalenderanomalien und weitere saisonale Effekte

- Wochentag
- Monat
- fundamentale Renditeanomalien
 - Marktkapitalisierung
 - Buchwert-Marktwert-Verhältnis
 - Cash Flow-Marktwert-Verhältnis
 - Gewinn-Marktwert-Verhältnis
- technische Anomalien
 - Momentum-Effekt
- verhaltensorientierte Anomalien
 - Schiefe
 - Sentiment

Im empirischen Teil werden Abhängigkeiten mit den als Faktorrisiken identifizierten Unternehmensmeldungsarten analysiert.

2.1.2.2 Marktkapitalisierung

Die Marktkapitalisierung wird häufig als ein Maß für die Unternehmensgröße verwendet. Damit ist der als „Size“ bezeichnete Risikofaktor verbunden. Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung sind im Mittel zwar weniger profitabel als Unternehmen mit großer Marktkapitalisierung (Fama & French, 1995, S. 154), aber es wird häufig beobachtet, dass kleine Unternehmen tendenziell eine höhere Rendite als große Unternehmen erzielen. Die Investoren verlangen für ein kleines Unternehmen möglicherweise eine höhere Risikoprämie, weil sie risikoreicher, erscheinen und möglicherweise einem Wirtschaftsabschwung weniger Finanzierungsoptionen haben. Die kleinen Unternehmen sind tendenziell weniger liquide und weniger bekannt. Eine weitere Begründung für die tendenziell höhere Rendite von kleinen Unternehmen kann die, durch die Größe bedingte, Flexibilität des Managements sein, auf neue wirtschaftliche Entwicklungen schnell zu reagieren, und eigene Fehlentwicklungen schnell zu erkennen und zu korrigieren (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 309).

Stehle, Schulz, Schröder, Eberts und Ziegler können in der Analyse des Drei-Faktoren-Modells im Zeitraum von Dezember 1967 bis Juni 1995 für den deutsche Aktienmarkt im Gegensatz zu

dem US-amerikanischen, den kanadischen sowie den britischen Aktienmarkt keine Korrelation von Marktwert und der Aktienrendite feststellen (2003, S. 33–34).

Fieberg, Poddig und Varmaz stellen mit einem Vier-Faktoren-Modell von Carhart fest, dass die Marktkapitalisierung, welche als Wert und nicht als Rendite-Spread in die Untersuchung einbezogen wird, im Vergleich zu den anderen Faktoren den geringsten Performancebeitrag leistet (2016, S. 273).

Von Fama und French zeigen, dass wenn das Fünf-Faktoren-Modells von Fama und French um einen sechsten Faktor Momentum erweitert wird, die Aktien mit kleiner Unternehmensgröße in nicht-trivialer und ungeklärter Weise mit dem Momentum-Effekt wechselwirken (2016, S. 71). Roll wies einen stärkeren Januareffekt für kleine als für große Unternehmen nach (1983, S. 26).

2.1.2.3 Buchwert-Marktwert-, Cash Flow-Marktwert- und Gewinn-Marktwert-Verhältnis

Das Buchwert-Marktwert-Verhältnis wird häufig als Kriterium verwendet, um Substanzperlen, englisch „Value Stocks“, von Wachstumswerten, englisch „Growth Stocks“, zu unterscheiden (Fama & French, 2020, S. 1–3). Damit verbunden ist der als „Value“ bezeichnete Risikofaktor, mit dem bezüglich fundamentaler Kennzahlen im Vergleich zum Marktdurchschnitt zu niedrig bewertete Unternehmen identifiziert werden. Neben dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis können dies auch Kennzahlen wie das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis oder das Gewinn-Marktwert-Verhältnis sein, die ebenfalls zur Unterscheidung von Substanzperlen und von Wachstumswerten dienen können. Vielfach wird beobachtet, dass Value-Aktien eine höhere Rendite als der Markt erzielen. Dies wird aus neoklassischer Perspektive damit begründet, dass die Investoren eine höhere Risikoprämie verlangen, da Value-Unternehmen tendenziell eine höheres System-Risiko besitzen, zyklischer, weniger ertragsstark und oftmals eine höhere Verschuldung aufweisen als Growth-Unternehmen (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 309–310). Zudem besitzen Value-Unternehmen mit einem hohen Buchwert-Marktwert-Verhältnis oft und teilweise dauerhaft eine niedrige Profitabilität (Fama & French, 1995, S. 154). Aus verhaltensorientierter Perspektive wird argumentiert, dass die Wachstumsraten von Growth-Unternehmen aus der vorhergehenden Periode in die folgende Periode extrapoliert wird und zu

einer Überwertung von Growth-Aktien führt und sich deren Renditen mit der Korrektur der Kurse reduzieren (Bruns & Meyer-Bullerdiel, 2020, S. 310).

Stehle et al. können in der Analyse des Drei-Faktoren-Modells im Zeitraum von Dezember 1967 bis Juni 1995 für den deutsche Aktienmarkt wie auch für den US-amerikanischen, den kanadischen sowie den britischen Aktienmarkt eine positive Korrelation des Buchwert-Marktwert-Verhältnisses und der Aktienrendite feststellen (2003, S. 33–34).

Die Persistenz des Buchwert-Marktwert-Verhältnis als Value-Risikofaktor wird von Fama und French am US-amerikanischen Markt untersucht, indem die die erste Hälfte des Zeitraums von 1963 bis 1991, das heißt vor Veröffentlichung des Drei-Faktoren-Modell von Fama und French, mit der zweiten Hälfte des Zeitraums bzw. nach der Veröffentlichung verglichen wird. Wenn über den gesamten Zeitraum die Regressionskoeffizienten konstant gehalten werden, dann ist ein deutlicher Rückgang des Value-Effekt zu beobachten. Wenn sich zwischen den beiden hälftigen Zeiträumen die Regressionskoeffizienten ändern können, dann sind keine statistisch signifikanten Aussagen möglich (Fama & French, 2020, S. 12–13).

2.1.2.4 Momentum

Der Momentum-Effekt ist die Beobachtung, dass Aktientitel, die in den vorhergehenden drei bis zwölf Monaten stärker als der Marktdurchschnitt gestiegen sind, auch in der nachfolgenden Periode von drei bis zwölf Monaten dazu tendieren, weiter zu performen. Für Aktientitel, die in den vorhergehenden drei bis zwölf Monaten eine schwächere Entwicklung als der Markt zeigen, tendieren in der nachfolgenden Periode von drei bis zwölf Monaten zu einem weiteren Kursrückgang. Mit dem Momentum-Effekt kann eine Rendite von rund 1 % pro Monat über den Zeitraum der nächsten 12 Monate erzielt werden. Da der Momentum-Effekt eine Vorhersage einer künftigen Kursentwicklung basierend auf historischen Kursen ermöglicht, ist der Momentum-Effekt eine Herausforderung für die Effizienzmarkthypothese in schwacher Form (Jegadeesh & Titman, 2002, S. 143). Carhart begründet den Momentum-Effekt damit, dass die im vorhergehenden Jahr schlecht performenden Portfolios starke negative Bewertungsfehler und die gut performenden Portfolios positive Bewertungsfehler aufweisen. Der Momentum-Faktor reduziert diese Bewertungsfehler (1997, S. 62). Theoretisch könnte eine starke Variation von den Renditen im Querschnitt relativ zu kleinen zeitlichen Renditeänderungen zum Momentum-Effekt beitragen, aber Jegadeesh und Titman zeigen, dass diese Konstellation in

der Realität wahrscheinlich nur eine geringe Auswirkung auf den Momentum-Effekt hat (2002, S. 156).

Fieberg et al. stellen mit einem Vier-Faktoren-Modell von Carhart fest, dass das Momentum, welches als Wert und nicht als Rendite-Spread in die Untersuchung einbezogen wird, den größten Performancebeitrag leistet (2016, S. 273).

Von Fama und French stellen fest, dass wenn das Fünf-Faktoren-Modells von Fama und French um einen sechsten Faktor Momentum erweitert wird, sich der Erklärungsgehalt insgesamt nur wenig erhöht, dafür aber für die Performance nachteilige, nicht-triviale und unerklärte Effekte bei Aktien mit kleiner Unternehmensgröße auftreten (2016, S. 71).

2.1.2.5 Schiefe

Gemäß der Transformation von Eintrittswahrscheinlichkeiten mit einer nichtlinearen Wahrscheinlichkeits-Gewichtsfunktion führt zu einer Übergewichtung von seltenen Ereignissen und einer Untergewichtung von Ereignissen mit einer mittleren und einer hohen Eintrittswahrscheinlichkeit (Tversky & Kahnemann, 1992, S. 298). Die Übergewichtung von seltenen Ereignissen ist ein Ausdruck von individuellen Präferenzen und bewirkt eine häufige Überbewertung von Wertpapieren von mit einer rechtsschiefen Renditeverteilung verbunden mit einer langfristigen niedrigen Renditeentwicklung (Barberis & Huang, 2008, S. 2066–2067). Das entsprechend Umgekehrte gilt für Wertpapiere mit einer linksschiefen Renditeverteilung. Sie sind häufig unterbewertet und erzielen im langfristigen Mittel höhere Renditen (Barberis & Huang, 2008, S. 2088). Die Diversifikation eines Portfolios reduziert auch die Schiefe der Renditeverteilung des Portfolios (Barberis & Huang, 2008, S. 2086).

2.1.2.6 Saisonalitäten

Bei den Saisonalitäten ist ein Anlageerfolg von bestimmten Zeitpunkten für den Einstieg und den Ausstieg abhängig. Saisonalitäten können Kalenderanomalien wie auch das Wetter sein. Sehr bekannte Kalenderanomalien sind der Wochenendeffekt, der auch Montagseffekt genannt wird, der Januareffekt sowie der Holiday-Effekt. Der Wochenendeffekt besagt, dass an Montagen niedrigere Renditen zu erwarten sind als an den übrigen Wochentagen. Der

Januareffekt postuliert, dass im Januar durchschnittlich höhere Renditen als in den übrigen Monaten erzielt werden. Auch über Feiertage werden durchschnittlich hohe Renditen beobachtet, was den Holiday-Effekt kennzeichnet. Bei dem Sonnenscheineffekt zeigt sich ein tendenziell positiver Effekt von schönem Wetter auf die Aktienrenditen des Tages (Franzen & Schäfer, 2018, S. 255–256; Krämer & Runde, 1993, S. 89–92).

Über einen Zeitraum von 18 Jahren stellt Roll vom letzten Handelstages des Vorjahres bis zum fünften Handelstages des folgenden Jahres für den NYSE-Index und AMEX-Index eine durchschnittliche Rendite von 3,45 % fest, was 67 % der mittleren Rendite der ersten 20 Januartage und 37 % der mittleren Jahresrendite entspricht (1983, S. 18–19). Dieser Januareffekt ist für kleine Unternehmen deutlich stärker ausgeprägt als bei großen Unternehmen. Verkäufe von Aktien, mit denen Verluste erwirtschaftet wurden, im Dezember zur Steuerlastminderung und Nachkäufe im Januar sowie Bilanzkosmetik bzw. Window Dressing von Portfoliomanagern könnten für den Januareffekt ein Erklärungsansatz sein, wenn Transaktionskosten und eine geringe Liquidität die Arbitrage verhindern (Roll, 1983, S. 26).

Für einen Zeitraum von ungefähr 90 Jahren von Januar 1897 bis Mitte Juni 1986 untersuchen Lakonishok und Smidt, ob der Dow Jones Industrial Index Anomalien zeigt (1988, S. 406). Der Wochenendeffekt, der Januareffekt und der Holiday-Effekt erweisen sich als persistente saisonale Anomalien. Für die Montage wird eine durchschnittliche negative Rendite von -0,14 % nachgewiesen. Vom letzten Handelstag vor Weihnachten bis zum Jahreswechsel kann eine mittlere Rendite von 1,5 % belegt werden. Vor Feiertagen steigt die Rendite deutlich an. (Lakonishok & Smidt, 1988, S. 421). Weiterhin wurde ein Monatswechseleffekt, englisch „Turn-of-the-month Returns“ nachgewiesen. In den vier Handelstagen vom letzten Handelstag des Vormonats bis zum dritten Handelstag des folgenden Monats ist die mittlere Rendite 0,473 % und damit höher als die durchschnittliche Rendite eines Zeitraums von vier Tagen von 0,0612 % (Lakonishok & Smidt, 1988, S. 415).

Im Zeitraum von 1960 bis 1989 kann am deutschen Aktienmarkt an Montagen eine mittlere negative Rendite von -0,161 % nachgewiesen werden, während für alle übrigen Wochentage die mittlere Rendite positiv ist. Die Durchschnittsrendite für alle Tage liegt in diesem Zeitraum bei 0,021 %. Auch für die Feiertage wird im Durchschnitt ebenfalls eine positive Rendite pro Feiertag beobachtet. Die durchschnittliche tägliche Rendite an Weihnachtsfeiertagen beträgt mit 0,049 % mehr als das Doppelte der täglichen Durchschnittsrenditen. Somit sind sowohl der Montagseffekt als auch der Holiday-Effekt ausgeprägt (Krämer & Runde, 1993, S. 89–92).

Der Effekt von witterungsbedingter Stimmungslage auf den Börsenhandel wird für New York im Zeitraum von 1927 bis 1989 mit dem Vergleich von meteorologischen Daten wie Temperatur, Bewölkungsgrad, atmosphärischer Niederschlag, relative Feuchtigkeit, Sonnenscheinstunden und Windstärke mit den täglichen Renditen des Dow Jones Industrial Average und des NYSE/AMEX-Index analysiert (Saunders, 1993, S. 1338). Die meteorologischen Daten korrelieren signifikant mit den Indizes, was die Hypothese, dass die Investorenstimmung die Aktienkurse beeinflusst, unterstützt (Saunders, 1993, S. 1344–1345). Die Marktteilnehmer sind heutzutage weit verstreut und können online ihre Orders platzieren. Die Marktteilnehmer nehmen unterschiedliche Wetterlagen zur gleichen Zeit wahr. Damit wird sich ein witterungsbedingter Stimmungseinfluss auf den Markt wahrscheinlich nicht mehr nachweisen lassen. Im nächsten Abschnitt wird diskutiert wie Rendite und der Umkehrzins die Börsenstimmung beeinflussen können.

Von Roll der Einfluss des Wetters auf die Futures für Orangensaft untersucht. Dabei stellt er zwar eine statistische signifikante Korrelation von fehlerhaften Temperaturvorhersagen mit den Renditen fest, aber die Wetterüberraschungen erklären nur einen kleinen Bruchteil der beobachteten Volatilität des Futures. Es konnte kein Faktor mit größerem Erklärungsgehalt für die täglichen Bewegungen der Preise von den Futures für Orangensaft identifiziert werden, was einen erwarteten starken Zusammenhang von Wettereinflüssen und Future-Preisen für den Orangensaft widerspricht (1984, S. 879).

2.1.2.7 Börsenstimmung beeinflusst durch Marktzins und Umkehrzinssatz

In diesem Abschnitt wird die Hypothese, dass die Börsenstimmung bzw. das Sentiment der Akteure einen marktweiten Einfluss auf die Wertpapierrenditen ausübt, wieder aufgegriffen. Es werden jedoch jetzt keine saisonalen Einflüsse wie beispielsweise das Wetter, sondern der Marktzins betrachtet. Wenn der Marktzins einen Einfluss auf die Börsenstimmung hat, dann weichen mit Marktzinsänderungen die Wertpapierrenditen von den theoretischen Werten ab und es manifestiert sich eine Anomalie. In einem Aphorismus werden hohe Zinsen als „Gift“ für die Aktienmärkte bezeichnet. Bleibt das höhere Zinsniveau nicht nur kurzfristig erhalten, so verteuern sich zudem auch die Kreditkonditionen für Unternehmen (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 250). Daher trüben in der Regel steigende Zinssätze die Stimmung ein und fallende Zinssätze wirken stimmungsaufhellend.

Diese Börsenweisheit gilt für positive Zinssätze. Im Niedrigzinsumfeld mit einem negativen Zinsniveau gibt es weitere Effekte. Die Gewinne der Banken schrumpfen, da bei fallenden und negativen Kapitalmarktzinsen die Zinsen für Einlagen nicht in gleichem Maße gekürzt werden (Darracq Pariès et al., 2021, S. 1–2). In neueren Publikationen wird der Umkehrzinssatz, in Englisch „Reversal Interest Rate“, untersucht. Wenn sich das Zinsniveau dem Umkehrzinssatz annähert, dann erzeugen monetäre Maßnahmen der Zentralbanken nicht mehr den gewünschten Stimulus für eine wirtschaftliche Expansion, sondern bewirken eine wirtschaftliche Kontraktion. Für den Euro-Raum ermitteln Simulationsmodelle ein Umkehrzinssatz in Höhe von ungefähr -1 % (Darracq Pariès et al., 2021, S. 2).

2.1.3 Gleichgewicht und Ungleichgewicht des Marktes

Von Merton wurde erkannt, dass wenn der Zinssatz der sicheren Anlage größer oder gleich der Rendite des global varianzminimalen Portfolios ist, dann ist der Markt im Ungleichgewicht. Ist der Zinssatz der sicheren Anlage kleiner als das global varianzminimale Portfolio, dann ist der Markt im Gleichgewicht. Im Gleichgewicht existiert ein effizientes Tangentialportfolio und für den Markt kann angenommen werden, dass er effizient im neoklassischen Sinne ist. Im Ungleichgewicht gibt es kein Tangentialportfolio, das CAPM ist nicht gültig und der Markt ist im neoklassischen Sinne ineffizient (1972, S. 1866-1868).

Ein geldpolitisch induzierter Niedrigzins dürfte stabilisierend wirken, da damit nicht nur das Proxy für die sichere Anlage auf einem niedrigen Niveau verharret, sondern ceteris paribus sich der Abstand zur global varianzminimalen Rendite vergrößert. Ein niedriger Zinssatz erleichtert den Unternehmen die Aufnahme von Fremdkapital. Für die Finanzakteure bedeutet dies positivere Aussichten über das Spektrum von Sicherung der Liquidität bis hin zu Ausweitung der operativen Geschäftstätigkeit, so dass die Aktienkurse steigen dürften. Institutionelle Investoren können unter Aufnahme von Fremdkapital verstärkt in ihr eigenes Portfolio investieren. Dies kann wiederum zu steigenden Wertpapierkursen führen. Mit steigenden Kursen sinken die Wertpapierrenditen und möglicherweise auch die global varianzminimale Rendite mit der Folge, dass diese Mechanismen den stabilisierenden Effekt der Niedrigzinsen teilweise wieder kompensieren könnten (Deutsche Bundesbank, 2019, S. 46).

An Tagen mit einem Kapitalmarkt im Ungleichgewicht basieren alle Transaktionen auf Noise. Wenn ein Kapitalmarkt über die gesamte Periodenlänge von beispielsweise einem Jahr als

neoklassisch informationseffizient beurteilt wird, kann der Markt an mehreren Tagen durchaus im Ungleichgewicht sein. Informationen, die den Markt an Tagen mit einem Markt im Ungleichgewicht erreichen, werden nicht informationseffizient in den Wertpapierkursen verarbeitet. Selbst wenn die Marktteilnehmer durch Informationen, die an diesen Tagen den Markt erreichen, zu Transaktionen motiviert werden, ist dies dennoch Noise-Trading. Bei dieser Argumentation wird implizit der Marktzustand von Gleichgewicht und Ungleichgewicht als exogene Variable betrachtet. Der Gleichgewichts-Marktzustand wird in dem empirischen Teil als ein Prüfkriterium für faktorbasierte Risiken verwendet.

2.2 Faktoren-Modelle

2.2.1 Überblick

Das CAPM wurde Zou zu dem best-beta CAPM weiterentwickelt mit Annahme, dass die Marktteilnehmer das Risiko eines Wertpapiers in Bezug auf ein individuelles Renditeziel wahrnehmen. Die mit dem best-beta CAPM bestimmten Betafaktoren sind akkurater als die Betafaktoren des CAPM (Zou, 2006, S. 132). Mit dem von Black (1972, S. 450) entwickelten zero-beta CAPM wird das CAPM um einen weiteren, zu dem Betafaktor orthogonalen, Risikofaktor ergänzt. Fama und French (1995, S. 131) erkannten, dass neben dem Betafaktor noch weitere Risikofaktoren wie die Marktkapitalisierung und die das Buchwert-Marktwert-Verhältnis einen wesentlichen Beitrag zu der Erklärung der Wertpapierrenditen leisten und entwickelten das Drei-Faktoren-Modell. Von Carhart (1997, S. 60–61) wurde das Drei-Faktoren-Modell um den Risikofaktor Momentum (1997, S. 60–61) und von Pástor und Stambaugh (2003, S. 683) um den Risikofaktor marktweite Liquidität zu einem Vier-Faktoren-Modell erweitert. Fama und French (2016, S. 69) erweiterten das Drei-Faktoren-Modell um die Faktoren Profitabilität und Investitionstätigkeit zu einem Fünf-Faktoren-Modell. Versuche, das Fünf-Faktoren-Modell mit dem Momentum-Effekt (Fama & French, 2016, S. 71) oder die marktweite Liquidität (Racicot und Rentz, 2016, S. 444) zu einem Sechs-Faktoren-Modell weiterzuentwickeln, konnten den Erklärungsgehalt des Fünf-Faktoren-Modells bisher nicht signifikant steigern. Die Modelle werden in den folgenden Kapiteln näher beschrieben.

2.2.2 Capital Asset Pricing Model (CAPM)

In diesem Kapitel werden analytische Darstellungen aus der Literatur, die Teilbereiche des CAPM erklären, so zusammengefügt, dass sie die analytische Bestimmung der CAPM Betafaktoren ergeben. Es wird eine sichere Anlage und ein Portfolio aus unsicheren Wertpapieren mit invertierbarer Kovarianzmatrix vorausgesetzt. Weiterhin sind eine beliebige Teilbarkeit von Wertpapieren und negative Portfolioanteile zugelassen.

In der Darstellung von erwarteter Rendite und erwarteter Standardabweichung bilden alle Portfolios, die sich aus Kombinationen von unsicheren Wertpapieren ergeben, eine Fläche, die von einer Hyperbel umrandet ist. Diese Hyperbel wird Portfoliogrenze genannt und wurde von Merton analytisch hergeleitet (1972, S. 1856). Mit den folgenden Definitionen

r	Erwartungswert der Rendite
σ	Erwartungswert der Standardabweichung
$R' = (x_1, \dots, x_N)$	Renditevektor,
$F' = (1_1, \dots, 1_N)$	Summierungsvektor,
$S = (\sigma_{ij})$	Kovarianzmatrix der Wertpapierrenditen,
$a := R'S^{-1}R,$	
$b := R'S^{-1}F = F'S^{-1}R$ und	
$c := F'S^{-1}F$	

lautet die Gleichung der Portfoliogrenze (Loistl, 1994, S. 220; Cuthbertson & Nitzsche, 2004, S. 164-165):

$$\sigma^2 = \frac{cr^2 - 2br + a}{ac - b^2} \quad (1)$$

Der obere Hyperbel-Zweig der Portfoliogrenze, auf dem die effizienten Portfolios liegen, wird Effizienzgrenze genannt. Ein Portfolio ist effizient, wenn alle anderen Portfolios mit gleicher Rendite ein höheres Risiko besitzen und alle anderen Portfolios mit demselben Risiko eine kleinere Rendite aufweisen und es kein weiteres Portfolio mit einer höheren Rendite und gleichzeitig einem geringeren Risiko gibt (Steiner et al. 2012, S. 8).

Die sichere Anlage habe die Rendite r_f . In der aus der Rendite und Standardabweichung aufgespannten Fläche ist die sichere Anlage durch einen Punkt auf der Renditeachse gekennzeichnet. Die Gerade, die die Renditeachse in diesem Punkt schneidet und die Effizienzgrenze tangiert, wird Kapitalmarktgerade genannt. Sie kennzeichnet alle realisierbaren

Kombinationen aus der sicheren Anlage und dem Tangentialportfolio. Bis auf das Tangentialportfolio sind die auf der Kapitalmarktgeraden liegenden Portfolios dominant gegenüber den Portfolios auf der Effizienzgrenze (Loistl, 1994, 223). Mit Verwendung der obigen Vereinfachungen a , b und c gilt für die erwartete Rendite des Tangentialportfolios r_p die Beziehung (Loistl, 1994, S. 247):

$$r_p = \frac{br_f - a}{cr_f - b} \quad (2)$$

Mit der erwarteten Rendite des Tangentialportfolios lässt sich die erwartete Standardabweichung gemäß der folgenden Gleichung (3) berechnen (Loistl, 1994, S. 224; Cuthbertson & Nitzsche, 2004, S. 166):

$$\sigma_p = \frac{r_p - r_f}{\sqrt{cr_f^2 - 2br_f + a}} \quad (3)$$

Das Tangentialportfolio wird somit bestimmt, ohne die Wertpapieranteile zu kennen, aus denen es sich zusammensetzt. Die Wertpapieranteile werden jedoch benötigt, um die Betafaktoren zu berechnen. Für den Anteilsvektor X eines beliebigen effizienten Portfolios gilt die Beziehung (Loistl, 1994, S. 224):

$$X = \frac{cr - b}{ac - b^2} S^{-1}R + \frac{a - rb}{ac - b^2} S^{-1}F, \quad (4)$$

mit den obigen Vereinfachungen sowie

r erwartete Rendite eines effizienten Portfolios und

$X' = (n_1, \dots, n_N)$ Anteilsvektor der Wertpapiere an dem effizienten Portfolio.

Durch Einsetzen des Renditevektors des Tangentialportfolios und Äquivalenzumformungen erhält man die folgende Beziehung (Cuthbertson & Nitzsche, 2004, S. 166):

$$X_p = \frac{S^{-1}(R - r_f F)}{F' S^{-1}(R - r_f F)} \quad (5)$$

Für den Betafaktor β_i von Wertpapier i gilt damit (Cuthbertson & Nitzsche, 2004, S. 151):

$$\beta_i = \frac{\text{cov}(r_i, r_p)}{\sigma_p^2} \quad (6)$$

$$\beta_i = \frac{\text{cov}[r_i, (\sum_{j=1}^N n_j r_j)]}{\sigma_P^2} \quad (7)$$

$$\beta_i = \frac{\sum_{j=1}^N n_j \sigma_{ij}}{\sigma_P^2} \quad (8)$$

Entsprechend gilt für den Betafaktor β^* eines Portfolios P^* bezüglich eines Portfolios P , bei dem das Portfolio P^* eine Teilmenge der Wertpapiere von Portfolio P enthält:

$$\beta^* = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N n_i^* n_j \sigma_{ij}}{\sigma_P^2}, \quad (9)$$

mit den Wertpapieranteilen n_i^* an dem Portfolio P^* und $n_i^* = 0$, wenn Wertpapier i nur in Portfolio P enthalten ist.

Das CAPM ist als ein ein-periodisches Modell konzipiert (Fama, 1970b, S. 168). Schmidt und Terberger halten die Anwendung des CAPM über mehrere Perioden für pragmatisches, aber unter Umständen kritisierbares Vorgehen (1997, S. 370). Fama zeigt, dass wenn eine die Nutzenfunktion für alle Zeitpunkte monoton steigend und streng konkav ist (1970b, S. 166), dann ist sie ununterscheidbar zwischen einem ein-periodischen Modell und einem multi-periodischen Modell (Fama, 1970b, S. 169). In einem vollkommenen Markt mit Akteuren, die sich an der obigen Nutzenfunktion orientieren, ist auch ihr Verhalten ununterscheidbar zwischen einem ein-periodischen Modell und einem multi-periodischen Modell (Fama, 1970b, S. 171). Wenn die Voraussetzungen gegeben sind, kann das CAPM somit auch über mehrere Perioden angewendet werden.

2.2.3 Best-beta CAPM von Zou

Im Kontext des CAPM unterscheiden sich die Marktteilnehmer in ihren Risikopräferenzen (Schmidt & Terberger, 1997, S. 346). Das CAPM wird durch das best-beta CAPM, abgekürzt BCAPM, in dem angenommen wird, dass die Marktteilnehmer das Risiko eines Wertpapiers in Bezug auf ein individuelles Renditeziel wahrnehmen. Wie in dem CAPM gilt auch im best-beta CAPM das Separationstheorem von Tobin und alle Marktteilnehmer bilden homogene Erwartungen. Die Marktteilnehmer halten trotz unterschiedlichen individuellen Renditezielen und Risikopräferenzen alle ein gleich strukturiertes Portfolio aus unsicheren Wertpapieren, das dem Marktportfolio entspricht (Zou, 2006, S. 132).

Um das best-beta CAPM herzuleiten, wird angenommen, dass die Marktteilnehmer eine monoton steigende, konkave und zweifach differenzierbare Nutzenfunktion besitzen. Die Nutzenfunktion bestimmt sowohl den Nutzen für aktuellen Konsum als auch den erwarteten Nutzen von zukünftigem Konsum (Zou, 2006, S. 132). Die optimale Lösung der Nutzenfunktion für ein Wertpapier wird in eine Taylorreihe bis zum zweiten Grad um die individuelle absolute Vermögensrendite entwickelt (Zou, 2006, S. 133). Mit der Division der Taylorreihe des Wertpapiers durch die analoge Taylorreihe für das optimale Portfolio wird das individuelle Renditeziel des Investors eliminiert (Zou, 2006, S. 136) und es folgt die Gleichgewichtsbedingung $E(x_i) = \beta_i^B E(x_m)$ mit dem Erwartungswertoperator E und der Überrendite $x_i = r_i - r_f$ von Wertpapier i sowie der Überrendite $x_m = r_m - r_f$ des Marktportfolios. Das best-beta CAPM besitzt genau die gleiche proportionale Beziehung von Überrendite des Wertpapiers zu der Überrendite des Marktportfolios wie bei dem CAPM (Zou, 2006, S. 132):

$$E(x) = \beta_i^B \cdot E(x_m), \quad (10)$$

wobei für den Proportionalitätsfaktor β_i gilt

$$\beta_i^B = \frac{E(x_m x_i)}{E(x_m^2)} \quad (11)$$

Das Co-Moment wird als „Co-Movement“ interpretiert, da es sowohl die Kovarianz als auch das Produkt der Überrenditen von Wertpapier und Portfolio beinhaltet (Zou, 2006, S. 133):

$$E(x_m x_i) = E(x_m)E(x_i) + \text{Cov}(x_m, x_i) \quad (12)$$

Wird die Gleichung (12) durch $E(x_m^2)$ dividiert und die Gleichung (11) eingesetzt, so erhält man eine Beziehung für den best-beta CAPM Betafaktor β_i^B und den CAPM Betafaktor $\beta_i^C = \text{Cov}(x_i, x_m) / \sigma_m^2$ (Zou, 2006, S. 136):

$$\frac{E(x_m x_i)}{E(x_m^2)} = \frac{E(x_m)E(x_i)}{E(x_m^2)} + \frac{\text{Cov}(x_m, x_i)}{E(x_m^2)} \quad (13)$$

$$\beta_i^B = \frac{E(x_m)E(x_i)}{E(x_m^2)} + \frac{\text{Cov}(x_m, x_i)}{E(x_m^2)} \quad (14)$$

$$\beta_i^B = \frac{E(x_m)E(x_i)}{E(x_m^2)} + \frac{\sigma_m^2}{E(x_m^2)} \beta_i^C \quad (15)$$

Mit dem best-beta CAPM werden immer genauere Betafaktoren als mit dem CAPM bestimmt, mit Ausnahme des Extremfalles von perfekter Marktübereinstimmung von beiden Modellen (Zou, 2006, S. 134).

2.2.4 Multi-Beta CAPM

Während das CAPM nur die Überrendite des Marktportfolios als Marktrisiko beinhaltet, wird das Marktrisiko in dem Multi-Beta Capital Asset Pricing Model, abgekürzt Multi-Beta CAPM in faktorbezogene Risiken ausdifferenziert, um eine mehrdimensionale Risikoabbildung zu erhalten (Nowak, 1994, S. 101-102).

Die folgende Herleitung des Multi-Beta CAPM, die die Existenz eines Mehrfaktorenmodells explizit voraussetzt, orientiert sich an Nowak (1994, S. 44-46). Es wird angenommen, dass sich das Marktportfolio als Kombination von Teilportfolios darstellen lässt:

$$r_m = \sum_{p=1}^n x_p r_p \quad (16)$$

mit

r_m Rendite des Marktportfolios,

r_p Rendite des Teilportfolios p und

x_p Wertanteil von Portfolio p am Marktportfolio.

Die Gleichung (16) wird in die Beziehung für den CAPM Betafaktor von Wertpapier i eingesetzt und umgeformt:

$$\beta_{im} = \frac{\text{Cov}(r_i, r_m)}{\sigma_m^2} \quad (17)$$

$$\beta_{im} = \frac{\text{Cov}(r_i, \sum_{p=1}^n x_p r_p)}{\sigma_m^2} \quad (18)$$

$$\beta_{im} = \frac{\sum_{p=1}^n x_p \cdot \text{Cov}(r_i, r_p)}{\sigma_m^2} \quad (19)$$

$$\beta_{im} = \sum_{p=1}^n \frac{\sigma_p^2 \cdot x_p \cdot \text{Cov}(r_i, r_p)}{\sigma_p^2 \cdot \sigma_m^2} \quad (20)$$

$$\beta_{im} = \sum_{p=1}^n \frac{\sigma_p^2 \cdot x_p}{\sigma_m^2} \cdot \frac{\text{Cov}(r_i, r_p)}{\sigma_p^2} \quad (21)$$

$$\beta_{im} = \sum_{p=1}^n \beta_{pm} \cdot \beta_{ip} \quad (22)$$

mit den Bezeichnung für Gleichung (16) sowie

β_{im} der Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Marktportfolio m ,

β_{ip} der Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Teilportfolios p ,

β_{pm} Gewichtung des Betafaktors β_{ip} ,
 σ_m^2 die Varianz des Marktportfolios und
 σ_p^2 die Rendite des Teilportfolios p .

Die Gleichung (22) ist das Multi-Beta CAPM bei dem der CAPM Betafaktor β_{im} in eine Summe von gewichteten Betafaktoren β_{ip} der Teilportfolios aufgespalten wird.

Die Gewichtung β_{pm} ergibt sich aus dem Produkt des Varianzen-Verhältnisses der Renditen von Teilportfolio p und dem Marktportfolio m und dem Anteil von Teilportfolio p an dem Marktportfolio m (Nowak, 1994, S. 44-46).

Der CAPM Betafaktor β_{im} hängt in dem Multi-Beta CAPM stark von den Eigenschaften der jeweiligen Teilportfolios ab (Nowak, 1994, S. 44). Die Wertpapiere lassen sich für die Bildung der Teilportfolios derart miteinander kombinieren, dass jeweils ein Teilportfolio mit einem Risikofaktor r_p perfekt und mit den übrigen Risikofaktoren überhaupt nicht korreliert (Nowak, 1994, S. 50). Bruns und Meyer-Bullerdiek betonen, dass es grundsätzlich möglich ist, dass jedes Wertpapier in mehreren Teilportfolios enthalten sein kann (2020, S. 96).

Die Betafaktoren β_{ip} der Teilportfolios können als Sensitivitäten gedeutet werden. Die Gewichtung β_{pm} ist einerseits von der Unsicherheit des Risikofaktors r_p und andererseits von der Sensitivität der Markttrendite gegenüber dem Risikofaktor r_p abhängig (Nowak, 1994, S. 51). Im Multi-Beta CAPM wird das Marktrisiko aufgegliedert in mehrere faktorbezogene Risiken. Dabei ist zu beachten, dass eine Gleichsetzung des Marktrisikos mit den faktorbezogenen Risiken nur für ein vollständig diversifiziertes Marktportfolio zulässig ist (Nowak, 1994, S. 53 und S. 101). Da sich die Risikopreise multiplikativ aus dem jeweiligen Marktpreis des Risikos und der Sensitivität von der Markttrendite gegenüber dem Risikofaktor bilden, können Wertpapiere mit einer gegenüber der Markttrendite negativen Korrelation das Marktrisiko und gleichzeitig die erwartete Rendite reduzieren (Nowak, 1994, S. 109).

Das Multi-Beta CAPM übernimmt die Ableitung des bewertungsrelevanten Risikos aus dem CAPM. Die Faktormodellannahme wird nur zur Aufgliederung des Risikos herangezogen. Somit ist das Multi-Beta CAPM ein Spezialfall des CAPM (1994, S. 109). Im Gegensatz dazu sehen Elton et al. das Multi-Beta CAPM sehr viel näher bei den Multi-Faktoren-Modellen und definieren mit einer erwarteten Wertpapierrendite, die abhängig von Wertpapier-Sensitivitäten sowohl der Überrendite des Marktes als auch der Überrenditen weiterer Einflussfaktoren ist.

Diese weiteren Einflussfaktoren werden durch das Modell nicht näher spezifiziert (2017, S. 328). Die Bewertungsgleichung des Multi-Beta CAPM lautet:

$$E(r_i) = r_f + [E(r_m) - r_f] \cdot \sum_{p=1}^n \beta_{pm} \cdot \beta_{ip} \quad (23)$$

mit den Beziehungen aus der obigen Gleichung (22) sowie

$E(r_i)$ der erwarteten Rendite von Wertpapier i ,

$E(r_m)$ der erwarteten Rendite des Marktportfolios m und

r_f dem Zinssatz der sicheren Anlage.

Mit dem Multi-Beta CAPM wird die erwartete Rendite eines Wertpapiers i mit dem Zinssatz der sicheren Anlage r_f und n Risikoprämien erklärt, wobei sich mit der Überführung des Marktrisikos in faktorbezogene Risiken mehrere Risikomaße berücksichtigen lassen (Bruns & Meyer-Bullerdiel, 2020, S. 96–97; Nowak, 1994, S. 51–53; Steiner et al., 2017, S. 28–29).

2.2.5 Multi-Faktoren-Modelle

Im Vergleich zu dem CAPM mit einem Risikofaktor haben Multi-Faktoren-Modelle den Vorteil, dass das systematische Risiko auf mehrere Komponenten aufgeteilt wird, was eine flexiblere Abbildung von realen Gegebenheiten und durch die feinere Faktorstruktur weitergehende Analysen von Einflüssen auf die Renditen (Franzen & Schäfer, 2018, S. 242). Die zu schätzende Datenmenge ist bei den Multi-Faktoren-Modellen geringer als bei dem CAPM, bei dem sämtliche Kovarianzen geschätzt werden müssen. Dies senkt den Berechnungsaufwand und das Potenzial von Schätzfehlern (Franzen & Schäfer, 2018, S. 236).

Die folgende Darstellung der Modellgleichung für Multi-Faktoren-Modelle mit Annahmen für die erwarteten Wertpapierrenditen, der Varianz der Renditen und der Kovarianz der Renditen von zwei Wertpapieren orientiert sich an Franzen und Schäfer (2018, S. 241).

$$r_{it} = r_{ft} + \beta_{1t} \cdot v_{1t} + \beta_{2t} \cdot v_{2t} + \dots + \beta_{nt} \cdot v_{nt} + \varepsilon_{it} \quad (24)$$

mit

r_{it} Rendite von Wertpapier i zum Zeitpunkt t ,

r_{ft} Zinssatz der sicheren Anlage zum Zeitpunkt t ,

β_{jt} Sensitivität des von Risikofaktors v_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t ,

v_{jt} Risikofaktors v_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t ,
 ε_{jt} Störterm ε_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t .

In den Multi-Faktoren wird der Erwartungswert der Wertpapierrendite eines Wertpapiers zu einem Zeitpunkt aus der Summe von dem Zinssatz einer sicheren Anlage und der Summe von ein oder mehreren Produkten von Faktorsensitivitäten mit den Erwartungswerten dieser Faktoren gebildet.

$$E(r_{it}) = r_{ft} + \beta_{1t} \cdot E(v_{1t}) + \beta_{2t} \cdot E(v_{2t}) + \dots + \beta_{nt} \cdot E(v_{nt}) \quad (25)$$

mit

$E(r_{it})$ erwartete Rendite von Wertpapier i zum Zeitpunkt t ,
 r_{ft} Zinssatz der sicheren Anlage zum Zeitpunkt t ,
 β_{jt} Sensitivität des Erwartungswerts von Risikofaktor $E(v_{jt})$ mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t ,
 $E(v_{jt})$ Erwartungswert von Risikofaktor $E(v_{jt})$ mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t .

Die Varianz der Rendite des Wertpapiers i und n Risikofaktoren lautet:

$$\text{Var}(r_{it}) = \beta_{1t}^2 \cdot \text{Var}(v_{1t}) + \beta_{2t}^2 \cdot \text{Var}(v_{2t}) + \dots + \beta_{nt}^2 \cdot \text{Var}(v_{nt}) \quad (26)$$

mit

$\text{Var}(r_{it})$ Varianz von Wertpapier i zum Zeitpunkt t ,
 β_{1t}^2 quadrierte Sensitivität von Risikofaktor v_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t ,
 $\text{Var}(v_{jt})$ Varianz von Risikofaktor v_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t .

Für die Kovarianz zwischen den Wertpapierrenditen i und j gilt:

$$\text{Cov}(r_{it}, r_{jt}) = \beta_{i1}\beta_{j1}\text{Var}(v_{1t}) + \beta_{i2}\beta_{j2}\text{Var}(v_{2t}) + \dots + \beta_{in}\beta_{jn}\text{Var}(v_{nt}) \quad (27)$$

mit

$\text{Cov}(r_{it}, r_{jt})$ Kovarianz von Wertpapier i zum Zeitpunkt t ,
 β_{jt} Sensitivität von Risikofaktor v_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t ,
 $\text{Var}(v_{jt})$ Varianz von Risikofaktor v_{jt} mit $j = 1 \dots n$ zum Zeitpunkt t .

Das Multi-Faktoren-Modell stützt sich auf folgende Annahmen:

- Der Erwartungswert von dem Störterm ist null .
- Der Störterm besitzt eine konstante Varianz .
- Für zwei verschiedene Wertpapiere ist zur gleichen Zeit die Kovarianz gleich null .
- Die Kovarianz zwischen einem Risikofaktor und dem Störterm ist gleich null .

- Die Risikofaktoren sind orthogonal zueinander .

Die Bedingung der Orthogonalität führt bei den Multi-Faktoren-Modellen zu der Reduktion der zu schätzenden Datenmenge gegenüber dem CAPM.

In diesem Kapitel werden Multi-Faktoren-Modelle mit zwei bis sechs Faktoren vorgestellt. Das zero-beta CAPM ist die Grundlage für das in dem gestaltungsgeleiteten Teil diskutierte Modell. Das Drei-Faktoren-Modell von Fama und French wird mit Multi-Faktoren-Modellen, die vier bis sechs Risikofaktoren enthalten, erweitert.

2.2.6 Zwei-Faktoren-Modell

In dem Zero-beta CAPM von Black wird auf eine sichere Anlage verzichtet. Kreditaufnahme und Kreditvergabe wird ganz unterbunden oder zu unterschiedlichen Zinssätzen ermöglicht. Black entdeckte, dass dann der Zinssatz der sicheren Anlage in der CAPM-Gleichung durch die Rendite eines als „Zero-beta Portfolio“ bezeichneten Portfolios ersetzt wird. Das Zero-beta Portfolio ist mit dem Marktportfolio nicht korreliert, das heißt orthogonal, und bezüglich allen anderen möglichen Zero-beta Portfolios varianzminimal (Black, 1972, S. 450). Da effiziente Portfolios immer miteinander korreliert sind, ist das orthogonale bzw. unkorrelierte Zero-beta Portfolio immer ineffizient (Merton, 1972, S. 1861). Wenn das als Proxy für das Marktportfolio verwendete Portfolio effizient ist, dann ist die Rendite allen möglichen Zero-beta Portfolios gleich (Roll, 1980, S. 1009). Liegt das Proxy nicht auf der Effizienzlinie bzw. ist selbst ineffizient, dann können Zero-beta Portfolios mit beliebigen Renditen gefunden werden (Roll, 1980, S. 1007).

2.2.7 Drei-Faktoren-Modell

Fama und MacBeth überprüfen empirisch das CAPM anhand eines Zwei-Faktoren-Modells mit einem zweistufigen rollierenden Querschnitts-Regressionsverfahren (1973, S. 615-617). Ein quadratischer Term wird in dem Modell als zweiter Faktor ergänzt, um die Annahme von Nichtlinearität zu falsifizieren (Fama und MacBeth, 1973, S. 611). Unter Verwendung des oben erläuterten rollierenden Regressionsverfahrens von Fama und MacBeth (Fama & French, 1992, S. 430) untersuchen Fama und French die Wirkung von weiteren Faktoren neben dem Betafaktor auf die Wertpapierrendite. Der Betafaktor wird in Frage gestellt, denn der

Betafaktor hat keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Rendite. Die durchschnittlichen Wertpapierrenditen werden durch die Faktoren Unternehmensgröße und Buchwert-Marktwert-Verhältnis beeinflusst (1992, S. 445). Hierauf aufbauend veröffentlichten Fama und French im Jahr 1993 das Drei-Faktoren-Modell, welches das Marktrisiko und die Unternehmensgröße und den Buchwert-Marktwert-Verhältnis als Faktoren beinhaltet (1995, S. 131). In das Drei-Faktoren-Modell werden nicht die Unternehmensgröße und Buchwert-Marktwert-Verhältnis, sondern stellvertretend Renditedifferenzen von Long-Short-Portfolios einbezogen:

- Die Unternehmensgröße wird repräsentiert durch die Differenz von Unternehmen mit kleiner Marktkapitalisierung und Unternehmen mit hoher Marktkapitalisierung und der resultierende Risikofaktor als „Small minus big“ bezeichnet.
- Das Buchwert-Marktwert-Verhältnis wird repräsentiert durch die Differenz von Unternehmen mit einem hohen Buchwert-Marktwert-Verhältnis und Unternehmen mit einem niedrigen Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Der resultierende Risikofaktor wird „High minus Low“ genannt (Fama & French, 1995, S. 143-145).

Fama und French zeigen, dass ein hohes Buchwert-Marktwert-Verhältnis ein Indikator dafür ist, dass Unternehmen sich dauerhaft in wirtschaftlichen Schwierigkeiten befinden. Ebenso deutet ein niedriges Buchwert-Marktwert-Verhältnis auf eine anhaltende starke Profitabilität hin. Unternehmen mit einer kleinen Marktkapitalisierung sind im Mittel weniger profitabel als Unternehmen mit einer großen Marktkapitalisierung (1995, S. 154).

Stehle et al. erklären im Zeitraum von Dezember 1967 bis Juni 1995 mit dem Drei-Faktoren-Modells die Portfoliorenditen am deutschen Aktienmarkt im Querschnitt besser als am US-amerikanischen Aktienmarkt (2003, S. 33–34).

2.2.8 Vier-Faktoren-Modelle

Carhart begründet den weiteren Faktor damit, dass die im vorherigen Jahr schlecht performenden Portfolios negative Bewertungsfehler und die gut performenden Portfolios positive Bewertungsfehler aufweisen, die durch das Momentum reduziert werden (1997, S. 62).

Von Carhart wurde dem Marktmodell der Risikofaktor „Momentum“ hinzugefügt und damit das Marktmodell zum „Vier-Faktoren-Modell“ erweitert. Das Momentum bezeichnet das Phänomen, das für in der vergangenen Periode gestiegene (gesunkene) Renditen im Mittel auch in der folgenden Periode steigende (sinkende) Renditen beobachtet werden (1997, S. 60–61).

Fieberg et al. vergleichen anhand des Vier-Faktoren-Modells von Carhart die Performance der Risikofaktoren, wenn sie mit dem Faktorladungs-basierten Ansatz und wenn sie als Werte bzw. mit dem Charakteristik-basierten Ansatz bestimmt werden (2016, S. 267). Am deutschen Aktienmarkt erweist das Vier-Faktoren-Modell mit den Charakteristik-basierten Risikofaktoren als performanter (Fieberg et al., 2016, S. 274).

Das Drei-Faktoren-Modell von Fama und French wird von Pástor und Stambaugh um einen weiteren Faktor, der marktweiten Liquidität, ergänzt. Die marktweite Liquidität aus einer Regression mit der Wertpapierrendite und dem „Orderfluss“ des Vortages bestimmt. Der Orderfluss ist das Produkt des Geldbetrages des Umsatzvolumens multipliziert mit dem Vorzeichen der Differenz Rendite des Wertpapier und der Marktrendite. Wenn sich die Rendite des Wertpapiers schwächer als die des Marktes entwickelt, wird das Vorzeichen negativ und signalisiert eine geringere Liquidität (2003, S. 646–647). Wertpapiere mit hoher Sensitivität bezüglich der marktweiten Liquidität zeigen hohe erwartete Renditen, und zwar auch, wenn die weiteren Faktoren Size, Value und Momentum in die Analyse mit einbezogen werden. Bei der Konzeption der marktweiten Liquidität wurde eine typischerweise geringere Liquidität von kleinen Unternehmen berücksichtigt. Es zeigt sich, dass die kleinsten Unternehmen eine hohe Sensitivität gegenüber der Liquidität haben (Pástor & Stambaugh, 2003, S. 683).

2.2.9 Fünf-Faktoren-Modelle

Fama und French erweitern das Dreifaktoren-Modell um zwei weitere Risikofaktoren, „Profitabilität“ und „Investment“, zu einem Fünffaktoren-Modell. Der Risikofaktor Profitabilität ist die Renditedifferenz eines Portfolios aus Wertpapieren mit hoher Profitabilität und eines Portfolios aus Wertpapieren mit niedriger Profitabilität. Die Profitabilität errechnet sich als Quotient der operativen Profitabilität und den Eigenkapital-Buchwert. Der Risikofaktor Investitionstätigkeit ist die Renditedifferenz eines Portfolios aus Wertpapieren mit geringer Investitionstätigkeit und eines Portfolios aus Wertpapieren mit hoher Investitionstätigkeit. Die Investitionstätigkeit errechnet sich als relative Änderung der Bilanzsumme. Es wird angenommen, dass eine hohe Profitabilität und eine geringe Investitionstätigkeit zu hohen künftigen Renditen führen (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 154–156).

Racicot und Rentz resümieren, dass sich einerseits das Fünf-Faktoren-Modell mit Verwendung der Methode der kleinsten Quadrate die Renditen in den 12 Sektoren eignet. Andererseits

verschwindet mit der Generalisierten Momentenmethode der Erklärungsgehalt sowohl des Fünf-Faktoren-Modells als auch des Sechs-Faktoren-Modells (Racicot & Rentz, 2016, S. 447).

2.2.10 Sechs-Faktoren-Modelle

Da der Momentum-Effekt in zahlreichen Untersuchungen belegt wurde, sich seit Jahren als persistent erweist, und der Momentum-Effekt der am häufigsten angewendete Equity-Faktor nach „Size“ und „Value“ ist, halten Bruns und Meyer-Buller die es für denkbar, dass in zukünftigen Forschungsvorhaben das Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French um den Momentum-Effekt zu einem Sechs-Faktoren-Modell erweitert wird (2020, S. 155–156).

Fama und French stellen fest, dass eine Erweiterung des Fünf-Faktoren-Modell um einen sechsten Faktor Momentum insgesamt nur einen geringen Einfluss auf die Performance hat. Die Performance des Modells wird zwar einerseits durch den zusätzlichen Faktor Momentum erhöht, andererseits treten nachteilige, nicht-triviale und unerklärte Effekte bei Aktien mit kleiner Unternehmensgröße auf (2016, S. 71).

Das Fünf-Faktoren-Modell von Fama und French wird von Racicot und Rentz (2016, S. 444) um den Faktor Liquidity von Pástor und Stambaugh erweitert. Für den Zeitraum von Januar 1968 bis Dezember 2014 wurde die monatliche Entwicklung in zwölf Sektoren sowohl mit dem Fünf-Faktoren-Modell als auch mit dem Sechs-Faktoren-Modell untersucht und die Ergebnisse der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate mit den Ergebnissen der Generalisierten Momentenmethode verglichen. Für beide Modelle wird ein Bestimmtheitsmaß von 0,73 mit der Methode der kleinsten Quadraten ausgewiesen. Für das Fünf-Faktoren-Modell fällt das adjustierte Bestimmtheitsmaß auf 0,58 und für das Sechs-Faktoren-Modell auf 0,42, wenn die Analyse mit der Generalisierten Momentenmethode durchgeführt wird (Racicot & Rentz, 2016, S. 446–447). Bei Verwendung der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate hat das Sechs-Faktoren-Modell nur einen geringen zusätzlichen Erklärungsgehalt verglichen mit dem Fünf-Faktoren-Modell.

2.3 Behavioral Finance

2.3.1 Definition und Abgrenzung zur neoklassischen Kapitalmarkttheorie

In der neoklassischen Vorstellung wird der Kapitalmarkt dominiert von rational handelnden Akteuren, die entsprechend dem Verhaltensmodell des Homo Oeconomicus danach streben, ihren Nutzen zu maximieren. Ethische Normen oder soziale Vorstellungen sowie alle Aspekte, die nicht wirtschaftliches Verhalten betreffen, werden ausgeblendet (Pelzmann, 2012, S. 5; Daxhammer und Facsar, 2017, S. 26-27). Neben rational agierenden Akteuren können auch nicht rationale Akteure existieren. Ihre Aktivitäten haben keinen längerfristigen Einfluss auf die Preisbildung. Wenn die Erwartungshaltungen der nicht rationalen Akteure nicht miteinander korrelieren, dann neutralisieren optimistische Einschätzungen von einigen Akteuren negative Preiserwartungen von anderen Akteuren (Burton & Shah, 2013, S. 37–38). Da der Ausgleich der Erwartungen nicht immer zeitgleich stattfinden kann, zeigen die Kursverläufe statistische Schwankungen. Wenn die nicht rationalen Akteure als Reaktion auf neue Informationen gleichsinnig handeln, dann erzeugen sie Überreaktionen oder Unterreaktionen. Dabei sollten die Überreaktionen und die Unterreaktionen gleich häufig auftreten (Fama, 1998, S. 284).

In der sich ab etwa 1980 entwickelnden verhaltenswissenschaftlichen Finanzmarktforschung, die im Englischen als „Behavioural Finance“ und im Amerikanischen als „Behavioral Finance“ bezeichnet wird, steht das reale, emotional und kognitiv bestimmte, Verhalten von Investoren im Mittelpunkt des Interesses (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 24). Das beobachtete Verhalten von teilweise heterogenen Investoren wird mit Methoden aus der Psychologie, der Soziologie und auch der Neurobiologie analysiert (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 89; Ramiah et al., 2015, S. 91). Die verhaltenswissenschaftliche Finanzmarktforschung versucht Erklärungsansätze der verhaltenswissenschaftlichen und kognitiven Psychologie mit Ansätzen der Kapitalmarkttheorie zu verbinden (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 79). Sie kann mit einer Einbeziehung von psychodynamischen und von behavioristischen Komponenten in die Kapitalmarktmodelle als Erweiterung der Kapitalmarkttheorie betrachtet werden (Bruns und Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 164; Erlei et al., 2016, S. 13).

Die Marktteilnehmer besitzen häufig unvollständige Informationen, verfügen über begrenzte kognitive Fähigkeiten und eingeschränkte Verarbeitungskapazität. Bei ihren Entscheidungen unterliegen sie oft zeitlichen Restriktionen, so dass sie die reale wirtschaftliche Situation nicht in ihrer ganzen Komplexität wahrnehmen können (Pelzmann, 2012, S. 10; Mankiw und Taylor,

2016, S. 171). Die Marktteilnehmer bedienen sich adaptiver Heuristiken, um sowohl die Informationsflut zu bewältigen als auch Entscheidungsprobleme effizient und präzise zu lösen. Verzerrungen in der Wahrnehmung und Verarbeitung von Informationen können zu Fehlentscheidungen führen (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 83-84; Ramiah et al., 2015, S. 91). Für dieses Verhalten prägte Simon den Begriff der „begrenzten Rationalität“. Nach Meinung von Daxhammer und Facsar existiert der rationale Homo Oeconomicus nur in der Theorie und ein realistischeres Verhaltensmodell ist ein begrenzt rational agierender, häufig von kognitiven und emotionalen Heuristiken geleiteter, Homo Oeconomicus Humanus (2017, S. 80-81).

Die grundlegenden Modellannahmen in der Behavioral Finance sind ähnlich zu denen der neoklassischen Finanzmarkttheorie, unterscheiden sich jedoch in den folgenden Punkten (Ramiah et al., 2015, S. 91):

- Die Anlageentscheidungen der Marktteilnehmer orientieren sich nicht ausschließlich an Rendite und Varianz, sondern können auch in nicht-zufälliger Weise von Modetrends und individuellen Vorlieben sowie anderen psychologischen Faktoren beeinflusst sein.
- Marktteilnehmer können Renditeentwicklungen subjektiv als Trendverlauf wahrnehmen, obwohl objektiv ein Trend nicht vorhanden ist.
- Zwischen den heterogenen Marktteilnehmern entstehen Informationsasymmetrien.
- Die Marktteilnehmer fällen unterschiedliche Anlageentscheidungen, jeweils abhängig von ihren individuellen Neigungen. Eine kollektive Neigung kann Herdenverhalten auslösen.
- Der Markt ist nicht notwendigerweise im Gleichgewicht. Gelegenheiten für eine Arbitrage können sich aus Marktstimmungen ergeben.

Die durch die Aktivitäten der Noise-Trader erzeugten ineffizienten Wertpapierkurse können den Information-Tradern Möglichkeiten für Arbitrage bieten. Arbitrage ist eine Kombination von Transaktionen, mit denen ein risikoloser Gewinn ohne einen Netto-Einsatz von Kapital erzielt wird. Wenn beispielsweise ein Wertpapier an zwei Börsenplätzen mit verschiedenen Preisen notiert, dann kann es gleichzeitig an dem Börsenplatz, wo es zu einem höheren Kurs gehandelt wird, verkauft und an dem anderen Börsenplatz zu einem niedrigeren Kurs gekauft werden. Der Arbitragegewinn ist die Differenz der Kurse an den beiden Börsenplätzen, wobei Transaktionskosten nicht berücksichtigt sind (Mankiw & Taylor, 2016, S. 865; Spremann & Gantenbein, 2019, S. 48).

Für Information-Trader ist Arbitrage nicht risikolos, wenn sie nicht über unbegrenzte Mittel und einen unbeschränkten Zeithorizont verfügen. Dieses Fundamentalrisiko kann bei einer aversiven Einstellung der Information-Trader die Arbitrage erheblich beschränken. Durch unvorhersehbare Überzeugungsänderungen der Noise Trader können schon bestehende Abweichungen der Wertpapierkurse von ihren fundamental gerechtfertigten Preisen noch weiter verstärkt werden. Dieses zusätzliche Risiko für Arbitrageure ist das sogenannte Noise-Trader-Risiko und wird durch die Noise-Trader selbst erzeugt (De Long et al., 1990, S. 705). Aufgrund des Noise-Trader-Risikos sinken die Wertpapierpreise, da für risikoaverse Information-Trader die Wertpapiere weniger attraktiv sind. Wenn die Noise Trader im Mittel die erwarteten Wertpapierrenditen überschätzen oder das Wertpapierrisiko unterschätzen, dann werden sie stärker als die Information-Trader, in die mit Noise-Trader-Risiko behafteten Wertpapiere investieren, und können im Durchschnitt höhere Renditen als die Information-Trader realisieren. Indem die Noise-Trader das selbst generierte Risiko übernehmen, können sie über der Markterwartung liegende, anomale Renditen erzielen (De Long et al., 1990, S. 706).

2.3.2 Verhaltensökonomische Effizienz

Die Behavioral Capital Asset Pricing Theory von Shefrin und Statman betrachtet einen Markt mit den Gruppen von Information-Tradern und Noise-Tradern und erweitert das neoklassische Kapitalmarktmodell um Ineffizienz, die durch Noise Trader verursacht wird (1994, S. 326). Das Verhalten der Marktteilnehmer beschreibt ein „repräsentativer Marktteilnehmer“. Dabei handelt in einem effizientem Markt der repräsentative Marktteilnehmer wie ein Information-Trader, der frei von kognitiven Verzerrungen ist, und dessen subjektive Erwartungen mit der objektiven Wahrscheinlichkeitsverteilung der Wertpapierrenditen übereinstimmen. Ist der Markt hingegen ineffizient, so verhält sich der repräsentative Marktteilnehmer wie ein Noise-Trader, der zu kognitiven Verzerrungen neigt (Shefrin & Statman, 1994, S. 327). Von Shefrin und Statman wird eine verhaltensökonomische Marktinformationseffizienz definiert. Der Markt ist dann und nur dann informationseffizient im verhaltensökonomischen Sinne (1994, S. 329), wenn sich die durch die diskontierten Prognosefehler der Akteure verursachten Vermögensänderungen gegeneinander aufheben, das heißt es gilt

$$\sum_{h=1}^H W_h \epsilon_h = 0 \quad (28)$$

mit

h	Marktteilnehmer,
H	Gesamtzahl der Marktteilnehmer,
ϵ_h	diskontierter Prognosefehler von Marktteilnehmer h und
W_h	Vermögensanteil von Marktteilnehmer h .

Die Gleichung (28) ist erfüllt, wenn die folgende Beziehung gilt:

$$\text{cov}(W_h, \epsilon_h) + \frac{\sum_{h=1}^H \epsilon_h}{H} \sum_{h=1}^H W_h = 0 \quad (29)$$

Ein Markt ist verhaltensökonomisch effizient, wenn die Vermögensänderungen nicht mit den diskontierten Prognosefehlern der Marktteilnehmer korrelieren, und sich die diskontierten Prognosefehler im Mittel ausgleichen, oder die Summe von beiden Termen auf der linken Seite von Gleichung (29) gleich null ist.

Diese Definition der verhaltensökonomischen Effizienz gemäß den beiden Gleichungen (28) und (29) betrachtet die Vermögensänderungen der Akteure am Markt. Das Vermögen eines Akteurs besteht in dem Modell aus seinem Portfolio, das sich aus der gewichteten Summe der Wertpapierkurse ergibt. Die Summe von allen Portfolios ist das Marktportfolio. Somit können in den Gleichungen (28) und (29) die Summen anstatt über die Akteure über die Wertpapiere gebildet werden. Ein Markt ist damit verhaltensökonomisch effizient, wenn die gewichteten Fehlbewertungen der Wertpapiere nicht mit den jeweiligen diskontierten Prognosefehlern korrelieren und sich die Produkte von diskontierten Prognosefehlern und Gesamtvermögen im Mittel ausgleichen oder die Summe der beiden Beträge gleich null ist.

Während in einem neoklassisch effizienten Markt die Preise für alle Wertpapiere effizient sind, gilt dies nicht für einen verhaltensökonomisch effizientem Markt. Wenn der Markt effizient im verhaltensökonomischen Sinne ist, können die Preise der Wertpapiere ineffizient sein. In einem ineffizienten Markt entsteht eine anomale Rendite, die sich aus einer Beta-Korrektur multipliziert mit der Überrendite des Portfolios ergibt (Shefrin und Statman 1994, S. 341-342).

2.3.3 Prospect Theory

Von Kahnemann und Tversky wurde im Jahr 1979 die Prospect Theory vorgestellt, die von ihnen im Jahr 1992 zur Cumulative Prospect Theory weiterentwickelt wurde. Nach der

Prospect Theory werden Entscheidungen in einem sequenziellen Prozess aus Vereinfachung und Abwägung getroffen. In dem ersten, „Editing“ genannten Prozessphase wird das Problem psychologisch leichter handhabbar gemacht indem beispielsweise Zahlen gerundet werden (Schulz-Hardt, Vogelsang, Mojzisch & Ehrling, 2015, S. 189). In der zweiten Prozessphase, die als „Evaluation“ bezeichnet wird, wird die Entscheidung anhand einer Nutzenfunktion getroffen. Die Nutzenfunktion beschreibt nicht den Wert eines Vermögenswertes die Veränderung des Vermögens bzw. den Gewinn oder Verlust. Die Nutzenfunktion ist nicht spiegelsymmetrisch, sondern besitzt einen S-förmigen Verlauf und erzeugt damit für Gewinne und Verluste unterschiedlich starke Reize. In der Gewinnzone ist die Nutzenfunktion konkav und verläuft flacher als in der Verlustzone, in der die Nutzenfunktion konvex ist. Dies beschreibt Verlustaversion, da ein Gewinn eine weniger starke Emotion erzeugt als ein Verlust, das heißt, dass ein vom Betrag gleich hoher Verlust als schmerzlicher empfunden wird als die Freude, die ein Gewinn beschert. Wenn bei einem gleich hohen Erwartungswert zwischen einem sicheren Ergebnis und einer Lotterie gewählt werden soll, dann wird in der Gewinnzone ein sicherer Gewinn gegenüber einer Lotterie präferiert. In Verlustzone wird eine Lotterie gegenüber dem sicheren Verlust vorgezogen. Der als Referenzpunkt bezeichnete Übergang von der Gewinnzone in die Verlustzone ist nicht fix, sondern kann sich verändern. Mit der Wahl von unterschiedlichen Referenzpunkten können in objektiv identischen Situationen verschiedene Entscheidungen getroffen werden (Barberis & Huang, 2008, S. 2068–2069; Schulz-Hardt et al., 2015, S. 189–190).

2.3.4 Noise-Trading-Konzept

2.3.4.1 Noise

In der Literatur zur Finanzmarkttheorie wird Noise auf vielfältige Weise verwendet (Stadtmann, 2002, S. 26). Ein paar verschiedene Definitionen lauten:

- Noise kann beispielsweise die Unsicherheit des zukünftigen Preises eines risikobehafteten Wertpapiers sein (Grossman, 1976, S. 574).
- Noise ist komplementär zu Information (Black, 1986, S. 529).
- Unter Noise werden alle Daten subsumiert, die den fundamental gerechtfertigten Wert eines Wertpapiers nicht beeinflussen (Stadtmann, 2002, S. 27).
- Noise wird mit Gerüchten gleichgesetzt (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 107).

- Noise setzt sich aus einer Vielzahl von schwer identifizierbaren und zeitveränderlichen Faktoren zusammen, die zu Abweichungen von Aktienkurs und fundamentalem Wert und damit zu zufälligen Schwankungen von erwarteten Aktienrenditen führen (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 167–168).

Mit diesen Definitionen ist Information und Noise häufig schwer voneinander abzugrenzen, insbesondere wenn sie zusammen auftreten. Beispielsweise ist der Informationsgehalt von makroökonomischen Größen mitunter schwierig zu interpretieren, da sich die Wirkung von makroökonomischen Größen auf den Unternehmenswert nur mit einer Unsicherheit bestimmen lässt, die wiederum Noise erzeugt. Zudem sind makroökonomische Größen in der Regel selbst mit Messfehlern und damit mit Noise behaftet (Black, 1986, S. 536).

Die Abgrenzungsprobleme zwischen Noise und Information können in der Praxis sogar zu juristischen Verfahren führen. Ein Gerücht mit Tatsachenkern kann einen Wertpapierpreis erheblich beeinflussen. Von der Rechtsprechung wird daher eingehend geprüft, ob das Gerücht in Abhängigkeit von den konkreten Begleitumständen einer präzisen Information gleichgestellt und dann wie eine Insiderinformation zu bewerten ist (Buck-Heeb, 2017, S. 103, Rn. 330; Poelzig, 2018, S. 177, Rn. 372).

In den obigen Definitionen wird Noise als Bestandteil des von den Marktteilnehmern verarbeiteten Datenstroms betrachtet. Noise besitzt jedoch auch eine Doppelnatur, da Noise sich auch als Komponente des Wertpapierpreises zeigt. Noise kumuliert bzw. reichert sich in den Wertpapierkursen an (Black, 1986, S. 532). Diese Eigenschaft von Noise ist bemerkenswert, da sie beispielsweise einen semantischen Widerspruch in der Namensgebung aufzeigt. Nach Röckemann lehnt sich der Begriff „Noise“ an ein „weißes Rauschen“ an, das in der Nachrichtentechnik eine zufällige Störung bezeichnet. Dabei wird die Assoziation eines Grundrauschens des Marktes mit unsystematisch auftretenden Kursbewegungen ohne fundamentale Auslöser geweckt (1995, S. 50). Auch Burton und Shah verweisen auf ein „weißes Rauschen“ oder eine „Brownsche Bewegung“ als ständige Schwankungen ohne konkrete Richtung (2013, S. 38). In der Statistik ist „weißes Rauschen“ als eine Folge von unabhängig identisch verteilten Zufallszahlen definiert (Schlittgen, 2001, S. 4). Ein weißes Rauschen ist somit eine zufällige, nicht kumulierende Schwankung um ihren Erwartungswert, während sich hingegen Noise, wie am Anfang des Kapitels ausgeführt, im Zeitverlauf in den Wertpapierpreisen anreichert. Dieser Widerspruch steht wiederum bildlich dafür, dass Noise selbst in der Bezeichnung „Noise“ enthalten ist.

Hirshleifer et al. (2014, S. 304) zeigen, dass Net Operating Assets ein kumulierendes Maß für Fehleinschätzung von Investoren sind. Sie liefern damit einen empirischen Beleg für die kumulierende Eigenschaft von Noise.

Das IANM von Ramiah und Davidson ist als Regressionsgleichung mit der täglichen Änderung des Prognosefehlers einer Aktie als erklärende Variable modelliert:

$$\Delta BE_{it} = \alpha + \beta IE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (30)$$

mit

ΔBE_{it}	Änderung des Prognosefehlers für Wertpapier i am Tag t ,
α	Mittlere Änderung des durch Noise Trader verursachten Prognosefehlers,
β	Mittlere Änderung des durch Information Trader erzeugten Prognosefehlers,
IE_{it}	Informationsereignis bzw. Meldung für Wertpapier i am Tag t und
ε_{it}	Störkomponente für Wertpapier i am Tag t .

Die Regressionskonstante α wird bei positivem Vorzeichen als reines Noise interpretiert, was die Marktineffizienz erhöht und den Wertpapierkurs verzerrt, indem sich der Kurs von seinem fundamentalen Wert weiter entfernt. Eine negative Regressionskonstante α verringert den Anteil von Noise, der in dem Prognosefehler BE enthalten ist und führt den Wertpapierkurs wieder zurück zu seinem fundamentalen Wert. Wenn die Regressionskonstante α gleich null ist, dann ist der Prognosefehler gleich dem Vortageswert und die Markteffizienz ändert sich nicht (2007, S. 210). Diese Interpretation lässt sich auch anhand einer Grenzwertbetrachtung veranschaulichen. Die Veränderung des Prognosefehlers ist gleich dem Differenzenquotienten. Wenn der Zeitraum zwischen zwei Messungen immer kleiner gewählt wird, geht im Grenzwert von unendlich kleinen Zeiträumen das zeitdiskrete Modell in ein zeitstetiges Modell über. Der Differenzenquotient wird zur ersten Ableitung des Prognosefehlers. In einer zeitstetigen Betrachtung enthält der Prognosefehler somit auch ein Integral der Regressionskonstante, d.h. Noise wird aggregiert. Das IANM ist somit so konzipiert, dass Prognosefehler für einen Aktienkurs im Zeitverlauf kumulierenden Noise enthält. Diese Annahme wird mit der empirischen Analyse bestätigt. In der Untersuchung von Ramiah und Davidson wurde in allen betrachteten Zeiträumen eine positive und signifikant von null abweichende Regressionskonstante gemessen (2007, S. 215).

2.3.4.2 Noise-Trader

Kelly untersucht für den US-amerikanischen Markt für den Zeitraum von 1947 bis 1980, den Zusammenhang der Marktteilnahme von Haushalten und der Rendite des S&P-Index. Dabei werden Haushalte mit niedrigen Einkommen als Noise-Trader, Haushalte mit einem mittleren Einkommen als passive Investoren und Haushalte mit hohem Einkommen als Smart-Money-Investoren kategorisiert (1997, S. 351–354). Die größte Gruppe stellen die Noise-Trader, deren Marktteilnahme eine negative Indikatorwirkung auf die Indexrendite hat, während sich die Marktteilnahme von Smart-Money-Investoren ein positiver Indikator die die Indexrendite ist. Die Marktteilnahme von passiven Investoren hat keinen Einfluss auf die Indexrendite (Kelly, 1997, S. 361).

Nach Bruns und Meyer-Bullerdiek lassen sich die Marktteilnehmer in die Gruppen Noise-Trader und Information-Trader aufteilen, wobei die Information Trader auch als "Information-Investors" oder „Smart Money-Investors“ bezeichnet werden. Die Noise-Trader lassen sich bei ihren Handelsentscheidungen von Börsenstimmungen, Marktlaunen sowie Gerüchten leiten. Sie schätzen die künftige Renditeverteilung mit einer verzerrten Wahrscheinlichkeitsfunktion und neigen zu positiven oder negativen Überreaktionen. Die Information-Trader handeln nur aufgrund von Informationen und damit basierend auf Überlegungen zu den fundamentalen Werten der Aktien, weshalb sie auch risikoaverser als die Noise-Trader sind (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 168).

Daxhammer und Facsar bezeichnen die Gruppe von Marktteilnehmern, die sich von Gefühlen leiten lassen, als Noise-Trader. Die Noise-Trader treffen begrenzt rationale Entscheidungen, die häufig von Gerüchten beeinflusst sind. Die durch die Noise-Trader verursachten Abweichungen der Kurse von ihren fundamental gerechtfertigten Bewertungen versuchen die Arbitrageure, die rational im Sinne des Homo Oeconomicus handeln, auszugleichen. Die Arbitrageure nutzen erkennbare Über- und Unterbewertungen an zwei Handelsplätzen zu einem gleichzeitigen, risikolosen Kauf- und Verkauf (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 107). Wenn die Arbitrage-Transaktionen nicht zeitgleich erfolgen, dann sind die Arbitrageure auch dem Noise-Trader-Risiko von unkalkulierbaren Verlusten ausgesetzt, dass Noise-Trader die Fehlbewertungen einer Aktie kurzfristig weiter ausweiten (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 108). Von Daxhammer und Facsar wird auch darauf hingewiesen, dass institutionelle Investoren einen Anreiz haben können, die Fehlbewertung aufrechtzuerhalten oder noch zu verstärken, was die Möglichkeit der Arbitrage begrenzt (2017, S. 109).

Während Burton und Shah die Noise-Trader von den Information-Tradern abgrenzen, indem sie die Noise-Trader als nicht rational handelnd definieren (2013, S. 38), werden hingegen von Stadtmann die Finanzakteure als Noise-Trader bezeichnet, die sowohl Informationen als auch Noise in ihre Entscheidungsfindung einfließen lassen (Stadtmann, 2002, S. 27). Damit betont Stadtmann, dass Noise-Trader auch fundamentale Informationen ausschöpfen können.

Eine ähnliche Sichtweise vertritt auch Röckemann, indem er die Handelsaktivitäten der Noise-Trader als „quasi-rational“ kennzeichnet. Noise-Trader agieren nicht rational im Sinne eines Homo Oeconomicus. Die bei Noise-Tradern beobachtbaren Verhaltensanomalien beruhen auf menschlichen Neigungen, ohne dass bewusst von der Rationalität abgewichen wird. Eine Ausschöpfung von fundamentalen Informationen kann von den Noise-Tradern angestrebt, aber aufgrund begrenzter Fähigkeiten nur limitiert umgesetzt werden (Röckemann, 1995, S. 50–51).

In der Definition von Information-Tradern und von Liquidity-Tradern bei Elton et al. zeigt sich eine Abgrenzungsproblematik. Die Information-Trader handeln, weil sie glauben, dass die Preise von dem fundamentalen Wert abweichen und die Wertpapiere damit falsch bewertet sind. Die Liquidity-Trader kaufen Wertpapiere, wenn sie über Finanzmittel verfügen, und verkaufen, wenn sie Finanzmittel benötigen (2017, S. 36). Diese Definition der Information-Trader beinhaltet alle diejenigen Marktteilnehmer, die aufgrund von bewertungsrelevanter neuer Information handeln sowie Arbitrageure. In dieser Definition sind aber auch diejenigen Marktteilnehmer enthalten, die aufgrund von Noise handeln, aber glauben, es wäre Information. Diese Gruppe von Finanzakteuren wäre jedoch nach der Sichtweise von Bruns und Meyer-Bullerdiek sowie Daxhammer und Facsar den Noise-Tradern zuzurechnen. Da sämtliche Handelsaktivitäten der Liquidity-Trader von ihren verfügbaren Finanzmitteln abhängen, sind sie ebenfalls nach der Sichtweise von Bruns und Meyer-Bullerdiek sowie Daxhammer und Facsar als Noise-Trader anzusehen.

Shefrin und Statman definieren Information-Trader als Marktteilnehmer, die Informationen rational verarbeiten und deren Erwartungswertbildung auf Bayes'schem Lernen basiert. Ein Noise-Trader wird als ein Finanzakteur definiert, der kein Information-Trader ist bzw. der Information nicht rational verarbeitet. Ebenso wie die Information-Trader, lernen auch die Noise-Trader (Shefrin & Statman, 1994, S. 330). Eine weitere Definition von Information-Trader sind Finanzakteure, deren subjektive Erwartungsbildung mit den objektiven Wahrscheinlichkeiten übereinstimmt (Shefrin & Statman, 1994, S. 330). Nach Meinung von Ramiah und

Davidson ist dies eine ex-post Definition. Eine Übereinstimmung von der subjektiven Erwartungshaltung mit den objektiven Wahrscheinlichkeiten würde nur zufällig auftreten. Sie definieren Information-Trader als Akteure, deren Erwartungsbildung zwar auf Informationen basiert, die Informationen aber nicht immer richtig interpretiert werden. Somit unterliegen die Information-Trader Fehleinschätzungen. Die Noise-Trader handeln aufgrund von beliebigen Beweggründen und berücksichtigen die Informationen nicht für die Erwartungsbildung (2007, S. 209-210).

Die Problematik, einer nicht eindeutigen Definition von Noise-Tradern und ihrer nicht einfachen Identifikation im Markt, greifen Baklaci et al. in dem Titel ihrer Publikation von 2011 auf, indem sie die Noise-Trader als Phantom der Kapitalmärkte bezeichnen (2011, S. 1035).

Die Noise-Trader können die Wirksamkeit von Arbitrage beeinflussen, indem sie den Noise-Anteil in dem Kurs eines fehlobewerteten Wertpapiers weiter erhöhen und die Fehlobewertung verstärken. Für einen Arbitrageur ist dies ein unkalkulierbares, zusätzliches Verlustrisiko, das als Noise-Trader-Risiko bezeichnet wird (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 107; De Long, Shleifer, Summers & Waldmann, 1990, S. 705). Eine durch Noise hervorgerufene Fehlobewertung kann möglicherweise jahrelang anhalten (Black, 1986, S. 534).

Wenn die Noise-Trader durchweg die erwarteten Wertpapierrenditen überschätzen oder das erwartete Risiko unterschätzen, dann investieren die Noise-Trader durchschnittlich mehr in risikoreiche Wertpapiere als die Information-Trader und können dabei im Mittel höhere Renditen als die Information-Trader erzielen (De Long et al., 1990, S. 706). Das Noise-Trader-Risiko besitzt zwei Facetten, da es einerseits ein Verlustrisiko für die Information-Trader darstellt und andererseits eine Gewinnchance für die Noise-Trader ist. Die Ambivalenz des Noise-Trader-Risikos wird von Black in einem Satz umrissen und damit auf den Punkt gebracht, indem er feststellt, dass Noise zwar die Möglichkeit eröffnet, profitabel zu handeln, aber gleichzeitig Noise ein profitables Handeln erschwert (1986, S. 534).

Das Noise-Trader-Risiko wirkt eher marktweit als unternehmensspezifisch (De Long et al., 1990, S. 707). Es stellt sich die Frage, ob das Noise-Trader-Risiko wie ein Risikofaktor in einem Kapitalmarktmodell behandelt werden kann. Das Noise-Trader-Risiko sollte theoretisch fundiert und statistisch signifikant sowie marktweit quantifizierbar sein, ohne dabei selbst zu viel Noise zu beinhalten, der die Reliabilität und die Aussagekraft eines solchen Risikofaktors wiederum in Frage stellen würde (Black, 1986, S. 530).

2.3.4.3 Interaktion von Noise-Tradern mit Information-Tradern

Wenn unerwartete Neuigkeiten den Kapitalmarkt erreichen, dann handeln die Information-Trader basierend auf diesen Informationen. Die Information-Trader handeln nur wenig untereinander, da sie ähnliche Erwartungshaltungen besitzen. Die meisten Transaktionen finden daher zwischen Information-Tradern und Noise-Tradern statt, da die Noise-Trader für ihre Erwartungsbildung die Information nicht berücksichtigen und sich die Erwartungshaltung der Noise-Trader von der Erwartungshaltung der Information-Trader unterscheidet.

Wenn publikationspflichtige Unternehmensmeldungen, die zum Marktrisiko beitragen, den Kapitalmarkt erreichen, dann könnten folgende Verhaltensweisen beobachtbar sein:

- Handel vor Veröffentlichung einer Information,
- Handel nach Veröffentlichung von einer Information und
- Handel mit Wertpapieren, die nicht von der Information betroffen sind.

Wie in dem Kapitel zur Forschungslücke dargelegt wurde, kann Handel vor der Bekanntgabe einer Information spekulativ bedingt oder auch ein Indiz für Insiderhandel sein.

Ein Handel der nicht direkt nach der Veröffentlichung, sondern zeitlich verzögert stattfindet, kann auf eine Gewinnankündigungsdrift hindeuten, bei der Preisanpassung verzögert erfolgt und die durch Konservatismus bedingt ist (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 219). Aus neo-institutioneller Perspektive könnten interne Analyse-, Abstimmungs- und Genehmigungsprozesse dazu führen, dass institutionelle Investoren zeitverzögert handeln.

Wertpapiere, die nicht von der Information betroffen sind, können gehandelt werden, wenn die Information-Trader aus der Information auch auf mögliche ähnliche Sachverhalte für andere Unternehmen schließen. Dieses Verhalten beinhaltet eine spekulative Komponente. Wenn am Markt Herdenverhalten beobachtbar ist und die Akteure eine selektive Wahrnehmung zeigen, dann kann der Handel in anderen, nicht von der Information betroffenen, Unternehmen durch Co-Movement hervorgerufen werden (Pelzmann, 2012, S. 297-298; Franzen und Schäfer, 2018, S. 266).

2.3.5 Verhaltensorientierte Kapitalmarktmodelle und Portfoliomanagement

2.3.5.1 Behavioral Asset-Pricing Model (BAPM)

In der von Shefrin und Statman entwickelten BCAPM interagieren Noise-Trader mit Information-Tradern und das CAPM wird um, durch die Aktivitäten von Noise-Tradern verursachte, Ineffizienz erweitert (1994, S. 323–325). Wenn die Wertpapierkurse effizient sind, dann gilt die neoklassische Effizienzmarkthypothese mit dem CAPM als Handelsmodell. Wenn die Wertpapierkurse ineffizient sind, dann entsteht aufgrund von Handelsaktivitäten der Noise-Trader eine zusätzliche „anomale Rendite“ (Shefrin & Statman, 1994, S. 341):

$$r_i = r_f + \beta_i(r_B - r_f) + r_{Ai} \quad (31)$$

mit

r_i	erwartete Rendite des Wertpapiers i ,
r_f	Zinssatz einer risikolosen beziehungsweise sicheren Anlage,
r_B	erwartete Rendite des Portfolios,
r_{Ai}	erwartete anomale Rendite von Wertpapier i ,
β_i	Betafaktor von Wertpapier i

Die Aktivitäten der Noise-Trader schwächen den Zusammenhang von der Wertpapierrendite mit dem Betafaktor und erzeugen eine positive Korrelation zwischen der anomalen Rendite und dem Betafaktor (Shefrin & Statman, 1994, S. 346).

Für effiziente Wertpapierkurse ist die erwartete anomale Rendite gleich null. Die erwartete anomale Rendite ist ebenfalls gleich null, wenn die erwartete Wertpapierrendite vollständig positiv mit der erwarteten Rendite des Marktportfolio-Proxys korreliert. Die anomale Rendite erweitert den CAPM -Betafaktor um eine „Beta-Korrektur“ (Shefrin & Statman, 1994, S. 341–343).

$$r_i = r_f + \beta_i(r_B - r_f) + \beta_i^{korr}(r_B - r_f) \quad (32)$$

mit den Bezeichnungen von Gleichung (31) sowie

β_i^{korr}	Beta-Korrektur von Wertpapier i .
------------------	-------------------------------------

Der Betafaktor ist das Risikomaß bzw. die Sensitivität des systematischen Risikos im Markt bzw. des Marktrisikos. Das Marktrisiko bzw. der Marktpreis des Risikos wird bestimmt durch die Überschussrendite. Die Überschussrendite ist die Differenz von der Marktrendite und dem Zinssatz der sicheren Anlage (Steiner et al., 2017, S. 27). Die Beta-Korrektur ist die Sensitivität

des Noise-Trader-Risikos. Die Noise-Trader-Risikoprämie ist das Produkt der Beta-Korrektur und der Überschussrendite. Das Noise-Trader-Risiko ist auch ein Bestandteil des Marktrisikos, was mit der folgenden Äquivalenzumformung von Gleichung (32) zum Ausdruck gebracht wird:

$$r_i = r_f + (\beta_i + \beta_i^{korr}) \cdot (r_B - r_f) \quad (33)$$

Das varianz-effiziente Portfolio, an dem sich die Akteure orientieren, wird in dem folgenden Text als Index-Portfolio oder Benchmark-Portfolio bezeichnet. Das Proxy des Marktportfolios, das sämtliche Wertpapiere des Marktes beinhaltet, wird Composite-Portfolio genannt. Nach Shefrin und Statman gilt für die anomale Rendite die Beziehung (1994, S. 342):

$$r_{Ai} = \left(\frac{\beta_i^C}{\beta^{BC}} - \beta_i^B \right) (r^B - r_f) \quad (34)$$

mit

r_{Ai}	erwartete anomale Rendite von Wertpapier i ,
r^B	erwartete Rendite des Index-Portfolios B ,
r_f	Rendite der sicheren Anlage,
β_i^C	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Composite-Portfolio C ,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Index-Portfolio B und
β^{BC}	Betafaktor von Index-Portfolio B bezüglich dem Composite-Portfolio C .

Die anomale Rendite ist proportional zu der Überrendite des Index-Portfolios. Sie ist gleich null, wenn der Wertpapierkurs effizient ist, oder wenn die Wertpapierrendite perfekt mit der Rendite des Benchmark-Portfolios korreliert. Die Beta-Korrektur ist der erste Klammer-Term auf der rechten Seite von Gleichung (34) (Shefrin & Statman, 1994, S. 342).

Der Betafaktor lässt sich als Risikomaß für neue unerwartete Informationen interpretieren. Die Beta-Korrektur ist die Sensitivität gegenüber dem Noise-Trader-Risiko. Die anomale Rendite ist die Prämie für das Noise-Trader-Risiko und ist nur dann von null verschieden, wenn die Wertpapierkurse ineffizient sind, bzw. wenn Noise in den Wertpapierkursen enthalten ist (Shefrin & Statman, 1994, S. 341–343).

2.3.5.2 Information-Adjusted Noise Model (IANM)

Ramiah und Davidson operationalisieren das Theoriegebäude von Shefrin und Statman. Sie bestimmen dabei die täglichen Änderungen der Betafaktoren von Wertpapieren für einen breiten Marktindex und einen aus wenigen Aktien bestehenden Index. Diese Änderung wird regressiert gegenüber der Kommunikation von Unternehmensmeldungen (2007, S. 210-212). Dabei konnten unterschiedlich häufig auftretende Über- und Unterreaktionen sowie verhaltensbedingte Fehlbewertungen festgestellt werden (Ramiah & Davidson, 2007, S. 223). Dies ist eine Herausforderung für die Effizienzmarkthypothese, nach der die Überreaktionen und Unterreaktionen gleich häufig auftreten müssten (Burton & Shah, 2013, S. 37–38; Fama, 1998, S. 284).

Für den Betafaktor gilt (Ramiah & Davidson, 2007, S. 212):

$$\beta_i^C = \beta_i^B + \epsilon_i \quad (35)$$

Hierbei sei β_i^C der Betafaktor von Wertpapier i bezüglich der tatsächlichen Marktentwicklung bzw. bezüglich dem Composite-Portfolio C . Es wird angenommen, dass die Noise-Trader nicht das Composite-Portfolio C in ihre Entscheidungen einbeziehen, sondern ein anderes Index-Portfolio B mit dem Betafaktor β_i^B . ϵ_i sei der Prognosefehler der Noise-Trader. Einsetzen von Gleichung (35) in die Kapitalmarkt-Gleichgewichtsgleichung führt zu (Ramiah & Davidson, 2007, S. 212):

$$r_i = r_f + \beta_i^C (r^C - r_f) \quad (36)$$

$$r_i = r_f + (\beta_i^B + \epsilon_i)(r^C - r_f) \quad (37)$$

mit

r_i^C	Erwartungswert der Wertpapierrendite i ,
r^C	Erwartungswert der Rendite des Composite-Portfolios C ,
r_f	Zinssatz der sicheren Anlage,
β_i^C	Betafaktor von Wertpapier i bezogen auf das Composite-Portfolio C ,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i bezogen auf das Index-Portfolio B und
ϵ_i	diskontierter Prognosefehler.

Das Information-Adjusted Noise Model wird als lineare Regressionsgleichung modelliert. Die Veränderung des verhaltensorientierten Fehlers $\Delta\epsilon_{it}$ am Tage t von Wertpapier i ist gleich der

Summe eines konstanten Terms a_i , dem Beitrag des Informationsereignisses $b_i D_{it}$ sowie eines Störterms ε_{it} (Ramiah & Davidson, 2007, S. 210):

$$\Delta \varepsilon_{it} = a_i + b_i D_{it} + \varepsilon_{it} \quad (38)$$

mit

$\Delta \varepsilon_{it}$	Veränderung des Prognosefehlers von Wertpapier i am Tag t ,
D_{it}	Dummy-Variable zur Kennzeichnung eines Informationsereignisses,
a_i, b_i	Regressionsparameter und
ε_{it}	Störterm von Wertpapier i am Tag t .

Die Dummy-Variable nimmt den Wert eins an, wenn am Tag t eine Information veröffentlicht wird und ist sonst gleich null. Der Regressionsparameter a_i kennzeichnet somit die Aktivitäten der uninformierten Noise-Trader, wohingegen der Regressionsparameter b_i den Aktivitäten der beschränkt rationalen Information-Trader zuzurechnen ist. Die Informationen werden nicht bewertet, insbesondere wird nicht zwischen „guten“ und „schlechten“ Nachrichten unterschieden. Die folgenden Ausführungen zur Interpretation des Modells basieren auf Ramiah und Davidson (2007, S. 210-211).

Der konstante Term α ist zeitkonstant und wertpapierunabhängig. Wenn α positiv ist, dann vergrößert sich kontinuierlich der verhaltensorientierte Fehler und damit die Ineffizienz. α wird dann als reines Noise bezeichnet. Ein negatives α interpretieren Ramiah und Davidson als „Friedman-Effekt“, da die Marktteilnehmer den verhaltensorientierten Fehler kontinuierlich verringern und der Markt Richtung eines informationseffizienten Gleichgewichts driftet.

An den Tagen, an denen keine Neuigkeiten den Markt erreichen, gilt

$$\Delta \varepsilon_{it} = a_i + \varepsilon_{it} \quad (39)$$

Wenn a_i gleich null ist, dann ist die Wertpapierrendite gleichbleibend informationseffizient. Andernfalls ist der Wertpapierpreis ineffizient. Wenn a_i größer null ist, dann entfernt sich der Wertpapierkurs aufgrund der Aktivitäten der Noise Trader von dem Fundamentalwert. Wenn a_i kleiner als null ist, dann verringert sich die Abweichung der Wertpapierrendite von dem Fundamentalwert.

An Tagen mit Informationsbekanntmachungen ist das Wertpapier verhaltensökonomisch effizient, wenn $a + b = 0$ und verhaltensökonomisch ineffizient, wenn $a + b \neq 0$ ist. Die Größe $\mu = a + b$ wird von Ramiah und Davidson als Noise-Trader-Risiko bezeichnet. Das Noise-Trader-Risiko ist somit ein, an einem Tag durchschnittlich entstehender Risikobeitrag. Die

Multiplikation des Noise-Trader-Risikos mit der Überrendite des Marktes ergibt die, an einem Tag durchschnittlich entstehende, Risikoprämie.

Aus der folgenden Überlegung leiten Davidson und Ramiah (2010, S. 386-387) eine Handelsstrategie ab. In einem verhaltensorientiert effizienten Markt sind Ineffizienzen nicht mit den Wertpapierrenditen korreliert und es lassen sich keine außerordentlichen Profite erzielen. Wenn eine positive Korrelation zwischen den Wertpapierrenditen und dem Noise-Trader-Risiko besteht, dann erzeugen die Noise Trader einen zusätzlichen Beitrag zum systematischen Marktrisiko. Dies ist konsistent mit der Aussage von De Long et al. (1990, S. 706), dass Noise-Trader eine höhere Rendite als die Information-Trader erzielen, wenn sie ein höheres Risiko eingehen. Wenn hingegen eine negative Korrelation der Wertpapierrenditen und der verhaltensbedingten Fehlbewertung besteht, dann können die Information-Trader eine negative Feedbackstrategie anwenden (Davidson und Ramiah, 2010, S. 386-387; Xu et al., 2016, S. 87-89).

2.3.5.3 Behavioral Portfolio Theory (BPT)

Von Shefrin und Statman wurde die Behavioral Portfolio Theory, die mit BPT abgekürzt wird, auf der Grundlage der SP/A Theory von Lopes und der Prospect Theory von Kahneman und Tversky entwickelt. Der Name der SP/A Theory ist eine Abkürzung, die für Security, Potential und Aspiration steht (2000, S. 133). Während in der Portfoliotheorie nach Markowitz nur die beiden Kriterien Rendite und Risiko die Portfoliozusammensetzung bestimmen, werden in der BPT mehr Kriterien einbezogen. Relevante Kriterien für die Portfoliobildung gemäß der BPT sind erwarteter Portfoliowert, Sicherheitsbedürfnis, Ertragsstreben, Anspruchsniveau und die Wahrscheinlichkeit das Anspruchsniveau zu erreichen (Shefrin & Statman, 2000, S. 127–128). Mit dem Anspruchsniveau wird ein Referenzpunkt im Sinne der Prospect Theory definiert zur Unterscheidung von Gewinn- und Verlustsituationen (Shefrin & Statman, 2000, S. 146). Von den Investoren werden Portfolios mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit des Erreichens oder Unterschreitens des Anspruchsniveaus bevorzugt. Die Effizienzlinie des BPT-Portfolios wird durch Maximierung des erwarteten Portfoliowertes mit der Bedingung einer konstanten Wahrscheinlichkeit, dass der Portfoliowert kleiner oder gleich dem Anspruchsniveau ist, bestimmt (Shefrin & Statman, 2000, S. 133). Das Anspruchsniveaus darf nicht zu hoch gewählt

werden, da ansonsten der maximale erwartete Portfoliowert möglicherweise nicht existiert (Shefrin & Statman, 2000, S. 134).

Die BPT beinhaltet das Konzept der mentalen Buchführung. Mit mentaler Buchführung wird die Neigung bezeichnet, Vermögen unterschiedlich zu kategorisieren und in mentale Konten zu buchen. Die den verschiedenen Konten verbuchten Vermögenspositionen werden dann unabhängig voneinander unterschiedlich verarbeitet und kontrolliert (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 227). In der Variante als BPT mit einem mentalen Konto, die in Englisch als „Single Mental Account“ Version bezeichnet und als BPT-SA abgekürzt wird, ist das gesamte Portfolio genau einem mentalen Konto zugeordnet und die Kovarianzen der in dem Portfolio enthaltenen Wertpapiere werden vollständig berücksichtigt. In der anderen Variante mit mehreren mentalen Konten ist das Portfolio in mehrere mentale Konten aufgeteilt. Die Aufteilung in mehrere mentale Konten verhindert eine ganzheitliche Betrachtung des Portfolios und die Kovarianzen zwischen den mentalen Konten werden nicht berücksichtigt (Shefrin & Statman, 2000, S. 128).

Wenn die Renditen eines BPT-SA Portfolios normalverteilt sind und keine Leerverkäufe erlaubt sind, dann können auf der rendite-varianzeffizienten Portfoliogrenze einige optimale BPT-SA Portfolios lokalisiert sein (Shefrin & Statman, 2000, S. 139). Ein BPT-SA effizientes Portfolio ist in der Regel nicht rendite-varianzeffizient (Shefrin & Statman, 2000, S. 133).

Während manche Anleger entweder ein niedriges oder ein hohes Anspruchsniveau haben, kombinieren die meisten Anleger ein niedriges mit einem hohen Anspruchsniveau, jeweils in separaten mentalen Konten. Das niedrige Anspruchsniveau dient dazu, sich vor Armut zu schützen bzw. sich vor Verlustpotenzialen abzusichern und mit dem hohen Anspruchsniveau sollen Vermögensmehrpotenziale ausgeschöpft werden. Mit dem BPT-MA wird eine den Gesamtnutzen optimierende Gewichtung der Wertpapiere, die den beiden mentalen Konten zugeordnet sind, bestimmt. Das mentale Konto mit dem niedrigen Anspruchsniveau besitzt tendenziell ein geringeres Risiko als das mentale Konto mit dem hohen Anspruchsniveau. Die mentalen Konten sind vergleichbar mit Stufen oder Schichten einer Pyramide, mit der die größten Sicherheit mit dem niedrigsten Anspruchsniveau in der Basis und das größte Risiko und das höchste Anspruchsniveau in der Spitze der Pyramide. Wenn Leerverkäufe erlaubt sind, dann können Wertpapierpositionen des mit dem niedrigen Anspruchsniveau verbundenen mentalen Kontos leerverkauft werden, um die damit weiteren Wertpapierpositionen des mit dem hohen Anspruchsniveau verbundenen mentalen Kontos aufzustocken (Shefrin &

Statman, 2000, S. 141–144). Während das Portfolio mit niedrigem Anspruchsniveau häufig stark diversifiziert ist, zeigt das Portfolio mit hohem Anspruchsniveau oft eine schwache Diversifikation (Statman, 2018, S. 29).

2.4 Analyse der anomalen Rendite

2.4.1 Proportionalität von der anomalen Rendite zu dem Betafaktor

Shefrin und Statman (1994, S. 343) gelangen argumentativ zu der Schlussfolgerung, dass Wertpapiere mit einer hohen anomalen Rendite tendenziell einen hohen Betafaktor besitzen sollten. Diese Schlussfolgerung bedeutet, dass der Betafaktor einerseits selbst ein Faktorrisiko darstellt und andererseits auch als Proxy für das Noise Trader Faktorrisiko angesehen werden kann. Mit folgenden Äquivalenzumformungen wird die Proportionalität von der anomalen Rendite zu dem Beta gezeigt:

$$r_{Ai} = \left(\frac{\beta_i^C}{\beta_B^C} - \beta_i^B \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (40)$$

$$r_{Ai} = \left(\frac{\frac{\text{Cov}(r_i, r_C)}{\sigma_C^2}}{\frac{\text{Cov}(r_B, r_C)}{\sigma_C^2}} - \beta_i^B \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (41)$$

$$r_{Ai} = \left(\frac{\rho(r_i, r_C) \cdot \sigma_i \cdot \sigma_C}{\rho(r_B, r_C) \cdot \sigma_B \cdot \sigma_C} - \beta_i^B \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (42)$$

$$r_{Ai} = \left(\frac{\rho(r_i, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B) \cdot \sigma_B \cdot \sigma_i}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B) \cdot \sigma_B \cdot \sigma_B} - \beta_i^B \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (43)$$

$$r_{Ai} = \left(\frac{\rho(r_i, r_C) \cdot \beta_i^B}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} - \beta_i^B \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (44)$$

$$r_{Ai} = \beta_i^B \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} - 1 \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (45)$$

mit

r_{Ai}	erwartete anomale Rendite von Wertpapier i ,
r_B	erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios B ,
r_C	erwartete Rendite des Composite-Portfolios C ,
r_f	Rendite der sicheren Anlage,

β_i^C	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Composite-Portfolio C ,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Benchmark-Portfolio B ,
β^{BC}	Betafaktor von Benchmark-Portfolio B bezüglich dem Composite-Portfolio C ,
σ_i	Standardabweichung von Wertpapier i ,
σ_B	Standardabweichung der erwarteten Rendite von Benchmark-Portfolio B ,
σ_C	Standardabweichung der erwarteten Rendite von Composite-Portfolio C ,
$\rho(r_i, r_B)$	Korrelation von Wertpapier i mit der erwarteten Benchmark-Portfoliorendite,
$\rho(r_i, r_C)$	Korrelation von Wertpapier i mit der erwarteten Composite-Portfoliorendite,
$\rho(r_B, r_C)$	Korrelation der erwarteten Benchmark- und Composite-Portfoliorenditen.

Die anomale Rendite von Wertpapier i ist direkt proportional zu dem Betafaktor und einem weiteren Term sowie der Überschussrendite des Benchmark-Portfolios. In dem weiteren Term sind die Korrelationen der Wertpapierrendite mit den Renditen des Composite-Portfolios und des Benchmark-Portfolios sowie die Korrelation der beiden Portfolios miteinander enthalten. Die Proportionalität von anomaler Rendite mit dem Betafaktor ist konsistent zu der Aussage von (Shefrin & Statman, 1994, S. 343), dass bei Wertpapieren mit hohen Betafaktoren hohe anomale Renditen zu erwarten sind.

Durch Einsetzen von Gleichung (45) in Gleichung (33) resultiert eine bezüglich dem Betafaktor modifizierte CAPM-Gleichung:

$$r_i = r_f + \beta_i^B \cdot (r_B - r_f) + r_{Ai} \quad (46)$$

$$r_i = r_f + \beta_i^B \cdot (r_B - r_f) + \beta_i^B \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} - 1 \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (47)$$

$$r_i = r_f + \beta_i^B \cdot \frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} \cdot (r_B - r_f) \quad (48)$$

$$r_i = r_f + \frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_B} \cdot (r_B - r_f) \quad (49)$$

mit

r_i	erwartete Rendite von Wertpapier i ,
r_{Ai}	erwartete anomale Rendite von Wertpapier i ,
r_B	erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios B ,
r_C	erwartete Rendite des Composite-Portfolios C ,
r_f	Rendite der sicheren Anlage,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Benchmark-Portfolio B ,

σ_i	Standardabweichung von Wertpapier i ,
σ_B	Standardabweichung der erwarteten Rendite von Benchmark-Portfolio B,
$\rho(r_i, r_B)$	Korrelation von Wertpapier i mit der erwarteten Benchmark-Portfoliorendite,
$\rho(r_i, r_C)$	Korrelation von Wertpapier i mit der erwarteten Composite-Portfoliorendite,
$\rho(r_B, r_C)$	Korrelation der erwarteten Benchmark- und Composite-Portfoliorenditen.

Die Gleichung (49) für das BAPM unterscheidet sich von der Gleichung (50) für das CAPM

$$r_i = r_f + \rho(r_i, r_B) \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_B} \cdot (r_B - r_f) \quad (50)$$

dadurch, dass lediglich die Korrelation der Wertpapierrendite mit der Benchmark-Rendite $\rho(r_i, r_B)$ ausgetauscht wird durch den Quotienten $\rho(r_i, r_C)/\rho(r_B, r_C)$. Somit entsteht die anomale Rendite bei Ineffizienz der Wertpapierkurse nur durch eine Änderung der Korrelationsbeziehung.

Wenn die Benchmark-Portfoliorendite und die Composite-Portfoliorendite vollständig positiv miteinander korrelieren, das heißt wenn $\rho(r_B, r_C) = 1$ und damit auch $\rho(r_i, r_B) = \rho(r_i, r_C)$ gilt, dann ist die anomale Rendite gleich null in Übereinstimmung mit den Feststellungen von Shefrin und Statman (1994, S. 342). Die Gleichung für die Wertpapierrendite vereinfacht sich dann zu der CAPM-Gleichung. Wenn die Wertpapierrendite i perfekt mit der Benchmark-Portfoliorendite r_B korreliert, dann ist die anomale Rendite ebenfalls gleich null, wie von Shefrin und Statman (1994, S. 342) postuliert. Die Gleichung für die Wertpapierrendite vereinfacht sich dann auch zu der CAPM-Gleichung. Wenn die Wertpapierrendite i perfekt mit der Rendite des Composite-Portfolios r_C korreliert, dann ist der Korrekturterm nicht mehr abhängig von der Wertpapierrendite und vereinfacht sich zu dem Kehrwert der quadrierten Korrelation der beiden Portfolios miteinander:

$$r_i = r_f + \beta_i^B \cdot \frac{1}{\rho^2(r_B, r_C)} \cdot (r_B - r_f) \quad (51)$$

mit

r_i	erwartete Rendite von Wertpapier i ,
r_B	erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios B,
r_C	erwartete Rendite des Composite-Portfolios C,
r_f	Rendite der sicheren Anlage,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Benchmark-Portfolio B und
$\rho(r_B, r_C)$	Korrelation der erwarteten Benchmark- und Composite-Portfoliorenditen.

In diesem Kapitel wird mit Gleichung (45) gezeigt, dass die anomale Rendite direkt proportional zu dem CAPM-Betafaktor des Wertpapiers ist. Die Gleichung (49) für das BAPM unterscheidet sich von der CAPM-Gleichung (50) nur durch einen anderen Korrelations-Term.

2.4.2 Ausdifferenzierung der anomalen Rendite

In dem vorherigen Kapitel wurde gezeigt, dass die anomale Rendite direkt proportional zu dem Betafaktor ist. Ausgehend von der Gleichung (45) wird mit zwei Äquivalenzumformungen die anomale Rendite weiter in Risikofaktoren ausdifferenziert:

$$r_{Ai} = \beta_i^B \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} - \frac{\rho(r_i, r_B)}{\rho(r_i, r_B)} \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (52)$$

$$r_{Ai} = \beta_i^B \cdot \frac{1}{\rho(r_i, r_B)} \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} - \rho(r_i, r_B) \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (53)$$

mit

r_{Ai}	erwartete anomale Rendite von Wertpapier i ,
r_B	erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios B ,
r_C	erwartete Rendite des Composite-Portfolios C ,
r_f	Rendite der sicheren Anlage,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Benchmark-Portfolio B ,
$\rho(r_i, r_B)$	Korrelation von Wertpapier i mit der erwarteten Benchmark-Portfoliorendite,
$\rho(r_i, r_C)$	Korrelation von Wertpapier i mit der erwarteten Composite-Portfoliorendite,
$\rho(r_B, r_C)$	Korrelation der erwarteten Benchmark- und Composite-Portfoliorenditen.

Die reziproke Korrelation von Wertpapier i mit der Rendite der Benchmark repräsentiert den Momentum-Effekt. Je weniger das Wertpapier i mit der Rendite Benchmark positiv korreliert, desto größer ist der positive Absolutwert der reziproken Korrelation der Renditen. Umgekehrt gilt, je weniger das Wertpapier i mit der Rendite Benchmark negativ korreliert, desto größer ist der negative Absolutwert der reziproken Korrelation.

Diese Darstellung ermöglicht einen neuen Erklärungsansatz für den Momentum-Effekt. Der Momentum-Effekt entsteht durch Extrapolation von anomalen Renditen der letzten Periode auf die anomalen Renditen der kommenden Periode. Wenn sich ein Wertpapier in der zurückliegenden Periode besonders stark im Vergleich zu der Benchmark performte, dann ist das Momentum hoch. Damit ist die anomale Rendite hoch. Die anomale Rendite ist Noise. Da

Noise kumuliert, dürfen die Investoren davon ausgehen, dass die anomale Rendite auch in der kommenden Periode persistent ist. Somit können die Investoren annehmen, dass das Wertpapier auch in der kommenden Periode deutlich im Vergleich zur Benchmark performt. Aufgrund der verhaltensökonomischen Effizienz des Marktes baut sich über einen längeren Zeitraum die anomale Rendite wieder ab.

Der Ausdruck in den Klammern vermittelt den Value-Effekt. Je stärker (schwächer) das Wertpapier i mit der Composite-Portfoliorendite korreliert und gleichzeitig schwächer (stärker) mit der Benchmark-Portfoliorendite korreliert, umso größer (kleiner) wird der Wert des Klammer-Ausdrucks. Je geringer die Korrelation von dem Composite-Portfolio mit dem Benchmark-Portfolio ist, desto betragsmäßig größer ist der Wert des Klammer-Ausdrucks. In der Regel wird die Portfoliogrenze des Composite-Portfolios die Portfoliogrenze des Benchmark-Portfolios umhüllen. Die Kapitalmarktlinie des Composite-Portfolios wird im Allgemeinen eine größere Steigung als die Kapitalmarktlinie des Benchmark-Portfolios besitzen. Das Tangentialportfolio des Composite-Portfolios wird in der grafischen Rendite-Risiko-Darstellung tendenziell weiter nach links und nach oben gelegen sei als das Tangentialportfolio von dem Benchmark-Portfolio. Daher werden diejenigen Wertpapiere, die eine größere Korrelation mit der Composite-Portfoliorendite aufweisen, sich tendenziell in dem Bereich von niedrigen Renditen und kleinem Risiko befinden. Diejenigen Wertpapiere, die stärker mit der Benchmark-Portfoliorendite und gleichzeitig weniger mit der Composite-Portfoliorendite korrelieren, sind in der Rendite-Risiko-Darstellung weiter rechts in dem Bereich mit höheren Renditen und mit größerem Risiko angesiedelt. Daher werden diejenigen Wertpapiere, die eine geringe Rendite und ein kleineres Risiko haben, eine größere anomale Rendite zeigen, als die Wertpapiere, die eine größere Rendite und ein höheres Risiko besitzen. Die Wertpapiere mit den Eigenschaften einer geringen Rendite und einem kleinen Risiko werden als Substanzperlen und die Wertpapiere mit einer hohen Rendite und einem großen Risiko als Wachstumswerte klassifiziert (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 227–228). Die höheren anomalen Renditen der Value Stocks im Vergleich zu den Growth Stock verlagert tendenziell die Gewichtung weg von den Growth Stocks und hin zu Value Stocks. Die Gewichtsverlagerung wird durch den Value-Faktor ausgedrückt (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 309–310).

Die anomale Rendite beinhaltet das Noise-Trader-Risiko, das zum Marktrisiko beiträgt, und sich gemäß Gleichung (53) in die drei faktorbasierten Risiken Betafaktor, Momentum und Value ausdifferenzieren lässt:

$$r_{Ai} = \underbrace{\beta_i^B}_{\text{Betafaktor}} \cdot \underbrace{\frac{1}{\rho(r_i, r_B)}}_{\text{Momentum}} \cdot \underbrace{\left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} - \rho(r_i, r_B) \right)}_{\text{Value}} \cdot (r_B - r_f) \quad (54)$$

Betafaktor	Momentum	Value
------------	----------	-------

2.4.3 Approximationen des Betafaktors

Die Rendite des Benchmark-Portfolios ist gleich der Summe der anteilsgewichteten Renditen $\omega_j r_j$ der Wertpapiere j , die in dem Benchmark-Portfolio enthalten sind. Für den Betafaktor von Wertpapier i gilt mit der Anzahl N von Wertpapieren in dem Benchmark-Portfolio:

$$\beta_i^B = \frac{\text{Cov}(r_i, \sum_j^N \omega_j r_j)}{\sigma_B^2} \quad (55)$$

$$\beta_i^B = \frac{\sum_j^N \omega_j \text{Cov}(r_i, r_j)}{\sigma_B^2} \quad (56)$$

$$\beta_i^B = \frac{\sum_j^N \omega_j \rho(r_i, r_j) \sigma_i \sigma_j}{\sigma_B^2} \quad (57)$$

mit

- r_i erwartete Rendite von Wertpapier i ,
- r_j erwartete Rendite von Wertpapier j ,
- σ_i Standardabweichung der Rendite von Wertpapier i ,
- σ_j Standardabweichung der Rendite von Wertpapier j ,
- σ_B Standardabweichung der Rendite des Benchmark-Portfolios B ,
- ω_j Anteilsgewicht von Wertpapier j am Benchmark-Portfolio B ,
- r_f Rendite der sicheren Anlage,
- β_i^B Betafaktor von Wertpapier i bezüglich dem Benchmark-Portfolio B ,
- $\rho(r_i, r_j)$ Korrelation der Renditen der Wertpapiere i und j .

Es wird jetzt angenommen, dass das Wertpapier i in dem Benchmark-Portfolio enthalten ist. Falls sich die Korrelationen zwischen dem Wertpapier i und allen anderen Wertpapieren des Benchmark-Portfolios vernachlässigen lassen bzw. die Beziehung $\rho(r_i, r_j) \approx 0$ für $i \neq j$ gilt, dann lässt sich der Betafaktor mit dem gewichteten Verhältnis der Varianzen der Renditen des Wertpapiers und des Benchmark-Portfolios approximieren (Nowak, 1994, S. 46 und S. 51):

$$\beta_i^B \approx \frac{\omega_i \rho(r_i, r_B) \sigma_i \sigma_B}{\sigma_B^2} \quad (58)$$

$$\beta_i^B \approx \frac{\sigma_i^2}{\sigma_B^2} \omega_i \quad (59)$$

Gleichung (59) wird umgeformt, um eine Näherung für den Quotienten der Standardabweichungen zu erhalten.

$$\frac{\rho(r_i, r_B) \sigma_i \sigma_B}{\sigma_B^2} \approx \frac{\sigma_i^2}{\sigma_B^2} \omega_i \quad (60)$$

$$\frac{\rho(r_i, r_B)}{\omega_i} \approx \frac{\sigma_i}{\sigma_B} \quad (61)$$

Die Gleichung (61) wird in Gleichung (59) eingesetzt, um den Betafaktor zu approximieren.

$$\beta_i^B \approx \frac{\rho^2(r_i, r_B)}{\omega_i} \quad (62)$$

Die anomale Rendite wird durch Einsetzen von Gleichung (62) in Gleichung (53) approximiert:

$$r_{Ai} \approx \frac{\rho(r_i, r_B)}{\omega_i} \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} - \rho(r_i, r_B) \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (63)$$

$$r_{Ai} \approx \underbrace{\frac{1}{\omega_i}}_{\text{Size}} \cdot \underbrace{\frac{\rho(r_i, r_B)}{\rho(r_i, r_B)}}_{\text{Elimination des Momentum-Effekts}} \cdot \underbrace{\rho(r_i, r_B) \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} - \rho(r_i, r_B) \right)}_{\text{Abschwächung des Value-Effekts}} \cdot (r_B - r_f) \quad (64)$$

Size	Elimination des Momentum-Effekts	Abschwächung des Value-Effekts
------	-------------------------------------	-----------------------------------

Mit dieser Beziehung lassen sich die erwarteten Benchmark-Rendite sehr einfach ermitteln, wenn die Marktkapitalisierung der Wertpapiere und Zinssatz der sicheren Anlage bekannt ist. Die Gewichtsanteile können dann durch die Kapitalmarktgewichtung approximiert werden. Die Überschussrendite wird mit einer gewöhnlichen Kleinste-Quadrate-Schätzung bestimmt, die mit Addition des Zinssatzes der sicheren Anlage gleich der Benchmark-Rendite ist. In dieser Näherung taucht die Composite-Rendite nicht mehr auf, die Beziehung lässt sich vielmehr auch aus der CAPM-Gleichung ableiten. Damit wird auch Noise vollständig vernachlässigt, so dass diese Näherung keinen Vorteil bietet. Es zeigt jedoch auch schon in dem CAPM mit der Vernachlässigung von Korrelationsbeziehungen eine Abhängigkeit von der Anteilgewichtung.

Die Gleichung (64) enthält neben dem, aus dem Korrekturterm vermittelten, Momentum zusätzlich noch eine Form des „Size“-Effekts als faktorbasiertes Risiko, dass sich aus dem

Kehrwert des Anteilsgewicht von Wertpapierrendite i ergibt. Wenn die Gewichtung als Maß für die Unternehmensgröße herangezogen wird, dann tendieren kleine Unternehmen zu einer größeren anomalen Rendite als große Unternehmen. Große Unternehmen tendieren zu kleineren anomalen Renditen. Der Size-Effekt ist gewichtet mit der quadrierten Korrelation der Wertpapierrendite und der Benchmark-Portfoliorendite. Wenn sich die Wertpapierrendite im Zeitverlauf unabhängig von der Benchmark-Portfoliorendite entwickelt, dann ist die anomale Rendite gleich null. Je stärker die Korrelation zwischen der Benchmark-Portfoliorendite und der Wertpapierrendite ist, umso mehr nähert sich die quadrierte Korrelation an eins an. Mit dieser Approximation ist der Size-Effekt somit am größten für kleine Unternehmen mit einem großen Betafaktor und am kleinsten für große Unternehmen mit einem kleinen Betafaktor.

Der Size-Effekt ist dabei weniger stark ausgeprägt, wenn das Risiko des Wertpapiers ungefähr mit dem Risiko des Benchmark-Portfolio übereinstimmt bzw. $\beta_i^B \approx 1$ gilt. Die Gleichung (59) vereinfacht sich zu Gleichung (65).

$$1 \approx \frac{\sigma_i^2}{\sigma_B^2} \omega_i \quad (65)$$

$$\sqrt{\frac{1}{\omega_i}} \approx \frac{\sigma_i}{\sigma_B} \quad (66)$$

Einsetzen von Gleichung (66) in die Gleichung (61) ergibt:

$$\frac{\rho(r_i, r_B)}{\omega_i} \approx \sqrt{\frac{1}{\omega_i}} \quad (67)$$

$$\frac{\rho(r_i, r_B)}{\sqrt{\omega_i}} \approx 1 \quad (68)$$

Unter Vernachlässigung der Korrelationen der Renditen von Wertpapier i mit den Renditen der anderen Wertpapiere des Benchmark-Portfolios und der zusätzlichen Näherung $\beta \approx 1$ lässt sich der Betafaktor durch folgende Beziehung approximieren:

$$\beta_i^B \approx \frac{\rho(r_i, r_B)}{\sqrt{\omega_i}} \quad (69)$$

Diese Näherung wird in die Gleichung für die anomale Rendite eingesetzt:

$$r_{Ai} = \frac{\rho(r_i, r_B)}{\sqrt{\omega_i}} \cdot \frac{1}{\rho(r_i, r_B)} \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} - \rho(r_i, r_B) \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (70)$$

$$r_{Ai} = \frac{1}{\sqrt{\omega_i}} \cdot \left(\frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} - \rho(r_i, r_B) \right) \cdot (r_B - r_f) \quad (71)$$

$$r_{Ai} \approx \underbrace{\frac{1}{\sqrt{\omega_i}}}_{\text{Size-Effekt für } \beta \approx 1} \cdot \underbrace{\frac{\rho(r_i, r_B)}{\rho(r_i, r_B)}}_{\text{Elimination des Momentum-Effekts}} \cdot \underbrace{\left(\frac{\rho(r_i, r_B)}{\rho(r_B, r_C)} - \rho(r_i, r_B) \right)}_{\text{Value-Effekt bleibt erhalten}} \cdot (r_B - r_f) \quad (72)$$

Size-Effekt für $\beta \approx 1$	Elimination des Momentum-Effekts	Value-Effekt bleibt erhalten
-----------------------------------	-------------------------------------	---------------------------------

Der Size-Effekt resultiert aus dem Kehrwert der Wurzel der Anteilsgewichtung von Wertpapier i an dem Benchmark-Portfolio. Im Gegensatz zu der Gleichung (64) mit einem durch den Kehrwert der Anteilsgewichtung erzeugten Size-Effekt, ist mit dem Kehrwert der Wurzel der Anteilsgewichtung der Size-Effekt in Gleichung (72) deutlich schwächer ausgeprägt. Daraus folgt, dass für Wertpapiere mit einem kleinen oder einem großen Betafaktor ein Size-Effekt proportional zum Kehrwert der Unternehmensgröße, die als Anteilsgewicht gemessen wird, beobachtet werden kann, während für Wertpapiere mit einem Betafaktor von ungefähr eins der Size-Effekt proportional zum Kehrwert der Wurzel aus dem Anteilsgewicht ist, und damit eine schwächere Abhängigkeit von der Unternehmensgröße zeigt. Der Momentum-Effekt ist eliminiert.

Unternehmen, die gemessen an ihrem Anteilsgewicht klein sind, und geringe Korrelationen mit anderen Unternehmen besitzen, können gerade aufgrund ihrer Korrelationsbeziehungen als Portfoliobeimischung interessant sein, da sie als Beimischung zu dem Portfolio zu einer Reduktion des Portfoliorisikos beitragen können. Je geringer ihr Anteil an dem Portfolio ist, desto weniger wird die Portfoliorendite von der Rendite des Unternehmens beeinflusst. Dieser Zusammenhang wird nur aufgrund der Näherung mit der Annahme von vernachlässigbaren Korrelationen mit anderen Unternehmen sichtbar. Der Noise induzierte Betafaktor wird dabei durch den Size-Faktor approximiert.

Mit diesem argumentativen Hintergrund wirkt die Bezeichnung Size-Faktor als potenziell missverständlich. Der eigentlich Risikofaktor ergibt sich aus einer näherungsweise Unkorreliertheit von der Rendite des Wertpapiers mit den Wertpapierrenditen anderer Unternehmen. Dieser Risikofaktor hat ein umso größeres Gewicht, je kleiner der Anteil der Rendite an der Portfoliorendite ist, das heißt je geringer gerade der Anteils-Faktor ausgeprägt ist.

2.4.4 Abschätzung der anomalen Renditen von Indizes mit Literaturwerten

Die Gleichung (64) enthüllt die Proportionalität von anomaler Rendite und den faktorbasierten Risiken Size, Momentum und Value. Shefrin und Statman betonen, dass die Beta-Korrektur für stark mit dem Benchmark-Portfolio korrelierende Wertpapiere klein ist (1994, S. 343). Es stellt sich daher die Frage, welche Größenordnung eine anomale Rendite haben dürfte. Daher wird in diesem Kapitel eine Abschätzung der anomalen Rendite für den SDAX, MDAX und DAX mit Literaturwerten für Korrelationen und Marktgewichtungen vorgenommen.

Der DAX ist als Leitindex des deutschen Aktienmarktes anerkannt und repräsentiert mit Stand von Ende 2012 ca. 60 % der gesamten Börsenkapitalisierung und ca. 75 % des Streubesitzes, sowie 80 % der Börsenumsätze von inländischen Unternehmen (Heese, 2014, S. 63–64). Für die Abschätzung verwendete weitere Indizes sind EURO STOXX 50, MDAX und SDAX. Der EURO STOXX 50 gilt als der bedeutendste Index für die Eurozone mit einer Marktkapitalisierung von 1.940 Milliarden EUR. (Heese, 2014, S. 61). Der MDAX repräsentiert die Marktentwicklung von mittelgroßen Unternehmen, die nicht in dem DAX enthalten sind. In dem SDAX sind kleine Unternehmen vertreten (Heese, 2014, S. 65). Die Marktkapitalisierung des DAX mit 774 Milliarden EUR, des MDAX mit 160 Milliarden EUR und des SDAX mit 22 Milliarden EUR sind kleiner als die Marktkapitalisierung des EURO STOXX 50. Der DAX kann als Performanceindex, d. h. inklusive Dividendenzahlungen, im Zeitraum von 1988 bis 2012 eine mittlere jährliche Rendite von 8,8 % aufweisen (Heese, 2014, S. 65–66). Von Scheld wird eine Korrelationsmatrix der wöchentlichen Notierungen von Schlusskursen im Zeitraum von 1995 bis 2005 für die vier Indizes ermittelt (2013, S. 44). Für die Abschätzung wird angenommen, dass diese Korrelationen auch noch Ende 2012 gültig sind.

Aus den Literaturwerten wird der Anteil der anomalen Rendite an der Gesamtrendite von SDAX, MDAX und DAX geschätzt. Die Schätzwerte bestimmen sich als Mittelwerte der Schätzungen aus Kombinationen von drei der vier Indizes (SDAX, MDAX, DAX und EURO STOXX 50). Es werden nur Kombinationen betrachtet, bei denen die Marktkapitalisierung des Benchmark-Portfolios kleiner als die Marktkapitalisierung des Composite-Portfolios ist und die Marktkapitalisierung des Benchmark-Portfolios kleiner als die Marktkapitalisierung des Index i ist, um unrealistisch große Betafaktoren auszuschließen. Es werden neun Schätzwerte für den SDAX, vier Schätzwerte für den MDAX und ein Schätzwert für den DAX ermittelt.

Für die ausgewählten Kombinationen ergeben sich kleine Schätzwerte für die Betafaktoren in dem Intervall von 0,004 bis 0,370. Die Werte für den Momentum-Effekt liegen im Intervall von

1,038 bis 1,641. Die Werte für den Value-Effekt liegen im Intervall von 0,0491 bis 1,0323. Daraus ergeben sich anomale Renditeanteile im Intervall von 0,0009 bis 0,1297. Die einzelnen Schätzwerte sind in der Tabelle 1 dokumentiert. Der mittlere prozentuale Renditeanteil beläuft sich für den SDAX auf 1,3 %, für den DAX auf 2,9 % und für den MDAX auf 8,2 %. Die Abbildung 8 zeigt diese Werte zusammen mit den Konfidenzintervallen zum Niveau von 95 % für den SDAX und MDAX. Die Untergrenzen der beiden Konfidenzintervalle liegen mit 0,004 % für den SDAX und mit 0,017 % für den MDAX im positiven Bereich. Damit ergeben sich für den SDAX, MDAX und DAX positive anomale Renditeanteile im einstelligen Prozentbereich.

An dieser Abschätzung der anomalen Rendite anhand von Literaturwerten sind die folgenden Punkte kritisch anzumerken:

- Die verwendete Gleichung (64) beinhaltet die Annahme, dass das Wertpapier i in dem Benchmark-Portfolio enthalten ist und dass die Korrelationen des Wertpapiers i mit den anderen Wertpapieren des Benchmark-Portfolios vernachlässigbar sind. Die für die Abschätzung betrachteten Indizes enthalten jedoch überwiegend Wertpapiere, die nicht in den anderen Indizes enthalten sind. Somit ist Approximation des Betafaktors für diese Abschätzung methodisch kritisierbar.
- Die von Heese angegebenen durchschnittlichen Renditen sind für den Zeitraum von 1988 bis 2012 ermittelt. Von Scheld wurden die Korrelationen von 1995 bis 2005 berechnet. Die Abschätzung der anomalen Rendite bezieht sich auf Ende 2012 und es wird angenommen, dass die Literaturwerte von Heese sowie von Scheld auch Ende 2012 gültig sind.
- Die Indizes korrelieren sehr stark miteinander. Die Korrelationen liegen in dem Intervall von 0,61 bis 0,96, sodass tendenziell nur kleine anomale Renditen zu erwarten sind.

Proxy für Benchmark-Portfolio	Proxy für Composite-Portfolio	Proxy für Index	Näherung für Betafaktor	Momentum	Value	Anomaler Renditeanteil in der Überschussrendite
SDAX	MDAX	MDAX	0,104	1,148	0,2762	0,0331
SDAX	MDAX	DAX	0,012	1,535	0,0491	0,0009
SDAX	MDAX	Euro Stoxx 50	0,004	1,641	0,1609	0,0011
SDAX	DAX	MDAX	0,104	1,148	0,0656	0,0079
SDAX	DAX	DAX	0,012	1,535	0,8841	0,0164
SDAX	DAX	Euro Stoxx 50	0,004	1,641	0,8697	0,0060
SDAX	Euro Stoxx 50	MDAX	0,104	1,148	0,2302	0,0276
SDAX	Euro Stoxx 50	DAX	0,012	1,535	0,9298	0,0172
SDAX	Euro Stoxx 50	Euro Stoxx 50	0,004	1,641	1,0323	0,0071
MDAX	DAX	DAX	0,077	1,639	1,0282	0,1297
MDAX	DAX	Euro Stoxx 50	0,037	1,490	0,9071	0,0502
MDAX	Euro Stoxx 50	DAX	0,077	1,639	0,8250	0,1041
MDAX	Euro Stoxx 50	Euro Stoxx 50	0,037	1,490	0,8190	0,0453
DAX	Euro Stoxx 50	Euro Stoxx 50	0,370	1,038	0,0750	0,0288

Tabelle 1: Anomale Rendite von SDAX, MDAX und DAX (Quelle: eigene Darstellung und Berechnung mit Daten von Heese (2014, S. 61 und S. 63-66), Scheld (2013, S. 44))

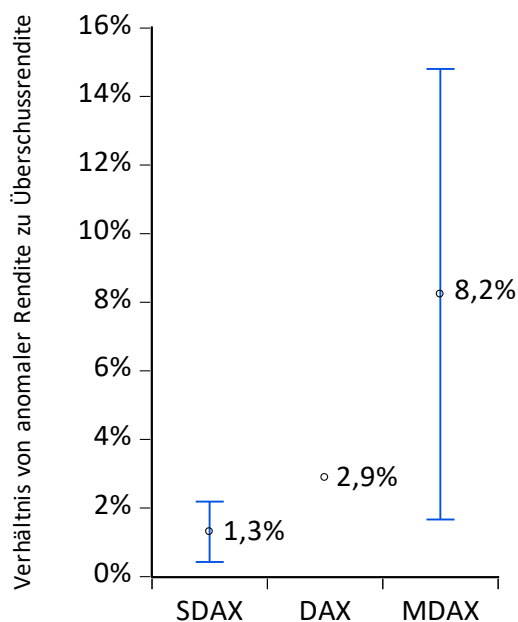


Abbildung 8: Prozentuales Verhältnis von anomaler Rendite zur Überschussrendite für SDAX, MDAX und DAX mit Konfidenzintervallen zum Niveau 95 % für SDAX und MDAX (Quelle: eigene Darstellung und Berechnung mit Daten von Heese (2014, S. 61 und S. 63-66), Scheld (2013, S. 44))

Aufgrund der starken positiven Korrelationen von SDAX, MDAX, DAX und Euro STOXX 50 ist der Anteil der anomalen Rendite an der Index-Überschussrendite klein. Dieses Resultat ist konsistent zu der von Shefrin und Statman postulierten kleinen anomalen Rendite bei hohen Korrelationen von Wertpapier und Benchmark-Portfolio (Shefrin & Statman, 1994, S. 343).

Mit den von Ramiah und Davidson (2007, S. 213–216) angegebenen Betafaktoren und der Korrelation für den Zeitraum von 1999 bis 2002 für den, von ihnen entwickelten, „Mums and Dads Index“ sowie dem „All Ordinaries Index“ wird aus der Beta-Korrektur der relative Anteil der anomalen Rendite an der Überschussrendite ermittelt (Shefrin & Statman, 1994, S. 342):

$$\frac{r_A}{r_{MDI} - r_f} = \frac{\beta_{AOI}}{\beta_{AOI}^{MDI}} - \beta_{MDI} \quad (73)$$

$$\frac{r_A}{r_{MDI} - r_f} = \frac{\beta_{AOI}}{\frac{\rho(r_{MDI}, r_{AOI}) \cdot \sigma_{MDI}}{\sigma_{AOI}}} - \beta_{MDI} \quad (74)$$

$$\frac{r_{Ai}}{r_{MDI} - r_f} = \frac{0,66276}{\frac{0,53 \cdot 0,012622}{0,008211}} - 0,33112 \quad (75)$$

$$\frac{r_A}{r_{MDI} - r_f} = 0,48 \quad (76)$$

mit

r_{Ai}	anomale Rendite des Mums and Dads Index,
r_{MDI}	Rendite des Mums and Dads Index,
r_{AOI}	Rendite des All Ordinaries Index,
r_f	Rendite der sicheren Anlage,
β_{MDI}	Betafaktor des Mums and Dads Index,
β_{AOI}	Betafaktor des All Ordinaries Index,
β_{AOI}^{MDI}	Betafaktor des Mums and Dads Index bezüglich dem All Ordinaries Index

Der Anteil der anomalen Rendite an der Überschussrendite des Mums and Dads Index beträgt knapp die Hälfte (48 %) für den Zeitraum von 1999 bis 2002. Die geringere Korrelation des Mums and Dads Index mit dem All Ordinaries Index trägt zu dem höheren Prozentanteil der anomalen Rendite und der Überschussrendite im Vergleich zu den obigen Abschätzungen für den SDAX, MDAX und DAX bei. Der ungefähr hälftige Anteil der anomalen Rendite an der gesamten Rendite ist konsistent zu dem Anteil der nicht erklärten Varianz nach Kerssenfischer & Schmeling (2022, S. 27).

3 Konklusion Theoretischer Teil

3.1 Konklusion und Beantwortung der theoriegeleiteten Fragestellung

3.1.1 BAPM basierend best-beta CAPM

Von Zou (2006, S. 134) wird bewiesen, dass die best-beta CAPM-Betafaktoren immer akkurater sind als die Betafaktoren des CAPM, sofern nicht beide Modelle die Realität korrekt abbilden. Ansonsten besitzen beide Kapitalmarktmodelle gleiche Eigenschaften. Das best-beta CAPM und das CAPM haben das gleiche optimal strukturierte Marktportfolio (Zou, 2006, S. 136).

Da die best-beta CAPM-Betafaktoren akkurater als die CAPM-Betafaktoren sind, wäre es wünschenswert, das BAPM durch einen Austausch des zugrundeliegenden CAPM mit dem best-beta CAPM zu modifizieren. Dies ist möglich, wenn das CAPM und das best-beta CAPM gemeinsame und keine voneinander abweichenden Annahmen besitzen.

Die Annahmen für das CAPM und das best-beta CAPM unterscheiden sich nur bezüglich der Präferenzen der Marktteilnehmer. Im CAPM nehmen die Akteure das Risiko, da als Varianz gegenüber den Portfoliorenditen gemessen wird, in gleicher Weise wahr, und besitzen aber individuelle Risikoaversionen. Im best-beta CAPM angenommen, dass die Marktteilnehmer das Risiko als Varianz der Portfoliorendite bezüglich individueller Renditeziele wahrnehmen. Somit unterscheiden sich die Akteure sowohl in der Risikowahrnehmung als auch in der Stärke der Risikoaversion. Für das best-beta CAPM wird eine monoton steigende und konkave sowie zweifach differenzierbare Nutzenfunktion gefordert (Zou, 2006, S. 132).

Im BAPM von Shefrin und Statman (1994, S. 326) wird angenommen, dass die Akteure eine diskontierte logarithmische Nutzenfunktion besitzen. Der natürliche Logarithmus steigt streng monoton an und besitzt eine konkave Form. Die Nutzenfunktion ist zweifach differenzierbar. Somit erfüllt die Nutzenfunktion des BAPM die Anforderungen, die das best-beta CAPM an eine Nutzenfunktion stellt, sodass sich das best-beta CAPM basierend auf dem diskontierten natürlichen Logarithmus des Nutzen herleiten lässt.

In der Formulierung des BCAMP lässt sich das CAPM durch das best-beta CAPM ersetzen, da die logarithmische Nutzenfunktion des BCAMP die Voraussetzungen der Nutzenfunktion des best-beta CAPM erfüllt. Es kann davon ausgegangen werden, dass in der statistischen Analyse

die anomalen Renditen genauer sind, wenn sie mit best-beta CAPM-Betafaktoren anstatt mit CAPM-Betafaktoren ermittelt werden.

3.1.2 Schlussfolgerungen aus der Analyse der anomalen Rendite

Um die theoriegeleitete Forschungsfrage, ob sich die anomale Rendite in faktorbasierte Marktrisiken ausdifferenzieren lässt, wurden in den theoretischen Ausführungen zunächst die verwendeten Begrifflichkeiten erläutert und die relevanten Themenbereiche diskutiert. Die anomale Rendite wurde anschließend in faktorbasierte Marktrisiken ausdifferenziert. Mit der Betrachtung von Näherungen konnte ein weiteres faktorbasiertes Marktrisiko identifiziert werden. Mit der theoretischen Analyse konnten Zusammenhänge zwischen den Faktorrisiken aufgedeckt werden, die auch ansatzweise bisher unerklärte empirische Beobachtungen erklären können. Der Momentum-Effekt kann auf Grundlage der anomalen Rendite erklärt werden. Die Ergebnisse werden durch Abschätzung der in Indizes enthaltenen anomalen Renditen mit Werten aus der Literatur plausibilisiert.

Die anomale Rendite ist direkt proportional zu dem Betafaktor und zwei Faktorausprägungen, die einen Momentum-Effekt und einen Value-Effekt bewirken. Durch eine Approximation des Betafaktors entsteht eine, zum Size-Effekt analoge, Faktorausprägung. In dieser Variante des Size-Effekts bestimmt sich die Unternehmensgröße nicht durch die Marktkapitalisierung des Unternehmens, sondern durch das Anteilsgewicht des Wertpapiers in dem Portfolio. Der Size-Effekt eliminiert den Momentum-Effekt und schwächt den Value-Effekt. Für Wertpapiere, deren Betafaktor nahe bei eins liegt, ist der Size-Effekt schwächer ausgeprägt, aber dafür der Value-Effekt nicht mehr geschwächt.

Die Ergebnisse der Analyse der anomalen Rendite zum Size-Effekt und zum Momentum-Effekt werden auch die Resultate empirischer Untersuchungen untermauert. Fieberg et al. können mit dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart den größten Performancebeitrag durch den Momentum-Effekt und kleinsten Performancebeitrag durch den Size-Effekt beobachten (2016, S. 273). Im Gegensatz zum Momentum wird der Size-Effekt nur durch eine Approximation in der anomalen Rendite dargestellt. Daher darf vermutet werden, dass der Size-Effekt die realen Zusammenhänge weniger gut als das Momentum abbildet. Daher trägt der Size-Effekt auch weniger stark zur Performance bei als der Momentum-Effekt.

Fama und French stellten bei der Erweiterung des Fünf-Faktoren-Modells um den sechsten Faktor Momentum in nach dem Momentum sortierten Portfolios für die Gesamtperformance nachteilige und unerklärte Effekte bei Wertpapieren kleiner Unternehmen fest (2016, S. 71). Die Darstellung des Size-Effekt durch eine Approximation eliminiert den Momentum-Effekt. Da der Size-Effekt erst durch die Approximation zum Vorschein tritt, kann nicht gefolgert werden, dass sich der Size-Effekt und der Momentum-Effekt gegenseitig ausschließen, wohl aber kann abgeleitet werden, dass sich die beiden Effekte gegenseitig negativ beeinflussen. Dies kann damit begründet werden, dass die Bedingung der Orthogonalität von allen Risikofaktoren in einem Multi-Faktor-Modell durch die Näherungslösung, die zum Size-Effekt führt, nicht mehr sichergestellt werden kann. Dies ist konsistent mit den Beobachtungen von Fama und French.

Ein neuer Erklärungsansatz für den Momentum-Effekt ist, dass eine starke Performance im Vergleich zum Marktdurchschnitt zu einer hohen anomalen Rendite in der vorherigen Periode führte. Die anomale Rendite ist Noise und, da Noise kumuliert, auch persistent in der nächsten Periode. Damit ist die Rendite auch in der nächsten Periode hoch. Über einen langfristigen Zeitraum baut sich die anomale Rendite aufgrund der verhaltensökonomischen Effizienz des Marktes wieder ab, sodass über ein Jahr hinausgehende Renditen wieder abnehmen.

Eine Schätzung des Anteils der anomalen Rendite an der Gesamtrendite von den Indizes SDAX, MDAX und DAX mit Werten aus der Literatur ergibt Werte im einstelligen Prozentbereich. Da die Indizes stark miteinander korrelieren, sind auch nur kleine anomale Renditen zu erwarten (Shefrin & Statman, 1994, S. 343). Das mit Werten von Ramiah und Davidson (2007, S. 213-216) von zwei weniger stark miteinander korrelierenden Indizes geschätzte Verhältnis von anomaler Rendite zur Gesamtrendite ist 48 %. Dieses Renditeverhältnis ist konsistent zu dem ungefähr hälftigen Anteil von unerklärter Varianz in der Untersuchung von Kersefischer und Schmeling (2022, S. 27). Kersefischer und Schmeling vermuten, dass die unerklärte Varianz unter anderem durch Noise Trading verursacht ist.

3.2 Empiriegeleitete Fragestellung

In dem Kapitel zur Forschungslücke wird beschrieben, dass die Forschungsfrage aus den drei Bestandteilen Verhaltensmuster und Marktrisiko sowie Reaktionen auf publikationspflichtige Unternehmensmeldungen besteht. Nachdem im theoretischen Teil schwerpunktmäßig das

Marktrisiko betrachtet wurde, werden im empirischen Teil nun möglicherweise vorhandene Korrelationen zwischen Veröffentlichungen publikationspflichtiger Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko untersucht.

Die empiriegeleitete Fragestellung lautet:

Können Korrelationen zwischen Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko nachgewiesen werden?

3.3 Hypothesengenerierung

3.3.1 Markteffizienz

Wenn die Effizienzmarkthypothese im neoklassischen Sinne gültig ist, dann könnten keine anomalen Renditen beobachtet werden. Die anomale Rendite und die Beta-Korrektur wären dann gleich null (Shefrin & Statman, 1994, S. 341-342). Die Unternehmensmeldungen würden damit auch keinen Beitrag zu Marktrisiko leisten. Das IANM würde keine Aussagen liefern.

Wenn der Kapitalmarkt im neoklassischen Sinne ineffizient, aber im verhaltensökonomischen Sinne informationseffizient ist, dann gibt es ineffiziente Wertpapierrenditen mit anomalen Renditen. Das IANM ist anwendbar.

Wenn sich der Kapitalmarkt weder im neoklassischen Sinne noch im verhaltensökonomischen Sinne als informationseffizient erweist, dann sind das CAPM und damit auch das IANM nicht anwendbar.

Mit diesen Überlegungen kann die erste Hypothese formuliert werden:

Der Kapitalmarkt ist nicht neoklassisch aber verhaltensökonomisch informationseffizient.

3.3.2 Korrelation mit Marktrisiko

Veröffentlichungen einer Unternehmensmeldungsart können empirisch als faktorbasiertes Marktrisiko identifiziert werden, wenn die Veröffentlichungen

- Gegebenenfalls zeitversetzt sowohl mit Änderungen der anomalen Rendite bzw. der Beta-Korrektur des gleichen Unternehmens als auch mit Änderungen der Beta-Korrektur von anderen Unternehmen, auf die sich Meldungen nicht beziehen, korrelieren und
- die Korrelation mit der Änderung der Beta-Korrektur des gleichen Unternehmens dann signifikant ist, wenn sich der Markt im Ungleichgewicht befindet.

Wenn sich die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten noch theoretisch kausal fundieren lassen, können diese Veröffentlichungen als faktorbasiertes Marktrisiko angesehen werden.

Die Bedingung der Korrelation mit anderen Unternehmen ist notwendig, da ein Marktrisiko ein Risiko ist, das marktweit bzw. im Marktquerschnitt wirkt. Daher sollten die Korrelationen auch für mehrere Unternehmen statistisch signifikant sein. Es ist nicht auszuschließen, dass Unternehmen der gleichen Branche eine stärkere Korrelationen zeigen, und branchenferne Unternehmen nur schwach oder statistisch nicht signifikant korrelieren. Daher wird nur gefordert, dass es weitere Unternehmen gibt, die statistisch signifikant korrelieren.

Wenn der Markt im Ungleichgewicht ist, dann sind an diesem Tag alle Transaktionen Noise. Nur Noise verändert die Beta-Korrektur. Wenn die Änderungen im Ungleichgewicht nicht signifikant sind oder unabhängig vom Ungleichgewichtszustand sind, dann sind die Korrelationen wahrscheinlich statistische Artefakte.

Die zweite Hypothese lautet:

Es können Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten empirisch als faktorbasierte Marktrisiken identifiziert werden.

3.3.3 Abhängigkeit mit anderen Risikofaktoren

Die Beta-Korrektur könnte auch mit anderen Einflussgrößen bzw. Risikofaktoren korrelieren. Die unternehmensspezifische Pflicht-Mitteilung könnte ein Proxy für einen Risikofaktor sein. Ein Risikofaktor könnte sowohl mit der Beta-Korrektur als auch mit der unternehmensspezifischen Pflicht-Mitteilung korrelieren. Die Erklärung für den Risikofaktor wäre dann auch ein Erklärungsansatz für das durch die unternehmensspezifische Pflicht-Mitteilung hervorgerufene Risiko.

Die dritte Hypothese lautet somit:

Es gibt Abhängigkeiten von anderen Risikofaktoren mit empirisch als faktorbasierte Markt-
risiken identifizierte Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen.

1 Design der Untersuchungen

1.1 Strukturierung der empirischen Analysen

Alle Aktien werden in die Untersuchung einbezogen, die an der Frankfurter Wertpapierbörse oder im Xetra zum Anfang jeden Jahres sowie Ende 2019 im CDAX gelistet sind. Für die Veröffentlichung von Meldungen gelten rechtliche und organisatorische Vorgaben, die bezüglich der Veröffentlichungszeitpunkte als faktisch stabil angesehen werden können. Es werden nur unternehmensspezifische Mitteilungen für den Sekundärmarkt berücksichtigt. Hinweisbekanntmachungen werden nicht betrachtet. Die Reaktionen auf Veröffentlichungen werden für jeden Handelstag mit einem rollierenden Zeitfenster bestimmt.

Die empirische Analyse wird in aufeinander aufbauende Untersuchungen strukturiert:

1. Anwendbarkeit des IANM
2. Korrelationen von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten mit Veränderungen der Beta-Korrektur des betreffenden Unternehmens
3. Korrelationen von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten mit Änderungen der Beta-Korrektur von sektorspezifischen Unternehmen
4. Korrelationen von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungsarten mit Veränderungen der Beta-Korrektur des betreffenden Unternehmens, die im Marktungleichgewicht signifikant sind
5. Abhängigkeiten von den Korrelationsbeziehungen mit anderen Risikofaktoren

Die Untersuchungen erfolgen nacheinander in der dargestellten Reihenfolge. Bis auf die erste Untersuchung werden alle Untersuchungen für die Meldungsarten einzeln durchgeführt. Die Meldungsarten, die sich bei einer Untersuchung als nicht signifikant erweisen, werden in die nächste Untersuchung nicht mehr mit einbezogen. Somit sind die Untersuchungen Filterstufen für die jeweils folgende Untersuchung.

1.2 Methodisches Vorgehen und Methodenauswahl

1.2.1 Erhebung

1.2.1.1 Festlegung von Untersuchungs- und Erhebungszeitraum

Der Untersuchungszeitraum umfasst die sieben Jahre von 2013 bis 2019. Dieser Zeitraum ist geprägt durch eine kontinuierliche wirtschaftliche Expansion im Euro-Raum mit konstanten konjunkturellen Rahmenbedingungen. Die Publizitätspflicht für Netto-Leerverkaufspositionen wurde im November 2012 eingeführt. Die seitdem im Untersuchungszeitraum erfolgten rechtlichen Änderungen bezüglich der Publizitätspflicht wirken sich auf die Anzahl der Unternehmensmeldungen faktisch nur in einem sehr geringen Maße aus, so dass für den Untersuchungszeitraum von rechtlich weitgehend gleichbleibenden Rahmenbedingungen ausgegangen werden kann.

Während die Unternehmensmeldungen in dem siebenjährigen Untersuchungszeitraum ermittelt werden, werden die Wertpapierdaten über einen Zeitraum von insgesamt zehn Jahren von 2010 bis 2019 erhoben. Die Wertpapierdaten der drei Jahre von 2010 bis 2012 werden für die Bestimmung der Kovarianzmatrix am ersten Handelstag des Untersuchungszeitraums benötigt und stehen damit nicht für Auswertungen zur Verfügung.

1.2.1.2 Wertpapierdaten

Die Wertpapierdaten wurden von dem Datenbereitstellungsdienst Lenz & Partner GmbH bezogen. Die Lenz & Partner GmbH gehörte zur vwd Group und seit deren Übernahme im Jahre 2019 zur Infront Group. Die Wertpapierdaten werden mit der Datenbank der Börsensoftware Tai-Pan End-of-Day bereitgestellt. Die Börsensoftware Tai-Pan End-of-Day unterstützt eine Programmierschnittstelle zum Auslesen der Tai-Pan-Datenbank. Die Wertpapierdaten werden mit einem selbstentwickelten Excel „Visual Basic for Applications“-Programm ausgelesen.

Die Wertpapierkurse inklusive Dividenden und Faktoren für Aktiensplits und Kapitalmaßnahmen werden über einen Zeitraum von zehn Jahren von 2010 bis 2019 erhoben. Die Grundlage der Berechnung von Betafaktoren und damit der Beta-Korrektur sowie der Renditen des Composite-Portfolios und des Index-Portfolios sind:

- Split bereinigte Aktienschlusskurse,

- Dividenden (nicht Split bereinigt) und
- Faktoren von Aktiensplits und Kapitalmaßnahmen. Mit Hilfe der Faktoren werden Split bereinigte Dividenden ermittelt.

Für die Analyse des Einflusses von weiteren Risikofaktoren werden auch Fundamentalwerte als Jahreswerte von 2013 bis 2019 erhoben:

- Buchwerte je Aktie,
- Cashflow je Aktie und
- Gewinn je Aktie.

Der in Euro notierte 12-Monats-LIBOR dient als Proxy für die sichere Anlage. LIBOR ist die Abkürzung für „London Interbank Offered Rate“. Der LIBOR ist ein Referenzzinssatz, zu dem Banken am Markt Gelder für andere Banken anbieten. Der LIBOR wird für 10 Währungen berechnet (Daxhammer & Facsar, 2017, S. 376).

1.2.1.3 Publikationspflichtige Unternehmensmeldungen

Aus dem Unternehmensregister können mit der URL www.unternehmensregister.de, mit Ausnahme von Netto-Leerverkaufspositionen, die publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen abgerufen werden und stehen als Übersicht mit dem Titel und dem Tag der Bekanntgabe online zur Verfügung. Einige Meldungen können auch öffentlich eingesehen werden, wie beispielsweise Insiderinformationen und Eigengeschäfte von Führungskräften. Die Internetseiten des Unternehmensregisters bestehen aus Java Script und sind nach dem Document Object Model strukturiert. Die Objekte des Document Object Models werden mit einem selbstentwickelten Programm analysiert, die relevanten Daten ausgelesen und die Benutzerinteraktionen simuliert. Das Programm wurde in der Skriptsprache AutoHotKey geschrieben, die sich besonders gut für die Automatisierung von repetitiven Handlungsabläufen eignet.

In einer Schleife werden im Auswahlmenü des Unternehmensregisters Filterkriterien gesetzt und eine Abfrage ausgelöst. Das Ergebnis der Abfrage sind eine oder mehrere Internetseiten mit den Veröffentlichungsdaten. Mit den Filterkriterien werden nicht nur Aktiengesellschaften und Meldungsarten selektiert, sondern auch Doppelzählungen z. B. von in mehreren Sprachen veröffentlichten Meldungen verhindert. Die Meldungsdaten der angezeigten Seite werden

ausgelesen und anschließend wird die nächste Seite mit Meldungsdaten aufgerufen. Dies wird so lange wiederholt, bis alle Internetseiten des Abfrageergebnisses ausgelesen sind. Dann werden neue Filterkriterien gesetzt und die nächste Abfrage gestellt. Im Falle von Stamm- und Vorzugsaktien werden die extrahierten Unternehmensmeldungen beiden Aktiengattungen zugeordnet.

Bei Ad-hoc-Meldungen ruft das Programm die jeweilige Ad-hoc-Meldung auf und scannt den Text nach der Uhrzeit der Veröffentlichung. Wenn die Meldung für die Aktie außerhalb der Börsenhandelszeiten z. B. abends oder am Wochenende erfolgt, dann wird als Bekanntgabedatum der nächste Börsenhandelstag festgelegt. Hierbei wird auch berücksichtigt, ob die Aktien als Handelsplatz im XETRA oder an der Frankfurter Wertpapierbörse gelistet sind, da sich die Börsenöffnungszeiten beim XETRA und dem Parketthandel an der Frankfurter Wertpapierbörse unterscheiden.

Bei den Meldungen des Typs „Eigengeschäfte von Führungskräften“ wird der Meldungstext auch aufgerufen und die Art des Geschäfts ausgelesen und anhand von Schlüsselworten wie beispielsweise „Kauf“ oder „Verkauf“ automatisiert der jeweiligen Meldungsart zugeordnet.

Die Historie der Netto-Leerverkaufspositionen wird in dem Bundesanzeiger mit der URL www.bundesanzeiger.de veröffentlicht und steht nach der Selektion des Zeitraums als Datei zum Download zur Verfügung. Diese Datei besitzt eine Session-spezifische URL, die nicht für einen wiederholten Download mit einer anderen Session genutzt werden kann. Deshalb wird hier nur die URL des Bundesanzeigers und nicht die URL der zum Download bereitgestellten Datei angegeben.

Aus den beiden Datenquellen, Unternehmensregister und Bundesanzeiger, wird das Datum der Meldung, die ISIN des Unternehmens, die Meldungsart und als zusätzliche Daten bei den Eigengeschäften von Führungskräften die Art des Geschäfts und bei den Ad-hoc-Meldungen die Uhrzeit der Veröffentlichung extrahiert.

1.2.1.4 Publizitätspflichtige Unternehmensmeldungen

Die in dieser Studie untersuchten Unternehmensmeldungen sind Informationen, mit einer Publizitätspflicht für den Sekundärmarkt, das heißt für Unternehmen, deren Wertpapiere sich schon bereits im Verkehr befinden. Prospekte für den Primärmarkt, auf dem emittierte

Finanzinstrumente erstmalig in den Verkehr gebracht werden, sind nicht einbezogen (Poelzig, 2018, S. 4–5; Spremann & Gantenbein, 2019, S. 43). Bekanntmachungen werden in der Studie ebenfalls nicht berücksichtigt, mit denen ausschließlich auf andere Veröffentlichungstermine hingewiesen werden.

Der Gesetzgeber hat mit den Publizitätspflichten neoklassische, neo-institutionalistische und verhaltensökonomische Perspektiven berücksichtigt. Nach Poelzig ist die Idealvorstellung ein neoklassisch effizienter Markt, in dem alle Marktteilnehmer zeitnah über alle Informationen für sachgerechte Handelsentscheidungen verfügen, und eine Ausnutzung von ungerechtfertigten Informationsvorteilen nicht möglich ist. Die einzelnen Marktteilnehmer sollen in die Stabilität und Integrität des Marktes vertrauen können, da dies die Voraussetzung für Investitionsentscheidungen ist (2018, S. 12–13).

In der Realität ist der Unternehmensführung bewertungsrelevante Informationen bekannt, die von den Investoren selbst zunächst nicht recherchiert werden können. Mit neuer Information entsteht eine Informationsasymmetrie (Schmidt und Terberger, 1997, S. 67). Wenn die Informationsasymmetrie den Investoren bewusst ist und sie annehmen, dass die Informationsasymmetrie zu ihrem Nachteil ausgenutzt wird, so werden sie nicht mehr in qualitativ hochwertige und damit hochpreisige Wertpapiere investieren, sondern Wertpapiere zu einem durchschnittlichen Preis erwerben. Dieses Verhalten wird als adverse Selektion bezeichnet und kann zu Fehlallokationen bis hin zum Marktversagen führen. Mit Informationspflichten wie der Ad-hoc-Publizitätspflicht oder der Regelpublizitätspflicht wird der Informationsasymmetrie entgegengesteuert, da die bewertungsrelevante Information von den Unternehmen den Investoren zeitnah und kostenlos zur Verfügung gestellt werden (Erlei, Leschke & Sauerland, 2016, S. 132; Mankiw & Taylor, 2016, S. 374; Poelzig, 2018, S. 16–17).

In der Idealvorstellung wird angenommen, dass die Marktteilnehmer basierend auf den verfügbaren Informationen immer rational handeln. Die Marktteilnehmer werden dabei als homogene Gruppe des Homo Oeconomicus betrachtet (Poelzig, 2018, S. 18). In den kapitalmarktrechtlichen Vorschriften spiegelt sich eine realitätsnähere Differenzierung der Anleger, die als Käufer oder Verkäufer auftreten, in professionelle Anleger und Kleinanleger wider. Die professionellen Anleger repräsentieren Institutionen wie beispielsweise Banken oder Investmentfonds. Die Kleinanleger sind im Wesentlichen Privatanleger (Poelzig, 2018, S. 8–9). Die Verhaltensökonomie führte zu der Erkenntnis, dass die Anleger nicht immer rational agieren, obwohl umfassende Information verfügbar ist. Verhaltensanomalien führen zu

Fehlinterpretationen von Informationen oder Fehleinschätzung von Wahrscheinlichkeiten zukünftiger Zustände. Insbesondere die Kleinanleger werden aufgrund von Unerfahrenheit und Unterlegenheit als besonders schutzbedürftig angesehen (Poelzig, 2018, S. 18–19).

Die Publizitätspflichten für den Sekundärmarkt sind in dem Kapitalmarktrecht kodifiziert. Die Publizitätspflicht für Netto-Leerverkäufe gilt erst seit dem 01.11.2012 (Buck-Heeb, 2017, S. 239, Rn. 744; Poelzig, 2018, S. 233, Rn. 468). Danach wurden in dem Zeitraum von 2013 bis 2019 die Publizitätspflichten wenig in Bezug auf die Bekanntgabe von Informationen geändert. Für die Veröffentlichung der Quartalsergebnisse änderte sich zwar die Rechtsgrundlage, was aber bezüglich der Anzahl der Veröffentlichungen faktisch keine Auswirkungen haben dürfte. Innerhalb dieses Zeitraums neu eingeführte Informationspflichten wie beispielsweise die seit dem 26.11.2015 geltende Zahlungsberichtspflicht für die mineralgewinnende Industrie sowie bestimmte Betreiber von Holzeinschlag (Buck-Heeb, 2019, S. 255, Rn. 821; Poelzig, 2018, S. 286, Rn. 565) sind zahlenmäßig gering und wurden in der folgenden Taxonomie der Meldungsarten mit den zahlenmäßig führenden Informationsarten aggregiert.

1.2.1.5 Taxonomie der Meldungsarten

Für diese Studie werden die Unternehmensmeldungen, die gemäß der Informationspflichten erfolgen, zu insgesamt 14 Meldungsarten zusammengefasst:

Nr.	Meldungsart	Publikationspflichtige Unternehmensmeldung
1	Jahresfinanzbericht	Jahresfinanzbericht Nichtfinanzieller Bericht außerhalb des Lageberichts Zahlungsberichte
2	Halbjahresfinanzbericht	Halbjahresfinanzbericht
3	Quartalsfinanzbericht	Quartalsfinanzbericht Zwischenbericht
4	Fehlerbekanntmachung	Fehlerbekanntmachung
5	Insiderinformation	Insiderinformation
6	Eigengeschäfte von Führungskräften (Kauf)	Kauf oder Erwerb Bezug oder Überbezug Lieferung, Gewährung oder Anspruch
7	Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf)	Verkauf Abgang oder Ausbuchung
8	Eigengeschäfte von Führungskräften (Sonstige)	Tausch oder Übertragung Verpfändung oder Leihe Nicht zuordenbare Geschäfte
9	Gesamtzahl der Stimmrechte	Gesamtzahl der Stimmrechte
10	Mitteilung zu Stimmrechtsanteilen	Mitteilung bedeutender Stimmrechtsanteile Stimmrechtsmitteilungen Gesellschaftsbekanntmachungen zu Beteiligungen
11	Wertpapiererwerb und Übernahme	Angebot und Angebotsänderung Bieterpflichten Stellungnahmen
12	Dividendenbekanntmachungen	Dividendenbekanntmachungen
13	Bezugsrechtmitteilungen	Bezugsrechtmitteilungen
14	Netto-Leerverkäufe	Netto-Leerverkäufe

Tabelle 2: Meldungsarten und subsumierte publikationspflichtige Unternehmensmeldungen (Quelle: eigene Darstellung)

Die Regelpublizitätspflicht bezieht sich auf die periodisch kommunizierten Finanzberichte sowie die Fehlerbekanntmachungen zu Finanzberichten. Obwohl die Fehlerbekanntmachungen zahlmäßig nur einen kleinen Bruchteil der Regelpublizität ausmachen, werden sie als eigene Meldungsart betrachtet, da sie unerwartet und nicht periodisch kommuniziert werden. Da in den Finanzberichten identifizierte Fehler tendenziell eher zu einem Vertrauensverlust der Marktteilnehmer führen, kann angenommen werden, dass die Marktteilnehmer anders, und möglicherweise eher negativ, auf Fehlerbekanntmachungen reagieren als auf die regelmäßig veröffentlichten Finanzberichte. Die Ad-hoc Publizität regelt die Insiderinformationen.

Die Eigengeschäfte von Führungskräften sind auch als Managers' Transactions bekannt und wurden früher auch als Directors' Dealings bezeichnet. Den Managers' Transactions können verschiedene Rechtsgeschäfte zugrunde liegen. Die Managers' Transactions werden daher in drei Gruppen aufgeteilt, abhängig davon, ob sich der Wertpapierbestand der Führungskraft mit dem Geschäft erhöht, verringert oder gleichbleibt. Zur letzten Gruppe werden auch die Rechtsgeschäfte gezählt, die nicht eindeutig zugeordnet werden können.

Die Aufteilung der Unternehmensmeldungen in verschiedene Meldungsarten beruht auf der Annahme, dass den Meldungsarten Eigenschaften innewohnen, auf die die Marktteilnehmer unterschiedlich reagieren. Der Termin der Veröffentlichung eines Jahresfinanzberichts muss beispielsweise im Voraus durch das Unternehmen angekündigt werden (Poelzig, 2018, S. 287). Eine Ad-hoc-Mitteilung wird hingegen sofort bzw. ohne schuldhaftes Zögern und damit ohne Vorankündigung veröffentlicht (Poelzig, 2018, S. 239 Rn. 478). Spekulation kann bei angekündigten Informationen schon vor ihrer Veröffentlichung den Aktienkurs beeinflussen. Eine solche Spekulation ist bei unangekündigten Informationen nicht möglich. Starke Kursänderungen im Vorfeld von unangekündigten Informationen könnten stattdessen ein Indiz für die Nutzung von privaten Informationen bzw. von verbotenen Insiderhandel sein.

Die Eigengeschäfte von Führungskräften entfalten bei den Marktteilnehmern eine starke Indikatorwirkung, da sie aus dem Handeln der Führungskräfte wichtige Rückschlüsse auf die Geschäftslage ziehen können. Wenn beispielsweise mehrere Vorstandsmitglieder in etwa zur gleichen Zeit im beträchtlichen Umfang Aktien veräußern, kann dadurch ein erheblicher Kurssturz ausgelöst werden (Poelzig, 2018, S. 275 Rn. 543). Es kann vermutet werden, dass Managers' Transactions Wertpapierkäufe von den Marktteilnehmern tendenziell anders wahrgenommen und beurteilt werden als Managers' Transactions Wertpapierverkäufe.

Ein anderes Beispiel für spezifische Eigenschaften von Meldungsarten sind Leerverkäufe, bei denen die Leerverkäufer auf sinkende Kurse setzen. Leerverkäufe werden hauptsächlich zur Spekulation getätigt, können aber auch zur Absicherung von Risiken dienen (Poelzig, 2018, S. 232 Rn. 465). Mit Leerverkäufen werden bewertungsrelevante negative Informationen schnell eingepreist (Poelzig, 2018, S. 232 Rn. 466) und der Öffentlichkeit die negative Kurserwartung signalisiert. Es kann vermutet werden, dass Netto-Leerverkaufsmittelungen tendenziell negativ wahrgenommen werden.

1.2.1.6 Weitere Datenquellen für Kategorisierungen und sachgerechte Zuordnungen

Folgende weitere Daten werden für die Datenzuordnungen benötigt. Sie werden von der Frankfurter Wertpapierbörse zum Download bereitgestellt. Diese Datenquellen sind in dem Literaturverzeichnis in dem Verzeichnis der zusätzlich für die Datenaufbereitung verwendete Literaturquellen zusammengestellt.

- Handelskalender mit handelsfreien Tagen. Die Handelskalender werden insbesondere benötigt, um Informationen, die außerhalb des Börsenhandelszeitraums zum Beispiel abends nach Börsenschluss, an Wochenenden oder an Feiertagen veröffentlicht wurden, dem nächsten Handelstag zuzuordnen.
- Historie der Index-Zusammensetzung von CDAX und DAX. Es werden die Aktien selektiert, die ununterbrochen im CDAX und im DAX enthalten sind.
- Zuordnung der Aktien zu Subsektor, Sektor und Supersektor. Die Sektor-Zuordnung wird benötigt, um zu ermitteln, ob bzw. wie stark sich die Unternehmensmeldungen auf die Beta-Korrekturen und damit auf die anomalen Renditen von anderen Unternehmen des gleichen Subsektors, des gleichen Sektors oder des gleichen Supersektors auswirken. Die Sektor-Zuordnung kann sich im Zeitverlauf zum Beispiel durch Übernahmen, Fusionen oder Änderung des Schwerpunkts der Geschäftstätigkeit ändern. Daher wurde für jedes Jahr in dem Untersuchungszeitraum die Zuordnungsdatei für einen Tag des Jahres heruntergeladen und ausgewertet.
- Der Handelsplatz XETRA oder Wertpapierbörse Frankfurt. Die täglichen Handelszeiten von Börsenplatz Frankfurt und XETRA unterscheiden sich. Der XETRA-Handel beginnt um 09:00 Uhr und endet um 17:30 Uhr. Die Börse Frankfurt öffnet für den Aktienhandel von 8:00 Uhr und schließt um 20:00 Uhr. Aufgrund von Insiderinformationen, die zwischen 17:30 Uhr und 20:00 Uhr die Börse erreichen, kann an der Frankfurter Wertpapierbörse noch am selben Tag, im XETRA aber erst am Folgetag gehandelt werden. Um Insiderinformationen dem richtigen Handelstag zuzuordnen, wird daher auch der Handelsplatz erhoben. Der Handelsplatz einer Aktie kann sich jedoch im Zeitverlauf ändern. Der Handelsplatz für jede Aktie wurde in jedem Jahr des Untersuchungszeitraums an einem Tag ermittelt und die Aktien entsprechend zugeordnet. Es wurden nur diejenigen Aktien in die Untersuchung einbezogen, deren Handelsplatz sich nicht änderte.
- Information zu den Verkettungstagen, an denen die Zuordnungen zum Subsektor, Sektor und Supersektor aktualisiert werden. Die Verkettung findet immer in der zweiten Septemberhälfte statt. In dem Untersuchungszeitraum liegen die folgenden Verkettungstage:

20.09.2013, 19.09.2014, 18.09.2015, 16.09.2016, 15.09.2017, 21.09.2018 und 20.09.2019.

1.2.2 Aufbereitung

1.2.2.1 Auswahlkriterien der Aktientitel

In die Untersuchung werden nur Aktien einbezogen, die folgende Auswahlkriterien erfüllen:

- Die Kurszeitreihen sind im gesamten Erhebungszeitraum von 2010 bis 2019 verfügbar.
- Die Unternehmen des Composite-Portfolios sollen im Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2019 durchgängig im CDAX enthalten sein. Dies wird anhand der historischen CDAX-Indexzusammensetzung jeweils zum Jahresanfang sowie zum Jahresende 2019 geprüft.
- Die Unternehmen des Index-Portfolios sind über den gesamten Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2019 im DAX enthalten.
- Der Handelsplatz ist entweder XETRA oder Börse Frankfurt und ändert sich nicht. Dies wird auch anhand von Zuordnungslisten jeweils zum Jahresanfang sowie zum Jahresende 2019 geprüft. Mit diesem Auswahlkriterium wird sichergestellt, dass Insiderinformationen dem richtigen Handelstag zugeordnet werden.

Insgesamt erfüllen 267 Aktien die Auswahlkriterien, wobei 225 Aktien den Handelsplatz XETRA und 42 den Handelsplatz Börse Frankfurt haben. 25 Aktien, die durchgehend im DAX gelistet sind, werden in das Index-Portfolio aufgenommen.

1.2.2.2 Aufbereitung und Bereinigung von Wertpapierdaten

Die Wertpapierdaten werden in einer Abfolge von mehreren Prozessschritten aufbereitet und bereinigt. Damit eine spätere Auswertung als balanciertes Panel möglich ist, werden nur diejenigen Aktien in die Untersuchung einbezogen, deren Kurszeitreihen bis zum Anfang des Erhebungszeitraums zurückreichen. Die Kurszeitreihen werden um systematische Änderungen durch die jährlichen Dividendenzahlungen bereinigt, indem die Dividenden ihrerseits um Aktiensplits und Kapitalmaßnahmen bereinigt und dann zu den Kursen addiert werden. Bei einmal jährlicher Dividendenzahlung hält Loistl ein solches Bereinigungsverfahren für unverzichtbar (1994, S. 203–204). Die Abweichung der bereinigten Aktienkurse zum Vortag dividiert durch die Vortageskurse ergibt den Total-Return (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 875). Das CAPM ist ein Ein-Perioden-Modell mit einer Periodenlänge von meistens einem Jahr. Daher werden die täglichen Total Returns annualisiert. Die beiden gängigsten Verfahren zur

Annualisierung sind die Berechnung der logarithmierten Kursverhältnisse als stetige Rendite, oder die Berechnung der geometrischen Rendite, die als diskrete Rendite bezeichnet wird. Für Zeitreihenanalysen sind stetige Renditen besser geeignet als diskrete Renditen, da die stetigen Renditen häufig eher einer Normalverteilung entsprechen als diskrete Renditen mit einer oft rechtsschiefen Verteilung. Insbesondere im Kontext von Optionspreismodellen ist die Verwendung von stetigen Renditen aufgrund eines zeitstetigen Modellrahmens erforderlich. In Untersuchungen zur Kapitalmarkttheorie werden jedoch verstärkt diskrete Renditen verwendet, da die diskreten Renditen die Portfolio-Eigenschaft besitzen, was bedeutet, dass sich die Portfoliorendite als Summe der anteilsgewichteten diskreten Renditen ermittelt (Bruns & Meyer-Bullerdiel, 2020, S. 880–881; Kähler, 2012, S. 85; Steiner et al., 2017, S. 54–55). Da die Portfolio-Eigenschaft in dieser Untersuchung für die analytische Berechnung der Portfoliorenditen genutzt wird, werden die annualisierten Renditen als diskrete Renditen aus den täglichen Total Returns der zurückliegenden 18 Monate ermittelt.

Die Kovarianzmatrix, die für die Ermittlung der Betafaktoren verwendet wird, enthält die Aktienrenditen von ebenfalls 18 Monaten. Die Festlegung eines 18 Monats-Zeitraums anstatt eines 12 Monats-Zeitraums folgt einer rein praktischen Erwägung. In der Untersuchung werden 267 Unternehmen einbezogen. Damit die Inverse der symmetrischen Kovarianzmatrix existiert (Cuthbertson & Nitzsche, 2004, S. 161), müssen mindestens die Renditen von 267 Handelstagen verwendet werden. Daher ist es vorteilhaft ein Zeitraum länger als 12 Monate festzulegen.

Die CAPM -Betafaktoren, Gewichtungsanteile, Composite-Portfolio- und Index-Portfoliorenditen werden in dem Untersuchungszeitraum mit einem rollierenden Fenster berechnet. Da das CAPM ein Ein-Perioden-Modell ist, ist eine Zeitfensterlänge von einem Jahr naheliegend.

Das rollierende Jahres-Zeitfenster in der Untersuchung des IANM an der Börse Shenzhen umfasst 260 Tagen (Xu et al., 2016, S. 73). Die Deutsche Börse berechnet hingegen die Betafaktoren für einen Zeitraum von 250 Tagen (Deutsche Börse AG, 2005, S. 4 und 9). Die Auswertung der Handelskalender für den Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2019 ergibt 252 Tage als den auf ganze Tage gerundeten Mittelwert der Anzahl von Handelstagen pro Jahr. In dieser Untersuchung wird für die Annualisierung ein Zeitraum von 252 Handelstagen festgelegt. Die täglich sich ändernden

➤ CAPM-Betafaktoren,

- best-beta CAPM-Betafaktoren,
- Anteilsgewichte sowie
- Composite-Portfolio- und Index-Portfoliorenditen

werden mit einem rollierenden Zeitfenster von 18 Monaten über einen Zeitraum von sieben Jahren von 2013 bis 2019 berechnet und anschließend als Panel strukturiert.

Wenn ein Unternehmen beispielsweise aufgrund einer Umfirmierung eine andere ISIN erhalten hat und die Kurszeitreihen mit der alten und der neuen ISIN zusammen eine lange Kurszeitreihe bilden, dann wird diese Kurszeitreihe als lang betrachtet. Die alte ISIN wird auf die neue ISIN gemappt und damit die Unternehmensinformationen der neuen ISIN zugeordnet.

1.2.2.3 Publikationspflichtige Unternehmensmeldungsarten

Für die sieben Jahre des Untersuchungszeitraums von 2013 bis 2019 wurden insgesamt 56.688 Unternehmensmeldungen ermittelt. Die Meldungen werden in 14 Meldungsarten aggregiert. Die Meldungsarten werden separat nach ihren Risikofaktoren-Eigenschaften untersucht, da von verschiedenen Meldungsarten unterschiedliche Reaktionen der Marktteilnehmer auf die Bekanntgabe der Meldungen erwartet werden.

Wenn ein Unternehmen sowohl Stammaktien als auch Vorzugsaktien emittiert hat und beide Aktiegattungen die Auswahlkriterien erfüllen, so werden auch beide Gattungen in die jeweiligen Portfolios aufgenommen. Die Unternehmensmeldungen werden dann beiden Unternehmen zugerechnet.

Anhand des Handelskalenders werden die Veröffentlichungsdaten, wenn sie in einer handelsfreien Zeit liegen, dem nächsten Börsenhandelstag zugeordnet. Mit einem selbstentwickelten Excel „Visual Basic for Applications“-Programm werden die Meldungsdaten schließlich als Panel strukturiert.

Im Durchschnitt gibt es pro Jahr und Unternehmen ca. 30 Veröffentlichungen. Für ein einzelnes Unternehmen bedeutet dies durchschnittlich alle acht Tage eine Veröffentlichung.

1.2.3 Paneldatenanalyse

In der Studie werden die Zusammenhänge von Veröffentlichungen von unternehmensspezifischen Pflicht-Mitteilungen und Wertpapierdaten quantitativ analysiert. Die Struktur der Daten ist zweidimensional, sodass sich das Paneldesign mit den Unternehmen bzw. Aktientiteln im Querschnitt und den Handelstagen als Längsschnitt anbietet. Das Panel ist balanciert, da die gleichen Aktientitel an allen Tagen des Untersuchungszeitraums betrachtet werden (Brooks, 2014, S. 529). Damit ist die Anzahl der Beobachtungen gleich dem Produkt aus der Anzahl der Aktientitel und der Anzahl der Handelstage. Die gepoolten Paneldaten werden mit multivariater linearer Regression mit der Ökonometrie-Software EViews ausgewertet. Die geschätzten Koeffizienten sind für alle Unternehmen gleich und zeitunabhängig. Heterogenität innerhalb des Panels kann nicht analysiert werden. Im Vergleich zu separaten Querschnitts- oder Längsschnittanalysen ergibt die große Anzahl von Beobachtungen jedoch eine hohe statistische Aussagekraft (Brooks, 2014, S. 526–527). Die gleichzeitig geringe Anzahl der Regressoren erhöht die Anzahl der Freiheitsgrade und reduziert mögliche Multikollinearität, sodass die Schätzwerte effizienter im Vergleich zu Querschnitts- oder Längsschnittanalysen sind. Das balancierte Panel besteht aus 471.789 Beobachtungen für 267 Aktien an 1.767 Handelstagen.

In den Voruntersuchungen zur Anwendbarkeit des IANM sollen die Überrenditen der Aktien erklärt werden. Zuerst wird die schwache Stationarität der Überrenditen visuell mit den Graphen der Autokorrelationsfunktion und der partiellen Autokorrelationsfunktion und dann mit einem statistischen Testverfahren überprüft. Ein stochastischer Prozess Y_t ist schwach stationär, wenn für alle Zeitpunkte t und Zeitdifferenzen τ der Erwartungswert $E(Y_t)$ und die Varianz $\text{Var}(Y_t)$ einen konstanten Wert besitzen und zudem die Kovarianz $\text{Cov}(Y_t, Y_{t+\tau})$ nicht von dem Zeitpunkt, sondern nur von der Zeitdifferenz abhängt:

$$E(Y_t) = \mu \quad (77)$$

$$\text{Var}(Y_t) = \sigma^2 \quad (78)$$

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+\tau}) = \gamma_\tau \quad (79)$$

Die letzte Gleichung (79) wird auch theoretische Autokovarianzfunktion mit Lag τ bezeichnet. Der Quotient γ_τ/γ_0 ist die theoretische Autokorrelationsfunktion (Schlittgen, 2001, S. 14). Die partielle Autokorrelationsfunktion π_τ ist die Folge der Korrelationen von Y_t und $Y_{t-\tau}$, wenn die Werte für Y_{t-1} bis $Y_{t-\tau+1}$ festgehalten bzw. um ihren Einfluss bereinigt werden (Schlittgen, 2001, S. 52).

Während White-Noise-Prozesse schwach stationär sind, wenn der Erwartungswert und die Varianz existieren, sind Random-Walk-Prozesse nicht stationär, da beispielsweise die Varianz von der Zeit abhängig ist (Schlittgen, 2001, S. 14). Statistische Aussagen, die auf nicht-stationären Zeitreihen basieren, bergen das Potential von gravierenden Fehlschlüssen, wie beispielsweise Scheinkorrelationen. Wenn Prozesse nichtstationär sind, können Schocks persistent sein und Prüfgrößen wie der t-Test oder der F-Test folgen nicht mehr einer t-Verteilung bzw. einer F-Verteilung (Brooks, 2014, S. 353–355; Schröder, 2012b, S. 14).

Daher werden vorab die statistischen Eigenschaften der Aktienrenditen im Panel bestimmt. Die Autokorrelation nimmt den ersten Wert von 0,919 an und sinkt nur sehr langsam ab und hat selbst zum Lag 36 noch einen Wert von 0,801. Der erste Wert der partiellen Autokorrelation ist mit 0,919 genauso hoch wie bei der Autokorrelation. Die partielle Autokorrelationsfunktion fällt jedoch danach sehr stark ab. Für Buscher ist dies das typische Bild von nicht-stationären Zeitreihen (2012, S. 144). Dieser Hinweis auf Nicht-Stationarität wird auch durch den Panel-Einheitswurzeltest bestätigt. Der Panel-Einheitswurzeltest nach Levin, Lin und Chu verwendet die Nullhypothese, dass alle Reihen nicht stationär sind (Schindler & Winker, 2012, S. 242). Die Nullhypothese kann nicht verworfen werden. Mit einer Differenzenbildung werden die Überrenditen in stationäre Zeitreihen überführt (Buscher, 2012, S. 144; Schröder, 2012a, S. 18). In den Paneldatenanalysen werden damit die ersten Differenzen der Überrenditen erklärt.

In den, auf die Anwendbarkeitsprüfung nachfolgenden, Paneldatenanalysen des IANM ist die erklärte Variable die Veränderung der Beta-Korrektur zum vorherigen Handelstag. Die Veränderung der Beta-Korrektur ist die Differenzenfunktion. Somit ist für alle Paneldatenanalysen die erklärte Variable eine Differenzenfunktion.

Die Differenzenfunktionen für die Überrenditen und die Beta-Korrekturen sind stationär. Der Durbin-Watson-Test weist einen Wert von jeweils ungefähr 2,3 aus, sodass der Test auf negative Autokorrelation in erster Ordnung hindeutet (Brooks, 2014, S. 196; Kähler, 2012, S. 77–78). Die Beta-Korrekturen können einen ARIMA(p, d, q)-Prozess bilden, wobei p und q jeweils die Ordnungen des AR-Teils und des MA-Teils bezeichnen und d die Differenzenordnung ist. Mit der Differenzenfunktion der Beta-Korrektur als erklärte Variable ist die Differenzenordnung gleich eins. Ein ARIMA(p, 1, q)-Prozess wird auch integrierter ARMA(p, q)-Prozess genannt (Hartung, Elpelt & Klösener, 2002, S. 684; Shumway & Stoffer, 2019, S. 99–100). Es stellt sich die Frage, welche Ordnungen p für den AR-Prozess und q für den MA-Prozess geeignet

sind, um den Zeitverlauf möglichst gut abzubilden. Beispielsweise passen Poterba und Summers in ihrer Untersuchung zum Mean-Reversion-Effekt einen ARMA(1, 1)-Prozess an die Aktienkurse an (1987, S. 8). Die Parameter p und q können mit den empirischen Autokorrelationen und den empirischen partiellen Autokorrelationen festgelegt werden. Während der erste Koeffizient der empirischen Autokorrelationsfunktion den Wert -0.162 annimmt und die Autokorrelationsfunktion dann exponentiell abfällt, fällt die empirische partielle Autokorrelation nach dem ersten Koeffizienten von -0.162 stark ab, was für einem AR(1)-Prozess der Differenzenfunktion der Beta-Korrektur spricht (Hartung et al., 2002, S. 686–687; Shumway & Stoffer, 2017, S. 96–99). Ohne Berücksichtigung des AR(1)-Prozesses könnten die Schätzwerte der Standardfehler der Regressionskoeffizienten verzerrt geschätzt werden (Brooks, 2014, S. 199).

Um mit den Schätzwerten der Regressionsparameter gültige Aussagen für die Parameter der Grundgesamtheit treffen zu können, müssen die Residuen bzw. die Werte des Störterms normalverteilt sein (Brooks, 2014, S. 91). Von Jarque und Bera wurde ein Normalverteilungstest entwickelt, der sowohl für die Beobachtungen als auch für die Residuen anwendbar ist (1987, S. 165–167). Für den Jarque-Bera-Test der Residuen-Verteilung werden sowohl die Schiefe als auch der Exzess bestimmt. Die Schiefe ist das standardisierte dritte zentrale Moment (Hartung et al., 2002, S. 118) und charakterisiert die Richtung und die Größenordnung der Abweichung der Residuen-Verteilung von der Normalverteilung (Hartung et al., 2002, S. 47–48). Der Exzess ist das standardisierte vierte zentrale Moment und gibt an, wie stark die Wölbung der Residuen-Verteilung von der Normalverteilung abweicht (Hartung et al., 2002, S. 118). Wenn die Schiefe und der Exzess der Residuen-Verteilung wesentlich von null verschieden sind, dann deutet dies auf eine wesentliche Abweichung der Residuen-Verteilung von der Normalverteilung hin (Hartung et al., 2002, S. 49). Die Prüfgröße des Jarque-Bera-Tests berechnet sich aus der gewichteten Summe von Schiefe und Exzess (Jarque & Bera, 1987, S. 167). Für die Prüfgröße des Jarque-Bera-Tests wird bei einer Regression der Differenzenfunktion der Beta-Korrektur mit der Regressionskonstante und dem AR(1)-Term der Wert $3,33 \cdot 10^{10}$ mit einem p -Wert gleich null ausgewiesen. Die Annahme einer Normalverteilung ist somit abzulehnen. Die Residuen haben eine Schiefe von $-2,15$ und sind damit linksschief verteilt. Die Kurtosis, die gleich dem Exzess plus drei ist, hat einen Wert von $1.304,47$. Die Residuen-Verteilung ist somit stark steilgipflig bzw. leptokurtisch.

Brooks hält querschnitts-korrelierte Residuen in Panelregressionen für einen in der Praxis häufig vorkommenden Fall (2014, S. 550). Dies trifft auch für diese Studie zu und wird durch den

Breusch-Pagan Lagrange-Multiplier Test bestätigt. Die Nullhypothese des Heteroskedastizität-Likelihood-Ratio Tests, dass die Residuen homoskedastisch verteilt sind, ist sowohl für den Querschnitt wie auch für den Längsschnitt abzulehnen. Wenn Heteroskedastizität und Autokorrelation in den Residuen vorliegen, dann sind die Schätzwerte für die Regressionskoeffizienten weiterhin erwartungstreu und konsistent. Sie approximieren die wahren Parameterwerte in der Grundgesamtheit. Die Standardfehler der Regressionskoeffizienten werden jedoch verzerrt geschätzt, was zu fehlerhaften Aussagen bezüglich der Signifikanz der Regressionskoeffizienten führt (Brooks, 2014, S. 199; Kähler, 2012, S. 86–88; Wooldridge, 2010, S. 60).

Um diesen Problemen zu begegnen, werden die Standardfehler der Regressionskoeffizienten mit dem robusten „White period“-Verfahren bestimmt. Das in EViews implementierte „White period“-Verfahren ist weitgehend unempfindlich bezüglich der Abweichung der Residuen von der Normalverteilung und berücksichtigt dabei im Querschnitt geclusterte serielle Korrelation und beliebige bzw. nicht näher spezifizierte Heteroskedastie der Residuen (IHS Global Inc., 2019, S. 993).

Das Bestimmtheitsmaß gibt den Anteil an der Gesamtvariabilität der anomalen Rendite an, der durch die Regression erklärt wird (Kähler, 2012, S. 39–40). Um Überparametrisierung zu vermeiden, berücksichtigt das bereinigte Bestimmtheitsmaß in einer Straffunktion die Abnahme der Freiheitsgrade durch die Aufnahme zusätzlicher Parameter in die Regressionsgleichung (Kähler, 2012, S. 40–42).

1.2.4 Statistische Kenngrößen

Folgende Signifikanzniveaus werden als Wahrscheinlichkeit für einen Fehler erster Art bzw. der Ablehnung einer richtigen Nullhypothese festgelegt (Kähler, 2012, S. 46):

- 10 % bezeichnet als „schwach signifikant“,
- 5 % bezeichnet als „signifikant“,
- 1 % bezeichnet als „sehr signifikant“ und
- 0,1 % bezeichnet als „hoch signifikant“.

Mit den Panelregressionen werden die Schätzer für die Regressionskonstante, die Dummy-Variablen und ggf. weitere exogene Variablen sowie die zugehörigen Werte des t-Test als

Prüfgröße für die Signifikanz der einzelnen Schätzer ermittelt. Der Wert der Prüfgröße berechnet sich für den t-Test als Differenz des Schätzwerts und des Mittelwerts des Koeffizienten, die durch die Standardabweichung des Schätzwerts geteilt wird. Die Prüfgröße wird mit dem kritischen Wert der t-Verteilung verglichen (Brooks, 2014, S. 100–101). Für eine Prüfung von der Variablen auf null reduziert sich die Prüfgröße auf den Quotienten von Schätzwert und Standardabweichung des Schätzwerts (Brooks, 2014, S. 110–111). Damit ein Schätzer als zumindest schwach signifikant beurteilt wird, ist das Erreichen eines Signifikanzniveaus von 10 % erforderlich. Erreicht ein Schätzer diese Schwelle nicht, wird er als nicht signifikant bezeichnet.

Wenn zwei Modelle miteinander verglichen werden, wird demjenigen Modell der Vorzug gegeben, bei dem das Informationskriterium von Akaike (AIC) den kleineren Wert annimmt. Das AIC ist die negative Log-Likelihood Funktion ergänzt um einen Strafterm für zusätzliche Parameter. Je besser sich ein Modell an die zugrundeliegenden Daten anpasst, desto kleiner ist die negative Log-Likelihood Funktion. Umso weniger Parameter in dem Modell enthalten sind, desto kleiner wird der Strafterm. Das Informationskriterium berücksichtigt somit Anpassungsgüte und Sparsamkeit. Neben dem Informationskriterium von Akaike wird häufig auch das Informationskriterium von Schwarz und das Informationskriterium von Hannan-Quinn verwendet. Das Informationskriterium von Schwarz ist stark konsistent und das Hannan-Quinn Informationskriterium ist konsistent, d. h. die Informationskriterien identifizieren mit einer gegen unendlich ansteigende Anzahl von Beobachtungen das wahre Modell. Im Gegensatz dazu ist das AIC nicht konsistent und neigt zu einer Überparametrisierung. Dafür ist es aber effizient, das heißt der Prognosefehler ist minimal (Brooks, 2014, S. 275–276; Kähler, 2012, S. 61–62). In der Studie wird dem AIC der Vorzug gegeben, da die Anzahl der Veröffentlichungszeitpunkte im Vergleich zu der Gesamtzahl der Beobachtungen klein ist, wodurch die Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen nahe Null liegen und das Informationskriterium von Schwarz Schwierigkeiten hat, das korrekte Modell zu identifizieren, wenn die richtigen Parameter sehr klein sind (Schröder, 2012a, S. 371).

Mit dem AIC lassen sich zwei Modelle miteinander bezüglich ihrer Anpassungsgüte vergleichen. Der Absolutwert des AIC für sich allein hat jedoch keine Aussagekraft.

Das Bestimmtheitsmaß ist der Anteil, der durch die Regression erklärten Variabilität, an der Gesamtvariabilität. Dieser Anteil ist gleich dem Quotienten von quadrierten Residuen und der quadrierten Abweichung der abhängigen Variablen von ihrem Mittelwert. Als ein Maß für die Anpassungsgüte wird das adjustierte bzw. das bereinigte Bestimmtheitsmaß verwendet. Das

adjustierte Bestimmtheitsmaß geht aus dem Bestimmtheitsmaß hervor, indem der Zähler und der Nenner des Quotienten durch die jeweiligen Freiheitsgrade dividiert werden. Mit dieser Korrektur wird erreicht, dass mit der Hinzunahme eines Parameters nicht automatisch die Anpassungsgüte ansteigt oder mindestens gleich bleibt (Kähler, 2012, S. 39–41). Das adjustierte Bestimmtheitsmaß wirkt damit auch wie ein sehr weiches Informationskriterium, das jedoch zur Überparametrisierung neigt (Brooks, 2014, S. 155). Mit dem bereinigten Bestimmtheitsmaß kann die Stärke der Reaktionen auf verschiedene Informationsarten miteinander verglichen werden. In dieser Studie soll aber insbesondere ermittelt werden, ob die Informations-Dummy-Variablen einen statistisch signifikanten Erklärungsbeitrag zu der abhängigen Variablen leisten. Daher wird gefordert, dass das sparsamste bzw. das angepasste Modell eine höhere Anpassungsgüte besitzt als ein Modell ganz ohne Informations-Dummy-Variablen. Im Ergebnis wird das adjustierte Bestimmtheitsmaß in erster Linie als Gegenprüfung des AIC hinsichtlich einer möglichen Überparametrisierung des mit dem AIC identifizierten Modell eingesetzt.

1.3 Verfahren zur Bestimmung einer optimalen Modellstruktur

Im empirischen Teil soll statistisch nachgewiesen werden, ob unter bestimmten Bedingungen die Veröffentlichung von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen mit einer Änderung der Beta-Korrektur korreliert. Die Bedingungen können dabei zeitversetzte Reaktionen im Sinne von Lags oder Leads oder auch andere unabhängige Einflussgrößen sein. Zu Beginn der empirischen Untersuchungen sind die Meldungsarten, die definierten Bedingungen und die konkreten Einflussgrößen, die mit der Änderung der Beta-Korrektur korrelieren, nicht bekannt bzw. es kann auch nicht gesagt werden, ob eine Korrelation existiert. Damit besteht die Herausforderung für jede Meldungsart die richtige Modellstruktur zu finden. Für die Suche nach der optimalen Modellstruktur wurden in der wissenschaftlichen Literatur verschiedene Verfahren vorgeschlagen, wobei sich kein Verfahren als überlegen herausgestellt hat (Schröder, 2012a, S. 369–371). Ein Verfahren zur Bestimmung einer adäquaten Modells wird zunächst ein allgemeines Modell mit sämtlichen potenziell relevanten Variablen aufgestellt. Das allgemeine Modell soll keine Spezifikationsfehler zeigen und wird so lange schrittweise vereinfacht, bis ein möglichst sparsames und wohlspezifiziertes Modell gefunden wird. Mit jedem Vereinfachungsschritt wird das Modell mit statistischen Tests auf Spezifikationsfehler

geprüft. Dieses Verfahren wird als „General-to-specific“-Ansatz bezeichnet (Campos Julia, Ericsson Neil R. & Hendry David F., 2005, S. 15; Hendry David F., 1980, S. 402) und für diese Studie gewählt. Zunächst wird ein Regressionsmodell mit mehreren Variablen aufgestellt. Diese Variablen können zeitversetzte Informations-Dummy-Variablen, Ungleichgewichts-Zustandsvariablen, weitere Risikofaktoren oder Produkte aus den Informations-Dummy-Variablen und Ungleichgewichts-Zustandsvariablen oder auch Produkte aus den Informations-Dummy-Variablen und den weiteren Risikofaktoren sein. Ausgehend von diesem allgemein definierten Modell werden mit t-Tests sukzessiv insignifikante Variablen entfernt. Wegen ihrer eigenen inhaltlichen Bedeutung jedoch nicht die Regressionskonstante.

Die Regressionskonstante ist weder von der Aktie i noch von dem Handelstag t abhängig. Die Regressionskonstante wird als über das gesamte Panel konstant angenommen. Sie lässt sich als zeitstetige Zunahme oder Abnahme der Beta-Korrektur von allen Aktien interpretieren. Unabhängig von statistischer Signifikanz verbleibt die Regressionskonstante in dem Modell.

Aus der Modellgleichung werden sukzessiv so lange insignifikante Dummy-Variablen entfernt, bis entweder keine Informations-Dummy-Variable mehr vorhanden ist, und sich die Meldungsart damit als nicht signifikant herausstellt, oder alle noch in dem Modell verbliebenen unabhängigen Variablen zumindest schwach signifikant sind (wieder ohne Berücksichtigung der Regressionskonstante). Wenn dann noch mehrere signifikante Dummy-Variablen in dem Modell vorhanden sind, wird das AIC des Modells mit den AICs von sämtlichen reduzierten Modellen, die weniger Dummy-Variablen enthalten, verglichen. Für das Modell mit dem kleinsten AIC werden, falls vorhanden, wieder mit t-Tests sukzessiv insignifikante Variablen entfernt. Das Modell wird ausgewählt, wenn es ein kleineres AIC und größeres adjustiertes Bestimmtheitsmaß ausweist als ein Modell, welches keine Informations-Dummy-Variablen, aber ggf. zusätzliche Einflussgrößen enthält. Das beschriebene Verfahren ist in der folgenden Abbildung als Flussdiagramm dargestellt, wobei n für die Anzahl der in dem Modell enthaltenen Informations-Dummy-Variablen steht, p den p -Wert angibt, und $\text{adj. } R^2$ das bereinigte Bestimmtheitsmaß bezeichnet.

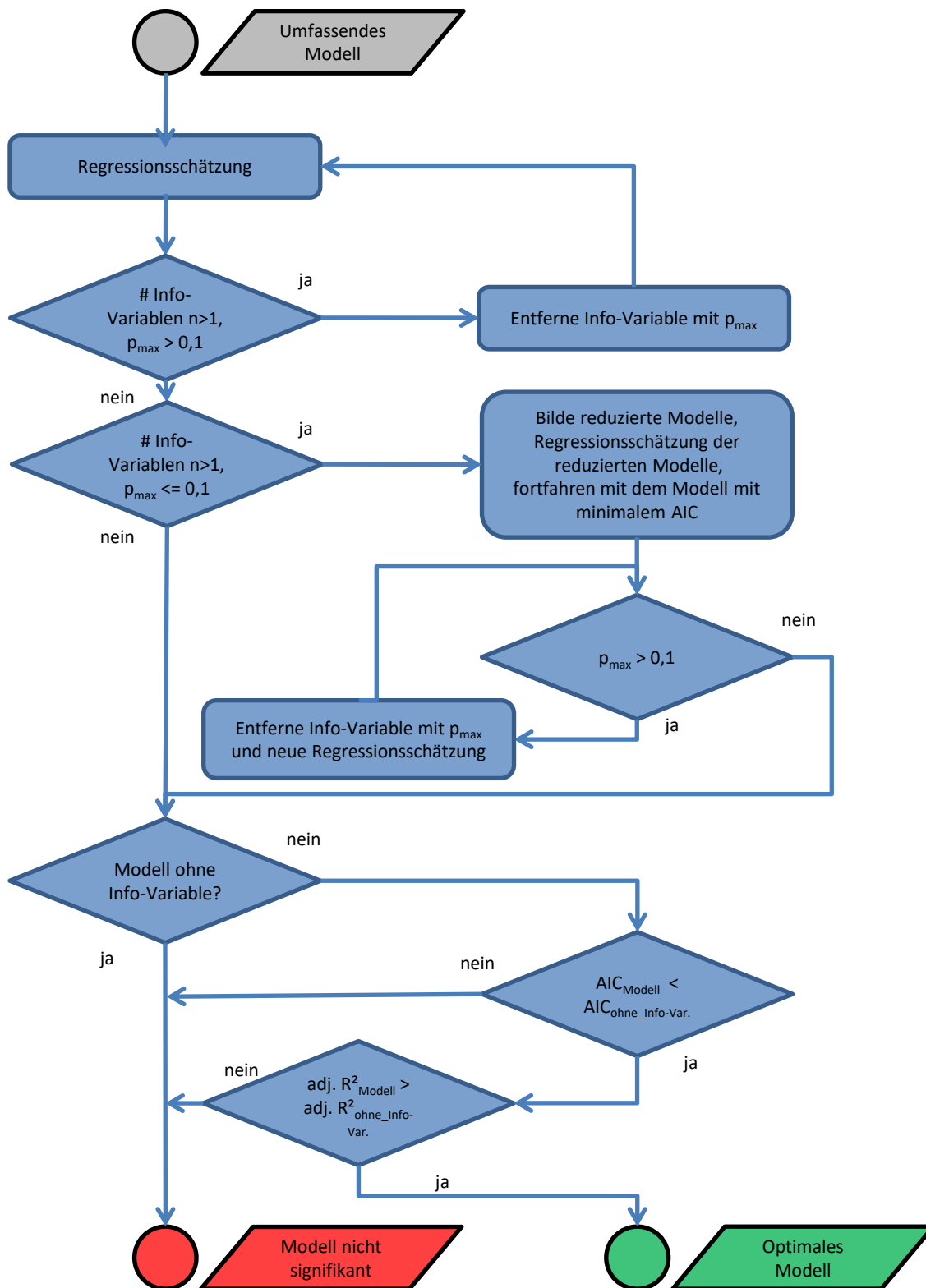


Abbildung 9: Flussdiagramm Modellauswahl (Quelle: eigene Darstellung)

Der Algorithmus zur Modellauswahl wird für den gesamten Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2019 durchgeführt. Ein Modell soll nur dann als statistisch signifikant und wohlspezifiziert beurteilt werden, wenn es folgende Bedingungen erfüllt:

- In dem Zeitraum von 2013 bis 2019 sind alle in dem Modell enthaltenen Informations-Dummy-Variablen oder Produkte mit Informations-Dummy-Variablen zumindest schwach signifikant.
- Das Modell hat das höchste adjustierte Bestimmtheitsmaß im Vergleich zu Modellen mit weniger oder keiner Informations-Dummy-Variablen.
- Das Modell hat den kleinsten Wert für das AIC im Vergleich zu Modellen mit weniger oder keiner Informations-Dummy-Variablen.
- An ein Modell wird weiterhin die Anforderung der zeitlichen Robustheit gestellt. Von einer zeitlichen Robustheit soll ausgegangen werden, wenn folgende Bedingungen gegeben sind:
 - Für mindestens ein einzelnes Jahr innerhalb des Untersuchungszeitraums müssen alle in dem Modell vorhandenen Informations-Dummy-Variablen oder Produkte mit Informations-Dummy-Variablen statistisch mindestens schwach signifikant sein und die gleichen Vorzeichen wie die entsprechenden Variablen des Zeitraums von 2013 bis 2019 besitzen.
 - Wenn in dem Modell weitere, für den gesamten Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2019 statistisch zumindest schwach signifikante, Zustandsvariablen oder Risikofaktoren enthalten sind, dann müssen für ein einzelnes Jahr innerhalb des Untersuchungszeitraums alle Variablen das gleiche Vorzeichen wie die entsprechenden Variablen des Zeitraums von 2013 bis 2019 besitzen und weiterhin muss in dem einzelnen Jahr mindestens eine dieser Variablen statistisch zumindest schwach signifikant sein.

Da die Regressionskonstante aufgrund ihrer inhaltlichen Bedeutung nicht bei der sukzessiven Eliminierung von statistisch nicht signifikanten Modellvariablen berücksichtigt wird und somit unabhängig von ihrer statistischen Signifikanz in der Modellstruktur verbleibt, werden auch keine Anforderungen an die zeitliche Robustheit gestellt. Wenn ein Modell zeitlich robust ist, und für mindestens ein einzelnes Jahr sowohl die Konstante als auch die Koeffizienten jeweils dasselbe Vorzeichen wie die entsprechenden Variablen des Untersuchungszeitraums besitzen und die Konstante und die Koeffizienten alle statistisch zumindest schwach signifikant sind, dann wird auch die Regressionskonstante als zeitlich robuste Modellvariable angesehen.

Wenn die zeitliche Robustheit gegeben ist, wird das ausgewählte Modell als wohlspezifiziert und statistisch signifikant beurteilt. Die Ergebnisse der Paneldatenanalyse werden im Kapitel Ergebnisse erläutert sowie als Tabelle im Anhang ausgewiesen.

Wenn die oben beschriebenen Bedingungen nicht alle erfüllt sind, wird das Modell als nicht signifikant oder überparametrisiert betrachtet. Dann werden die Analyseergebnisse für das Modell mit der letzten noch in dem Modell verbliebenen Informations-Dummy-Variablen im Kapitel Ergebnisse beschrieben und ebenfalls als Tabelle im Anhang ausgewiesen.

1.4 Verallgemeinerung des IANM

Für die empirische Untersuchung wird das IANM modifiziert und verallgemeinert. Wie in der Konklusion des theoretischen Teil dargestellt, kann in dem BAPM das zugrundeliegende CAPM durch das best-beta CAPM ausgetauscht werden. Dementsprechend wird auch die erklärte Variable des IANM nicht basierend auf dem CAPM, sondern basierend auf dem best-beta CAPM ermittelt. Die erklärte Variable des IANM wird nicht mit der Methode der kleinsten Quadrate, sondern mit analytisch bestimmten best-beta CAPM-Betafaktoren berechnet.

Für die erklärte Variable des IANM wird vorab empirisch geprüft, ob die Definitionsgleichung von Shefrin und Statman (1994, S. 342), oder der von Ramiah und Davidson für das IANM verwendete Behavioral Error (2007, S. 212) eine bessere Übereinstimmung mit den empirischen Daten ergibt. Da die Beta-Korrektur allgemeiner definiert ist, und den Behavioral Error als Spezialfall beinhaltet, wird in den folgenden Ausführungen die erklärte Variable des IANM als Beta-Korrektur bezeichnet.

In dem IANM werden alle Veröffentlichungszeitpunkte von unternehmensspezifischen Informationen gleichbehandelt. Die Meldungen werden inhaltlich nicht bewertet, insbesondere wird nicht zwischen „guten“ und „schlechten“ Meldungen unterschieden (Ramiah & Davidson, 2007, S. 210). Gemäß der neoklassischen Effizienzmarkthypothese bewirken ausschließlich neue und unerwartete Informationen eine Änderung des fundamental angemessenen Wertpapierpreises (Mankiw & Taylor, 2016, S. 781; Mishkin, 2019, S. 205). Die publikationspflichtigen Unternehmensmeldungsarten haben verschiedene Eigenschaften und unterscheiden sich beispielsweise darin, ob sie zeitlich unerwartet sind. Eine Insiderinformation bzw. Ad-hoc-Mitteilung wird beispielsweise überraschend kommuniziert, während mit einer Hinweisbekanntmachung über die Veröffentlichung eines Jahresfinanzberichts vorab unterrichtet wird. Möglicherweise könnten Meldungsarten auch einen tendenziell positiven oder negativen Informationsgehalt besitzen. So könnte vermutet werden, dass beispielsweise Netto-Leerverkäufe in publikationspflichtiger Größenordnung tendenziell die Kurse negativ beeinflussen. Das IANM

gibt keinen Aufschluss darüber, welche Arten von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen mit ihrer Veröffentlichung zu Anomalien führen, und ob die Anomalien je nach Meldungsart verschieden stark ausgeprägt sind. Für die empirische Untersuchung werden die Voraussetzungen des IANM gelockert, die Unternehmensmeldungen in verschiedene Arten eingeteilt und die Analysen für jede Unternehmensmeldungsart separat durchgeführt.

Fama stellt fest, dass eine wachsende Anzahl von Publikationen zu dem Ergebnis gelangt, dass sich Wertpapierpreise nur langsam an neue Informationen anpassen (1998, S. 284). Dieses Phänomen einer verzögerten Kursanpassung wird Gewinnankündigungsdrift genannt (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 122) und steht im Widerspruch zu einer sofortigen Preis Anpassung mit Bekanntgabe von Informationen. Die Gewinnankündigungsdrift wird durch Konservatismus hervorgerufen. Als Konservatismus wird die Einstellung von Personen bezeichnet, bei einer Informationsbekanntgabe ihre eigenen Erwartungen und Ansichten nicht anzupassen. Eine Gewinnankündigungsdrift führt zu weiter steigenden Preisen nach positiven Meldungen und weiter fallenden Preisen nach negativen Meldungen aufgrund einer schrittweisen Anpassung der konservativen Einschätzung (Daxhammer und Facsar, 2017, S. 224-225).

Röckemann untersucht die Renditeentwicklung nach Anlageempfehlungen von Börseninformationsdiensten am deutschen Aktienmarkt und stellt bis drei Tage nach einer Kaufempfehlung eine signifikante anormale Rendite von +0,55 % fest. Für Verkaufsempfehlungen ist eine negative anomale Rendite beobachtbar, die sich jedoch nicht statistisch belegen lässt (1995, S. 149). Auch zwei Tage vor einer Kaufempfehlung können anomale Renditen beobachtet werden, die für kleine Unternehmen stärker ausgeprägt sind. Aufgrund von der Unternehmensgröße unabhängiger Transaktionsvolumina kann auf einen Nachfrageeffekt geschlossen werden. Die Zeitspanne zwischen Redaktionsschluss und Eintreffen der Börsenbriefe bei der Leserschaft ist jedoch zu groß, um anzunehmen, dass neue Informationen transportiert werden (Röckemann, 1995, S. 194). Daher lassen sich die beobachteten positiven anomalen Renditen vor Kaufempfehlungen und negativen anomalen Renditen vor Verkaufsempfehlungen möglicherweise auf Anpassungen der Erwartungen bezüglich der Fundamentalwerte zurückführen, die von Börseninformationsdiensten an die Leser weitergegeben werden (Röckemann, 1995, S. 193).

Die Effizienzmarkthypothese unterscheidet eine Information danach, ob sie aus historischen Kursen besteht, öffentlich zugänglich oder privat ist. Zu privaten Informationen, die den Wertpapierkurs beeinflussen können, haben nur bestimmte Personen exklusiven Zugang (Black,

1986, S. 532). Diese Personen, die von Klug als „informierte Trader“ bezeichnet werden, nutzen die private Informationen entweder als illegale Insiderinformationen oder sie haben die Informationen durch legale und kostenproduzierende Analysen erlangt (2014, S. 20). Nach French und Roll beeinflussen öffentliche Informationen die Wertpapierpreise sofort mit ihrer Bekanntgabe, während private Informationen vor ihrer Veröffentlichung durch Handelsaktivitäten enthüllt werden. Die meisten Informationen stellen jedoch keine private oder öffentliche Informationen in Reinform dar, sondern liegen in einem Kontinuum zwischen diesen beiden Ausprägungen (1986, S. 9). Wenn private Informationen vor ihrer Veröffentlichung vorhanden sind, dann werden sie möglicherweise als Insiderinformationen von informierten Tradern für Handelsaktivitäten genutzt. Die beschränkt rationalen Trader könnten eine Handelsstrategie anwenden, bei der dann die informierten Trader imitiert werden. Starke Kursänderungen im Vorfeld von unangekündigten Informationen wie beispielsweise Ad-hoc-Mitteilungen könnten ein Indiz für die Nutzung von privaten Informationen bzw. von verbotenen Insiderhandel sein. Vor der Veröffentlichung einer Information können die Wertpapierkurse auch durch Spekulation beeinflusst werden. Klug definiert „Spekulanten“ als Personen, die bei ihren Anlageentscheidungen eine risikoadjustierte positive Wertpapierrendite antizipieren (2014, S. 20).

Die obigen Ausführungen lassen Handelsaktivitäten vermuten, die in einem Zeitraum von wenigen Tagen um das Veröffentlichungsdatum herum stattfinden. Eine Annahme des IANM ist, dass die Information-Trader nur ein Wertpapier handeln, wenn für dieses Unternehmen am gleichen Tag eine Information bekanntgegeben wird (Ramiah & Davidson, 2007, S. 210). Für die empirische Untersuchung werden die Voraussetzungen des IANM gelockert und angenommen, dass bis zu drei Tagen vor und bis zu drei Tagen nach Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen Reaktionen möglich sind.

Nach Harvey et al. (2016, S. 9) erklärt ein Risikofaktor die im Zeitverlauf nicht vorhersehbaren Renditen der Wertpapiere. Ein Risikofaktor korreliert damit nicht nur mit der Rendite von einem Wertpapier, sondern korreliert gleichzeitig mit mehreren bis hin zu allen Wertpapieren im Markt. Die publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen sind nur kursrelevant für das betreffende Unternehmen. Damit sollte es keine direkte Korrelation der Meldung mit den Renditen von weiteren Unternehmen geben. Jedoch könnten weitere Korrelationen entstehen, wenn die Marktteilnehmer infolge der Meldung auch Renditeänderungen für andere Unternehmen annehmen. Beispielsweise könnten die Marktteilnehmer infolge einer Meldung

eines Ergebnisanstiegs eines Produktionsunternehmens aufgrund einer besonders starken Nachfrage vermuten, dass ein vergleichbares Wettbewerbsunternehmen ebenso von dem Nachfrageanstieg profitieren wird. Sie würden dann ihre Erwartungshaltung bezüglich der künftigen Wertpapierrenditen sowohl für das Unternehmen, von dem die Meldung bekanntgegeben wurde, wie auch für das Wettbewerbsunternehmen anpassen. Wenn in diesem Beispiel auch die Absatzmenge des Produktionsunternehmens ansteigt, dann werden eventuell auch mehr Vorprodukte benötigt, sodass weiterhin Zulieferunternehmen indirekt von dem Nachfrageanstieg profitieren könnten. Dann würden die Marktteilnehmer ihre Erwartungen bezüglich der Renditeänderungen auch für die Zulieferunternehmen anpassen. Das Beispiel kann analog auf Logistikunternehmen erweitert werden, die die Vorprodukte zu den Produktionsunternehmen und die Fertigprodukte an die Kunden liefern. Das Beispiel zeigt, dass eine Unternehmensmeldung für das betreffende Unternehmen wie auch für vergleichbare Wettbewerber Kaskaden von Erwartungshaltungsänderungen bezüglich der künftigen Renditen von weiteren Unternehmen, die an der Wertschöpfungskette beteiligt sind, auslösen könnte. Die publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen wären dann ein verhaltensökonomischer Risikofaktor. Ein anderer verhaltensmotivierter Effekt geht über die reine Korrelation hinaus. Pelzmann beschreibt das als „Co-Movement“ bezeichnete Phänomen einer marktweit gleichgerichteten Bewegung von beliebigen Aktien in Phasen des Aufschwungs und Abschwungs. Die Marktteilnehmer werden über die Präferenzen der anderen Marktteilnehmer orientiert und die massenpsychologische Dynamik synchronisiert ihrer Erwartungen und Handlungen. Unterschiede zwischen den Wertpapieren werden kaum noch wahrgenommen (2012, S. 297-298). Dieses Herdenverhalten kann Informationskaskaden auslösen, bei denen sich die Marktteilnehmer gegenseitig beobachten und ihre Entscheidungen möglicherweise auch unbewusst an den Aktivitäten von den anderen Akteuren ausrichten und diese auch imitieren, wenn ein vermeintlicher Informationsvorsprung der anderen Akteure angenommen wird. Co-Movement ist nicht nur eine stark positive Korrelation von Aktienkursen, sondern ist vielmehr das Resultat eines aufeinander bezogenem Verhalten der Marktteilnehmer (Franzen & Schäfer, 2018, S. 266).

Da eine Modellannahme des IANM ist, dass die Information-Trader nur in denjenigen Aktien handeln, für die unternehmensspezifische Informationen bekanntgegeben werden (Ramiah & Davidson, 2007, S. 210), kann das IANM keine Korrelationseffekte mit anderen Unternehmen quantifizieren und auch keine Aussage über eine Risikofaktor-Eigenschaft oder über ein mögliches Co-Movement treffen. Für die empirische Untersuchung werden die Voraussetzungen

des IANM gelockert, und angenommen, dass auch Reaktionen bei anderen Unternehmen, auf die sich die Meldung nicht bezieht, möglich sind.

Das Tangentialportfolio wird durch einen Punkt auf der Effizienzlinie repräsentiert und ist immer effizient. Während auch das, aus allen weltweiten Assets bestehende, fiktive Marktportfolio effizient ist, trifft diese Eigenschaft nicht unbedingt auch für andere kapitalmarktgewichtete Portfolios zu. In der folgenden Abbildung ist die Effizienzlinie dargestellt, die sich aus drei Wertpapieren ergibt. Zudem sind die Punkte eingezeichnet, die ein gleichgewichtetes und ein kapitalmarktgewichtetes Portfolio repräsentieren. In diesem Beispiel liegt das gleichgewichtete Portfolio näher an der Effizienzlinie als das kapitalmarktgewichtete Portfolio. Das global varianzminimale Portfolio ist der Übergang von der durchgezogenen Effizienzlinie zu dem gepunkteten unteren Hyperbelzweig der ineffizienten Portfoliogrenze.

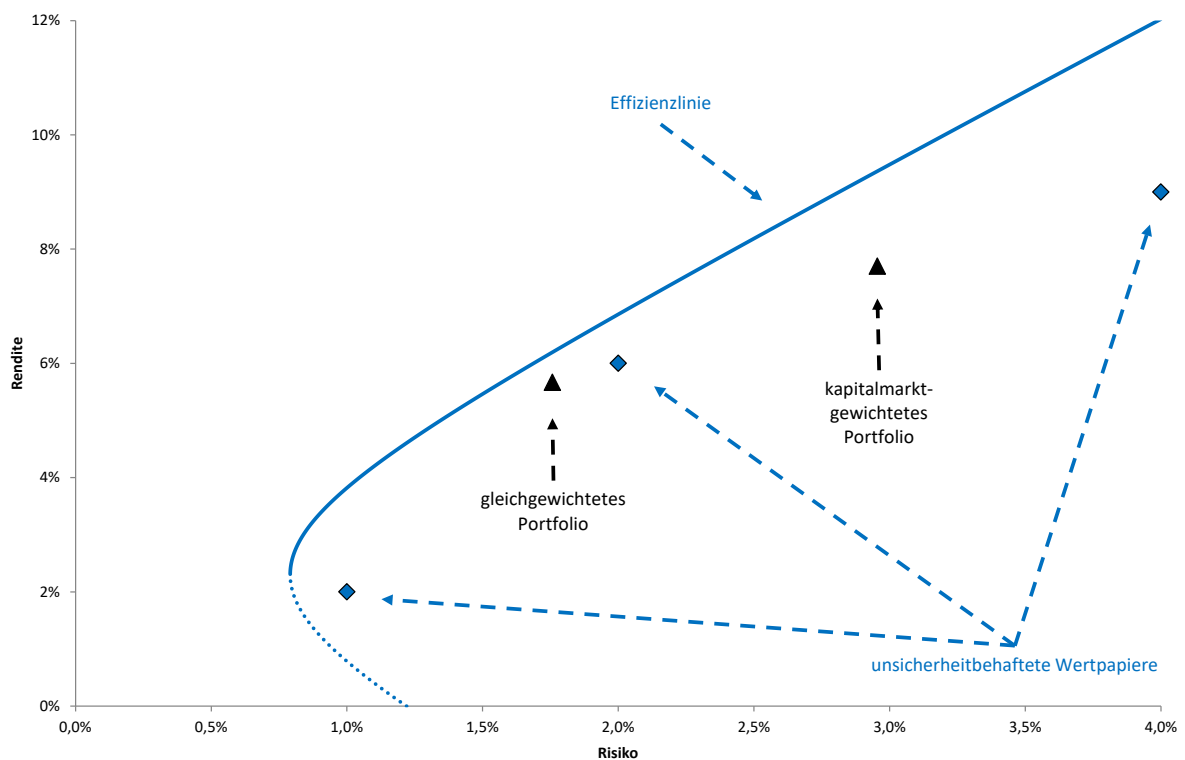


Abbildung 10: Effizienzlinie, gleichgewichtetes und kapitalmarktgewichtetem Portfolio aus drei Wertpapieren (Quelle: eigene Darstellung)

Für empirische Untersuchungen ist somit das endogen bestimmte Tangentialportfolio einem exogen vorgegebenem Index vorzuziehen, da der exogene Index selbst Ineffizienz beinhaltet, wenn der Index nicht auf der Effizienzlinie liegt.

Das effiziente Tangentialportfolio kann bestimmt werden, wenn der Zinssatz der sicheren Anlage kleiner als die Rendite des global varianzminimalen Portfolios ist. Dann ist der Markt im

neoklassischen Sinne effizient. Wenn der Zinssatz der sicheren Anlage mit der Rendite des global varianzminimalen Portfolios übereinstimmt oder größer ist, dann existiert das effiziente Tangentialportfolio nicht und der Markt ist nicht effizient (Merton, 1972, S. 1866-1868).

Problematisch erweist sich bei der Verwendung des effizienten Tangentialportfolios als endogen bestimmter Index bei empirischen Untersuchungen, dass beliebig hohe Renditesprünge des Index von einem Handelstag auf den nächsten entstehen können, ohne dass eine spürbare Veränderung der Marktsituation für die Marktbeobachter sichtbar ist. Dieser Effekt entsteht vor allem dann, wenn sich der Zinssatz für die sichere Anlage nahe, aber noch unterhalb, der Rendite des global minimalen Portfolios befindet. Mit steigendem Zinssatz der sicheren Anlage schmiegt sich die Gerade, die die Ordinate im Punkt der sicheren Anlage schneidet, immer stärker an den Hyperbelzweig der Effizienzlinie an. Der Punkt des effizienten Tangentialportfolios wandert auf der Hyperbel immer schneller nach rechts oben. Die Rendite und das Risiko des optimal strukturierten Portfolios können dabei in solchen Situationen jeweils höher bzw. größer sein als die maximale Rendite oder das maximale Risiko jedes einzelnen Wertpapiers in dem Portfolio. Dies ist möglich, wenn Leerverkäufe sowie Anteilsgewichte größer als eins zulässig sind. Für die in der empirischen Studie verwendeten Indizes sind Leerverkäufe und Anteilsgewichte größer als eins explizit zugelassen. Es wird dabei davon ausgegangen, dass Finanzakteure mit Leerverkäufen vertraut sind, da die Netto-Leerverkäufe eine publikationspflichtige Meldungsart sind.

In der folgenden Abbildung wird dargestellt, wie sich das global varianzminimale Portfolio und die Effizienzlinie mit Hinzunahme eines weiteren Wertpapiers verlagern und dabei die Rendite des global varianzminimalen Portfolios sinkt.

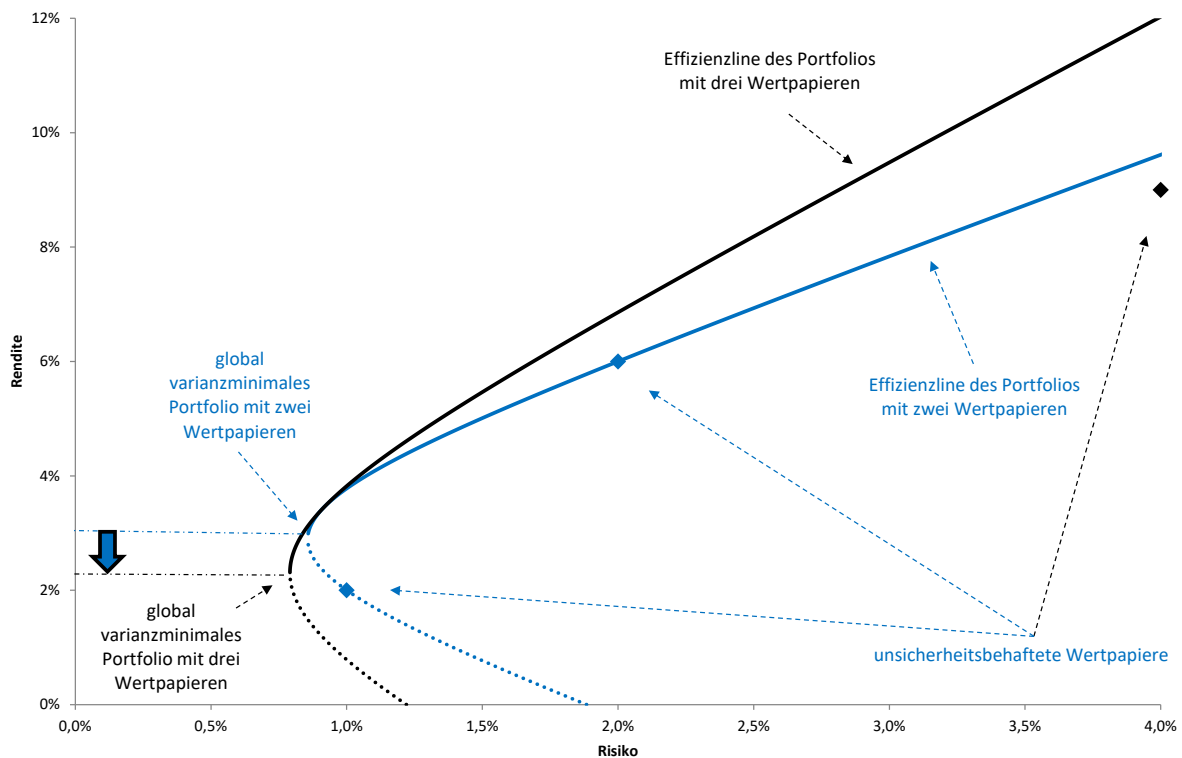


Abbildung 11: Verlagerung des global varianzminimalen Portfolios und der Effizienzlinie mit Hinzunahme eines weiteren Wertpapiers (Quelle: eigene Darstellung)

Wenn der Zinssatz der sicheren Anlage höher ist als die Rendite des global varianzminimalen Portfolios, dann existiert kein effizientes Tangentialportfolio (Merton, 1972, S. 1866-1868). In diesem Fall soll nicht ein willkürlicher Wert für die Rendite des Index-Portfolios ausgewählt, sondern eine regelbasierte, nachvollziehbar begründete Festlegung für den Wert getroffen werden. Auch wenn es kein effizientes Tangentialportfolio gibt, soll der Index die folgenden Prämissen erfüllen:

- Effizienz (Index-Portfolio soll immer auf der Effizienzlinie liegen),
- analytische Bestimmung von best-beta Betafaktoren und Anteilsgewichten
- unter Verwendung von Teilergebnissen der CAPM-Index-Berechnung.

In dem Rendite-Standardabweichungs-Diagramm schneidet die untere Gerade den unteren ineffizienten Hyperbelzweig, der in der folgenden Abbildung durch die gepunktete Linie dargestellt ist. Der Schnittpunkt ist ein Teilergebnis der analytischen CAPM-Index-Berechnung. Von diesem Punkt aus wird das Lot auf den oberen Hyperbelzweig gefällt. Dieser, auf die Effizienzlinie projizierte und damit effiziente Punkt soll den Marktindex im Ungleichgewichtszustand repräsentieren.

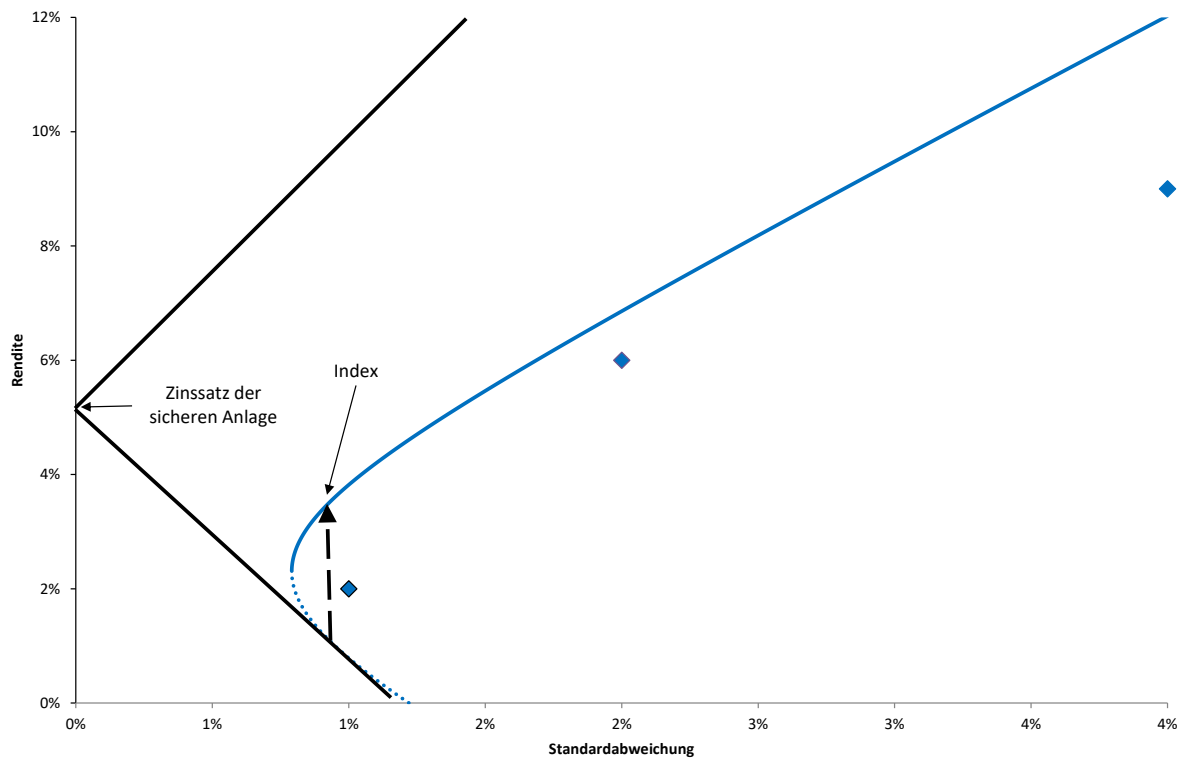


Abbildung 12: Konstruktion des kapitalmarkteffizienten Index im Ungleichgewichtszustand (Quelle: eigene Darstellung)

Wenn der Zinssatz der sicheren Anlage mit der Rendite des global varianzminimalen Portfolios übereinstimmt, dann schmiegt sich in dem Rendite-Standardabweichungs-Diagramm die Hyperbel der Portfoliogrenze mit höherem Risiko immer stärker an die beiden Geraden, die sich auf der Ordinatenachse in dem Punkt der sicheren Anlage schneiden, an. Auch für ein gegen unendlich strebendes Risiko gibt es keinen Schnittpunkt der Portfoliogrenze mit den Geraden. In diesem Sonderfall kann keine Aussage über eine möglichst gute Anteilsgewichtung getroffen werden. Daher wird eine naive bzw. gleichgewichtige Anteilsgewichtung vorgegeben. In dieser speziellen Situation wird nicht mehr gefordert, dass der Index auf der Effizienzlinie liegt. An dieser Stelle kann vorweggenommen werden, dass an keinem Handelstag innerhalb der Untersuchungsperiode die Rendite des global varianzminimalen Portfolios mit dem Zinssatz der sicheren Anlage übereinstimmte.

2 Ergebnisse

2.1 Anwendbarkeit des Generalized Information-Adjusted Noise Model

2.1.1 Test der CAPM-Gleichgewichtsgleichung

Wenn der Aktienmarkt im neoklassischen Sinne informationseffizient wäre, dann würde für jede Aktie die CAPM-Gleichgewichtsgleichung gelten. Die anomale Rendite und damit auch die Beta-Korrektur wären gleich null. Daher wird zuerst die Gültigkeit der CAPM-Gleichgewichtsgleichung getestet.

$$\Delta(r_{it} - r_{ft}) = c + \gamma \Delta(\beta_{it}^{\text{CAPM}}(r_{It} - r_{ft})) + \text{AR}(1) + \varepsilon_{it} \quad (80)$$

mit

- r_{it} erwartete Rendite von Aktie i zum Zeitpunkt t ,
- r_{ft} sichere Rendite von Aktie i zum Zeitpunkt t ,
- r_{It} erwartete Rendite des Index-Portfolios zum Zeitpunkt t ,
- c Regressionskonstante (soll gleich Null sein),
- β_{it}^{CAPM} CAPM-Betafaktor von Aktie i zum Zeitpunkt t ,
- γ Regressionskoeffizient (soll gleich Eins sein),
- AR(1) Autoregression in der ersten Ordnung und
- ε_{it} Störgröße von Aktie i zum Zeitpunkt t .

Da das Produkt aus dem Betafaktor und der Überrendite des Index nicht geschätzt wird, sondern die erklärende Variable ist, sollte γ genau gleich Eins sein. Die Regressionskonstante c ist nicht Bestandteil der CAPM-Gleichgewichtsgleichung und sollte daher Null annehmen. Die Änderung der Überrendite zeigt eine Autokorrelation 1. Ordnung. Um dies zu beheben und die statistische Güte zu erhöhen, wird ein AR(1)-Term ergänzt. In der Anlage I werden die geschätzten Koeffizienten ausgewiesen.

Die für die Regressionskonstante c sowie den Koeffizienten γ geschätzten Werte liegen sehr nahe bei den theoretisch erwarteten Werten $c = 0$ und $\gamma = 1$. Für den gesamten Beobachtungszeitraum von 2013 – 2019 weicht der Koeffizient γ in der zweiten Nachkommastelle und die Regressionskonstante c erst in der fünften Nachkommastelle von den theoretischen Werten ab. Allerdings ist diese Abweichung hoch signifikant, was an dem t-Wert für die Konstante c sowie dem Wert des Wald-Tests für den Regressionskoeffizienten γ zu ersehen ist. Auch für die einzelnen Jahre werden von den theoretischen Werten abweichende Werte gezeigt und

die Regressionskonstante c ist in jedem Jahr signifikant ungleich null. Die beste Annäherung an die Theorie wird für das Jahr 2018 ausgewiesen.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse, dass die CAPM-Gleichgewichtsgleichung die Wertpapierrendite zu einem großen Teil erklären kann. Jedoch deuten die hochsignifikanten Werte der Prüfgrößen sowohl für die Regressionskonstante als auch den Koeffizienten darauf hin, dass das CAPM wahrscheinlich nicht ausreichend spezifiziert ist und wichtige Variablen in dem Modell ausgelassen sind. Eine vollumfängliche Informationseffizienz im neoklassischen Sinn kann für das CAPM nicht bestätigt werden.

2.1.2 Test der best-beta CAPM-Gleichgewichtsgleichung

Für den Test der Gültigkeit der best-beta CAPM-Gleichgewichtsgleichung wird dieselbe Gleichung (80) wie bei dem Test der Gültigkeit des CAPM verwendet, nur dass die CAPM-Betafaktoren durch best-beta CAPM-Betafaktoren ersetzt werden.

$$\Delta(r_{it} - r_{ft}) = c + \gamma \Delta \left(\beta_{it}^{\text{best-beta CAPM}} (r_{it} - r_{ft}) \right) + \text{AR}(1) + \varepsilon_{it} \quad (81)$$

mit den gleichen Bezeichnungen wie Gleichung (80) und

$\beta_{it}^{\text{best-beta CAPM}}$ best-beta CAPM-Betafaktor von Aktie i zum Zeitpunkt t .

Die **Fehler! Verweisquelle konnte nicht gefunden werden.** zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse. Für den gesamten Beobachtungszeitraum von 2013 – 2019 weicht der Koeffizient γ in der sechsten Nachkommastelle und die Regressionskonstante c erst in der siebten Nachkommastelle den theoretisch erwarteten Werten $c = 0$ und $\gamma = 1$ ab. Jedoch haben die Abweichungen eine hohe Signifikanz, was an dem t-Wert für die Konstante c und der Prüfgröße des Wald-Tests für den Koeffizienten γ zu ersehen ist. Auch für die einzelnen Jahre stimmen die Koeffizientenschätzer nicht mit den theoretisch erwarteten Werten überein. Im Jahr 2016 ist die Abweichung der Konstante c von null statistisch nicht signifikant.

Das best-beta CAPM erklärt die Wertpapierrendite sehr viel besser als das CAPM. Dies zeigen einerseits die geschätzten Koeffizienten, die beim best-beta CAPM weniger stark von den theoretisch erwarteten Werten abweichen als beim CAPM. Weiterhin ist der Wert des Informationskriteriums von Akaike des best-beta CAPM sehr viel kleiner als der entsprechende Wert des CAPM. Damit ist das best-beta CAPM als günstiger zu beurteilen als das CAPM.

2.1.3 Prüfung der verhaltensökonomischen Informationseffizienz

Nachdem in den beiden vorhergehenden Analysen die neoklassische Informationseffizienz des Marktes mit dem CAPM und dem best-beta CAPM getestet wurde und die Annahme einer Informationseffizienz im neoklassischen Sinne abgelehnt werden konnte, wird mit der jetzigen Analyse die verhaltensökonomische Informationseffizienz geprüft. Während die neoklassische Informationseffizienz eine Aussage ist, die sich auf eine einzelne Aktie beziehen kann, ist die verhaltensökonomische Informationseffizienz eine Aussage für den gesamten Markt. Es darf angenommen werden, dass ein Markt verhaltensökonomisch informationseffizient ist, wenn der anteilsgewichtete Mittelwert der anomalen Renditen des BAPM gleich Null ist (Shefrin & Statman, 1994, S. 329). Das Panel wird mit der folgenden Differenzen-Gleichung auf Gültigkeit der BAPM-Gleichgewichtsgleichung getestet:

$$\begin{aligned} \Delta \left(x_{it} \cdot (r_{it} - r_{ft}) \right) \\ = c + \gamma \Delta \left(x_{it} \cdot \frac{\beta_{it}^{\text{best-beta CAPM}}}{\beta_{GI}^{\text{CAPM}}} \cdot (r_{it} - r_{ft}) \right) + \text{AR}(1) + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (82)$$

mit den Bezeichnungen von Gleichung (81) sowie zusätzlich

x_{it} Gewichtung von Aktie i zum Zeitpunkt t

β_{GI}^{CAPM} CAPM-Betafaktor des Composite-Portfolios bezüglich dem Index-Portfolio

Da das effiziente Tangentialportfolio des best-beta CAPMs und des klassischen CAPMs gleich sind, ist der Betafaktor des Composite-Portfolios bezüglich dem Index-Portfolio für das best-beta CAPM und das klassische CAPM gleich. In der Gleichung (82) wird die Bezeichnung β_{GI}^{CAPM} und nicht $\beta_{GI}^{\text{best-beta CAPM}}$ verwendet, da der Betafaktor aus der analytischen Bestimmung des CAPM ermittelt wird, bevor die best-beta CAPM Betafaktoren bestimmt werden. Die **Fehler! V erweisquelle konnte nicht gefunden werden.** zeigt das Resultat der Paneldatenanalyse.

In dem Zeitraum von 2013 – 2019 ist die Abweichung sowohl der Regressionskonstanten c als auch des Koeffizienten γ von den theoretisch erwarteten Werten $c = 0$ und $\gamma = 1$ nicht signifikant, was sich aus dem für die Regressionskonstante c aus dem t-Test und dem Koeffizienten γ aus dem Wald-Test ergibt. Die Regressionskonstante ist auch in den Jahren 2014 und 2016 nicht signifikant. Im Jahr 2019 weicht der Koeffizient erst in der siebten Nachkommastelle von eins ab. Die Gültigkeit des BAPM kann somit nicht abgelehnt werden. Der Wert des

Informationskriteriums von Akaike liegt mit -12,2 zwischen den entsprechenden Werten des best-beta CAPM mit -18,4 und des klassischen CAPM mit -6,3. Dies spricht somit auch dafür, das BAPM gegenüber dem klassischen CAPM vorzuziehen.

2.1.4 Vergleich der Beta-Korrekturen mit dem Behavioral Error

Mit dieser Analyse werden die Beta-Korrektur des BAPM mit dem Behavioral Error des IANM miteinander verglichen. Das BAPM und das IANM unterscheiden sich formal darin, dass der Betafaktor des Composite-Portfolios bezüglich dem Index-Portfolio im IANM einen festen Wert von $\beta_{GI}^{IANM} = 1$ annimmt. Dieser konstante Wert impliziert eine Verankerungs- & Anpassungsheuristik der Marktteilnehmer. Für einen Vergleich von Beta-Korrektur und Behavioral Error werden diese beiden Terme in die BAPM eingesetzt und dann die Differenzen-Gleichungen für die beiden Modelle aufgestellt und schließlich die Koeffizienten geschätzt. Die Differenzgleichung für die Beta-Korrektur lautet mit den Bezeichnungen aus Gleichung (82):

$$\Delta(r_{it} - r_{ft}) = c + \gamma \Delta \left(\frac{\beta_{it}^{\text{best-beta CAPM}}}{\beta_{GI}^{\text{CAPM}}} \cdot (r_{It} - r_{ft}) \right) + \text{AR}(1) + \varepsilon_{it} \quad (83)$$

In der Differenzen-Gleichung des Behavioral Errors ist der Nenner gleich eins. Gleichung (83) vereinfacht sich damit zu:

$$\Delta(r_{it} - r_{ft}) = c + \gamma \Delta \left(\beta_{it}^{\text{best-beta CAPM}} \cdot (r_{It} - r_{ft}) \right) + \text{AR}(1) + \varepsilon_{it} \quad (84)$$

Die Ergebnisse der Regressionsanalysen der Gleichungen (83) und (84) sind in der Anlage IV dargestellt.

Sowohl beim BAPM als auch bei dem IANM erweist sich die Regressionskonstante als nicht signifikant von Null verschieden. Beim BAPM zeigt der Wald-Test, dass für den Koeffizienten γ die Nullhypothese $\gamma = 1$ bezüglich des Signifikanzniveaus von 10 % nicht abgelehnt werden kann. Demgegenüber nimmt der Koeffizient γ für das IANM einen kleinen, aber von null signifikant verschiedenen Wert an.

Die Regressionskonstante und der Regressionskoeffizient weichen beim BAPM von den erwarteten theoretischen Werten nicht statistisch signifikant ab. Bei dem IANM gilt dies nur für die Regressionskonstante. Die Nullhypothese $\gamma = 1$ beim Wald-Test kann bei dem IANM mit hoher Signifikanz abgelehnt werden. Für das BAPM zeigt die Regressionskonstante eine bessere empirische Übereinstimmung mit dem theoretisch erwarteten Wert. Der Wert des

Informationskriteriums von Akaike ist mit $-6,4$ für das BAPM deutlich kleiner als der Wert von $-0,8$ für das IANM. Dies ist auch ein Indiz dafür, dass das BAPM statistisch günstiger als das IANM ist. Der empirische Test spricht dafür, die Beta-Korrektur des BAPM dem Behavioral Error des IANM vorzuziehen. In den folgenden Analysen wird daher die Beta-Korrektur des BAPM und nicht der Behavioral Error des IANM verwendet.

2.1.5 Zusammenfassung der Ergebnisse zur Anwendbarkeit des IANM

Das best-beta CAPM kann die Wertpapierrenditen besser erklären als das CAPM. Dennoch ist das Composite-Portfolio nicht vollständig informationseffizient im neoklassischen Sinne. Jedoch kann von einer verhaltensökonomischen Informationseffizienz ausgegangen werden. Die Kriterien für die Anwendbarkeit des IANM sind somit erfüllt. Die Definition der Beta-Korrektur gemäß dem BAPM eignet sich besser als die Definition des Behavioral Errors des IANM, die eine Verankerungs- und Anpassungsheuristik der Marktteilnehmer implizieren würde. Daher wird in den folgenden Analysen die Beta-Korrektur entsprechend der Definition des BAPM verwendet.

2.2 Zeitverlaufs-Analyse von Unternehmensmeldungsarten

2.2.1 Analyse des Zeitverlaufs

Es wird der Einfluss von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen auf die Änderung der Beta-Korrektur analysiert. Dabei wird angenommen, dass die Änderung der Beta-Korrektur nicht nur am Tage des Informationsereignisses, sondern auch bis zu drei Tagen vor oder nach dem Informationsereignis eintreten kann. Damit wird eine Zeitverlaufs-Analyse im Panel der Beta-Korrekturen betrachtet. Ein Informationsereignis wird durch eine Dummy-Variable repräsentiert, die am Tage des Informationsereignisses den Wert eins und sonst null annimmt.

Für jede Informationsart werden jeweils zwei Paneldatenanalysen durchgeführt. Für die erste Paneldatenanalyse wird angenommen, dass die Informationsereignisse bis zu drei Tagen vor der Änderung der Beta-Korrektur auftreten. Die zweite Paneldatenanalyse prüft die Annahme, dass die Informationsereignisse bis zu drei Tagen nach der Änderung der Beta-Korrektur eintreten. Die Analysen werden getrennt voneinander ausgeführt, da die Effekte durch

verschiedene Verhaltensweisen motiviert sein können. Die beiden umfassenden Modellgleichungen lauten:

$$\Delta BC_{it}^{Lag} = c + \sum_{j=0}^3 \gamma_j I_{i,t-j} + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (85)$$

$$\Delta BC_{it}^{Lead} = c + \sum_{j=0}^3 \gamma_j I_{i,t+j} + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (86)$$

mit

ΔBC_{it}^{Lag} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t (Modell mit bis zu drei Tagen zurückliegenden Informationsereignissen),

ΔBC_{it}^{Lead} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t (Modell mit bis zu drei Tagen in der Zukunft liegenden Informationsereignissen),

c Regressionskonstante,

γ_j Regressionskoeffizient für der Dummy-Variable I ,

I_{it} Dummy-Variable für das Informationsereignis von Aktie i ist am Tag t gleich eins und sonst null,

$AR(1)$ Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und

ε_{it} Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

Für jede Informationsart werden aus den beiden Modellgleichungen die Paneldatenanalysen durchgeführt und solange Informations-Dummy-Variablen entfernt, bis das günstigste Modell identifiziert ist. Wenn in dem Modell nur noch eine signifikante Dummy-Variable enthalten ist, dann wird das Modell mit einer Paneldatenanalyse ohne Dummy-Variablen verglichen, die mit den Erläuterungen der Variablen analog zu den Gleichungen (85) und (86) wie folgt dargestellt werden kann:

$$\Delta BC_{it} = c + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (87)$$

Für die Gleichung (87) werden in dem Untersuchungszeitraum von 2013 – 2019 folgende Werte für das bereinigte Bestimmtheitsmaß und das Informationskriterium nach Akaike gemessen:

- Bereinigtes Bestimmtheitsmaß: +0,026057
- Informationskriterium nach Akaike: -7.125619

In den folgenden Kapiteln werden für alle Informationsarten die Ergebnisse der Paneldatenanalysen für das jeweils günstigste Modell als Tabelle gezeigt und erläutert. Es wird dabei auch beurteilt, ob ein Zusammenhang zwischen der Bekanntgabe der Information und der Änderung der Beta-Korrektur statistisch belegt werden kann.

2.2.2 Zeitverlaufs-Analyse von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage V dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem hoch signifikanten Koeffizientenschätzer zwei Handelstage nach einer Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten eine Zunahme der Beta-Korrektur sowie mit der signifikanten Regressionskonstante eine börsentägliche Abnahme der Beta-Korrektur.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer und das AIC ist kleiner als bei einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable. Beide Kennzahlen sprechen für ein wohlspezifiziertes Modell.

Der Regressionskoeffizient ist für den Untersuchungszeitraum wie auch in allen einzelnen Jahren positiv und für die Jahre 2013 und 2015 stark signifikant, sowie signifikant in den Jahren 2016 und 2017. In den Jahren 2015 und 2016 sind sowohl der Regressionskoeffizient wie auch die Regressionskonstante zumindest signifikant und sie besitzen jeweils das gleiche Vorzeichen wie die entsprechenden Variablen für den gesamten Zeitraum 2013 – 2019. Somit kann das Modell inklusive der Konstante als zeitlich robust und statistisch signifikant beurteilt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage VI zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für den Tag der Bekanntmachung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 sind weder der Koeffizientenschätzer noch die Regressionskonstante statistisch signifikant. Während für das adjustierte Bestimmtheitsmaß der gleiche Wert im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable ausgewiesen wird, ist das AIC größer, was bezüglich beiden Kennzahlen für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.3 Zeitverlaufs-Analyse von Halbjahresfinanzberichten

Die in Anlage VII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem schwach signifikanten Koeffizientenschätzer einen Handelstag nach einer Veröffentlichung von Halbjahresfinanzberichten eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer und das AIC ist marginal kleiner als im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionsvariablen. Die Annahme eines wohlspezifizierten Modells wird von beiden Kennzahlen unterstützt.

Im Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient signifikant und im Jahr 2014 stark signifikant und jeweils positiv. Somit kann das Modell als zeitlich robust und statistisch signifikant beurteilt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Halbjahresfinanzberichten kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage VIII zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für drei Tage vor der Bekanntmachung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 sind weder der Koeffizientenschätzer noch die Regressionskonstante statistisch signifikant. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß einen Hinweis auf ein überparametrisiertes Modell gibt.

2.2.4 Zeitverlaufs-Analyse von Quartalsfinanzberichten

Die in Anlage IX dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem schwach signifikanten Koeffizientenschätzer am Handelstag nach einer Veröffentlichung von Quartalsfinanzberichten eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist negativ und nicht signifikant.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer und das Informationskriterium nach Akaike ist kleiner als im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionsvariablen. Beide Kennzahlen sprechen für ein wohlspezifiziertes Modell.

Im Jahr 2015 ist der Regressionskoeffizient signifikant und negativ. In dem Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient stark signifikant und positiv sowie im Jahr 2014 schwach signifikant und ebenfalls positiv. Somit kann das Modell als zeitlich robust und statistisch signifikant beurteilt werden.

Die Anlage X zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit einer Informations-Dummy-Variable für zwei Tage vor einer Veröffentlichung von Quartalsfinanzberichten. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizient signifikant und negativ. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und positiv. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß ein Indiz für ein überparametrisiertes Modell ist.

2.2.5 Zeitverlaufs-Analyse von Fehlerbekanntmachungen

Die in Anlage XI dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem statistisch schwach signifikanten Koeffizientenschätzer am Tage der Veröffentlichung von Fehlerbekanntmachungen eine Abnahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist kleiner und das AIC ist größer im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionskoeffizient. Beide Kennzahlen sind Indizien für ein überparametrisiertes Modell.

Im Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient statistisch hoch signifikant, aber positiv. Daher kann das Modell insgesamt als nicht robust und damit als statistisch nicht signifikant sowie auch überparametrisiert beurteilt werden.

Die Anlage XII zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit einer Informations-Dummy-Variablen für zwei Tage vor einer Veröffentlichung von Fehlerbekanntmachungen. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizient signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und positiv. Im Jahr 2014 ist der Regressionskoeffizient hoch signifikant und ebenfalls positiv. Somit kann das Modell als zeitlich robust beurteilt werden.

Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.6 Zeitverlaufs-Analyse von Insiderinformationen

Die in Anlage XIII dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem nicht signifikanten Koeffizientenschätzer zwei Handelstage nach der Veröffentlichung von Insiderinformationen eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist ebenfalls nicht signifikant und negativ.

Sowohl das adjustierte Bestimmtheitsmaß als auch das AIC sind größer im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionskoeffizienten, was bezüglich dem AIC somit für ein überparametrisiertes Modell spricht. Die Annahme einer statistisch signifikanten Änderung der Beta-Korrektur nach Veröffentlichungen von Insiderinformationen kann nicht bestätigt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Insiderinformationen kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage VIV zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für einen Tag vor der Bekanntmachung von Insiderinformationen. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 sind weder der Koeffizientenschätzer noch die Regressionskonstante statistisch signifikant. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.7 Zeitverlaufs-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Kauf)

Mit beiden Untersuchungen der Beta-Korrektur sowohl nach Veröffentlichungen als auch vor Veröffentlichungen von Eigengeschäften von Führungskräften (Kauf) wird das gleiche Modell ausgewählt. Daher sind die in den Anlagen XV und XVI dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalysen gleich.

Die in den beiden Anlagen XV und XVI dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalysen zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem statistisch signifikanten Koeffizientenschätzer am Tage der Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Kauf) eine Abnahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und positiv. Im Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient statistisch hoch signifikant, aber positiv. Daher kann das Modell insgesamt als nicht robust und statistisch nicht signifikant beurteilt werden.

Für das adjustierte Bestimmtheitsmaß wird ein marginal kleinerer Wert und für das AIC ein größerer Wert ausgewiesen im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable. Beide Kennzahlen sind damit Indizien für ein überparametrisiertes Modell.

2.2.8 Zeitverlaufs-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf)

Die in Anlage XVII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem signifikanten Koeffizientenschätzer drei Handelstage nach einer Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf) eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer und das AIC ist kleiner als im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionsvariablen. Von beiden Kennzahlen wird die Annahme eines wohlspezifizierten Modells unterstützt.

Im Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient signifikant, im Jahr 2015 schwach signifikant und im Jahr 2016 stark signifikant und jeweils positiv. Somit kann das Modell als zeitlich robust und statistisch signifikant beurteilt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf) kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage XVIII zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für drei Tage vor der Bekanntmachung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 sind weder der Koeffizientenschätzer noch die Regressionskonstante statistisch signifikant. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß einen Hinweis auf ein überparametrisiertes Modell gibt.

2.2.9 Zeitverlaufs-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Sonstige)

Die in Anlage XIX dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem nicht signifikanten Koeffizientenschätzer einen Handelstag nach der Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Sonstige) eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist ebenfalls nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist kleiner und das AIC ist größer im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionkoeffizienten. Beide Kennzahlen sind Indizien für ein überparametrisiertes Modell. Die Annahme einer statistisch signifikanten Änderung der Beta-Korrektur nach Veröffentlichungen von Eigengeschäften von Führungskräften (Sonstige) kann nicht bestätigt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Sonstige) kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage XX zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für einen Tag vor der Bekanntmachung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 sind weder der Koeffizientenschätzer noch die Regressionskonstante statistisch signifikant. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.10 Zeitverlaufs-Analyse von der Gesamtzahl der Stimmrechte

Die in Anlage XXI dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem nicht signifikanten Koeffizientenschätzer einen Handelstag nach der Veröffentlichung der Gesamtzahl der Stimmrechte eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist ebenfalls nicht signifikant und negativ.

Sowohl das adjustierte Bestimmtheitsmaß als auch das AIC sind größer im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionkoeffizient, was bezüglich dem AIC für ein überparametrisiertes Modell spricht. Die Annahme einer statistisch signifikanten Änderung der Beta-

Korrektur nach einer Veröffentlichung der Gesamtzahl der Stimmrechte kann nicht bestätigt werden.

Die Anlage XXII zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für drei Tage vor einer Veröffentlichung der Gesamtzahl der Stimmrechte. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer statistisch schwach signifikant und negativ. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und positiv. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.11 Zeitverlaufs-Analyse von den Mitteilungen zu Stimmrechtsanteilen

Die in Anlage XXIII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem signifikanten Koeffizientenschätzer am Tag der Veröffentlichung eine Abnahme der Beta-Korrektur und mit einem ebenfalls signifikanten Koeffizientenschätzer einen Tag nach der Veröffentlichung eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und negativ.

Im Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen für den Handelstag nach einer Veröffentlichung stark signifikant und der Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen für den Veröffentlichungstag signifikant, jeweils mit den gleichen Vorzeichen wie die Variablen des Untersuchungszeitraums. Somit kann das Modell als zeitlich robust betrachtet werden.

Für das adjustierte Bestimmtheitsmaß wird ein größerer Wert und für das AIC wird ein nur marginal größerer Wert ausgewiesen als bei einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable. Damit ist das AIC ein Indiz für ein überparametrisiertes Modell. Obwohl das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust angesehen werden kann, wird es aufgrund des AIC als überparametrisiert beurteilt.

Die Anlage XXIV zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für drei Tage vor einer Mitteilung zu Stimmrechtsanteilen. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer statistisch signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und positiv. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu

einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.12 Zeitverlaufs-Analyse von den Mitteilungen zu Wertpapiererwerb und Übernahme

Die in Anlage XXV dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem nicht signifikanten Koeffizientenschätzer einen Handelstag nach Mitteilungen zu Wertpapiererwerb und Übernahme eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist ebenfalls nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist kleiner und das AIC ist größer im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionskoeffizienten. Beide Kennzahlen sind Indizien für ein überparametrisiertes Modell. Die Annahme einer statistisch signifikanten Änderung der Beta-Korrektur nach Mitteilungen zu Wertpapiererwerb und Übernahme kann nicht bestätigt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Mitteilungen zu Wertpapiererwerb und Übernahme kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage XXVI zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit nur noch einer verbleibenden Informations-Dummy-Variable für einen Tag vor der Bekanntmachung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 sind weder der Koeffizientenschätzer noch die Regressionskonstante statistisch signifikant. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß für ein überparametrisiertes Modell spricht.

2.2.13 Zeitverlaufs-Analyse von Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage XXVII dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem stark signifikanten Koeffizientenschätzer am Handelstag nach einer Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer und das Informationskriterium nach Akaike ist kleiner als im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionsvariablen. Beide Kennzahlen sprechen für ein wohlspezifiziertes Modell.

In den Jahren 2013, 2015 und 2017 sind die Regressionskoeffizienten jeweils signifikant und positiv. Somit kann das Modell als zeitlich robust und statistisch signifikant beurteilt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage XXVIII zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit einer Informations-Dummy-Variable für drei Tage vor einer Veröffentlichung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizient nicht signifikant und negativ. Die Regressionskonstante ist ebenfalls statistisch nicht signifikant und positiv. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß ein Indiz für ein überparametrisiertes Modell ist.

2.2.14 Zeitverlaufs-Analyse von Bezugsrechtmitteilungen

Die in Anlage XXIX dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem stark signifikanten Koeffizientenschätzer am Handelstag nach einer Veröffentlichung von Bezugsrechtmitteilungen eine Zunahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer und das Informationskriterium nach Akaike ist kleiner als im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionsvariablen. Beide Kennzahlen sprechen für ein wohlspezifiziertes Modell.

In dem Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient signifikant und positiv. Somit kann das Modell als zeitlich robust und statistisch signifikant beurteilt werden.

Vor einer Veröffentlichung von Bezugsrechtmitteilungen kann kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Änderung der Beta-Korrektur beobachtet werden. Die Anlage XXX zeigt das Ergebnis der Regressionsanalyse für das Modell mit einer Informations-Dummy-Variable für einen Tag vor einer Veröffentlichung. Für den Zeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizient statistisch nicht signifikant und negativ. Die Regressionskonstante ist auch nicht signifikant

und positiv. Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich dem adjustierten Bestimmtheitsmaß ein Indiz für ein überparametrisiertes Modell ist.

2.2.15 Zeitverlaufs-Analyse von Netto-Leerverkaufspositionen

Die in Anlage XXXI dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem nicht signifikanten Koeffizientenschätzer einen Handelstag nach der Veröffentlichung von Netto-Leerverkaufspositionen eine Abnahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist ebenfalls nicht signifikant und positiv.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist kleiner und das AIC ist größer im Vergleich zu einem Modell ohne Informations-Regressionskoeffizienten. Beide Kennzahlen sind Indizien für ein überparametrisiertes Modell. Die Annahme einer statistisch signifikanten Änderung der Beta-Korrektur nach Veröffentlichungen von Netto-Leerverkaufspositionen kann nicht bestätigt werden.

Die in Anlage XXXII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 mit einem stark signifikanten Koeffizientenschätzer einen Tag vor der Veröffentlichung eine Zunahme der Beta-Korrektur und mit einem ebenfalls stark signifikanten Koeffizientenschätzer zwei Tage vor der Veröffentlichung eine Abnahme der Beta-Korrektur. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und negativ.

In dem Jahr 2013 ist der Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen für einen Handelstag vor einer Veröffentlichung signifikant und der Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen für zwei Tage vor einer Veröffentlichung ist schwach signifikant. In dem Jahr 2016 ist der Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen für einen Handelstag vor einer Veröffentlichung schwach signifikant und der Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen für zwei Tage vor einer Veröffentlichung ist signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizienten in den beiden Jahren stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen des Untersuchungszeitraums überein. Somit kann das Modell als zeitlich robust betrachtet werden.

Sowohl für das AIC als auch für das adjustierte Bestimmtheitsmaß werden kleinere Werte im Vergleich zu einem Modell ohne eine Informations-Dummy-Variable berechnet, was bezüglich

dem adjustierten Bestimmtheitsmaß ein Indiz für ein überparametrisiertes Modell ist. Obwohl das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust angesehen werden kann, wird es aufgrund des kleineren adjustierten Bestimmtheitsmaßes als überparametrisiert beurteilt.

2.2.16 Zusammenfassung der Ergebnisse zur Zeitverlaufs-Analyse

Von den betrachteten vierzehn Meldungsarten korrelieren die Veröffentlichungen von sechs Meldungsarten statistisch signifikant und zeitlich robust mit Änderungen der Beta-Korrektur.

Die Meldungsarten und die zugehörigen identifizierten Modelle lauten:

$$\text{Jahresfinanzberichte} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = c + \gamma_2 I_{i,t-2} + \varepsilon_{it} \quad (88)$$

$$\text{Halbjahresfinanzberichte} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = \gamma_1 I_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (89)$$

$$\text{Quartalfinanzberichte} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = \gamma_1 I_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (90)$$

$$\text{Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf)} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = \gamma_3 I_{i,t-3} + \varepsilon_{it} \quad (91)$$

$$\text{Dividendenbekanntmachungen} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = \gamma_1 I_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (92)$$

$$\text{Bezugsrechtmitteilungen} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = \gamma_1 I_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (93)$$

Für die Variablen gelten die Erläuterungen zu den Gleichungen (85) und (86) aus Kapitel 2.2.1. Auf den Ausweis des AR(1)-Terms wird verzichtet, da der AR(1)-Term zur Verbesserung der statistischen Eigenschaften dient. Die Regressionskonstante ist nur angegeben, wenn sie sich für den Untersuchungszeitraum 2013 – 2019 als statistisch mindestens schwach signifikant erweist. Die Regressionskonstante ist nur für Jahresfinanzberichte statistisch signifikant und wirkt aufgrund des entgegengesetzten Vorzeichens der Zunahme der Beta-Korrektur durch die Informations-Dummy-Variablen entgegen.

Die Modellgleichungen (88) bis (93) enthalten jeweils eine Informations-Dummy-Variable und eine Störkomponente. Die mit der Veröffentlichung korrelierende Beta-Korrekturänderung erstreckt sich nicht über mehrere Handelstage, sondern findet nur an einem Tag statt.

Die Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen sind in den Gleichungen (88) bis (93) alle positiv. Die Meldungen führen im Mittel zu einer Zunahme der Beta-Korrektur, was auch als eine Zunahme von Noise interpretiert werden kann. Eine Zunahme der Beta-

Korrektur lässt sich für Halbjahresfinanzberichte, Quartalsfinanzberichte, Dividendenbekanntmachungen und Bezugsrechtmitteilungen einen Tag nach der Veröffentlichung beobachten. Für Jahresfinanzberichte beträgt die Verzögerung zwei Tage und für die Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf) drei Tage. Es zeigt sich insbesondere keine Reaktion vor oder am Handelstag der Bekanntmachung.

Für den Untersuchungszeitraum von 2013 – 2019 ist der Koeffizient der Jahresfinanzberichte hoch signifikant mit einem t-Wert von 4,21. Die Koeffizienten der Dividendenbekanntmachungen und der Bezugsrechtmitteilungen sind stark signifikant mit t-Werten von 2,94 und 2,97. Der Koeffizient der Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf) ist signifikant mit einem t-Wert von 2,15. Für die Halbjahresfinanzberichte und Quartalsfinanzberichte sind die Koeffizienten schwach signifikant mit t-Werten von 1,80 und 1,95.

Für folgende Unternehmensmeldungsarten ist keine statistisch signifikante Korrelation mit der Änderung der Beta-Korrektur nachweisbar:

- Fehlerbekanntmachungen,
- Insiderinformationen,
- Eigengeschäfte von Führungskräften (Kauf),
- Eigengeschäfte von Führungskräften (Sonstige),
- Gesamtzahl der Stimmrechte,
- Mitteilungen zu Stimmrechtsanteilen,
- Mitteilungen zu Wertpapiererwerb und Übernahme sowie
- Netto-Leerverkaufspositionen.

Mit der Analyse des Zeitverlaufs sind nun diejenigen Informationsarten identifiziert, bei denen Informationsereignisse mit einer zeitversetzten Änderung der Beta-Korrektur für das betreffende Unternehmen statistisch signifikant korrelieren. Dabei wird nur Korrelation von dem Ereignis mit der Änderung der Beta-Korrektur des Unternehmens betrachtet. Die folgende Analyse prüft eine eventuelle Marktwirkung von Informationsarten, bei der mögliche Korrelationen von Ereignissen mit den Änderungen der Beta-Korrektur von Unternehmen, die demselben Subsektor, demselben Sektor oder demselben Supersektor angehören, untersucht werden.

Es erscheint wenig plausibel, Korrelationen mit Änderungen der Beta-Korrektur mit anderen Unternehmen anzunehmen, wenn kein statistisch signifikanter Zusammenhang mit der Beta-

Korrektur zu dem jeweiligen Unternehmen, für das die Information bekanntgegeben wurde, besteht. Daher werden in die folgenden Untersuchungen nur die in obigen Meldungsarten, die einen signifikanten Zeitverlaufs-Analyse aufweisen, mit den in den Gleichungen (82) bis (87) enthaltenen Informations-Dummy-Variablen einbezogen.

2.3 Sektor-Analyse von Unternehmensmeldungsarten

2.3.1 Sektor-Analyse

Es wird der Effekt der Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen nicht nur auf die Beta-Korrektur des betreffenden Unternehmens, sondern auch auf die Beta-Korrektur von weiteren Unternehmen, die beispielsweise der gleichen Branche angehören können, analysiert. Falls ein Effekt auch bei anderen Unternehmen nachgewiesen werden kann, dann hat die Veröffentlichung der Information nicht nur eine auf ein einzelnes Unternehmen bezogene Wirkung, sondern entfaltet auch eine Marktwirkung.

Der Begriff der „Branchenzugehörigkeit“ wird für die Analyse wie folgt konkretisiert. Der Markt ist unterteilt in 63 Subsektoren. Die Subsektoren werden zu 18 Sektoren aggregiert. Die Sektoren werden in neun Supersektoren zusammengefasst. Für jede in die Untersuchung einbezogene Aktie wird der zugehörige Subsektor, Sektor und Supersektor für jedes Jahr ermittelt, um eventuelle Änderungen der Sektor-Zuordnung aufgrund beispielsweise geänderter Geschäftsaktivitäten zu berücksichtigen.

Die Modellgleichungen werden um weitere Dummy-Variablen für die Sektor-Zugehörigkeit erweitert. Die Dummy-Variable für den Subsektor nimmt den Wert eins an, wenn an dem gleichen Tag eine Information für ein anderes Unternehmen veröffentlicht wird, dass zum gleichen Subsektor gehört. Ansonsten ist der Wert der Dummy-Variable null. Für das Unternehmen, auf das sich die Information bezieht, ist die Subsektor-Dummy-Variable auch null.

Die Sektor-Dummy-Variable ist so konstruiert, dass sie den Wert eins annimmt, wenn an dem Tag eine Information für ein anderes Unternehmen des gleichen Sektors veröffentlicht wird, aber dieses andere Unternehmen nicht zu dem gleichen Subsektor gehört. Ansonsten ist der Wert der Sektor-Dummy-Variable gleich null.

Analog gilt für die Supersektor-Dummy-Variable, dass sie den Wert eins annimmt, wenn an dem Tag eine Information für ein anderes Unternehmen des gleichen Supersektors bekanntgegeben wird, aber dieses Unternehmen nicht dem gleichen Sektor zugeordnet ist.

In der folgenden Abbildung wird die Konstruktion der Dummy-Variablen schematisch dargestellt. Die Aktie Nr. 24 ist dem Subsektor x, dem Sektor y und dem Supersektor z zugeordnet. Für die Aktie Nr. 24 wird eine Unternehmensmeldung veröffentlicht. Die Informations-Dummy-Variable erhält für die Aktie Nr. 24 den Wert eins und sonst null. Die Subsektor Dummy-Variable erhält für alle Aktien des Subsektors x bzw. die Aktien Nr. 21 bis Nr. 26 den Wert eins, mit Ausnahme von Aktie Nr. 24, und sonst null. Die Sektor Dummy-Variable erhält für alle Aktien des Sektors y bzw. die Aktien Nr. 18 bis Nr. 30 den Wert eins, mit Ausnahme der Aktien von Subsektor x, und sonst null. Analog erhält die Supersektor Dummy-Variable für alle Aktien des Supersektors z bzw. die Aktien Nr. 13 bis Nr. 36 den Wert eins, mit Ausnahme der Aktien von Sektor y, und sonst null.

Aktie Nr.	Informations-Dummy-Variable	Subsektor x Dummy-Variable Subsektor x	Sektor y Dummy-Variable Sektor y	Supersektor z Dummy-Variable Supersektor z
...
10	0	0	0	0
11	0	0	0	0
12	0	0	0	0
13	0	0	0	z
14	0	0	0	z
15	0	0	0	z
16	0	0	0	z
17	0	0	0	z
18	0	0	y	z
19	0	0	y	z
20	0	0	y	z
21	0	x	y	z
22	0	x	y	z
23	0	x	y	z
24	1	x	y	z
25	0	x	y	z
26	0	x	y	z
27	0	0	y	z
28	0	0	y	z
29	0	0	y	z
30	0	0	y	z
31	0	0	0	z
32	0	0	0	z
33	0	0	0	z
34	0	0	0	z
35	0	0	0	z
36	0	0	0	z
37	0	0	0	0
38	0	0	0	0
39	0	0	0	0
40	0	0	0	0
...

Abbildung 13: Schematische Darstellung der Konstruktion der Dummy-Variablen für den Subsektor, Sektor und Supersektor (Quelle: eigene Darstellung)

Somit bilden die drei Dummy-Variablen eine Schalenstruktur, mit der sich der Einfluss der Information auf die jeweiligen Sektor-Aggregationsstufen untersuchen lässt, ohne Beeinflussung durch Effekte der jeweils tieferen Aggregationsstufe.

Die Analyse-Modellgleichung lautet:

$$\Delta BC_{it}^{Lag} = c + \gamma I_{i,t-j} + \sum_{k=1}^3 \gamma_k I_{i,t-j}^k + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (94)$$

mit

ΔBC_{it}^{Lag}	Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t , wobei das Informationsereignis in der Vergangenheit liegt,
c	Regressionskonstante,
γ	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t}$,
γ_k	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}^k$,
I_{it}	Dummy-Variable, ist gleich eins, wenn ein Informationsereignis für Aktie i am Tag t eintritt, und null sonst,
$I_{i,t}^k$	Sektor-Dummy-Variable für Aktie i am Tag t und k für die Sektor-Aggregationsstufe steht ($k = 1$ für Subsektor, $k = 2$ für Sektor und $k = 3$ für Supersektor),
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.3.2 Sektor-Analyse von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage XXXIII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 einen, um zwei Tage verzögerten, hoch signifikanten Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, einen stark signifikanten Koeffizientenschätzer der Subsektor-Dummy-Variable und einen hoch signifikanten Koeffizientenschätzer der Sektor-Dummy-Variable. Die Koeffizientenschätzer sind positiv und führen zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die Beträge der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, der Subsektor-Dummy-Variable und der Sektor-Dummy-Variable nehmen in dieser Reihenfolge ab. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant und negativ.

In dem Jahr 2013 ist die Informations-Dummy-Variable stark signifikant, die Sektor-Dummy-Variable hoch signifikant und die Regressionskonstante signifikant. In dem Jahr 2016 ist die Informations-Dummy-Variable schwach signifikant, die Subsektor-Variable signifikant, die

Sektor-Dummy-Variable schwach signifikant und die Regressionskonstante stark signifikant. Die Vorzeichen der Variablen stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Untersuchungszeitraum überein. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die sektorspezifischen Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leisten. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden.

2.3.3 Sektor-Analyse von Halbjahresfinanzberichten

Die in Anlage XXXIV dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 einen, um einen Tag verzögerten, nicht signifikanten Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable und einen hoch signifikanten Koeffizientenschätzer der Sektor-Dummy-Variable und einen stark signifikanten Koeffizientenschätzer der Supersektor-Dummy-Variable. Die Koeffizientenschätzer sind positiv und führen zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die Beträge der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, der Supersektor-Dummy-Variable und der Sektor-Dummy-Variable nehmen in dieser Reihenfolge ab. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage VII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die sektorspezifischen Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag zur Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leisten.

Da für den Untersuchungszeitraum 2013 – 2019 der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable statistisch nicht signifikant ist, wird insgesamt auch das Modell als statistisch nicht signifikant beurteilt.

2.3.4 Sektor-Analyse von Quartalsfinanzberichten

Die in Anlage XXXV dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 einen, um einen Tag verzögerten, nicht signifikanten Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, einen signifikanten Koeffizientenschätzer der Subsektor-Dummy-Variable und einen hoch signifikanten Koeffizientenschätzer der Sektor-Dummy-Variable. Die Koeffizientenschätzer sind positiv und führen zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die Beträge der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, der Sektor-Dummy-Variable und der Subsektor-Dummy-Variable nehmen in dieser Reihenfolge ab. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage IX ausgewiesene Wert für ein Modell ohne sektorspezifische Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die sektorspezifischen Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag zur Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leisten.

Da für den Untersuchungszeitraum 2013 – 2019 der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable statistisch nicht signifikant ist, wird insgesamt auch das Modell als statistisch nicht signifikant beurteilt.

2.3.5 Sektor-Analyse von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf)

Die in Anlage XXXVI dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 einen, um drei Tage verzögerten, signifikanten Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, hoch signifikante Koeffizientenschätzer der Subsektor-Dummy-Variable und der Sektor-Dummy-Variable, sowie einen signifikanten Koeffizientenschätzer der Supersektor-Dummy-Variable. Die Koeffizientenschätzer sind positiv und führen zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die Beträge der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, der Subsektor-Dummy-Variable, der Sektor-Dummy-Variable und der Supersektor-Dummy-Variable nehmen in dieser Reihenfolge ab. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant und negativ.

In dem Jahr 2013 ist die Informations-Dummy-Variable signifikant und die Subsektor-Dummy-Variable, die Sektor-Dummy-Variable, die Supersektor-Dummy-Variable sowie die Regressionskonstante sind hoch signifikant. In dem Jahr 2016 sind die Informations-Dummy-Variable,

die Subsektor-Variable sowie die Regressionskonstante stark signifikant. In dem Jahr 2018 sind die Informations-Dummy-Variable, die Sektor-Dummy-Variable sowie die Regressionskonstante signifikant. Die Vorzeichen der Variablen stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Untersuchungszeitraum überein. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die sektorspezifischen Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leisten. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden.

2.3.6 Sektor-Analyse von Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage XXXVII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 einen, um einen Tag verzögerten, signifikanten Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable und hoch signifikante Koeffizientenschätzer der Subsektor-Dummy-Variable, der Sektor-Dummy-Variable und der Supersektor-Dummy-Variable. Die Koeffizientenschätzer sind positiv und führen zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die Beträge der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, der Supersektor-Dummy-Variable, der Subsektor-Dummy-Variable und der Sektor-Dummy-Variable nehmen in dieser Reihenfolge ab. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant und negativ.

In dem Jahr 2015 ist die Informations-Dummy-Variable signifikant, die Subsektor-Dummy-Variable ist schwach signifikant, die Supersektor-Dummy-Variable und die Regressionskonstante sind hoch signifikant. In dem Jahr 2017 ist die Informations-Dummy-Variable signifikant, die Subsektor-Dummy-Variable und die Supersektor-Dummy-Variable sind hoch signifikant. Die Vorzeichen der Variablen stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Untersuchungszeitraum überein. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die sektorspezifischen Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für

die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leisten. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden.

2.3.7 Sektor-Analyse von Bezugsrechtmitteilungen

Die in Anlage XXXVIII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 einen, um einen Tag verzögerten, stark signifikanten Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, einen hoch signifikanten Koeffizientenschätzer der Sektor-Dummy-Variable und einen signifikanten Koeffizientenschätzer der Supersektor-Dummy-Variable. Die Koeffizientenschätzer sind positiv und führen zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die Beträge der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable, der Sektor-Dummy-Variable und der Supersektor-Dummy-Variable nehmen in dieser Reihenfolge ab. Die Regressionskonstante ist schwach signifikant und negativ.

In dem Jahr 2013 ist die Informations-Dummy-Variable signifikant, die Sektor-Dummy-Variable hoch signifikant, die Supersektor-Dummy-Variable stark signifikant und die Regressionskonstante hoch signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Koeffizientenschätzer für den Untersuchungszeitraum überein. Dies gilt nicht für die Regressionskonstante, an die jedoch bezüglich der zeitlichen Robustheit keine Anforderungen gestellt werden. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXIX ausgewiesene Wert für ein Modell ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne sektorspezifische Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die sektorspezifischen Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leisten. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden.

2.3.8 Zusammenfassung der Ergebnisse zur Sektor-Analyse

Für einige Meldungsarten werden Korrelationen von Veröffentlichungen von Meldungen mit einer zeitverzögerten Änderungen der Beta-Korrektur von weiteren, nicht von den Meldungen betroffenen, Unternehmen beobachtet. Die Meldungsarten und die identifizierten Modelle lauten:

$$\text{Jahresfinanzberichte} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = c + \gamma I_{i,t-2} + \sum_{k=1}^2 \gamma_k I_{i,t-2}^k + \varepsilon_{it} \quad (95)$$

$$\begin{array}{l} \text{Eigengeschäfte} \\ \text{von} \\ \text{Führungskräften (Verkauf)} \end{array} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = c + \gamma I_{i,t-3} + \sum_{k=1}^3 \gamma_k I_{i,t-3}^k + \varepsilon_{it} \quad (96)$$

$$\text{Dividendenbekanntmachungen} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = c + \gamma I_{i,t-1} + \sum_{k=1}^3 \gamma_k I_{i,t-1}^k + \varepsilon_{it} \quad (97)$$

$$\text{Bezugsrechtmitteilungen} \quad \Delta BC_{it}^{Lag} = \gamma I_{i,t-1} + \sum_{k=2}^3 \gamma_k I_{i,t-1}^k + \varepsilon_{it} \quad (98)$$

Für die Variablen gelten die Erläuterungen zu der Gleichung (94) aus Kapitel 2.3.1. Auf den Ausweis des AR(1)-Terms wird verzichtet, da der AR(1)-Term lediglich zur Verbesserung der statistischen Eigenschaften dient. Die Regressionskonstante ist für die Jahresfinanzberichte, die Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf) und die Dividendenbekanntmachungen eine Modellvariable, jedoch nicht für die Bezugsrechtmitteilungen. Die Regressionskonstante ist negativ und führt zu einer börsentäglichen Abnahme der Beta-Korrektur. Die Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen und der sektorspezifischen Dummy-Variablen sind positiv und führen damit zu einer Zunahme der Beta-Korrektur. Die einzige Ausnahme ist der negative Koeffizientenschätzer der Supersektor-Dummy-Variable von Bezugsrechtmitteilungen, der zu einer Abnahme der Beta-Korrektur führt.

Die obigen Gleichungen (95) bis (98) enthalten jeweils entweder zwei oder drei sektorspezifische Dummy-Variablen. Die absoluten Beträge der Koeffizientenschätzer, sofern vorhanden, nehmen in den Modellen in der Reihenfolge Informations-Dummy-Variable, Subsektor-Dummy-Variable, Sektor-Dummy-Variable und Supersektor-Dummy-Variable ab. Hiervon sind die Dividendenbekanntmachungen ausgenommen, bei denen die absoluten Beträge von den Koeffizientenschätzern in der Reihenfolge Informations-Dummy-Variable, Supersektor-Dummy-Variable, Subsektor-Dummy-Variable und Sektor-Dummy-Variable abnehmen. Damit zeigt sich insgesamt eine Tendenz, dass mit zunehmender Branchennähe die Korrelation umso stärker ist.

In den beiden Modellen für die Halbjahresfinanzberichte und die Quartalfinanzberichte ist die Informations-Dummy-Variable nicht mehr signifikant. Somit erweisen sich die beiden Modelle auch als statistisch nicht signifikant und zeigen keinen Sektor-Analyse.

Mit der Sektor-Analyse sind nun diejenigen Informationsarten identifiziert, bei denen Informationsereignisse mit einer zeitversetzten Änderung der Beta-Korrektur von anderen Unternehmen, die nicht von den Informationen betroffen sind, statistisch signifikant korrelieren. Diese Kandidaten für faktorbasierte Risiken genügen der Definition für Risikofaktoren nach Harvey et al. (2016, S. 9). Faktorbasierte Renditerisiken dürfen in dem BAPM nur beobachtbar sein, wenn die Aktienkurse ineffizient sind (Shefrin & Statman, 1994, S. 341-342). Die folgende Analyse basiert auf diesem Ausschlusskriterium.

2.4 Gleichgewichts-Zustandsanalyse

2.4.1 Gleichgewichtszustand des Index-Portfolios

2.4.1.1 Modellgleichung und Ungleichgewichtszustand des Index-Portfolios

Zur Bestimmung der Betafaktoren wird für jeden Handelstag der Gleichgewichtszustand des Marktes ermittelt. Von Merton wurde erkannt, dass wenn der Zinssatz der sicheren Anlage größer oder gleich der Rendite des global varianzminimalen Portfolios ist, dann ist der Markt im Ungleichgewicht. Ist der Zinssatz der sicheren Anlage kleiner als das global varianzminimale Portfolio, dann ist der Markt im Gleichgewicht. Im Gleichgewicht existiert ein effizientes Tangentialportfolio und für den Markt kann angenommen werden, dass er effizient im neoklassischen Sinne ist. Im Ungleichgewicht gibt es kein Tangentialportfolio, das CAPM ist nicht gültig und es kann von einem ineffizienten Markt ausgegangen werden (1972, S. 1866-1868).

Es wird analysiert, ob die Korrelation von der Meldungsart mit der Beta-Korrekturänderung von der neoklassischen Effizienz des Marktes abhängt. Für jeden Handelstag wird der Gleichgewichtszustand des Index-Portfolios ermittelt und in der Modellgleichung als Dummy-Variablen berücksichtigt. Die Modellgleichung lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha(1 - DB_t) + \gamma I_{i,t-j} + \delta I_{i,t-j} \cdot (1 - DB_t) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (99)$$

mit

ΔBC_{it} Änderung der Beta-Korrektur von Aktie i am Tag t ,

$(1 - DB_t)$ Dummy-Zustandsvariable des Index-Portfolios am Tag t ist im Ungleichgewicht gleich eins und sonst null,

α Regressionskoeffizient der Dummy-Zustandsvariablen des Index-Portfolios,

$I_{i,t-j}$	Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
γ	Regressionskoeffizient der Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
δ	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variablen $I_{i,t-j}$ und der Dummy-Zustandsvariablen für das Index-Portfolio,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.4.1.2 Ungleichgewichtszustand des Index-Portfolios und zeitversetzte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage XXXIX dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Dummy-Variable für Ungleichgewicht (1-DB) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten mit der Ungleichgewichts-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 2) * (1\text{-DB})$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 sind die Koeffizientenschätzer der beiden Dummy-Variablen hoch signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist ebenfalls hoch signifikant, aber negativ.

Im Jahr 2013 sind die Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variable (1-DB) und die Regressionskonstante hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 2) * (1\text{-DB})$) ist signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.
- Die Beta-Korrektur nimmt im Ungleichgewicht zu.

- Im Ungleichgewicht ist zwei Tage nach Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten im Durchschnitt eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar.

2.4.1.3 Ungleichgewichtszustand des Index-Portfolios und Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf)

Die in Anlage XL dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Dummy-Variablen für das Ungleichgewicht (1-DB) und eine Informations-Dummy-Variablen für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften ($\gamma(\text{Lag } 3)$). Für die Periode 2013 – 2019 ist der Koeffizient der, um drei Tage verzögerten, Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 3)$) signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen (1-DB) und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Dummy-Variablen besitzen beide ein positives Vorzeichen und das Vorzeichen der Regressionskonstante ist negativ.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. In dem Jahr 2015 ist der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen schwach signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. In den beiden Jahren stimmen die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.
- Die Beta-Korrektur nimmt im Ungleichgewicht zu.

- Drei Tage nach Veröffentlichungen von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf) ist im Durchschnitt eine, vom Gleichgewichtszustand unabhängige, Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar.

2.4.1.4 Ungleichgewichtszustand des Index-Portfolios und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage XLI dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Dummy-Variablen für Ungleichgewicht (1-DB) und das Produkt der Informations-Dummy-Variablen für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1) * (1-DB)$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen signifikant und positiv. Der Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen ist hoch signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist ebenfalls hoch signifikant, aber negativ.

In dem Jahr 2013 sind die Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen (1-DB) und die Regressionskonstante hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1) * (1-DB)$) ist signifikant. In dem Jahr 2014 sind die Koeffizientenschätzer der Dummy-Variablen für die Ungleichgewichtszustände (1-DB) und die Regressionskonstante hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1) * (1-DB)$) ist schwach signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.
- Die Beta-Korrektur nimmt im Ungleichgewicht zu.

- Ein Tag nach Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen ist im Durchschnitt im Ungleichgewicht eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar.

2.4.1.5 Ungleichgewichtszustand des Index-Portfolios und Bezugsrechtmitteilungen

Die in Anlage XLII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Dummy-Variablen für das Ungleichgewicht (1-DB) und eine Informations-Dummy-Variablen für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Bezugsrechtmitteilungen ($\gamma(\text{Lag } 1)$). Für die Periode 2013 – 2019 ist der Koeffizient der, um einen Tag verzögerten, Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1)$) stark signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen (1-DB) und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Dummy-Variablen besitzen beide ein positives Vorzeichen und das Vorzeichen der Regressionskonstante ist negativ.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen signifikant. Der Koeffizientenschätzer der Ungleichgewichts-Dummy-Variablen und der Koeffizientenschätzer der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXIX ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.
- Die Beta-Korrektur nimmt im Ungleichgewicht zu.
- Ein Tag nach Veröffentlichungen von Bezugsrechtmitteilungen ist im Durchschnitt eine, vom Gleichgewichtszustand unabhängige, Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar.

2.4.2 Ungleichgewichtszustandsgröße

2.4.2.1 Modell und Ungleichgewichtszustandsgröße

Mit dem operationalisierten Marktmodell werden zwei Portfolios, der Composite-Portfolio und das Index-Portfolio betrachtet. Für jedes der beiden Portfolios kann die Rendite des absolut varianzminimalen Portfolios größer oder kleiner sein als der Zinssatz der sicheren Anlage. Dementsprechend kann jedem der beiden Portfolios ein Gleichgewichtszustand zugeordnet werden.

- Das Composite-Portfolio und das Index-Portfolio sind beide im Ungleichgewicht (repräsentiert durch eine Dummy-Variable $UNGL$).
- Das Composite-Portfolio ist im Gleichgewicht und das Index-Portfolio ist im Ungleichgewicht (repräsentiert durch eine Dummy-Variable DC_WO_DB).
- Das Composite-Portfolio ist im Ungleichgewicht und das Index-Portfolio ist im Gleichgewicht (repräsentiert durch eine Dummy-Variable DB_WO_DC).
- Das Composite-Portfolio und das Index-Portfolio sind beide im Gleichgewicht (repräsentiert durch eine Dummy-Variable $DBDC$).

In dem Verhaltensmodell orientieren sich die Marktteilnehmer nur an dem Index-Portfolio. Sie können daher diese vier Zustände nicht selbst beobachten. Wenn die Marktteilnehmer feststellen, dass das Index-Portfolio nicht im Gleichgewicht ist, dann kann sich das Index-Portfolio in einem der beiden Zustände befinden:

- Das Composite-Portfolio und das Index-Portfolio sind beide im Ungleichgewicht (repräsentiert durch eine Dummy-Variable $UNGL$).
- Das Composite-Portfolio ist im Gleichgewicht und das Index-Portfolio ist im Ungleichgewicht (repräsentiert durch eine Dummy-Variable DC_WO_DB).

Ein solcher Zustand kann durch die Summe der beiden Dummy-Variablen erfasst werden, sodass mit der Dummy-Variablen aus der vorhergehenden Analyse der Zusammenhang $(1 - DB_t) = UNGL + DC_WO_DB$ gilt. Mit der Ausdifferenzierung des Gleichgewichtszustandes in vier Zustandsgrößen lässt sich der Zusammenhang von Informationsart und Gleichgewichtszustand noch weiter detaillieren.

Um die Beziehung von Informationsart und Gleichgewichtszustand zu analysieren, enthält die Modell-Gleichung die Produkte der Dummy-Variablen, nicht aber einzelne Dummy-Variablen. Die unangepasste Analyse-Modellgleichung lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \gamma_{UNGL} I_{i,t-j} \cdot I_{UNGL} + \gamma_{DB_WO_DC} I_{i,t-j} \cdot I_{DB_WO_DC} + \gamma_{DC_WO_DB} I_{i,t-j} \cdot I_{DC_WO_DB} + \gamma_{DBDC} I_{i,t-j} \cdot I_{DBDC} + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (100)$$

mit

ΔBC_{it}	Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,
$I_{i,t-j}$	Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
I_{UNGL}	Dummy-Zustandsvariable ist im gleichzeitigem Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio gleich eins und sonst null,
γ_{UNGL}	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und Dummy-Zustandsvariable I_{Ungl} ,
$I_{DB_WO_DC}$	Dummy-Zustandsvariable ist im Gleichgewicht des Index-Portfolios und im Ungleichgewicht des Composite-Portfolios gleich eins und sonst null,
$\gamma_{DB_WO_DC}$	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und Dummy-Zustandsvariable $I_{DB_WO_DC}$,
$I_{DC_WO_DB}$	Dummy-Zustandsvariable ist im Gleichgewicht des Composite-Portfolios und im Ungleichgewicht des Index-Portfolios gleich eins und sonst null,
$\gamma_{DC_WO_DB}$	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und Dummy-Zustandsvariable $I_{DC_WO_DB}$,
I_{DBDC}	Dummy-Zustandsvariable ist im gleichzeitigen Gleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio gleich eins und sonst null,
γ_{DBDC}	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und Dummy-Zustandsvariable I_{DBDC} ,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.4.2.2 Ungleichgewichtszustand und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage XLIII dargestellte Paneldatenanalyse enthält das Produkt der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten mit der Dummy-Variable für das gleichzeitige Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio ($\gamma(\text{Lag } 2) * UNGL$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer hoch signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist signifikant und negativ.

Im Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer stark signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant, aber auch positiv. In dem Jahr 2015 ist der Koeffizientenschätzer schwach signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant und negativ. In dem Jahr 2016 sind der Koeffizientenschätzer und die Regressionskonstante beide signifikant. Der Koeffizientenschätzer ist positiv und die Regressionskonstante ist negativ. In den beiden Jahren 2015 und 2016 sind sowohl der Koeffizientenschätzer als auch die Regressionskonstante mindestens schwach signifikant und die Vorzeichen stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen des Zeitraums 2013 – 2019 überein. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstanten als zeitlich robust angesehen werden.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstante als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

- Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.
- Im gleichzeitigen Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio ist zwei Tage nach Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten im Durchschnitt eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar.

2.4.2.3 Ungleichgewichtszustand und Veröffentlichung von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf)

Die in Anlage XLIV dokumentierten Ergebnisse der Paneldatenanalyse zeigen für den Zeitraum von 2013 – 2019 eine Zunahme der Beta-Korrektur mit einem nicht signifikanten Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit der Dummy-Variable für das gleichzeitige Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio ($\gamma(\text{Lag } 3) * UNGL$). Die Regressionskonstante ist ebenfalls nicht signifikant und negativ.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Aber aufgrund der fehlenden statistischen Signifikanz des Koeffizientenschätzers kann die Annahme einer statistisch signifikanten Änderung der Beta-Korrektur nach Veröffentlichungen von Eigengeschäften von Führungskräften (Verkauf) nicht bestätigt werden.

2.4.2.4 Ungleichgewichtszustand und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage XLV dargestellte Paneldatenanalyse enthält das Produkt der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Dummy-Variable für das gleichzeitige Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio ($\gamma(\text{Lag } 1) * UNGL$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und negativ. In den Jahren 2013 und 2014 ist der Koeffizientenschätzer jeweils signifikant und positiv. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Ungleichgewichts-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Ungleichgewichts-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Das Modell kann als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgendem Ergebnis:

Im gleichzeitigen Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio ist einen Tag nach Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen im Durchschnitt eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar.

2.4.2.5 Ungleichgewichtszustand und Bezugsrechtmitteilungen

Die in Anlage XLVI dargestellte Paneldatenanalyse enthält das Produkt der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Bezugsrechtmitteilungen mit der Dummy-Variable für das gleichzeitige Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio (γ (Lag 1) * *UNGL*) mit einem signifikanten und positivem Koeffizientenschätzer sowie das Produkt der Dummy-Variablen für die Bezugsrechtmitteilungen mit der Dummy-Variablen für das Gleichgewicht des Index-Portfolios beim gleichzeitigem Ungleichgewicht des Composite-Portfolios (γ (Lag 1) * *DB_WO_DC*) mit einem schwach signifikanten und positiven Koeffizientenschätzer. Die Regressionskonstante ist nicht signifikant und negativ.

Im Jahr 2014 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Bezugsrechtmitteilungen mit der Dummy-Variable für das gleichzeitige Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio stark signifikant und positiv. Ansonsten sind in den einzelnen Jahren die Koeffizientenschätzer nicht signifikant. Das Modell ist im Zeitverlauf nicht robust und wird damit auch insgesamt als nicht statistisch signifikant beurteilt.

2.4.3 Zusammenfassung der Ergebnisse zur Gleichgewichts-Zustandsanalyse

Die Analyse mit einer Ungleichgewichts-Zustandsvariablen für das Index-Portfolio führt zu den folgenden Ergebnissen:

- Für Jahresfinanzberichte und Dividendenbekanntmachungen ist das Produkt der Dummy-Variablen für Veröffentlichungen mit der Ungleichgewichts-Zustandsvariablen mindestens signifikant. Die Informations-Dummy-Variable ist nicht signifikant.
- Für Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf) und Bezugsrechtmitteilungen ist die Dummy-Variable mindestens signifikant. Das Produkt der Dummy-Variablen für Veröffentlichungen mit der Ungleichgewichts-Zustandsvariablen ist nicht signifikant.

Das Ausschlusskriterium, dass faktorbasierte Marktrisiken nur im Ungleichgewichtszustand signifikant sind, ist für die Jahresfinanzberichte und Dividendenbekanntmachungen, nicht aber für die Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf) und Bezugsrechtmitteilungen erfüllt.

Während in der ersten Zustandsanalyse nur das Index-Portfolio betrachtet wird, werden in der zweiten Zustandsanalyse die Gleichgewichtszustände sowohl des Index-Portfolios als auch des Composite-Portfolios berücksichtigt. Die zweite Analyse ergibt die folgenden Resultate:

- Für Jahresfinanzberichte, Dividendenbekanntmachungen und Bezugsrechtmitteilungen ist das Produkt der Dummy-Variablen für Veröffentlichungen mit der Zustandsvariable für das gleichzeitige Ungleichgewicht von Composite-Portfolio und Index-Portfolio mindestens signifikant.
- Für Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf) ist kein Produkt von der Informations-Dummy-Variable für Veröffentlichungen mit einer Zustandsvariable signifikant.
- Für Bezugsrechtmitteilungen ist zusätzlich auch das Produkt der Dummy-Variable für Veröffentlichungen und der Zustandsvariable für gleichgewichtiges Index-Portfolio bei gleichzeitig ungleichgewichtigem Composite-Portfolio schwach signifikant.

Das Ausschlusskriterium ist für Jahresfinanzberichte und Dividendenbekanntmachungen erfüllt, nicht aber für die Eigengeschäfte von Führungskräften (Verkauf). Die Bezugsrechtmitteilungen erfüllen nicht das Ausschlusskriterium, da sie auch eine Signifikanz zeigen, wenn sich das Index-Portfolio im Gleichgewicht befindet.

Beide Analysen mit Gleichgewichts-Zustandsvariablen führen übereinstimmend zu dem Ergebnis, dass die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und Dividendenbekanntmachungen dem Ausschlusskriterium genügen. Sie können somit als faktorbasierte Risiken betrachtet werden. Um die Eigenschaften dieser faktorbasierten Risiken zu untersuchen, werden in den folgenden Analysen die Ausprägungsänderungen der faktorbasierten Risiken bei gleichzeitiger Berücksichtigung von anderen Einflussgrößen untersucht.

2.5 Zusammenhang mit weiteren Risikofaktoren

2.5.1 Analyse des Zusammenhangs mit weiteren Risikofaktoren

Eine Aussage des BAPM ist, dass das Produkt der Beta-Korrektur und der Überrendite des Index die anomale Rendite ergibt, die entsteht, wenn sich ein repräsentativer Marktteilnehmer wie ein Noise-Trader verhält bzw. wenn der Aktienkurs nicht informationseffizient ist (Shefrin & Statman, 1994, S. 341-342). In den vorhergehenden Analysen wurde gezeigt, dass die Veröffentlichung von bestimmten unternehmensspezifischen Informationen die Beta-Korrektur des betreffenden Unternehmens sowie auch branchennaher Unternehmen beeinflusst. Es wurde empirisch belegt, dass zeitversetzt die Änderung der Beta-Korrektur mit der Veröffentlichung von bestimmten Informationsarten korreliert. Dabei wurde auch ein Sektor-Bezug nachgewiesen, in der Form, dass auch Korrelationen mit Änderungen von anderen Unternehmen, die dem gleichen Subsektor, Sektor oder Supersektor zugeordnet sind, bestehen. Es soll nun analysiert werden, welche systematischen Verhaltensweisen diese Effekte erklären können. Mit den Analysen sollen Variablen identifiziert werden, die in einem multiplikativen Zusammenhang mit den Informationsarten stehen. Werden solche Zusammenhänge identifiziert, dann können hieraus Rückschlüsse auf systematische Verhaltensweisen der Marktteilnehmer gefunden werden. In den folgenden Analysen werden Risikofaktoren untersucht, die das Spektrum folgender Anomalien abdecken:

- Wochentag,
- Monat,
- Börsenstimmungsindikator,
- Schiefe der Renditeverteilung,
- Momentum,
- Buchwert-Marktwert-Verhältnis,
- Cash Flow-Marktwert-Verhältnis und
- Gewinn-Marktwert-Verhältnis.

2.5.2 Wochentag

2.5.2.1 Modell mit Wochentagen

In dem Kapitel 2.1.2.6 wurde der Wochenendeffekt diskutiert. Nach dem Wochenendeffekt sind an Montagen niedrigere Renditen als an den übrigen Wochentagen zu erwarten. Nun soll mit dieser Analyse geprüft werden, ob die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen eine Abhängigkeit von dem Wochentag zeigen. Die Wochentage Montag bis Freitag werden in der Analyse-Modellgleichung durch fünf Dummy-Variablen repräsentiert, die am jeweiligen Wochentag den Wert Eins annehmen und ansonsten gleich Null sind.

Die unangepasste Modellgleichung mit Dummy-Variablen für Wochentage lautet:

$$\Delta BC_{it} = \sum_{w=1}^5 \alpha_w I_w + \gamma I_{i,t-j} + \sum_{w=1}^5 \delta_w (I_{i,t-j} \cdot I_w) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (101)$$

mit

ΔBC_{it} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,

w Index zur Kennzeichnung des Wochentags,

I_w Wochentags-Dummy-Variable ist am Wochentag w gleich eins und sonst null,

α_w Regressionskoeffizient für die Wochentags-Dummy-Variable I_w mit den Bezeichnungen $\alpha_1 = \text{Montag}, \dots, \alpha_5 = \text{Freitag}$,

$I_{i,t-j}$ Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,

γ Koeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,

δ_w Koeffizient des Produkts von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und Wochentags-Dummy-Variable I_w ,

$AR(1)$ Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und

ε_{it} Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

Die Gleichung (101) enthält keine Regressionskonstante, da sonst die erklärenden Variablen perfekt korreliert wären und bei der Schätzung der Koeffizienten eine Invertierung der Matrix der erklärenden Variablen nicht möglich ist, was auch als „dummy variable trap“ bezeichnet wird (Brooks, 2014, S. 495; Franzen & Schäfer, 2018, S. 145; Wooldridge, 2018, S. 223).

2.5.2.2 Wochentag und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage XLVII dargestellte Paneldatenanalyse enthält die Dummy-Variablen für den Montag, Mittwoch, Donnerstag und Freitag, sowie die Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten (γ (Lag 2)) und das Produkt der beiden Dummy-Variablen für die Informationsart und den Donnerstag (γ (Lag 2) * *Donnerstag*).

Für den Zeitraum 2013 – 2019 sind die Koeffizienten der Dummy-Variablen für die Wochentage hoch signifikant. Die Koeffizienten sind für Montag und Donnerstag positiv und für Mittwoch und Freitag negativ. Der Koeffizient für die Informationsart ist stark signifikant und positiv. Der Koeffizient des Produkts der Dummy-Variablen aus der Informationsart und dem Donnerstag ist signifikant und positiv.

In jedem einzelnen Jahr des Zeitraums 2013 – 2019 ist mindestens ein Koeffizientenschätzer für die Informations-Dummy-Variable oder für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen nicht signifikant oder es stimmt mindestens ein Vorzeichen nicht mit dem entsprechenden Vorzeichen des Zeitraums 2013 – 2019 überein. Daher wird das Modell als zeitlich nicht robust beurteilt.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Wochentags-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Wochentags-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Wochentags-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet.

Das Modell wird aufgrund der fehlenden zeitlichen Robustheit als statistisch nicht signifikant beurteilt. Aus dem Modell kann somit nicht auf einen Zusammenhang von Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und dem Wochentag geschlossen werden.

2.5.2.3 Wochentag und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage XLVII dargestellte Paneldatenanalyse enthält die Dummy-Variablen für den Montag, Mittwoch, Donnerstag und Freitag, sowie das Produkt der beiden Dummy-Variablen für

die Informationsart und den Dienstag ($\gamma(\text{Lag } 1) * \text{Dienstag}$) und das Produkt der beiden Dummy-Variablen für die Informationsart und den Donnerstag ($\gamma(\text{Lag } 1) * \text{Donnerstag}$).

Für den Zeitraum 2013 – 2019 sind die Koeffizienten der Dummy-Variablen für die Wochentage hoch signifikant. Die Koeffizienten sind für Montag und Donnerstag positiv und für Mittwoch und Freitag negativ. Die Koeffizientenschätzer der beiden Produkte der Dummy-Variablen aus der Informationsart und dem Wochentag sind stark signifikant und positiv.

In jedem einzelnen Jahr des Zeitraums 2013 – 2019 ist mindestens ein Koeffizientenschätzer der beiden Produkte der Dummy-Variablen aus der Informationsart und dem Wochentag nicht signifikant. Daher wird das Modell als zeitlich nicht robust beurteilt.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Wochentags-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Wochentags-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Wochentags-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet.

Das Modell wird aufgrund der fehlenden zeitlichen Robustheit als statistisch nicht signifikant beurteilt. Aus dem Modell kann somit nicht auf einen Zusammenhang von Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen und dem Wochentag geschlossen werden.

2.5.3 Monat

2.5.3.1 Modell mit Monaten

In dem Kapitel 2.1.2.6 wurde der Januareffekt diskutiert. Der Januareffekt postuliert im Januar durchschnittlich höhere Renditen als in den übrigen Monaten. In dieser Analyse wird untersucht, ob die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen eine Abhängigkeit von dem Monat zeigen.

Die Monate Januar bis Dezember werden in der Analyse-Modellgleichung durch zwölf Dummy-Variablen repräsentiert, die im jeweiligen Monat den Wert eins annehmen und sonst gleich null sind. Die Modellgleichung mit Dummy-Variablen für die Monate lautet:

$$\Delta BC_{it} = \sum_{m=1}^{12} \alpha_m D_m + \gamma I_{i,t-j} + \sum_{m=1}^{12} \delta_m (I_{i,t-j} \cdot D_m) + \text{AR}(1) + \varepsilon_{it} \quad (102)$$

mit

ΔBC_{it}	Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,
m	Index zur Kennzeichnung des Monats,
D_m	Monats-Dummy-Variable, im Monat m gleich eins und sonst null,
α_m	Regressionskoeffizient für die Monats-Dummy-Variable I_m mit Bezeichnungen $\alpha_1 = \text{Januar}, \dots, \alpha_{12} = \text{Dezember}$,
$I_{i,t-j}$	Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
γ	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
δ_m	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variablen $I_{i,t-j}$ und Monats-Dummy-Variablen I_m ,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

Zur Vermeidung einer dummy variable trap ist in der Modellgleichung keine Regressionskonstante enthalten (Brooks, 2014, S. 495; Franzen & Schäfer, 2018, S. 145; Wooldridge, 2018, S. 223).

2.5.3.2 Monat und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage XLIX dargestellte Paneldatenanalyse enthält die Dummy-Variablen für die Monate Januar, Februar, Mai, Juni, Juli, November und Dezember, das Produkt der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten und der Dummy-Variable für August ($\gamma(\text{Lag } 2) * \text{August}$) sowie das Produkt der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten und der Dummy-Variable für Oktober ($\gamma(\text{Lag } 2) * \text{Oktober}$).

Für den Zeitraum 2013 – 2019 sind die Koeffizientenschätzer der Dummy-Variablen für die Monate hoch signifikant. Die Koeffizientenschätzer sind für Januar, Mai, Juni und Dezember positiv sowie für Februar, Juli und November negativ. Der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variable für Informationsart und der Dummy-Variable für August ist signifikant und der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variable für Informationsart und der Dummy-Variable für Oktober ist schwach signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Produkte der Dummy-Variablen sind beide positiv.

In dem Jahr 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variable für Informationsart und August schwach signifikant und der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variablen für Informationsart und Oktober ist hoch signifikant. Die Koeffizientenschätzer der beiden Produkte der Dummy-Variablen sind jeweils positiv. Während der Koeffizientenschätzer für die Dummy-Variable für November nicht signifikant ist, sind die Koeffizientenschätzer der übrigen Monats-Dummy-Variablen mindestens schwach signifikant. Jedoch sind für die Monate Januar, Mai und Juni die Vorzeichen negativ, während die Vorzeichen dieser Monate für den Zeitraum 2013 – 2019 positiv sind. Daher wird das Modell als zeitlich nicht robust beurteilt.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Monats-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Monats-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Monats-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet.

Das Modell wird aufgrund der fehlenden zeitlichen Robustheit als statistisch nicht signifikant beurteilt. Aus dem Modell kann somit nicht auf einen Zusammenhang von Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und dem Monat geschlossen werden.

2.5.3.3 Monat und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage L dargestellte Paneldatenanalyse enthält die Dummy-Variablen für die Monate Januar, Februar, Mai, Juni, Juli, November und Dezember sowie das Produkt der Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen und der Dummy-Variable für Mai ($\gamma(\text{Lag } 1) * \text{Mai}$).

Für den Zeitraum 2013 – 2019 sind die Koeffizientenschätzer der Dummy-Variablen für die Monate hoch signifikant. Die Koeffizientenschätzer sind für Januar, Mai, Juni und Dezember positiv sowie für Februar, Juli und November negativ. Der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variable für Informationsart und der Dummy-Variable für Mai ist ebenfalls hoch signifikant und positiv.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Dummy-Variable für Informationsart und Mai signifikant und positiv. Die Koeffizientenschätzer der Dummy-Variablen für

die Monate sind hoch signifikant und besitzen die gleichen Vorzeichen wie die entsprechenden Variablen des Zeitraums 2013 – 2019. Daher wird das Modell als zeitlich robust beurteilt.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Monats-Dummy-Variable. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Monats-Dummy-Variable. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Monats-Dummy-Variable einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet.

Das Modell wird als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt. Aus dem Modell kann somit auf einen Zusammenhang von Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen und dem Monat geschlossen werden. Das Modell gibt Hinweise darauf, dass sowohl

- Monats-Anomalien, als auch
- im Mittel eine Zunahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen im Mai beobachtbar sind.

2.5.4 Börsenstimmungsindikator

2.5.4.1 Modell mit einem Börsenstimmungsindikator

Mit dieser Analyse wird untersucht, ob das Ausmaß der Änderung der Beta-Korrektur infolge von Veröffentlichungen von unternehmensspezifischen Informationen proportional abhängig von der Stimmung der Marktteilnehmer ist. Hierzu wird ein einfacher Stimmungsindikator konstruiert. Der Indikator soll einen Hinweis geben, ob auf dem Kapitalmarkt eine gute, eine neutrale oder eine schlechte Stimmung vorherrscht.

Der Indikator basiert auf der Annahme, dass eine Veränderung des Marktzinses gegenüber dem Vortag die Börsenstimmung beeinflusst. Es wird angenommen, dass steigende Zinssätze die Stimmung eintrüben, fallende Zinssätze die Stimmung aufhellen, und stagnierende Zinssätze eine neutrale Stimmungslage bewirken.

Dieser Zusammenhang gilt nur für positive Zinssätze. Wenn sich im Niedrigzinsumfeld der Marktzins dem Umkehrzins annähert, der für den Euro-Raum bei ungefähr -1 % liegen dürfte, dann können monetäre Maßnahmen der Zentralbanken eine unerwünschte wirtschaftliche Kontraktion bewirken (Darracq Pariès et al., 2021, S. 2). Somit wird angenommen, dass weiter

fallende negative Zinsen die Stimmung dämpfen, während hingegen anziehende negative Zinsen die Stimmungslage heben. Weiterhin wird angenommen, dass Zinsänderungen umso stärker wahrgenommen werden, je höher ein positives Zinsniveau ist und je weiter sich ein negativer Zins dem Umkehrzins nähert.

Der Indikator ermittelt Terzile aus dem Produkt der 4. Potenz des LIBOR und dem absoluten Wert der Vortagesdifferenz. Das obere Drittel der Werte steht für schlechte Börsenstimmung, das mittlere Drittel repräsentiert neutrale Stimmung und das untere Drittel zeigt schlechte Stimmung an. Für die 1.767 Handelstage im Untersuchungszeitraum von 2013 – 2019 ergibt sich ein ungefähr ausgewogenes Verhältnis der Stimmungslagen:

- gute Stimmung an 589 Handelstagen,
- neutrale Stimmung an 656 Handelstagen und
- schlechte Stimmung an 522 Handelstagen.

Die Analyse-Modellgleichung mit dem Börsenstimmungsindikator lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha \cdot SEN_t + \gamma I_{i,t-j} + \delta (I_{i,t-j} \cdot SEN_t) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (103)$$

mit

- ΔBC_{it} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,
- c Regressionskonstante,
- SEN_t Indikator für die Stimmung am Tag t , kann die Werte 0, 1 und 2 annehmen (2 steht für ausgezeichnete, 1 für neutrale und 0 für schlechte Stimmung der Marktteilnehmer),
- α Regressionskoeffizient für den Börsenstimmungsindikator,
- $I_{i,t-j}$ Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
- γ Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
- δ Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und dem Stimmungsindikator SEN ,
- $AR(1)$ Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und

ε_{it}

Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.5.4.2 Börsenstimmungsindikator und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage LI dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Dummy-Variablen für die Börsenstimmung (SEN) und eine Informations-Dummy-Variablen für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten ($\gamma(\text{Lag } 2)$). Für die Periode 2013 – 2019 ist der Koeffizient der, um zwei Tage verzögerten, Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 2)$) hoch signifikant und positiv. Die Koeffizientenschätzer der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen (SEN) und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen besitzt ein negatives Vorzeichen und das Vorzeichen der Regressionskonstante ist positiv.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen stark signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. In dem Jahr 2017 ist der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variablen signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. In den beiden Jahren stimmen die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Börsenstimmungs-Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Börsenstimmungs-Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Börsenstimmungs-Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstante als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden, wobei die Informations-Dummy-Variablen keinen multiplikativen Zusammenhang mit der Börsenstimmungsvariablen zeigt. Das Modell führt zu den folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Zunahme der Beta-Korrektur.

Der Stimmungsindikator eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass er mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur wird an Tagen mit einer guten Börsenstimmung im Mittel stärker reduziert als an Tagen mit einer neutralen Stimmung.

Im Mittel ist eine Zunahme der Beta-Korrektur zwei Tage nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten beobachtbar.

Die Änderung der Beta-Korrektur nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten ist unabhängig von der Börsenstimmung.

2.5.4.3 Börsenstimmungsindikator und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage LII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Dummy-Variablen für die Börsenstimmung (*SEN*) und das Produkt der Informations-Dummy-Variablen für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1) * SEN$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variablen mit der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1) * SEN$) stark signifikant und positiv. Die Regressionskonstante und die Dummy-Variablen für die Börsenstimmung (*SEN*) sind hoch signifikant. Die Börsenstimmungs-Dummy-Variablen ist negativ und die Regressionskonstante ist positiv.

In den Jahren 2013 und 2017 sind die Koeffizientenschätzer der Börsenstimmungs-Dummy-Variablen (*SEN*) und die Regressionskonstante hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 2) * SEN$) ist signifikant. In beiden Jahren stimmen die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Börsenstimmungs-Dummy-Variablen. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Börsenstimmungs-Dummy-Variablen. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Börsenstimmungs-Dummy-Variablen einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstante als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Zunahme der Beta-Korrektur.

Der Stimmungsindikator eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass er mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur wird an Tagen mit einer guten Börsenstimmung im Mittel stärker reduziert als an Tagen mit einer neutralen Stimmung.

Im Mittel ist ein Tag nach der Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar. Die Stärke der Zunahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen steht mit dem Stimmungsindikator in einem multiplikativen Zusammenhang.

2.5.5 Schiefe der Renditeverteilung

2.5.5.1 Modell mit Schiefe der Renditeverteilung

In dem Kapitel 2.1.2.5 wurde diskutiert, dass die Marktteilnehmer Wertpapiere mit einer rechtsschiefen Verteilung gegenüber Wertpapieren mit einer linksschiefen Verteilung präferieren. In dieser Analyse wird untersucht, ob die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen eine Abhängigkeit von der Schiefe zeigen.

Für jeden Handelstag t wird aus den Renditen der zurückliegenden 18 Monate die Schiefe für die 267 Aktien bestimmt. Die 267 Werte der Schiefe eines Handelstages werden der Größe nach sortiert in Quintile eingeteilt. Für die Aktien, mit einer Zuordnung der Schiefe zum fünften Quintil, wird der gleichgewichtete Mittelwert der Renditen bestimmt. Genauso wird für diejenigen Aktien, mit einer Zuordnung der Schiefe zum ersten Quintil, der gleichgewichtete Mittelwert der Aktienrenditen ermittelt. Die Differenz der Mittelwerte des fünften Quintils und des ersten Quintils ist ein Maß für den Renditeunterschied von Aktien mit einer hohen Schiefe zu Aktien mit einer kleinen Schiefe bzw. von Aktien mit rechtsschiefer Verteilung zu Aktien mit linkschiefer Verteilung. Diese mit $SKEW$ bezeichnete Variable lehnt sich an den mit High-Minus-Low bezeichneten Risikofaktor im Drei-Faktoren-Modell von Fama und French an (1995, S. 133-134). Um dieses Maß mit der Beta-Korrektur in Beziehung zu setzen, wird es durch die Überrendite des Index-Portfolios geteilt. Die Modellgleichung mit der Schiefe lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha \cdot SKEW_t + \gamma I_{i,t-j} + \delta (I_{i,t-j} \cdot SKEW_t) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (104)$$

mit

ΔBC_{it} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,

c Regressionskonstante,

$SKEW_t$	Maßgröße für die Schiefe am Tag t ,
α	Regressionskoeffizient der Maßgröße Schiefe,
$I_{i,t-j}$	Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
γ	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
δ	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und der Maßgröße der Schiefe $SKEW_t$,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.5.5.2 Schiefe und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage LIII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für die Schiefe ($SKEW$) und eine Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten ($\gamma(\text{Lag } 2)$). Für die Periode 2013 – 2019 sind die Koeffizienten der, um zwei Tage verzögerten, Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 2)$) und der Maßgröße für die Schiefe ($SKEW$) beide hoch signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist auch hoch signifikant, aber negativ.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable stark signifikant. Die Koeffizientenschätzer der Maßgröße der Schiefe und der Regressionskonstante sind beide hoch signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und das Vorzeichen der Regressionskonstante stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für die Schiefe. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für die Schiefe. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für die Schiefe einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstante als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden, wobei die Informations-Dummy-Variable keinen multiplikativen Zusammenhang mit der Maßgröße für die Schiefe zeigt. Das Modell führt zu den folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.

Die Maßgröße für die Schiefe eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass sie mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit ansteigender Maßgröße für die Schiefe zu.

Im Mittel ist eine Zunahme der Beta-Korrektur zwei Tage nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten beobachtbar.

Die Änderung der Beta-Korrektur nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten ist unabhängig von der Maßgröße für die Schiefe.

2.5.5.3 Schiefe und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage LIV dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten eine Maßgröße für die Schiefe (*SKEW*) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für die Schiefe ($\gamma(\text{Lag } 1) * \text{SKEW}$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit der Maßgröße für die Schiefe ($\gamma(\text{Lag } 1) * \text{SKEW}$) stark signifikant und positiv. Die Regressionskonstante und die Maßgröße für die Schiefe (*SKEW*) sind hoch signifikant. Die Maßgröße für die Schiefe ist positiv und die Regressionskonstante ist negativ.

In den Jahren 2013 und 2018 sind die Koeffizientenschätzer der Maßgröße für die Schiefe und die Regressionskonstante jeweils hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 1) * \text{SKEW}$) ist im Jahr 2013 stark signifikant und im Jahr 2018 schwach signifikant. In beiden Jahren stimmen die Vorzeichen sowohl von den Koeffizientenschätzern als auch von der Regressionskonstante mit den Vorzeichen der jeweils entsprechenden Variable für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für die Schiefe. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für die Schiefe. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für die Schiefe einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Das Modell inklusive der Regressionskonstante kann als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.

Die Maßgröße für die Schiefe eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass sie mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit ansteigender Maßgröße für die Schiefe zu.

Im Mittel ist ein Tag nach der Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar. Die Stärke der Zunahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen steht mit der Maßgröße für die Schiefe in einem multiplikativen Zusammenhang.

2.5.6 Momentum

2.5.6.1 Modell mit 12-Monats-Momentum

In dem Kapitel 2.1.2.4 wurde der Momentum-Effekt diskutiert. Der Momentum-Effekt beschreibt die Beobachtung, dass Wertpapiere, die in den zurückliegenden drei bis zwölf Monaten eine überdurchschnittliche Renditeentwicklung zeigten, auch in den nächsten drei bis zwölf Monaten eine überdurchschnittliche Renditeentwicklung erwarten lassen. In dieser Analyse wird untersucht, ob die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen auch eine Abhängigkeit von dem Momentum-Effekt zeigen.

Für die Berechnung der Betafaktoren werden annualisierte Aktienrenditen aus den täglichen Renditen der zurückliegenden 18 Monate bestimmt. Für die Ermittlung des 12-Monats-Momentums können diese Renditen jedoch nicht verwendet werden. Stattdessen werden für alle Aktien und jeden Handelstag t die Renditen der zurückliegenden 12 Monate bestimmt. Die 12-Monats-Renditen eines Handelstages werden der Größe nach sortiert in Quintile eingeteilt. Für die Aktien, mit einer Zuordnung der 12-Monats-Renditen zum fünften Quintil, wird der gleichgewichtete Mittelwert der (annualisierten 18-Monats-)Renditen bestimmt. Genauso wird für diejenigen Aktien, mit einer Zuordnung der 12-Monats-Renditen zum ersten Quintil, der gleichgewichtete Mittelwert der (annualisierten 18-Monats-)Aktienrenditen ermittelt. Die Differenz der Mittelwerte des fünften Quintils und des ersten Quintils ist ein Maß für den Renditeunterschied von stark performenden Aktien zu Aktien mit schwacher Renditeentwicklung im vorhergehenden Jahr. Um dieses Maß mit der Beta-Korrektur in Beziehung zu setzen, wird

es durch die Überrendite des Index-Portfolios geteilt. Die Modellgleichung mit dem 12-Monate-Momentum lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha \cdot MOM_{12m_t} + \gamma I_{i,t-j} + \delta(I_{i,t-j} \cdot MOM_{12m_t}) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (105)$$

mit

ΔBC_{it} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,

c Regressionskonstante,

MOM_{12m_t} 12-Monats-Momentum am Tag t ,

α Regressionskoeffizient für das 12-Monats-Momentum MOM_{12m_t} ,

$I_{i,t-j}$ Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,

γ Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,

δ Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und das 12-Monats-Momentum MOM_{12m_t} ,

$AR(1)$ Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und

ε_{it} Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.5.6.2 Momentum und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage LV dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das 12-Monate-Momentum (MOM_{12M}) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten mit der Maßgröße für das 12-Monate-Momentum ($\gamma(\text{Lag } 2) * MOM_{12M}$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit dem 12-Monate-Momentum ($\gamma(\text{Lag } 2) * MOM_{12M}$) stark signifikant und positiv. Die Regressionskonstante und das 12-Monate-Momentum (MOM_{12M}) sind signifikant. Das 12-Monate-Momentum (MOM_{12M}) ist negativ und die Regressionskonstante ist positiv.

In den Jahren 2015 und 2017 sind die Koeffizientenschätzer des 12-Monate-Momentums (MOM_{12M}) und die Regressionskonstante hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für

das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 2) * MOM_{12M}$) ist signifikant. In dem Jahr 2016 sind die Koeffizientenschätzer des 12-Monate-Momentums (MOM_{12M}) und die Regressionskonstante stark signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 2) * MOM_{12M}$) ist schwach signifikant. In den drei Jahren stimmen die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne 12-Monate-Momentum. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne 12-Monate-Momentum. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass das 12-Monate-Momentum einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstante als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Zunahme der Beta-Korrektur.

Das 12-Monate-Momentum eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass es mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit ansteigendem 12-Monate-Momentum ab.

Im Mittel ist zwei Tage nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar. Die Stärke der Zunahme der Beta-Korrektur nach Jahresfinanzberichten steht mit dem 12-Monate-Momentum in einem multiplikativen Zusammenhang.

2.5.6.3 Momentum und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage LVI dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das 12-Monate-Momentum (MOM_{12M}) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das 12-Monate-Momentum ($\gamma(\text{Lag } 1) * MOM_{12M}$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 sind die Koeffizientenschätzer des 12-Monate-Momentums (MOM_{12M}), des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit dem 12-Monate-Momentum ($\gamma(\text{Lag } 1) * MOM_{12M}$) und der Regressionskonstante jeweils signifikant. Die Regressionskonstante und das Produkt der

Informations-Dummy-Variable mit dem 12-Monate-Momentum sind positiv und das 12-Monate-Momentum (MOM_{12M}) ist negativ.

In den Jahren 2015 und 2017 sind die Koeffizientenschätzer der Regressionskonstante und des 12-Monate-Momentums hoch signifikant. Der Koeffizientenschätzer für das Produkt der Informations-Dummy-Variable mit dem 12-Monate-Momentum ($\gamma(\text{Lag } 1) * MOM_{12M}$) ist signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante stimmen in den beiden Jahren mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne 12-Monate-Momentum. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne 12-Monate-Momentum. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass das 12-Monate-Momentum einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell inklusive der Regressionskonstante als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Zunahme der Beta-Korrektur.

Das 12-Monate-Momentum eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass es mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit ansteigendem 12-Monate-Momentum ab.

Im Mittel ist ein Tag nach der Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar. Die Stärke der Zunahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen steht mit dem 12-Monate-Momentum in einem multiplikativen Zusammenhang.

2.5.7 Buchwert-Marktwert-Verhältnis

2.5.7.1 Modell mit Buchwert-Marktwert-Verhältnis

In dem Kapitel 2.1.2.3 wurde der Value-Effekt diskutiert. Der Value-Effekt beschreibt die Beobachtung, dass die Substanzperlen häufig besser als die Wachstumswerte performen. Das Buchwert-Marktwert-Verhältnis wird oft als Kriterium herangezogen, um Substanzperlen von Wachstumswerten zu unterscheiden. In dieser Analyse wird untersucht, ob die

Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen eine Abhängigkeit von dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis zeigen.

Die Buchwert-Marktwert-Verhältnisse werden ermittelt, indem für jeden Börsenhandelstag die Buchwerte (von 199 Aktien zum Jahresende) durch die Aktienkurse geteilt werden. Für jeden Handelstag werden, der Größe nach sortierte, 199 Buchwert-Marktwert-Verhältnisse in Quintile eingeteilt. Für die Aktien, mit einer Zuordnung der Buchwert-Marktwert-Verhältnisse zum fünften Quintil, wird der gleichgewichtete Mittelwert der Renditen bestimmt. Genauso wird für diejenigen Aktien, mit einer Zuordnung der Buchwert-Marktwert-Verhältnisse zum ersten Quintil, der gleichgewichtete Mittelwert der Aktienrenditen ermittelt. Die Differenz der Mittelwerte des fünften Quintils und des ersten Quintils ist ein Maß für den Renditeunterschied von Aktien mit einem hohen Buchwert-Marktwert-Verhältnis zu Aktien mit einem niedrigen Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Um dieses Maß mit der Beta-Korrektur in Beziehung zu setzen, wird es durch die Überrendite des Index-Portfolios geteilt. Das so bestimmte Risikomaß wird in die Modellgleichung für alle 267 Aktien übernommen. Die Modellgleichung mit Buchwert-Marktwert-Verhältnis lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha \cdot BTM_t + \gamma I_{i,t-j} + \delta (I_{i,t-j} \cdot BTM_t) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (106)$$

mit

ΔBC_{it}	Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,
c	Regressionskonstante,
BTM_t	Maßgröße des Buchwert-Marktwert-Verhältnisses am Tag t ,
α	Regressionskoeffizient der Rendite des Buchwert-Marktwert-Verhältnisses,
$I_{i,t-j}$	Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
γ	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
δ	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variablen $I_{i,t-j}$ und dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis BTM_t ,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.5.7.2 Buchwert-Marktwert-Verhältnis und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage LVII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis (*BTM*) und das Produkt der Informations-Dummy-Variablen für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten mit der Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 2) * BTM$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variablen mit der Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 2) * BTM$) stark signifikant und negativ. Der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ist schwach signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und positiv.

In dem Jahr 2015 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 2) * BTM$) signifikant und der Koeffizientenschätzer für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ist hoch signifikant. In dem Jahr 2016 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 2) * BTM$) signifikant und der Koeffizientenschätzer für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ist ebenfalls signifikant. In dem Jahr 2017 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variablen ($\gamma(\text{Lag } 2) * BTM$) schwach signifikant und der Koeffizientenschätzer für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ist hoch signifikant. Die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer stimmen in den drei einzelnen Jahren mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass es mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit ansteigender Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis zu.

Im Mittel ist zwei Tage nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten eine Abnahme der Beta-Korrektur beobachtbar, wobei die Stärke der Abnahme der Beta-

Korrektur nach Jahresfinanzberichten mit der Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis einen multiplikativen Zusammenhang zeigt.

2.5.7.3 Buchwert-Marktwert-Verhältnis und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage LVIII dargestellte Paneldatenanalyse enthält das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 1) * BTM$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 1) * BTM$) schwach signifikant und negativ. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und ebenfalls negativ.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 1) * BTM$) schwach signifikant. In dem Jahr 2015 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 1) * BTM$) signifikant. In dem Jahr 2017 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 1) * BTM$) ebenfalls signifikant. In den drei Jahren stimmen die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer mit den Vorzeichen der entsprechenden Variable für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist marginal größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgendem Ergebnis:

Im Mittel ist ein Tag nach der Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Abnahme der Beta-Korrektur beobachtbar, wobei die Stärke der Abnahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das Buchwert-Marktwert-Verhältnis einen multiplikativen Zusammenhang zeigt.

2.5.8 Cash Flow-Marktwert-Verhältnis

2.5.8.1 Modell mit Cash Flow-Marktwert-Verhältnis

In dem Kapitel 2.1.2.3 wurde der Value-Effekt diskutiert. Der Value-Effekt beschreibt die Beobachtung, dass die Substanzperlen häufig besser als die Wachstumswerte performen. Als ein Kriterium zur Unterscheidung von Substanzperlen und Wachstumswerten wird oft das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis herangezogen. In dieser Analyse wird untersucht, ob die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen eine Abhängigkeit von dem Cash Flow-Marktwert-Verhältnis zeigen.

Die Cash Flow-Marktwert-Verhältnisse werden ermittelt, indem für jeden Börsenhandelstag die Cashflows (von 199 Aktien zum Jahresende) durch die Aktienkurse geteilt werden. Für jeden Handelstag werden, der Größe nach sortierte, 199 Cash Flow-Marktwert-Verhältnisse in Quintile eingeteilt. Für die Aktien, mit einer Zuordnung der Cash Flow-Marktwert-Verhältnisse zum fünften Quintil, wird der gleichgewichtete Mittelwert der Renditen bestimmt. Genauso wird für diejenigen Aktien, mit einer Zuordnung der Cash Flow-Marktwert-Verhältnisse zum ersten Quintil, der gleichgewichtete Mittelwert der Aktienrenditen ermittelt. Die Differenz der Mittelwerte des fünften Quintils und des ersten Quintils ist ein Maß für den Renditeunterschied von Aktien, mit einem hohen Cash Flow-Marktwert-Verhältnis, zu Aktien, mit einem kleinen Cash Flow-Marktwert-Verhältnis. Um dieses Maß mit der Beta-Korrektur in Beziehung zu setzen, wird es durch die Überrendite des Index-Portfolios geteilt. Das so bestimmte Risikomaß wird in die Modellgleichung für alle 267 Aktien übernommen. Die Modellgleichung mit dem Cash Flow-Marktwert-Verhältnis lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha \cdot CFTM_t + \gamma I_{i,t-j} + \delta(I_{i,t-j} \cdot CFTM_t) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (107)$$

mit

ΔBC_{it} Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,

c Regressionskonstante,

$CFTM_t$ Maßgröße des Cash Flow-Marktwert-Verhältnisses am Tag t ,

α Regressionskoeffizient der Rendite des Cash Flow-Marktwert-Verhältnisses,

$I_{i,t-j}$ Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,

γ	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
δ	Regressionskoeffizient für das Produkt von Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und dem Cash Flow-Marktwert-Verhältnis $CFTM_t$,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.5.8.2 Cash Flow-Marktwert-Verhältnis und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage LIX dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis ($CFTM$) und eine Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten (γ (Lag 2)). Für die Periode 2013 – 2019 sind die Koeffizientenschätzer der, um zwei Tage verzögerten, Informations-Dummy-Variable (γ (Lag 2)) und der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis ($CFTM$) beide hoch signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist statistisch nicht signifikant und ebenfalls positiv.

Im Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis hoch signifikant und der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable ist stark signifikant. In den beiden Jahren 2015 und 2017 sind die Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis hoch signifikant und die Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable sind signifikant. Im Jahr 2016 ist der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis stark signifikant und der Koeffizientenschätzer der Informations-Dummy-Variable ist signifikant. In den vier Jahren stimmen die Vorzeichen der Koeffizientenschätzer mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Somit ist das Modell zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Somit kann das Modell als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden, wobei die Informations-Dummy-Variable keinen multiplikativen Zusammenhang mit der

Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis zeigt. Das Modell führt zu den folgenden Ergebnissen:

Die Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass sie mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit ansteigender Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis zu.

Im Mittel ist eine Zunahme der Beta-Korrektur zwei Tage nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten beobachtbar.

Die Änderung der Beta-Korrektur nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten ist unabhängig von der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis.

2.5.8.3 Cash Flow-Marktwert-Verhältnis und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage LX dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis (*CFTM*) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 1) * CFTM$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 1) * CFTM$) signifikant und positiv. Der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis ist hoch signifikant und auch positiv. Die Regressionskonstante ist stark signifikant und ebenfalls positiv.

In dem Jahr 2015 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 1) * CFTM$) stark signifikant. Der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis ist hoch signifikant. Die Regressionskonstante ist stark signifikant. Die Vorzeichen der beiden Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur

leistet. Das Modell inklusive der Regressionskonstante kann somit als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Zunahme der Beta-Korrektur.

Die Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass es mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit steigender Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis zu.

Im Mittel ist ein Tag nach der Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar, wobei die Stärke der Zunahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis einen multiplikativen Zusammenhang zeigt.

2.5.9 Gewinn-Marktwert-Verhältnis

2.5.9.1 Modell mit Gewinn-Marktwert-Verhältnis

In dem Kapitel 2.1.2.3 wurde der Value-Effekt diskutiert. Der Value-Effekt beschreibt die Beobachtung, dass die Substanzperlen häufig besser als die Wachstumswerte performen. Das Gewinn-Marktwert-Verhältnis wird oft als Kriterium herangezogen, um Substanzperlen von Wachstumswerten zu unterscheiden. In dieser Analyse wird untersucht, ob die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen eine Abhängigkeit von dem Gewinn-Marktwert-Verhältnis zeigen.

Die Gewinn-Marktwert-Verhältnisse werden ermittelt, indem für jeden Börsenhandelstag die Gewinne (von 199 Aktien zum Jahresende) durch die Aktienkurse geteilt werden. Für jeden Handelstag werden, der Größe nach sortierte, 199 Cash Flow-Marktwert-Verhältnisse in Quintile eingeteilt. Für die Aktien, mit einer Zuordnung der Gewinn-Marktwert-Verhältnisse zum fünften Quintil, wird der gleichgewichtete Mittelwert der Renditen bestimmt. Genauso wird für diejenigen Aktien, mit einer Zuordnung der Gewinn-Marktwert-Verhältnisse zum ersten Quintil, der gleichgewichtete Mittelwert der Aktienrenditen ermittelt. Die Differenz der Mittelwerte des fünften Quintils und des ersten Quintils ist ein Maß für den Renditeunterschied von Aktien mit einem hohen Gewinn-Marktwert-Verhältnis zu Aktien mit einem niedrigem Gewinn-Marktwert-Verhältnis. Um dieses Maß mit der Beta-Korrektur in Beziehung zu setzen,

wird es durch die Überrendite des Index-Portfolios geteilt. Dieses Risikomaß wird in die Modellgleichung für alle 267 Aktien übernommen. Die Modellgleichung mit dem Gewinn-Marktwert-Verhältnis lautet:

$$\Delta BC_{it} = c + \alpha \cdot PETM_t + \gamma I_{i,t-j} + \delta (I_{i,t-j} \cdot PETM_t) + AR(1) + \varepsilon_{it} \quad (108)$$

mit

ΔBC_{it}	Änderung der Beta-Korrektur für Aktie i am Tag t ,
c	Regressionskonstante,
$PETM_t$	Maßgröße des Gewinn-Marktwert-Verhältnisses am Tag t ,
α	Regressionskoeffizient der Rendite des Gewinn-Marktwert-Verhältnisses,
$I_{i,t-j}$	Dummy-Variable für die Veröffentlichung von Informationen von Aktie i ist am Tag $t-j$ gleich eins und sonst null,
γ	Regressionskoeffizient für die Dummy-Variable $I_{i,t-j}$,
δ	Regressionskoeffizient für das Produkt der Informations-Dummy-Variable $I_{i,t-j}$ und dem Gewinn-Marktwert-Verhältnis $PETM_t$,
$AR(1)$	Autoregressiver Term in der ersten Ordnung und
ε_{it}	Störterm der Regression von Aktie i am Tag t .

2.5.9.2 Gewinn-Marktwert-Verhältnis und Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Die in Anlage LXI dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($PETM$) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten mit der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 2) * PETM$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 2) * PETM$) stark signifikant und positiv. Der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($PETM$) ist schwach signifikant und positiv. Die Regressionskonstante ist schwach signifikant und negativ.

In keinem Jahr des Untersuchungszeitraums sind der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($PETM$) und der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 2) * PETM$) beide mindestens schwach signifikant und von ihren Vorzeichen übereinstimmend. Das Modell ist somit nicht zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage V ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Aufgrund der nicht gegebenen zeitlichen Robustheit wird das Modell als statistisch nicht signifikant beurteilt.

2.5.9.3 Gewinn-Marktwert-Verhältnis und Dividendenbekanntmachungen

Die in Anlage LXII dargestellten Ergebnisse der Paneldatenanalyse enthalten die Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis (*PETM*) und das Produkt der Informations-Dummy-Variable für die zeitverzögerte Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 1) * PETM$). In dem Zeitraum 2013 – 2019 ist der Koeffizientenschätzer des Produkts der Informations-Dummy-Variable mit der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ($\gamma(\text{Lag } 1) * PETM$) signifikant und positiv. Der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis (*PETM*) ist schwach signifikant und auch positiv. Die Regressionskonstante ist signifikant und negativ.

In dem Jahr 2013 ist der Koeffizientenschätzer für das Produkt mit der Informations-Dummy-Variable ($\gamma(\text{Lag } 1) * PETM$) schwach signifikant. Der Koeffizientenschätzer der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis ist hoch signifikant. Die Regressionskonstante ist hoch signifikant. Die Vorzeichen der beiden Koeffizientenschätzer und der Regressionskonstante stimmen mit den Vorzeichen der entsprechenden Variablen für den Zeitraum 2013 – 2019 überein. Das Modell ist somit zeitlich robust.

Das adjustierte Bestimmtheitsmaß ist größer als der in Anlage XXVII ausgewiesene Wert für ein Modell ohne Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis. Das AIC ist kleiner als der entsprechende Wert des Modells ohne Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis. Die Kennzahlen sprechen dafür, dass die Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag für die Volatilität der Änderungen der Beta-Korrektur leistet. Das Modell inklusive der Regressionskonstante kann somit als statistisch signifikant und zeitlich robust beurteilt werden und führt zu folgenden Ergebnissen:

Die Regressionskonstante bewirkt eine kontinuierliche Abnahme der Beta-Korrektur.

Die Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis eignet sich als Risikofaktor in dem Sinne, dass es mit der Beta-Korrektur korreliert. Die Beta-Korrektur nimmt mit steigender Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis zu.

Im Mittel ist ein Tag nach der Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen eine Zunahme der Beta-Korrektur beobachtbar, wobei die Stärke der Zunahme der Beta-Korrektur nach Dividendenbekanntmachungen mit der Maßgröße für das Gewinn-Marktwert-Verhältnis in einem multiplikativen Zusammenhang steht.

2.6 Erweiterung des Untersuchungszeitraums

In dem Einführungskapitel wird ausgeführt, dass der Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2019 durch einen kontinuierlichen wirtschaftlichen Aufschwung gekennzeichnet ist. Diese Phase wurde durch die Corona-Krise mit einem starken wirtschaftlichen Abschwung abgelöst. Um zu prüfen, ob die statistisch signifikanten Korrelationsbeziehungen der Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und Dividendenbekanntmachungen unter diesen geänderten wirtschaftlichen Bedingungen weiterhin beobachtbar sind, wird der Untersuchungszeitraum um die beiden Jahre 2020 und 2021 verlängert.

Nach der Aufbereitung der Wertpapierdaten für den erweiterten Untersuchungszeitraum von 2013 bis 2021 erfüllen 221 Wertpapiere die Auswahlkriterien. 24 Aktien sind durchgehend im DAX gelistet und werden in das Index-Portfolio aufgenommen.

Analog zu dem Kapitel 2.1.3 wird mit der Gleichung (82) die Annahme einer verhaltensökonomischen Informationseffizienz des Marktes getestet. Die Ergebnisse der Paneldatenanalyse werden in der Anlage LXIII gezeigt. Für den Zeitraum von 2013 – 2021 weicht der Regressionskoeffizient in der fünften Nachkommastelle und die Regressionskonstante erst in der siebten Nachkommastelle von den theoretisch erwarteten Werten eins und null ab. Jedoch haben die Abweichungen eine hohe Signifikanz, was an dem t-Wert für die Konstante c und der Prüfgröße des Wald-Tests für den Regressionskoeffizienten zu ersehen ist. Im Jahr 2020 wird für den Koeffizientenschätzer mit 0,74 ein stark von dem theoretischen Wert 1,00 abweichender Wert ausgewiesen. Die Annahme einer Informationseffizienz des Marktes im verhaltensökonomischen Sinne kann abgelehnt werden. Somit ist die Anwendbarkeit des erweiterten IANM nicht gegeben.

Die Beta-Korrektur zeigt für den gesamten Zeitraum von 2013 bis 2021 zwei Tage nach der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten keine statistisch signifikanten Änderungen mehr. Dies gilt mit Ausnahme von dem Jahr 2016 auch für die übrigen Jahre, was in der Anlage LXIV dargestellt ist. In der Anlage LXV ist wird gezeigt, dass für gesamten Zeitraum von 2013 bis 2021 eine schwach signifikante Beta-Korrekturänderung drei Tage nach der Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten beobachtbar ist. Für die einzelnen Jahre ist der Koeffizientenschätzer nicht signifikant, so dass das Modell als zeitlich nicht robust zu beurteilen ist.

Für den Zeitraum von 2013 bis 2021 sind die Dividendenbekanntmachungen einen Tag nach der Veröffentlichung nicht signifikant. Für das Jahr 2021 wird eine schwach signifikante und für das Jahr 2016 eine signifikante Korrelation in der Anlage LXVI ausgewiesen.

Mit der Erweiterung des Untersuchungszeitraums um die Jahre 2020 und 2021 kann der Markt nicht mehr als verhaltensökonomisch informationseffizient angesehen werden. Damit ist das erweiterte IANM nicht anwendbar. Die Korrelationsbeziehungen für die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und Dividendenbekanntmachungen sind nicht mehr signifikant.

3 Diskussion, Interpretation und Konklusion

3.1 Interpretation und Diskussion der Analyseergebnisse

3.1.1 Anwendbarkeit des IANM

Das CAPM kann Aktienrenditen sehr gut erklären. Noch bessere Ergebnisse werden mit dem best-beta CAPM erzielt. Die Tests der Modelle zeigen jedoch, dass die Modellgleichungen nicht erfüllt werden. Daraus kann geschlossen werden, dass der Markt nicht im neoklassischen Sinne informationseffizient ist. Mit einem Test des BAPM gelangt man zu dem Ergebnis, dass die Annahme eines im verhaltensökonomischen Sinne effizienten Marktes nicht abgelehnt werden kann. Somit sind die Voraussetzungen gegeben, um das IANM anzuwenden. Die von Shefrin und Statman definierte Beta-Korrektur (1994, S. 341-342) führt zu besseren Testergebnissen als der von Ramiah und Davidson definierte Behavioral Error (2007, S. 212). In den folgenden Untersuchungen wird die Änderung der Beta-Korrektur anstatt der Änderung des Behavioral Errors in dem IANM als erklärte Variable verwendet.

3.1.2 Ergebnisse der Analyse von Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen

Nur die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und von Dividendenbekanntmachungen korrelieren bei der Zeitverlaufs-Analyse und bei der Sektor-Analyse mit einer Änderung der Beta-Korrektur und erfüllen das Ausschlusskriterium für ineffiziente Zustände. Alle anderen Meldungsarten genügen diesen drei Kriterien nicht.

Die folgenden Resultate ergeben sich für die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten:

- Zunahme der Beta-Korrektur zwei Tage nach einer Veröffentlichung mit hoher Signifikanz. Für die Informations-Dummy-Variable wird ein t-Wert von 4,21 in Anlage V ermittelt.
- Zunahme der Beta-Korrektur auch für Unternehmen desselben Subsektors sowie für weitere Unternehmen des gleichen Sektors.
- Die absoluten Beträge der Koeffizientenschätzer für das Unternehmen, den Subsektor und den Sektor nehmen in dieser Reihenfolge ab.
- Das Produkt der Informations-Dummy-Variable mit der Dummy-Zustandsvariable für ein neoklassisch ungleichgewichtiges Index-Portfolios ist gemäß Anlage XXXIX hoch signifikant mit einem t-Wert von 3,54.
- Das Produkt der Informations-Dummy-Variable mit der Dummy-Zustandsvariable für ein gleichzeitig ungleichgewichtiges Index-Portfolio und ein ungleichgewichtiges Composite-Portfolio ist gemäß Anlage XLIII hoch signifikant mit einem t-Wert von 3,72.
- Die Maßgrößen für das Momentum und das Buchwert-Marktwert-Verhältnis stehen in einem multiplikativen Zusammenhang mit der Dummy-Variable für die Jahresfinanzberichte.
- Die statistischen Kenngrößen der Modelle mit Momentum (Anlage LIX) und Buchwert-Marktwert-Verhältnis (Anlage LXI) sind sehr ähnlich. Die t-Werte unterscheiden sich in der zweiten Nachkommastelle und das adjustierte Bestimmtheitsmaß sowie das AIC unterscheiden sich erst in der sechsten Nachkommastelle.

Die Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen zeigen die folgenden Ergebnisse:

- Zunahme der Beta-Korrektur einen Tag nach der Veröffentlichung mit starker Signifikanz. Für die Informations-Dummy-Variable wird ein t-Wert von 2,94 in Anlage XXVII gezeigt.
- Zunahme der Beta-Korrektur auch für weitere Unternehmen desselben Subsektors sowie für Unternehmen des gleichen Sektors und auch des zugehörigen Supersektors.

- Die absoluten Beträge der Koeffizientenschätzer für das Unternehmen, den Subsektor und den Sektor nehmen in dieser Reihenfolge ab. Für den Supersektor nehmen sie wieder zu.
- Das Produkt der Informations-Dummy-Variable mit der Dummy-Zustandsvariable für ein neoklassisch ungleichgewichtiges Index-Portfolios ist gemäß Anlage XLI signifikant mit einem t-Wert von 2,27.
- Das Produkt der Informations-Dummy-Variable mit der Dummy-Zustandsvariable für ein gleichzeitig ungleichgewichtiges Index-Portfolio und ein ungleichgewichtiges Composite-Portfolio ist gemäß Anlage XLV hoch signifikant mit einem t-Wert von 2,43.
- Die Maßgrößen für die Schiefe, den Monat Mai, die Börsenstimmung, das Momentum, das Buchwert-Marktwert-Verhältnis, das Cash Flow-Marktwert-Verhältnis und das Gewinn-Marktwert-Verhältnis stehen in einem multiplikativen Zusammenhang mit der Dummy-Variable für Jahresfinanzberichte.
- Ein hoher t-Wert von 3,58 wird für das Produkt der Informations-Dummy-Variable mit der Dummy-Variable für den Monat Mai in Anlage L ausgewiesen. Der Wert ist größer als der t-Wert von 2,94 für ein Modell ohne Monate.

Für die Wochentage lässt sich kein statistisch signifikanter multiplikativer Zusammenhang mit der Dummy-Variable für die Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen belegen.

3.1.3 Diskussion der Analyse von Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten

Aus institutioneller Perspektive bzw. aus der Sicht von Investmentfonds kann die, um zwei Tage zeitversetzte, Reaktion damit begründet werden, dass diese Zeit erforderlich ist, um die Genehmigungsprozesse für die Handelsentscheidungen zu durchlaufen. Die zeitverzögerte Reaktion kann aus verhaltensökonomischer Perspektive als eine Gewinnankündigungsdrift, die aus einer Neigung der Investoren zum Konservatismus folgt, erklärt werden.

Mit den Jahresfinanzberichten wird der Buchwert als Kennzahl veröffentlicht, was einen Bezug zu dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis herstellt. Das faktorbasierte Marktrisiko, das durch die Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten entsteht, wird von seiner Stärke durch das Buchwert-Marktwert-Verhältnis und das Momentum beeinflusst. In den theoretischen Ausführungen wurde abgeleitet, dass die anomale Rendite das Betarisiko, den Unternehmensgröße-Effekt, den Momentum-Effekt und den Value-Effekt zeigen kann. Zusammen haben die

Effekte eine starke Ähnlichkeit zu den Risikofaktoren, die in dem Vier-Faktoren-Modells von Carhart modelliert werden.

Mit den Erkenntnissen aus dem theoretischen Teil, dass die anomale Rendite sowohl einen Unternehmensgröße-Effekt als auch einen Momentum-Effekt beinhaltet, ergibt sich die Schlussfolgerung, dass das modifizierte IANM mit der Veröffentlichung von Jahresfinanzberichten als ein verhaltensökonomisches Pendant zum Vier-Faktoren-Modell angesehen werden kann.

3.1.4 Diskussion der Analyse von Veröffentlichung von Dividendenbekanntmachungen

Dividendenbekanntmachungen dürften nur in einem geringen Maße neue und unerwartete Informationen enthalten, wenn angenommen wird, dass die Hauptversammlungsbeschlüsse über Dividendenzahlungen nur selten von den im Vorfeld kommunizierten Vorschlägen des Vorstandes abweichen. Die Veröffentlichungszeitpunkte der Dividendenbekanntmachungen sind nicht unerwartet, da die Hauptversammlungsbeschlüsse unverzüglich zu veröffentlichen sind (Buck-Heeb, 2019, S. 250 Rn. 802). Die Dividendenbekanntmachungen zeigen jedoch mit mehreren Risikofaktoren statistisch signifikante Korrelationen. Dies legt die Vermutung nahe, dass die Dividendenbekanntmachungen nur ein Proxy für ein unbekanntes Risiko sind. Dieses unbekanntes Risiko könnten die Hauptversammlungen in Kombination mit Dividendenzahlungen darstellen. Im Rahmen von Hauptversammlungen verbreitete Meinungsäußerungen können kursrelevant für das jeweilige Unternehmen als auch für andere Unternehmen sein. Als ein Beispiel hierfür seien die Hauptversammlungen von Berkshire Hathaway angeführt, auf denen sich Warren Buffet, den Fragen von Aktionären, die sich Ratschläge und Tipps für Anlageentscheidungen erhoffen, stellt. Warren Buffet wird in diesem Kontext auch „Orakel von Omaha“ genannt (Franzen & Schäfer, 2018, S. 453). Die Dividenden dienen dann zur Finanzierung der Käufe von Aktien, für die es positive Meinungsäußerungen gibt. Somit lässt sich die Reaktion der Information-Trader auf Dividendenbekanntmachungen als Noise sowohl bezüglich des betreffenden Unternehmens als auch als Noise für andere Unternehmen interpretieren. Wertpapiere mit positiven Zukunftsaussichten werden favorisiert, wobei die anderen Risikofaktoren als Prognose-Indikator dienen. Dies begründet auch die hohe Anzahl von Abhängigkeiten mit anderen Risikofaktoren.

Die zeitverzögerte Reaktion der Information Trader kann auch aus verhaltensökonomischer Sicht mit einer Gewinnankündigungsdrift, die durch eine Neigung zum Konservatismus bedingt ist, und aus neo-institutioneller Perspektive mit dem erforderlichen Zeitbedarf für Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger erklärt werden. Eine weitere Erklärung ist, dass die Aktionäre erst mit der Auszahlung der Dividenden handeln und die Dividenden wieder anlegen. Die Dividenden werden in dem ausschüttenden Unternehmen, aber auch in dem gleichen Subsektor und in geringerem Umfang im gleichen Sektor angelegt. Mit einer Wiederanlage von Dividenden lässt sich auch der vom Ausmaß stärkere Korrelations-Effekt mit Unternehmen des gleichen Supersektors interpretieren. Gestützt wird diese These von der Beobachtung, dass nur der Monat Mai signifikant ist. Einerseits gibt es im Monat Mai ungefähr die Hälfte der Dividendenbekanntmachungen. Andererseits werden im Mai auch verstärkt „Dividendenjäger“ im Markt aktiv sein, die die Ausschüttung für Käufe von Aktien anderer Unternehmen verwenden, bei denen die Dividendenausschüttung noch erfolgt.

3.2 Gütekriterien und methodische Abgrenzung

Die Anzahl der Unternehmensmeldungen ist sehr viel kleiner als die Anzahl der beobachteten Aktienkurse. Ein Jahresfinanzbericht wird beispielsweise nur an einem Tag im Jahr veröffentlicht. Die Aktienkurse werden an jeden Handelstag ermittelt. Die im Vergleich mit den Aktienkursen geringe Anzahl von Informationsereignissen erfordert eine geeignete Konzeption der Untersuchung, um durch Minimierung von Spezifikations- und Messfehlern eine hohe statistische Güte zu erhalten. Das Konzept des modifizierten IANM ist darauf ausgelegt, Messfehler möglichst gering zu halten:

- Verwendung von best-beta CAPM-Betafaktoren anstatt CAPM-Betafaktoren,
- analytische Berechnung der best-beta CAPM-Betafaktoren und damit Ausschöpfung sämtlicher Korrelationen,
- in der von den Dimensionen Rendite und Risiko aufgespannten Ebene liegt der endogen berechnete Index auf der Effizienzlinie und ist kapitalmarkteffizient an Tagen, an denen der Markt effizient im neoklassischen Sinne ist.

Die Unternehmensmeldungen werden während der Aufbereitung bereinigt. Dabei werden die Meldungen den richtigen Handelstagen anhand ihrer Handelsplätze und der Uhrzeiten der

Veröffentlichungen zugeordnet und die Renditen mit Berücksichtigung von Dividendenzahlungen, die um Kapitalmaßnahmen bereinigt sind, ermittelt. Die Sektor-Zuordnungen werden an den, für das jeweilige Jahr gültigen, Verkettungstag angepasst.

Durch Prüfung der statistischen Eigenschaften der abhängigen Variablen und Verwendung von geeigneten statistischen Verfahren wird eine hohe statistische Güte angestrebt. Die Modelle werden mit einem standardisierten Verfahren um nicht signifikante exogene Variablen reduziert, bis entweder keine statistisch signifikante Korrelation für die untersuchte Meldungsart festgestellt wird oder ein wohlspezifiziertes Modell identifiziert wird. Für Panelanalysen ist dabei generell die Anwendung des Parsimonitätsprinzips erstrebenswert, da insbesondere für Prognosen die Schätzungen in der Regel umso besser sind, je weniger Parameter in das Modell einfließen (Hartung et al., 2002, S. 686). Es wird auch die Robustheit der Modelle im Zeitverlauf innerhalb des Untersuchungszeitraum anhand festgelegter Regeln geprüft.

Der Algorithmus zur Bestimmung einer möglichst wohlspezifizierten Modellstruktur wird für alle Informationsarten in der gleichen Weise angewendet. Damit sind die Ergebnisse reproduzierbar und objektiv, da es keine Entscheidungsfreiheit bei der Modellauswahl für den Auswerter gibt. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, dass ein Modell existiert, das die realen funktionalen Beziehungen besser abbildet als das empirisch bestimmte Modell.

Die verwendete Methodik beinhaltet auch Einschränkungen. Dies betrifft einerseits die Auswahl von Aktien mit über den Erhebungszeitraum verfügbaren Kurszeitreihen sowie derjenigen Aktien, die in das Index-Portfolio aufgenommen werden bzw. während des Untersuchungszeitraums durchgehend im DAX gelistet sind. Eine systematische Verzerrung aufgrund der eingeschränkten Auswahl der in die empirische Untersuchung einbezogenen Wertpapiere, die als Survivorship-Bias bezeichnet wird, kann nicht ausgeschlossen werden. Simulationen von Portfolios, die von Brown, Goetzmann, Ibbotson und Ross durchgeführt wurden, zeigen, dass die Renditen und Varianzen sowie Kovarianzen durch den Survivorship-Bias beeinflusst werden (1992, S. 576). Der Ausschluss von einzelnen Unternehmen erzeugt im IANM einen potenziellen Survivorship-Bias (Xu, 2015, S. 56). Ramiah und Davidson halten zwar zu niedrig geschätzte Betafaktoren aufgrund eines möglichen Survivorship-Bias für möglich, aber argumentieren, dass sich dies sowohl auf das Composite-Portfolio als auch auf das Index-Portfolio auswirken und die Aussagekraft der Ergebnisse nicht beeinflussen würde (2007, S. 212). In der empirischen Untersuchung werden mögliche Auswirkungen eines Survivorship-Bias durch möglichst viele, in die Untersuchung einbezogene, Aktien reduziert.

Für die Untersuchung der Abhängigkeit mit weiteren Risikofaktoren werden die jeweils aktuellen Werte und nicht die den Marktteilnehmern zuletzt bekannten bzw. die von ihnen prognostizierten Werte zugrunde gelegt, womit sich die Bestimmung der Risikofaktoren von dem Verfahren von beispielsweise Fama und French (1992, S. 429) unterscheidet.

Zur Bestimmung der Buchwert-Marktwert -, Gewinn-Marktwert - und Gewinn-Marktwert-Verhältnisse werden die Kurse in Beziehung zu den Fundamentalwerten der jeweiligen Jahre ins Verhältnis gesetzt. Dieses Verfahren ist adäquat in Bezug auf die Untersuchung von möglichen Korrelationen. Aus der Perspektive eines Marktteilnehmers ist der Fundamentalwert aber noch nicht bekannt, was damit eine Abgrenzung zu den Untersuchungen von Fama und French ergibt, in denen sichergestellt wird, dass der Buchwert den Marktteilnehmern Anfang Juli des nachfolgenden Jahres bekannt ist (1992, S. 429; 1995, S. 134).

3.3 Thesenüberführung

Die durchgeführten Tests mit dem CAPM und best-beta CAPM zeigen, dass der Markt nicht vollständig informationseffizient im neoklassischen Sinne ist. Die Annahme, dass der Markt informationseffizient im verhaltensökonomischen Sinne ist, kann nicht abgelehnt werden. Die empirischen Ergebnisse sprechen für die erste Hypothese, dass der Markt nicht neoklassisch aber verhaltensökonomisch informationseffizient ist.

Für die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und von Dividendenbekanntmachungen konnten Korrelationen der Meldungen

- zeitverzögert mit der Änderungen der Beta-Korrektur des gleichen Unternehmens, auf das sich die Meldungen beziehen, und auch
- mit Änderungen der Beta-Korrektur anderer Unternehmen, auf die sich die Meldungen nicht beziehen

nachgewiesen werden. Die zeitverzögerte Korrelationsbeziehung ist im Ungleichgewicht des Markt statistisch signifikant. Mit diesen Ergebnissen erweisen sich die Veröffentlichungen von beiden Meldungsarten empirisch als faktorbasierte Marktrisiken, was die zweite Hypothese bestätigt.

Die Veröffentlichungen von beiden Meldungsarten zeigen statistisch signifikante Abhängigkeiten mit weiteren Risikofaktoren, was auch die dritte Hypothese bestätigt.

3.4 Konklusion und Beantwortung der empiriegeleiteten Fragestellung

Da der Kapitalmarkt nicht vollständig neoklassisch informationseffizient ist, aber die Annahme einer verhaltensökonomischen Informationseffizienz nicht abgelehnt werden kann, kann das erweiterte IANM angewendet werden, um Korrelationen zwischen Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko nachzuweisen.

Für die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und von Dividendenbekanntmachungen konnten zeitverzögerte Korrelationen der Meldungen mit Änderungen der Beta-Korrektur sowohl des gleichen Unternehmens, auf das sich die Meldungen beziehen, als auch für andere Unternehmen, die nicht von den Meldungen betroffen sind, nachgewiesen werden. Korrelationen innerhalb des Marktquerschnitts sind eine Voraussetzung für ein faktorbasierte Marktrisiko.

Die Reaktionen auf die Meldungen erfolgen zeitverzögert. Die Reaktionen sind an Tagen, an denen der Markt im Ungleichgewicht ist, statistisch signifikant. Die Reaktionen auf die Veröffentlichungen können als Handlungen, die auf Noise basieren, betrachtet werden. Somit werden Korrelationen zwischen Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko nachgewiesen.

Die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten zeigen Abhängigkeiten mit dem Momentum und dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Das IANM mit Jahresfinanzberichten zeigt ähnliche Risiken, wie in dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart modelliert werden. Die zeitverzögerte Reaktion kann aus verhaltensökonomischer Sicht mit Konservatismus verbunden mit Gewinnankündigungsdrift sowie mit dem erforderlichen Zeitbedarf für Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger erklärt werden.

Die Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen sind möglicherweise ein Proxy für ein kombiniertes Risiko aus Meinungen, die auf Hauptversammlungen geäußert werden, und der Wiederanlage von Dividendenzahlungen. Die zeitverzögerte Reaktion kann dem Warten auf die Dividendenauszahlung erklärt werden. Aber es ist auch Konservatismus verbunden mit Gewinnankündigungsdrift und dem erforderlichen Zeitbedarf für Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger denkbar.

Somit ist empirisch bestätigt und theoretisch begründet, dass die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und Dividendenbekanntmachung faktorbasierte Marktrisiken sind. Doch zur Beantwortung der Forschungsfrage sind noch Ansätze zu finden, die die Verhaltensmuster erklären.

3.5 **Gestaltungsgeleitete Fragestellung**

In dem Kapitel zur Forschungslücke wird dargestellt, dass die Forschungsfrage aus den drei Bestandteilen Verhaltensmuster und Marktrisiko sowie Reaktionen auf publikationspflichtige Unternehmensmeldungen besteht. Nachdem im theoretischen Teil schwerpunktmäßig das Marktrisiko analysiert und im empirischen Teil die Korrelationen zwischen Veröffentlichungen publikationspflichtiger Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko untersucht werden, werden im gestaltungsgeleiteten Teil nun die Verhaltensmuster der Marktteilnehmer betrachtet.

Die gestaltungsgeleitete Fragestellung lautet:

Können Verhaltensmuster, die zum Marktrisiko beitragen, als Reaktionen auf Unternehmensmeldungen ansatzweise erklärt werden?

Die Beantwortung der gestaltungsgeleiteten Frage ist nicht nur das dritte und noch fehlende Puzzleteil zur Beantwortung der Forschungsfrage, sondern erzeugt mit Lösungsansätzen für Praxis und Forschung auch noch einen konkreten Mehrwert.

1 Lösungsansätze für die Forschung

1.1 Zeitweilige Metamorphose von Information-Tradern

Das modifizierte IANM mit Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten zeigt ähnliche Risiken wie das Vier-Faktoren-Modell von Carhart. Dies ermöglicht eine neue Argumentation in der seit fünf Jahrzehnten andauernden wissenschaftlichen Diskussion zu der Gültigkeit der Effizienzmarkthypothese:

- Für den Untersuchungszeitraum kann die Annahme von verhaltensökonomischer Effizienz nicht abgelehnt werden. Innerhalb des Untersuchungszeitraums gibt es Tage, an denen sich der Markt in einem Ungleichgewicht befindet und damit nicht neoklassisch effizient ist. Die anderen Tage, an denen sich der Markt in einem Gleichgewicht befindet, werden als neoklassisch effizient angesehen. Der Markt ist nach Merton (1972, S. 1866-1868) im Ungleichgewicht, wenn der Zinssatz der sicheren Anlage größer oder gleich der Rendite des global varianzminimalen Portfolios ist.
- An den Tagen, in dem der Markt im Gleichgewicht und damit neoklassisch effizient ist, gilt die Effizienzmarkthypothese und die Noise-Trader haben in der neoklassischen Sichtweise keinen signifikanten Einfluss auf die Wertpapierrenditen, was genau dem neoklassischen Verhaltensmodell entspricht (Black, 1986, S. 532; Burton & Shah, 2013, S. 37–38). Aus verhaltensökonomischer Perspektive kommen Shefrin und Statman zu einem analogen Ergebnis, wenn sie feststellen, dass in einem effizienten Markt sich ein repräsentativer Akteur wie ein Information-Trader verhält (1994, S. 327).
- Aus neoklassischer Perspektive betrachtet, wird ein Markt im Ungleichgewicht bzw. ein neoklassisch ineffizienter Markt von den Information-Tradern nicht wahrgenommen. Dies ist dann der Fall, wenn sich die Information-Trader beispielsweise nur an einem kapitalmarktgewichteten Index orientieren und keine Größe für den Zustand von Gleichgewicht oder Ungleichgewicht berücksichtigen. Die Information-Trader handeln in dem Glauben, dass dies rational sei, und agieren jedoch wie Noise-Trader (Black, 1986, S. 531). Die Information-Trader werden damit kollektiv und temporär ebenfalls zu Noise-Tradern. Aus verhaltensökonomischer Perspektive ergibt sich ein analoges Ergebnis, indem sich ein

repräsentativer Akteur in einem ineffizienten Markt wie ein Noise-Trader verhält (Shefrin & Statman, 1994, S. 327).

- Als Fazit kann vorgeschlagen werden, das neoklassische Verhaltensmodell von Black (1986, S. 531-532), um den Zustand von phasenweiser Ineffizienz zu erweitern. Die Information-Trader, die sich an einem kapitalmarktgewichteten Referenzindex als Proxy für das optimal strukturierte Marktportfolio orientieren, können die Ineffizienz nicht wahrnehmen und agieren dann wie Noise-Trader. Da die Information-Trader phasenweise immer wieder zu Noise-Tradern werden, lassen sich die Noise-Trader bei längerfristiger Betrachtung als relevante Gruppe am Markt beobachten. Mit dieser kollektiven zeitweiligen Metamorphose der Information-Trader unterscheidet sich diese Erweiterung des neoklassischen Verhaltensmodells von dem verhaltensökonomischen Verhaltensmodell von Shefrin und Statman, in dem die Rolle von Information-Tradern und von Noise-Tradern für jeden Akteur vorgegeben ist und auch trotz der Lernfähigkeit der Akteure beibehalten wird (1994, S. 330).

1.2 Prüfung von Risikofaktoren

Das für die Studie konzipierte Kapitalmarktmodell kann in weiterführenden Untersuchungen zu der Prüfung von in der wissenschaftlichen Literatur kontrovers diskutierten Risikofaktoren verwendet werden, wenn anstatt der Veröffentlichungen von Unternehmensmeldungen die Bekanntgaben von anderen Risikofaktoren als erklärende Größen herangezogen werden. Für jeden Handelstag wird eine dichotome Größe ermittelt, die angibt, ob sich der Markt in einem Gleichgewicht oder Ungleichgewicht befindet. An Tagen mit einem neoklassisch effizienten Markt befindet sich der Markt im Gleichgewicht und die anomale Rendite ist gleich null. Wenn der Markt im Ungleichgewicht ist, dann ist der Markt ineffizient und die anomale Rendite ist ungleich null (Shefrin & Statman, 1994, S. 341-342). Ein zu prüfender Risikofaktor sollte nur mit der anomalen Rendite statistisch signifikant korrelieren, wenn sich der Markt im Ungleichgewicht befindet bzw. ineffizient ist. Diese Bedingung ist ein Ausschlusskriterium, um echte Risikofaktoren von solchen Faktoren zu unterscheiden, die nur zufällig als signifikant erscheinen.

2 Lösungsansätze für die Praxis: Portfoliomanagement

2.1 Zwei-Faktoren-Modell: zero-beta BAPM

Shefrin und Statman halten das CAPM für unzureichend, da es nur eine „single driver property“ enthält, die aus der minimalen Informationsmenge besteht, die für eine Änderung der Renditeverteilung des Marktportfolios erforderlich ist. Das BAPM erweitert das CAPM um einen weiteren Treiber Noise (1994, S. 324). Damit ermöglicht es eine anomale Rendite von Aktienkursen zu bestimmen, wenn die Kurse nicht effizient sind (Shefrin & Statman, 1994, S. 341-342).

Mit einer Äquivalenzumformung lässt sich die CAPM-Gleichung in die Gleichung für das zero-beta CAPM überführen, wobei die beiden zero-beta Portfolios durch Festlegung der Renditen nicht mehr frei wählbar sind:

$$r_i = r_f + \beta_i^B \cdot (r_B - r_f) \quad (109)$$

$$r_i = (1 - \beta_i^B) \cdot r_f + \beta_i^B \cdot r_B \quad (110)$$

mit

r_i	erwartete Rendite des Wertpapiers i ,
r_f	Zinssatz einer risikolosen beziehungsweise sicheren Anlage,
r_B	erwartete Rendite des Portfolios B und
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i .

In dieser Darstellung als zero-beta CAPM wird angenommen, dass voneinander unabhängige Portfolios existieren, wobei das effiziente Portfolio die Benchmark-Portfoliorendite und die das zugehörige zero-beta Portfolio als Rendite den Zinssatz der sicheren Anlage besitzt. Mit einem Leerverkauf des ineffizienten Portfolios können Finanzakteure eine Investition in das effiziente Benchmark-Portfolio finanzieren, ohne Eigenmittel bereitstellen oder Fremdkapital zum Zinssatz der sicheren Anlage aufnehmen zu müssen.

Wenn angenommen wird, dass mit den Wertpapieren zwei Portfolios gebildet werden können, von denen ein Portfolio effizient ist und das andere Portfolio den Einfluss der Noise-Trader widerspiegelt. Die beiden Portfolios sind Mimicking-Portfolios, die so zusammengesetzt sind, dass die einzelnen Portfolios jeweils einen Risikofaktor nachbilden und die Portfolios nicht miteinander korrelieren. Das BAPM lässt sich dann in eine zero-beta CAPM-Darstellung umformen.

$$r_i = r_f + \frac{\beta_i^C}{\beta_B^C} \cdot (r_B - r_f) \quad (111)$$

mit

- r_i erwartete Rendite des Wertpapiers i ,
- r_f Zinssatz einer risikolosen beziehungsweise sicheren Anlage,
- r_B erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios,
- β_i^C Composite-Portfolio-Betafaktor von Wertpapier i und
- β_B^C Composite-Portfolio-Betafaktor bezüglich dem Portfolio B.

In der Darstellung als zero-beta CAPM ist die Rendite des effizienten Portfolios die Benchmark-Portfoliorendite und die Rendite des zugehörigen zero-beta Portfolios stimmt mit der Rendite der sicheren Anlage überein. Das effiziente Portfolio und das ineffiziente zero-beta Portfolio sind voneinander unabhängig.

$$r_i = \left(1 - \frac{\beta_i^C}{\beta_B^C}\right) \cdot r_f + \frac{\beta_i^C}{\beta_B^C} \cdot r_B \quad (112)$$

$$r_i = \left(1 - \left(\beta_i^B + \left(\frac{\beta_i^C}{\beta_B^C} - \beta_i^B\right)\right)\right) \cdot r_f + \left(\beta_i^B + \left(\frac{\beta_i^C}{\beta_B^C} - \beta_i^B\right)\right) \cdot r_B \quad (113)$$

mit

- r_i erwartete Rendite des Wertpapiers i ,
- r_f Zinssatz einer risikolosen beziehungsweise sicheren Anlage,
- r_B erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios,
- β_i^B Betafaktor von Wertpapier i ,
- β_i^C Composite-Portfolio-Betafaktor von Wertpapier i und
- β_B^C Composite-Portfolio-Betafaktor bezüglich dem Portfolio B.

Wenn die zero-beta CAPM-Darstellung des CAPM in Gleichung (113) mit der zero-beta CAPM-Darstellung des BAPM in Gleichung (110) verglichen werden, so lässt sich feststellen:

- Sowohl das effiziente Portfolio als auch das ineffiziente zero-beta Portfolio sind für das CAPM und das BAPM gleich. Das effiziente Portfolio hat die Benchmark-Portfoliorendite und die Rendite des ineffizienten zero-beta Portfolio ist der Zinssatz der sicheren Anlage.
- Gegenüber der zero-beta CAPM-Darstellung des CAPM wird der Betafaktor in der zero-beta CAPM-Darstellung des BAPM um die Beta-Korrektur erweitert.

- Wenn der Wertpapierkurs effizient ist, dann ist die Beta-Korrektur gleich null und die zero-beta CAPM-Darstellung des BAPM vereinfacht sich zu der zero-beta CAPM-Darstellung des CAPM.
- Wenn der Wertpapierkurs ineffizient ist, dann ist in der zero-beta CAPM-Darstellung des BAPM die Beta-Korrektur von null verschieden. Der Betafaktor wird um Beta-Korrektur vergrößert.

Auch im Falle von Ineffizienz würden die Investoren das zero-beta Portfolio wählen, um das effiziente Benchmark-Portfolio zu finanzieren, wenn sie keine Eigenmittel bereitstellen und kein Fremdkapital beanspruchen können. Die erwarteten Renditen des zero-beta Portfolios und des Benchmark-Portfolios sind von der Effizienz unabhängig. In dem vorherigen Kapitel wurde erläutert, dass die anomale Rendite zu einem anderen Korrelations-Term führt. Die Streuung der Wertpapierrendite und der Benchmark-Rendite ändert sich nicht, was sich auch aus den beiden folgenden Gleichungen ersehen lässt:

$$r_i = \left(1 - \beta_i^B \cdot \frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} \right) \cdot r_f + \beta_i^B \cdot \frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C) \cdot \rho(r_i, r_B)} \cdot r_B \quad (114)$$

$$r_i = \left(1 - \frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_B} \right) \cdot r_f + \frac{\rho(r_i, r_C)}{\rho(r_B, r_C)} \cdot \frac{\sigma_i}{\sigma_B} \cdot r_B \quad (115)$$

mit

r_i	erwartete Rendite des Wertpapiers i ,
r_f	Zinssatz einer risikolosen beziehungsweise sicheren Anlage,
r_B	erwartete Rendite des Benchmark-Portfolios,
σ_i	Standardabweichung von Wertpapier i ,
σ_B	Standardabweichung des Benchmark-Portfolios,
$\rho(r_i, r_B)$	Korrelation von der Wertpapierrendite mit der Benchmark-Portfoliorendite ,
$\rho(r_i, r_C)$	Korrelation von der Wertpapierrendite mit der Composite-Portfoliorendite,
$\rho(r_B, r_C)$	Korrelation von der Benchmark- mit der Composite-Portfoliorendite,
β_i^B	Betafaktor von Wertpapier i ,
β_i^C	Composite-Portfolio-Betafaktor von Wertpapier i und
β_B^C	Composite-Portfolio-Betafaktor bezüglich dem Portfolio B.

Bei gleichbleibender Rendite verringert sich die die Standardabweichung bzw. das Risiko des Tangentialportfolios, wobei das Risiko der in dem Portfolio enthaltenen Wertpapiere gleichbleibt. Diese Verlagerung führt nach Spremann und Gantenbein (2019, S. 231–232) zu einer

höhere Gewichtung von Wertpapieren, deren Renditeerwartung gering und deren Risiko klein ist. Die Wertpapiere mit diesen Eigenschaften werden als „Value Stocks“ oder auch als Substanzperlen bezeichnet. Die Wertpapiere mit einer hohen Renditeerwartung bei einem hohen Risiko werden „Growth Stocks“ bzw. Wachstumsaktien genannt (Spremann & Gantenbein, 2019, S. 227, 2019, S. 227). Die Ineffizienz bewirkt eine Veränderung der Nachfrage und Verlagerung der Anteilsgewichte im Benchmark-Portfolio von den Growth Stocks zu den Value Stocks. Die Veränderung der Nachfrage wirkt auf die Kurse und der Wertpapierrendite, so dass ein Ineffizienz eine höhere Rendite bei den Value Stocks und eine geringere Rendite bei den Growth Stocks erwarten lässt. Dies entspricht dem Risikofaktor „Value“. Ebenso wie beim Momentum-Faktor stellt der Value-Faktor einen rationalen Umgang der Investoren mit der anomalen Rendite dar.

Mit der folgenden Abbildung 14 wird der Value-Effekt illustriert. Die schwarze Linie ist die Portfoliogrenze eines Portfolios aus drei Wertpapieren. Die durchgezogene Abschnitt ist die Effizienzlinie und der ineffiziente Hyperbelzweig ist gepunktet dargestellt. Nun wird angenommen, dass Noise-Trader aktiv sind und sich anomale Wertpapierrenditen ausbilden. Damit erhöhen sich die Wertpapierrenditen um die anomale Renditen, während sich das Risiko der einzelnen Wertpapiere nicht ändert. Aufgrund der anomalen Renditen verlagert sich die Portfoliogrenze, die als durchgezogene blauen Effizienzlinie und als gepunktete blauer ineffizienter Hyperbelzweig dargestellt ist. Die waagerechten roten Pfeile zeigen, wie sich das Risiko des Tangentialportfolios und des zero-beta BAPM-Portfolios verringert, wobei jeweils die Renditen der Portfolios gleichbleiben. Dies geschieht durch eine Höhergewichtung von Wertpapieren mit kleinem Risiko und geringeren Renditen und eine Reduktion des Anteils von Wertpapieren mit hohem Risiko und größeren Renditen.

2.2 Zero-beta BAPM zur Risikominimierung

Die Smart-Beta ETFs setzen die Investmentstrategie „Risk based Asset Allocation“ oder die „Factor Investing“ Investmentstrategie um, die sich von der, mit klassischen ETFs realisierten, „Buy and Hold“-Investmentstrategie des CAPMs unterscheidet. Eine Schlussfolgerung hieraus ist, dass die hinreichende Annahme der Effizienzmarkthypothese, dass alle Akteure homogene Erwartungen bezüglich der Wirkung von aktuellen Informationen auf die Preise sowie der Verteilungsfunktion von zukünftigen Wertpapierpreisen bilden (Fama, 1970a, S. 387), nicht gültig ist. Aus einer heterogenen Erwartungsbildung resultiert nicht notwendigerweise Ineffizienz; sie ist jedoch eine potenzielle Quelle für Ineffizienz (Fama, 1970a, S. 388).

Es kann eine Herausforderung darin bestehen, dass ein Portfolio aus nur wenigen, ausgewählten Wertpapieren gebildet, günstig diversifiziert und streng regelbasiert gemanagt werden soll. Die Anforderung der Aufnahme von einer kleinen Anzahl von Wertpapieren in das Portfolio kann thematisch motiviert oder auch Budgetrestriktionen geschuldet sein. Um eine minimale Abdeckung von sämtlichen Branchen zu erreichen, könnte beispielsweise aus jedem Sektor ein Wertpapier ausgewählt werden. Für ein ESG-Portfolio, das aus Wertpapieren mit nachhaltigen Kriterien bezüglich der Umwelt („environmental“) und soziales Handeln („social“) sowie gute Unternehmensführung („government“) besteht (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 313), könnten beispielsweise besonderes strenge Kriterien zur Aufnahme in das Portfolio nur von wenigen Unternehmen erfüllt werden.

Die Gewichtung der Wertpapiere ist regelbasiert und schließt dabei auch eine regelmäßige Überprüfung der Portfoliozusammensetzung und Anpassung der Gewichtung mit ein. Mit der Smart-Beta-Strategie der risikobasierten Asset-Allocation wird angestrebt, eine im Vergleich zu einer Marktgewichtung günstigere Diversifikation zu erzielen und dabei insbesondere ein Klumpenrisiko zu vermeiden und höhere Korrelationen in Krisenzeiten zu berücksichtigen. Mit der Realisierung des Tangentialportfolios lässt sich beispielsweise ein kapitalmarkteffizienter Asset-Allocation-Ansatz umsetzen (Bruns & Meyer-Bullerdiek, 2020, S. 276–279).

Wenn die historischen Wertpapierkurse und Kovarianzen von vielen Wertpapieren aus den gleichen Marktsegmenten, aus denen die für das Portfolio ausgewählten Wertpapiere stammen, bekannt sind und die erwarteten Renditen und Kovarianzen geschätzt werden, so kann mit dem zero-beta BAPM möglicherweise eine gegenüber der markteffizienten Gewichtung noch effizientere Gewichtung erreicht und damit die Herausforderung eines, aus wenigen Wertpapieren bestehenden, regelbasiert diversifiziert und gemanagten, Portfolios gemeistert

werden. In dem empirischen Teil wurden bei einer ineffizienter Kursbildung statistisch signifikante Korrelationen von Noise mit anomalen Renditen gemäß dem BAPM nachgewiesen. In dem theoretischen Teil wurde gezeigt, dass sich das BAPM in ein zero-beta BAPM überführen lässt. Das zero-beta BAPM ist anwendbar, wenn die Kovarianzen von den ausgewählten Wertpapieren des Portfolios mit den Wertpapieren des Marktes sowie die Kovarianzen der Wertpapiere des Marktes untereinander im Falle von ineffizienter Kursbildung unter Noise, der bei den ausgewählten Wertpapieren eine anomale Rendite erzeugt, subsumieren. In der Konklusion des theoretischen Teils wurde gezeigt, dass das zero-beta Benchmark-Portfolio die gleiche Rendite wie das CAPM-Tangentialportfolio besitzt, aber eine geringere Standardabweichung bzw. ein kleineres Risiko haben kann. Somit ist dann die zero-beta BAPM-Portfolio effizient gegenüber dem CAPM-Tangentialportfolio.

Mit der folgenden Abbildung 15 wird das Vorgehen zur Realisierung des risikobasierten zero-beta BAPM Asset Allocation-Ansatzes an einem Beispiel für einen Markt mit drei Wertpapieren illustriert. Die durchgezogene blaue Linie ist die Effizienzlinie der drei Wertpapieren und die gestrichelte blaue Linie ist der ineffiziente Hyperbelzweig der Portfoliogrenze. Von den drei Wertpapieren bilden zwei Wertpapiere das CAPM-Portfolio, dessen Portfoliogrenze durch die purpurfarbene Linie dargestellt wird. Die Kovarianzen mit dem dritten Wertpapier erzeugen bei den beiden ausgewählten Wertpapieren anomale Renditen, die eine Verlagerung der Portfoliogrenze des BAPM gegenüber dem CAPM-Portfolio führen. Aus der zero-beta BAPM-Darstellung folgt, dass das Tangentialportfolio und das zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolio die gleichen Renditen besitzen und dass der Zinssatz der sicheren Anlage mit der Rendite des zero-beta BAPM-Portfolios übereinstimmt. Mit einem waagerechten roten Pfeil ist die Verlagerung von dem CAPM-Tangentialportfolios zu dem Tangentialportfolios des zero-beta BAPM bzw. dem Benchmark-Portfolio markiert. Die Länge des roten Pfeils ist die Reduktion des Risikos, die sich aus der Umsetzung des risikobasierten zero-beta BCAM-Asset-Allocation-Ansatzes ergibt. Mit der Verlagerung von dem CAPM-Tangentialportfolio hin zu dem zero-beta BAPM-Portfolio verlagerte sich auch die Gewichtung von dem Wertpapier mit höherer Rendite und größerem Risiko hin zu dem Wertpapier mit kleinerer Rendite und dem geringeren Risiko. Das erste Wertpapier repräsentiert einen Wachstumswert und das zweite Wertpapier einen Substanzwert. Somit bestätigt die Gewichtsverlagerung in diesem Beispiel den postulierten Value-Effekt.

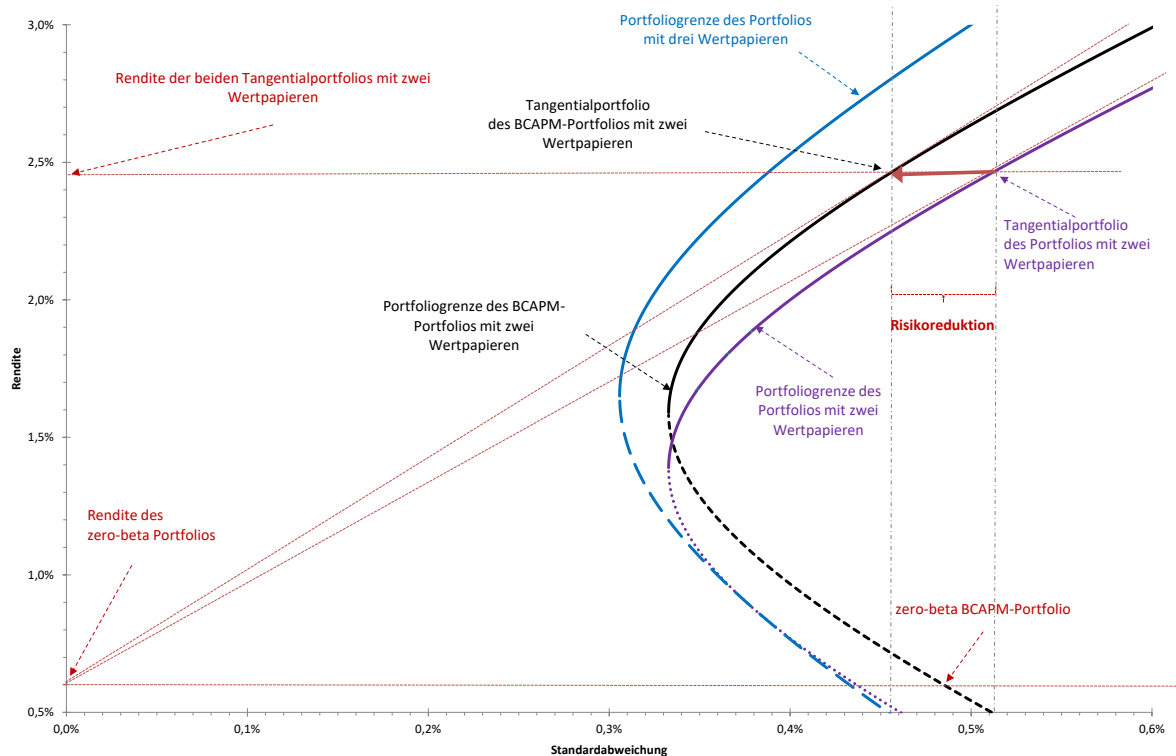


Abbildung 15: Risikobasierter zero-beta BAPM Asset Allocation mit zwei Wertpapieren aus einem Markt mit drei Wertpapieren (Quelle: eigene Darstellung)

Kritisch ist bei den obigen Ausführungen anzumerken, dass nur für ineffiziente Kursbildung die Realisierung des zero-beta BAPM vorteilhaft im Vergleich zu einem markteffizienten CAPM sein kann. Es wird lediglich die Umsetzbarkeit eines zero-beta BAPM als risikobasiertes Asset-Allocation-Konzept diskutiert, aber nicht eine tatsächlicher Outperformance bewiesen. Es werden keine Transaktionskosten berücksichtigt und Leerverkäufe sind unbeschränkt zulässig. Zudem wird angenommen, dass der Zinssatz der sicheren Anlage kleiner als die Rendite des global varianz-minimalen zero-beta BAPM-Portfolios ist.

Das in diesem Kapitel vorgestellte risikobasierte zero-beta BAPM-Asset-Allocation-Konzept dient in dem nächsten Kapitel als Ausgangspunkt für die Umsetzung eines zero-beta BAPM-Factor-Investing-Ansatzes mit einer zusätzlichen, die Rendite des CAPM-Tangentialportfolios übertreffende, risikoneutrale Rendite angestrebt wird.

2.3 Zero-beta BAPM zur Renditeoptimierung

Ausgangspunkt ist wie in dem vorherigen Kapitel die Herausforderung eine möglichst günstige, regelbasierte Gewichtung von wenigen vorab ausgewählten Wertpapieren zu ermitteln. Wenn von dem Markt, aus dem die Wertpapiere für das Portfolio vorab ausgewählt wurden,

die Kurse und Kovarianzen von vielen weiteren, nicht im Portfolio enthaltenen, Wertpapieren bekannt sind, dann kann mit einem risikobasierten zero-beta BAPM-Asset-Allocation-Ansatz gegenüber dem CAPM-Tangentialportfolio ein alternativ diversifiziertes zero-beta BAPM-Tangentialportfolio gefunden werden. Die Kovarianzen der nicht in dem zero-beta BAPM enthaltenen Wertpapiere sind bei einer ineffizienten Kursbildung Noise, der anomalen Renditen für die Wertpapiere des zero-beta BAPMs verursacht. Im Falle von effizienten Kursen gibt es keine von null verschiedenen anomalen Renditen. Die Rendite des zero-beta BAPM-Tangentialportfolios bzw. des zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolios ist gleich der Rendite des CAPM-Tangentialportfolios, für eine ineffiziente Kursbildung ist die Standardabweichung bzw. die Rendite jedoch aufgrund von in der Regel positiver Korrelationen der Wertpapierkurse kleiner, so dass das zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolio effizienter ist.

Wenn anstatt einer Risikoreduktion eine zusätzliche Rendite angestrebt wird, dann kann in das zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolio vollständig investiert werden. Darüber hinaus kann noch in einem bestimmten Umfang das zero-beta Benchmark-Portfolio verkauft und damit weitere Investitionen in das zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolio finanziert werden. Wenn das mit dem Verkauf des zero-beta BAPM-Portfolios verbundene zusätzliche Risiko die Risikoreduktion durch den Kauf des zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolios kompensiert, dann ist das Gesamtrisiko gleich dem Risiko des CAPM-Tangentialportfolios und es wird eine die Rendite des CAPM-Tangentialportfolios übersteigende Überschussrendite realisiert. Bei diesem Vorgehen wurde berücksichtigt, dass das zero-beta BAPM ein Faktorenmodell mit zwei orthogonalen Risikofaktoren ist.

Mit der

Abbildung 16 wird der zero-beta BAPM-Factor-Investing-Ansatz am Beispiel eines Marktes mit drei Wertpapieren, von denen zwei Wertpapiere das Portfolio bilden, dargestellt. Dieses Szenario ist das gleiche Szenario wie in Abbildung 15 mit den gleichen Bezeichnungen und Linienformatierungen. Ausgehend von dem zero-beta BAPM Tangentialportfolio, der die eine vollständige Investition in dieses Portfolio entspricht, wird so viel zusätzliches Portfolio gekauft und durch einen gleichzeitigen Verkauf des zero-beta BAPM-Portfolios finanziert, bis die, aus der 100 %-Anlage stammende, Risikoreduktion kompensiert ist. In der

Abbildung 16 ist die Bewegung von dem zero-beta BAPM-Tangentialportfolio entlang gestrichelten Linien unterhalb der Tangente nach rechts oben bis zu dem senkrechten Lot auf der Abszisse, die die CAPM-Effizienzlinie in dem Tangentialportfolio schneidet. Die Länge des roten Pfeils ist gleich der zusätzlichen Rendite. Wenn das zero-beta CAPM-Portfolio risikofrei wäre, dann würde der rote Pfeil bis zum Schnittpunkt des Lotes mit der oberen Tangente reichen. Da das zero-beta CAPM-Portfolio aber immer risikobehaftet ist, kann nur entsprechend weniger von dem zero-beta CAPM-Portfolio leer-verkauft werden, um das ursprüngliche Risikoniveau zu erreichen. Daher ist die zusätzliche Rendite auch entsprechend kleiner. Somit wird mit dem zero-beta BAPM-Factor-Investing-Ansatz eine gegenüber dem CAPM-Tangentialportfolio höhere Rendite bei gleichem Risiko erzielt. Da sowohl das zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolio als auch das zero-beta BAPM-Portfolio aus den beiden gleichen Wertpapieren besteht, bewirkt der gleichzeitige Kauf und Verkauf der Portfolios eine Verschiebung der Gewichtsanteile im Gesamtportfolio aus dem zero-beta BAPM-Benchmark-Portfolio und dem zero-beta BAPM-Portfolio.

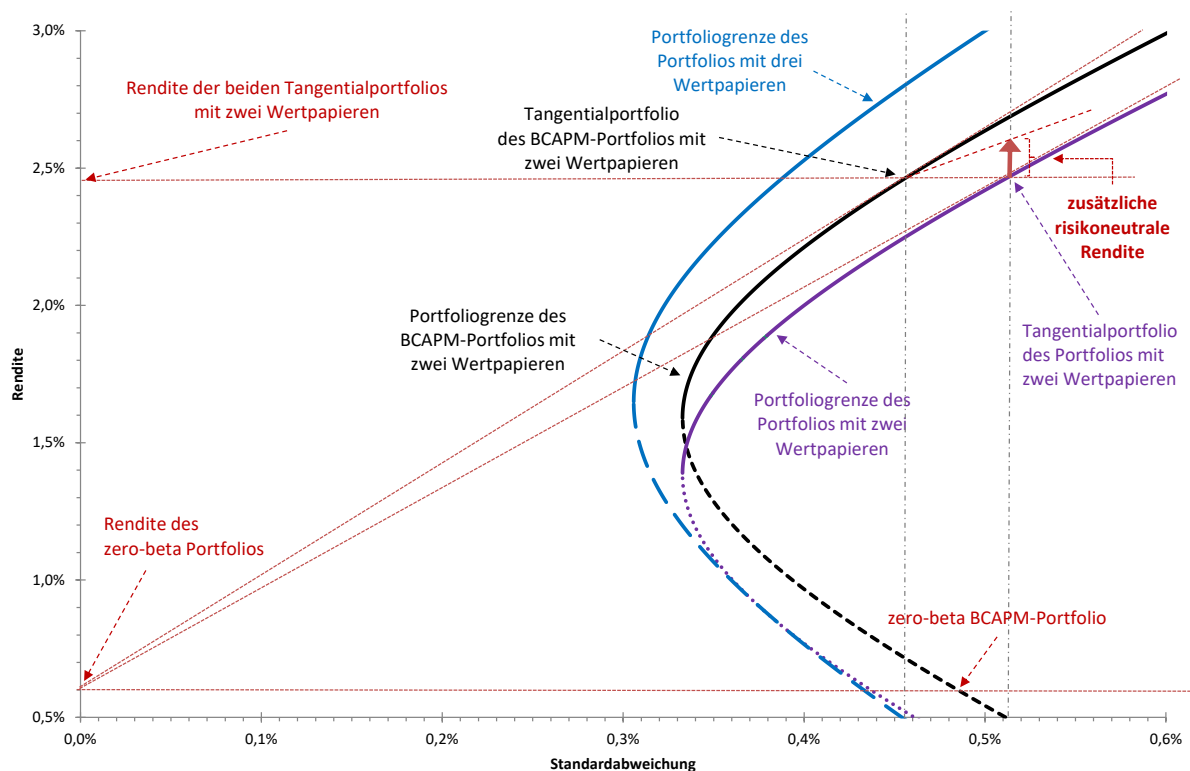


Abbildung 16: Zero-beta BAPM Factor-Investing mit zwei Wertpapieren aus einem Markt mit drei Wertpapieren (Quelle: eigene Darstellung)

Das zero-beta BAPM kann auch als die Realisierung der BPT-MA mit zwei mentalen Konten angesehen werden. Das zero-Beta Portfolio hat das geringere Anspruchsniveau. Das zero-beta Portfolio wird einer sicheren Anlage nach der Prospect Theory vorgezogen, da sich das zero-beta Portfolio als separates Verlustportfolio ansehen lässt. Dabei soll das Risiko aber möglichst

gering sein. Dies ist dadurch erfüllt, dass das zero-beta Portfolio auf der Portfoliogrenze liegt. Mit dem Leerverkauf der zero-beta Portfolios wird ein Zukauf des Tangentialportfolios finanziert. Das Tangentialportfolio hat ein höheres Anspruchsniveau und ist mit der Hoffnung auf Vermögensmehrung verbunden.

Kritisch ist bei den obigen Ausführungen zu dem zero-beta BAPM-Factor-Investing-Ansatz anzumerken, dass ausschließlich für ineffiziente Kursbildung die Realisierung des zero-beta BAPM vorteilhaft im Vergleich zu einem markteffizienten CAPM sein kann. Es wird lediglich die Umsetzbarkeit diskutiert, aber nicht eine tatsächlicher Outperformance bewiesen und es werden auch keine Transaktionskosten berücksichtigt und Leerverkäufe können unbeschränkt getätigt werden. Eine weitere Annahme ist, dass der Zinssatz der sicheren Anlage kleiner als die Rendite des global varianz-minimalen zero-beta BAPM-Portfolios ist.

3 Zusammenfassung und Konklusion

Ökonomische Anwendungsmöglichkeiten ergeben sich mit dem Problem ein Portfolio aus wenigen, vorab ausgewählten Wertpapieren zu bilden und die Wertpapieranteile möglichst optimal zu gewichten, wobei die Kovarianzen von vielen anderen Wertpapieren des Marktes sowohl mit den für das Portfolio ausgewählten Wertpapieren als auch untereinander bekannt sind. Die Kovarianzen mit den anderen Wertpapieren des Marktes sind aus der Sicht der BAPM Noise und führen bei ineffizienter Kursbildung zu anomalen Renditen. Die Kombination des BAPM mit dem zero-beta CAPM ermöglicht die Realisierung von Investment-Strategien zur Risikominimierung als auch zur Renditeoptimierung. Die Variante zur Renditeoptimierung erfüllt die Annahmen des BPT-MA mit zwei mentalen Konten.

Die erweiterte IANM eignet sich in anderen Forschungsarbeiten zur Prüfung von in der wissenschaftlichen Literatur kontrovers diskutierten Risikofaktoren. Es werden nicht nur Anomalien nachgewiesen. Es wird auch geprüft, ob die Entstehung der Anomalien auf Noise basiert. Mit dieser Prüfung können statistische Artefakte erkannt werden.

Das neue Konzept der Kollektive zeitweilige Metamorphose der Information-Trader erweitert das neoklassische Verhaltensmodell um ineffiziente Marktzustände, die von den Information-Tradern nicht erkannt werden. Die Information-Trader glauben weiterhin rational zu handeln.

Aufgrund homogener Erwartungsbildung handeln sie synchron, wodurch die Risikofaktoren entstehen. Die Information-Trader werden somit kollektiv zeitweilig zu Noise Tradern. Mit diesem Konzept wird im Ergebnis das neoklassische Verhaltensmodell mit dem verhaltensökonomischen Verhaltensmodell harmonisiert.

1 Zusammenfassung und Fazit

Die Dissertation soll einen Beitrag zu einem weitergehenden Verständnis des Noise Trader Risikos leisten. Eine publikationspflichtige Unternehmensmeldung ist potenziell kursrelevant für dasjenige Unternehmen, auf welches sich der Inhalt der Meldung bezieht. Wenn sich eine publikationspflichtige Unternehmensmeldung jedoch auch als potenziell kursrelevant für andere Unternehmen, die nicht von der Unternehmensmeldung betroffen sind, erweist, dann ist dies nicht rational erklärbar und fordert die Effizienzmarkthypothese heraus.

Wenn Unternehmensmeldungen potenziell kursrelevant für andere Unternehmen sind, dann sind die Transaktionen, die die Wertpapierkurse der anderen Unternehmen ändern, als auf Noise basierend zu beurteilen. Wenn die Kursänderungen systematisch erfolgen, dann sind die Unternehmensmeldungen aufgrund der Kursänderungen bei anderen Unternehmen als Risikofaktoren zu betrachten (Harvey et al., 2016, S. 9). Bei einer ineffizienten Kursbildung werden nach dem Behavioral Asset-Pricing Model (BAPM) von Shefrin und Statman (1994, S. 341-343) alle Risiken zum Noise-Trader-Risiken aggregiert, das zu dem Marktrisiko beiträgt. Die Risiken, die aus den Unternehmensmeldungen entstehen, wären ein Bestandteil des aggregierten Marktrisikos und könnten möglicherweise damit als faktorbasierte Marktrisiken dargestellt werden.

In der Dissertation wird untersucht, ob sich Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen als faktorbasierte Marktrisiken erweisen und ob Verhaltensmuster dies ansatzweise erklären können. In einer theoretischen Analyse wird die anomale Rendite, die in dem BAPM von Shefrin und Statman (1994, S. 341-343) postuliert wird, ausdifferenziert. Die anomale Rendite ist gleichzusetzen mit der Risikoprämie aus Noise Trading. Dabei werden in der anomalen Rendite als faktorbasierte Risiken das Momentum, Value und der Betafaktor identifiziert. Aus einer Näherungslösung des Betafaktor wird ein Size-Effekt hergeleitet, wobei bei dem Size-Effekt sich die Unternehmensgröße als Anteilsgewicht des Wertpapiers in dem Portfolio bestimmt. Für den Size-Effekt werden Zusammenhänge mit dem Momentum-Effekt und dem Value-Effekt aufgedeckt. Der Size-Effekt eliminiert den Momentum-Effekt und schwächt den Value-Effekt. Für Wertpapiere mit einem Betafaktor von ungefähr eins ist der Size-Effekt nicht so stark ausgeprägt und der Value-Effekt wird nicht abgeschwächt.

In der empirischen Untersuchung werden Korrelationsbeziehungen von Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen mit der Änderung der Beta-Korrektur, die ein Bestandteil der anomalen Rendite ist, mit dem von Ramiah und Davidson (2007, S. 209-210) entwickelten Information-Adjusted Noise Model (IANM) analysiert. Um sicherzugehen, dass die Änderungen der Beta-Korrektur tatsächlich durch Transaktionen entstehen, die auf Noise basieren, wird das IANM für die empirische Untersuchung modifiziert und insbesondere die Indizes kapitalmarkteffizient modellendogen bestimmt, die Betafaktoren analytisch gemäß dem best-beta CAPM von Zou (2006, S. 131-134) berechnet und zeitversetzte Korrelation sowie Korrelationen mit Änderungen der Beta-Korrektur von anderen Unternehmen zugelassen. Es wird zudem geprüft, ob die Korrelationen statistisch signifikant sind, wenn sich der Markt im Ungleichgewicht befindet. Von Merton (1972, S. 1866-1868) wurde entdeckt, dass sich ein Markt im Ungleichgewicht befindet, wenn der Zinssatz der sicheren Anlage größer oder gleich dem Zinssatz des global varianzminimalen Portfolios ist. Mit der Prüfung werden statistische Artefakte erkannt und herausgefiltert. Die beiden Meldungsarten Jahresfinanzberichte und Dividendenbekanntmachungen zeigen um ein bis zwei Tage verzögerte statistisch signifikante Korrelationen mit Änderungen der Beta-Korrektur sowohl für das Unternehmen, auf das sich die Meldungen beziehen, als auch für andere Unternehmen. Die Analyse der Abhängigkeit von weiteren Risikofaktoren enthüllt Aussagen zu Verhaltensmustern.

Die Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen sind möglicherweise ein Proxy für ein kombiniertes Risiko aus Meinungen, die auf Hauptversammlungen geäußert werden, und der Wiederanlage von Dividendenzahlungen. Die zeitverzögerte Korrelation kann mit dem Warten auf Dividendenauszahlungen erklärt werden. Aber es ist auch Konservatismus verbunden mit Gewinnankündigungsdrift und erforderlichem Zeitbedarf für Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger denkbar.

Die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten zeigen Abhängigkeiten mit dem Momentum und dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis als Proxy für den Value-Effekt. Das IANM zeigt ähnliche Risiken, die auch im Vier-Faktoren-Modell von Carhart (1997, S. 60-61) modelliert werden. Die zeitverzögerte Korrelation kann aus verhaltensökonomischer Sicht mit Konservatismus verbunden mit Gewinnankündigungsdrift sowie mit erforderlichem Zeitbedarf für Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger erklärt werden.

Die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und Dividendenmitteilungen können als faktorbasierte Marktrisiken betrachtet werden. Die Ähnlichkeit der Noise basierten Effekte für

Size, Momentum und Value mit den entsprechenden Informations-basierten Effekten des Drei-Faktoren-Modells von Fama und French (1995, S. 131) und dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart erscheint zunächst widersprüchlich, lässt sich mit der folgenden Argumentation ansatzweise erklären, indem aus neoklassischer Perspektive betrachtet, ein ineffizienter Marktzustand von den Information-Tradern nicht erkannt wird, weil sie sich beispielsweise nur an kapitalmarktgewichteten Indizes orientieren. Die Information-Trader glauben weiterhin rational zu handeln. Homogene Erwartungsbildung lässt die Information-Trader synchron handeln, wodurch die Risikofaktoren entstehen. Die Information-Trader werden kollektiv zeitweilig zu Noise-Tradern. Mit diesem Konzept wird im Ergebnis das neoklassische Verhaltensmodell mit dem verhaltensökonomischen Verhaltensmodell harmonisiert.

Ökonomische Anwendungsmöglichkeiten ergeben für das Problem ein Portfolio aus wenigen, vorab ausgewählten Wertpapieren zu bilden, und die Wertpapieranteile möglichst optimal zu gewichten, wobei die Kovarianzen von vielen anderen Wertpapieren des Marktes sowohl mit den für das Portfolio ausgewählten Wertpapieren als auch untereinander bekannt sind. Die Kovarianzen mit den anderen Wertpapieren des Marktes sind aus der Sicht der BAPM Noise und führen bei ineffizienter Kursbildung zu anomalen Renditen. Die Kombination des BAPM mit dem zero-beta CAPM ermöglicht die Realisierung von Investment-Strategien zur Risikominimierung als auch zur Renditeoptimierung. Die Variante zur Renditeoptimierung erfüllt die Annahmen des BPT-MA mit zwei mentalen Konten.

Das erweiterte IANM eignet sich zur weitergehenden Prüfung von in der wissenschaftlichen Literatur kontrovers diskutierten Risikofaktoren. Es werden Anomalien nachgewiesen, und auch geprüft, ob die Entstehung der Anomalien auf Noise basiert. Mit dieser Prüfung lassen sich statistische Artefakte erkennen.

2 Ergebnisse und Erkenntnisse

2.1 Wichtige Ergebnisse und Erkenntnisse für die Forschung

In der Formulierung des BCAMP lässt sich das CAPM durch das best-beta CAPM ersetzen, da die logarithmische Nutzenfunktion des BCAMP die Voraussetzungen der Nutzenfunktion des best-beta CAPM erfüllt. Es kann davon ausgegangen werden, dass in der statistischen Analyse

die anomalen Renditen genauer sind, wenn sie mit best-beta CAPM-Betafaktoren anstatt mit CAPM-Betafaktoren ermittelt werden. Diese Erkenntnis wird in dem erweiterten IANM für die empirische Untersuchung umgesetzt.

Die anomale Rendite lässt sich in faktorbasierte Marktrisiken ausdifferenzieren. Dabei werden in der anomalen Rendite als faktorbasierte Risiken das Momentum, Value und der Betafaktor identifiziert. Aus einer Näherungslösung des Betafaktors wird ein Size-Effekt hergeleitet, wobei beim Size-Effekt sich die Unternehmensgröße als Anteilsgewicht des Wertpapiers in dem Portfolio bestimmt. Der Size-Effekt eliminiert den Momentum-Effekt und schwächt den Value-Effekt. Für Wertpapiere mit einem Betafaktor von ungefähr eins ist der Size-Effekt nicht so stark ausgeprägt und der Value-Effekt wird nicht abgeschwächt.

Damit ergibt sich ein neuer Erklärungsansatz für den Momentum-Effekt. Der Effekt kann durch Extrapolation von den anomalen Renditen der letzten Periode auf die anomalen Renditen der kommenden Periode erklärt werden. Wenn sich ein Wertpapier in der zurückliegenden Periode besonders stark im Vergleich zu der Benchmark performte, dann ist das Momentum hoch. Damit ist die anomale Rendite hoch. Die anomale Rendite ist Noise. Da Noise kumuliert, dürfen die Investoren davon ausgehen, dass die anomale Rendite auch in der kommenden Periode persistent ist. Somit können die Investoren annehmen, dass das Wertpapier auch in der kommenden Periode deutlich im Vergleich zur Benchmark performt. Aufgrund der verhaltensökonomischen Effizienz des Marktes baut sich über einen längeren Zeitraum die anomale Rendite wieder ab.

Der Kapitalmarkt ist nicht vollständig neoklassisch informationseffizient. Ein Test liefert jedoch ein Indiz für verhaltensökonomische Informationseffizienz, sodass das erweiterte IANM anwendbar ist.

Für die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und von Dividendenbekanntmachungen konnten zeitverzögerte Korrelationen der Meldungen mit Änderungen der Beta-Korrektur sowohl des Unternehmens, auf das sich die Meldungen beziehen, als auch für andere Unternehmen, die nicht von den Meldungen betroffen sind, nachgewiesen werden. Korrelationen innerhalb des Marktquerschnitts sind eine Voraussetzung für ein faktorbasiertes Marktrisiko.

Die Reaktionen auf die Meldungen erfolgen zeitverzögert. Die Reaktionen sind an Tagen, an denen der Markt im Ungleichgewicht ist, statistisch signifikant. Die Reaktionen auf die Veröffentlichungen können als Handlungen, die auf Noise basieren, betrachtet werden. Somit

werden Korrelationen zwischen Veröffentlichungen von publikationspflichtigen Unternehmensmeldungen und dem Marktrisiko nachgewiesen.

Die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten zeigen Abhängigkeiten mit dem Momentum und dem Buchwert-Marktwert-Verhältnis. Wenn das Buchwert-Marktwert-Verhältnis als Proxy für den Value-Effekt angesehen wird, dann zeigt das Modell ähnliche Risiken, wie bei dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart. Die zeitverzögerte Reaktion kann aus verhaltensökonomischer Sicht mit Konservatismus verbunden mit einer Gewinnankündigungsdrift, sowie mit dem erforderlichen Zeitbedarf für Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger erklärt werden.

Die Veröffentlichungen von Dividendenbekanntmachungen sind möglicherweise ein Proxy für ein kombiniertes Risiko aus Meinungen, die auf Hauptversammlungen geäußert werden, und der Wiederanlage von Dividendenzahlungen. Die um einen Tag verzögerte Reaktion kann mit dem Warten auf die Dividendenauszahlung erklärt werden. Aber es ist auch Konservatismus verbunden mit einer Gewinnankündigungsdrift, sowie dem erforderlichen Zeitbedarf für die Entscheidungs- und Genehmigungsprozesse institutioneller Anleger denkbar.

Somit ist empirisch bestätigt und theoretisch begründet, dass die Veröffentlichungen von Jahresfinanzberichten und Dividendenbekanntmachungen faktorbasierte Marktrisiken sind. Die Ähnlichkeiten der Noise-basierten Effekte für Size, Momentum und Value mit den entsprechenden Informations-basierten Effekten des Drei-Faktoren-Modells von Fama und French und dem Vier-Faktoren-Modell von Carhart erscheinen zunächst widersprüchlich, lassen sich aber mit der folgenden Argumentation ansatzweise erklären.

Wenn sich der Markt in einem neoklassisch ineffizienten Zustand befindet, dann nehmen die Information-Trader diesen Zustand nicht wahr. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn sich die Information-Trader nur an einem kapitalmarktgewichteten Index, der keine Unterscheidung von effizienten und ineffizienten Zuständen ermöglicht, orientieren. In dem Glauben, rational zu handeln, agieren die Information-Trader aber wie Noise-Trader. Wenn der Markt wieder einen neoklassisch effizienten Zustand erlangt, dann handeln die Information-Trader auch wieder rational. Da sich die Information-Trader phasenweise wiederholt in Noise-Trader verwandeln, lassen sich die Noise-Trader über einen längeren Betrachtungshorizont als relevante Gruppe am Markt beobachten.

Wenn der Markt neoklassisch effizient ist, dann dominieren die Information-Trader in dem neoklassischen Verhaltensmodell. Analog hierzu handelt im verhaltensökonomischen BAPM ein repräsentativer Marktteilnehmer wie ein Information-Trader. Wenn hingegen der Markt neoklassisch ineffizient ist, dann bewirkt die kollektive zeitweilige Metamorphose, dass in dem neoklassischen Verhaltensmodell nur Noise-Trader am Markt präsent sind. Analog hierzu handelt im verhaltensökonomischen BAPM ein repräsentativer Marktteilnehmer wie ein Noise-Trader (Shefrin and Statman, 1994, S. 327).

Mit der Argumentation einer kollektiven zeitweiligen Metamorphose der Information-Trader in Noise-Trader in einem ineffizienten Markt werden die verhaltensökonomischen Ergebnisse, die in der Studie gewonnen wurden, mit dem neoklassischen Verhaltensmodell harmonisiert. Für die Information-Trader bedeutet dies jedoch, dass sie ineffiziente Marktzustände nicht erkennen und, im Glauben völlig rational zu handeln, die sich am Markt bietenden Chancen und Risiken kollektiv falsch einschätzen.

2.2 Wichtige Ergebnisse und Erkenntnisse für die Praxis

Das BAPM kann in eine zero-beta CAPM-Darstellung zum zero-beta BAPM überführt werden. Ein zero-beta BAPM und ein zero-beta CAPM besitzen die gleiche erwartete Rendite für das jeweilige effiziente Portfolio und das jeweilige zero-beta Portfolio. Der Betafaktor des zero-beta BAPM ist um die Beta-Korrektur erweitert. Für effiziente Wertpapierkurse reduziert sich das zero-beta BAPM zum zero-beta CAPM.

Das zero-beta BAPM-Portfolio besitzt die gleiche erwartete Rendite wie das zero-beta CAPM, aber die anomalen Renditen führen zu einer Verringerung des Portfoliorisikos. Dies führt zu einem Value-Effekt. Das effiziente Portfolio des zero-beta BAPM kann für eine risikobasierte Investmentstrategie genutzt werden. Eine renditeoptimierte Strategie lässt sich mit dem Verkauf von Anteilen des zero-beta BAPM-Portfolios umsetzen, mit denen die Aufstockung von Anteilen des effizienten zero-beta BAPM-Portfolios finanziert wird. Die Umsetzung dieser Investmentstrategie besitzt die Annahmen der Behavioral Portfolio Theory (BPT-MA) mit zwei mentalen Konten.

3 Ausblick

3.1 Praxisausblick

Die Kombination des BAPM mit dem zero-beta CAPM zum zero-beta BAPM ermöglicht die anomalen Renditen bzw. das Noise-Trader-Risiko für eine risikominimierende Portfoliobildung zu nutzen. Mit dem zero-beta BAPM werden auch Korrelationsbeziehungen mit Wertpapieren einbezogen, die nicht in dem Portfolio enthalten sind, und ermöglichen eine Risikoreduktion im Vergleich zum CAPM. Im Kontext des CAPM werden diese Korrelationsbeziehungen nicht betrachtet.

Von dem zero-beta Portfolio des zero-beta BAPM können so viele Anteile verkauft werden, um damit einen höheren Anteil am Tangentialportfolio zu finanzieren, bis das Gesamtrisiko das gleiche Niveau wie bei dem CAPM erreicht. Die erwartete Rendite ist höher als bei dem CAPM aufgrund der Berücksichtigung der weiteren Korrelationen mit Wertpapieren, die nicht im Portfolio enthalten sind. Diese risikooptimierende Strategie besitzt die Annahmen eines, nach der verhaltensorientierten Portfoliotheorie gebildeten, Portfolios mit zwei mentalen Konten.

3.2 Forschungsausblick

Weiterführende Studien mit dem erweiterten IANM in anderen europäischen und außereuropäischen Märkten sowie für andere Untersuchungszeiträume können weitere Einsichten in die Verhaltensweisen der Marktteilnehmer bezüglich Risikofaktoren ermöglichen. Werden die Studien länderübergreifend verglichen, könnten Mentalitätsunterschiede herausgearbeitet werden.

Das erweiterte IANM eignet sich in anderen Forschungsarbeiten für die Prüfung von in der wissenschaftlichen Literatur kontrovers diskutierten Risikofaktoren. Es werden dabei nicht nur Anomalien nachgewiesen. Es wird auch geprüft, ob die Entstehung der Anomalien auf Noise basiert. Mit dieser Prüfung können statistische Artefakte erkannt werden.

Die Untersuchung von Risiken ist, sowohl aus neoklassischer wie auch aus verhaltensökonomischer Perspektive, insgesamt ein sehr komplexes Thema. Von Shefrin wurde angemerkt, dass sich beim Vergleich von neoklassischen mit verhaltensökonomischen Modellen eine

paradoxe Situation zeigt. Rationale Entscheidungsfindungsmodelle sind häufig unkompliziert und elegant mit einer einfachen Struktur, aber schwierig zu berechnen. Im Gegensatz dazu sind Modelle mit unvollständiger Rationalität häufig einfach zu berechnen, aber eben oft hoch komplex (2014, S. 588). In diesem Zusammenhang kann auch die Mahnung von Greenspan verstanden werden, keinesfalls die Komplexität und die Wechselwirkungen wirtschaftlicher Zusammenhänge zu unterschätzen:

„But we should not underestimate or become complacent about the complexity of the interactions of asset markets and the economy” (The Federal Reserve Board, 1996).

4 Verzeichnisse

4.1 Literaturverzeichnis

4.1.1 Bücher, Beiträge zu Sammelwerken, Fachzeitschriftenartikel, Dissertationen

Ahmed, M. F. (2019). *Estimating proportion of noise traders and asset prices*. In: Business Review, Vol. 14 (2019), No. 2, 1–12.

Alles Rodrigues, A.; Lleo, S. (2018). *Combining standard and behavioral portfolio theories: a practical and intuitive approach*. In: Quantitative Finance, Vol. 18 (2018), No. 5, S. 707–717

Altavilla, C.; Giannone, D.; Modugno, M. (2017). *Low frequency effects of macroeconomic news on government bond yields*. In: Journal of Monetary Economics, Vol. 92 (2017), S. 31–46

Antony, A. (2020). *Behavioral finance and portfolio management: Review of theory and literature*. In: Journal of Public Affairs, Vol. 20 (2020), No. 2, S. 1–7

Barberis, N.; Huang, M. (2008). *Stocks as Lotteries: The Implications of Probability Weighting for Security Prices*. In: American Economic Review, Vol. 98 (2008), No. 5, S. 2066–2100

Baklaci, H. F.; Olgun, O.; Can, E. (2011). *Noise traders: a new approach to understand the phantom of stock markets*. In: Applied Economics Letters. Vol. 18 (2011), No. 11, S. 1035–1041

- Black, F.** (1972). *Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing*. In: Journal of Business. Vol. 45 (1972), S. 444–455
- Black, F.** (1986). *Noise*. In: Journal of Finance. Vol. 41 (1986), No. 3, S. 529–543. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 1 (1997). Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 3-17
- Blonski, P.; Blonski, S. C.** (2016). *Are individual investors dumb noise traders*. In: Qualitative Research in Financial Markets, Vol. 8 (2016), No. 1, S. 45–69
- Bloomfield, R.; O’Hara, M.; Saar, G.** (2009). *How Noise Trading Affects Markets: An Experimental Analysis*. In: Review of Financial Studies, Vol. 22 (2009), No. 6, S. 2275–2302
- Bodie, Z.; Kane, A.; Marcus, A. J.** (2021). *Investments*, (12. Auflage, International student edition). New York, NY: McGraw-Hill
- Brooks, C.** (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. (3. Auflage). Cambridge: Cambridge University Press
- Brown, S. J., Goetzmann, W., Ibbotson, R. G.; Ross, S. A.** (1992). *Survivorship Bias in Performance Studies*. In: Review of Financial Studies, Vol. 5(1992), No. 4, S. 553–580. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 2 (1997). Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 499-526
- Bruns, C.; Meyer-Bullerdiek, F.** (2020). *Professionelles Portfoliomanagement. Aufbau, Umsetzung und Erfolgskontrolle strukturierter Anlagestrategien*. (6. Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel
- Buck-Heeb, P.** (2017). *Kapitalmarktrecht*. (9., völlig neu bearbeitete Auflage). Heidelberg: C.F. Müller
- Buck-Heeb, P.** (2019). *Kapitalmarktrecht*. (10., neu bearbeitete Auflage). Heidelberg: C.F. Müller
- Burton, E. T.; Shah, S. N.** (2013). *Behavioral finance. Understanding the Social, Cognitive, and Economic Debates*. Hoboken: Wiley
- Buscher, H. S.** (2012). *Angewandte Zeitreihenanalyse*. In: Schröder, M. (Hrsg.) (2012). *Finanzmarkt-Ökonometrie. Basistechniken, fortgeschrittene Verfahren, Prognosemodelle*. (2., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 99–178

Campos J., Ericsson N. R. & Hendry D. F. (2005). *General-to-specific Modeling: An Overview and Selected Bibliography*. Board of Governors of the Federal Reserve System. International Finance Discussion Papers. (2005), No. 838, S. 1-92. Online: https://www.researchgate.net/profile/David-Hendry-8/publication/335011086_General-to-specific_Modeling_An_Overview_and_Selected_Bibliography/links/60b4d02e45851557baaf8b46/General-to-specific-Modeling-An-Overview-and-Selected-Bibliography.pdf [abgefragt am 21.11.2022]

Carey, P. (1996). *Übermäßige Volatilität am Aktienmarkt. Erklärungsansätze auf der Grundlage verhaltenswissenschaftlich fundierter Erwartungsbildung* [Dissertation] Köln: Universität

Carhart, M. M. (1997). *On Persistence in Mutual Fund Performance*. In: The Journal of finance. Vol. 52 (1997), No. 1, S. 57–82

Centre for Economic Policy Research (2020). *Euro Area Business Cycle Dating Committee: Euro area entered recession in 2020Q1 after the peak of its slowest-ever recovery* (2020), S. 1–20. Online: https://eabcn.org/sites/default/files/eabcdc_findings_september_2020.pdf [abgefragt am 01.11.2020]

Centre for Economic Policy Research (2021). *Euro Area Business Cycle Dating Committee: A sui generis recovery is following a sui generis recession* (2021), S. 1–11. Online: https://eabcn.org/sites/default/files/eabcdc_findings_-_9_november_2021_0.pdf [abgefragt am 28.11.2021]

Cuthbertson, K.; Nitzsche, D. (2004). *Quantitative financial economics. Stocks, Bonds and Foreign Exchange*. (2. Auflage). Chichester: John Wiley & Sons

Darracq Pariès, M. D.; Kok, C.; Rottner, M. (2021). *Reversal Interest Rate and Macroprudential Policy*. In: Discussion Paper. Deutsche Bundesbank. (2021), No. 24, S. 1-48. Online: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/871184/692604473b7780b292c372a9f356f439/mL/2021-07-21-dkp-24-data.pdf> [abgefragt am: 03.08.2021]

Davidson, S.; Ramiah, V. (2010). *The information-adjusted noise model: theory and evidence from the Australian stock market*. Als Faksimile reproduziert in: Bruce, B. (Hrsg.) (2010). *Handbook of behavioral finance*. Cheltenham, Northampton: Edward Elgar Publishing, S. 379–389

Daxhammer, R. J.; Facsar, M. (2017). *Behavioral Finance. Verhaltenswissenschaftliche Finanzmarktforschung im Lichte begrenzt rationaler Marktteilnehmer*. (2., überarbeitete und erweiterte Auflage). Konstanz: UVK Verlagsgesellschaft mbH. In: München: UVK Lucius

De Long, J. B.; Shleifer, A.; Summers, L. H.; Waldmann, R. J. (1990). *Noise trader risk in financial markets*. In: *Journal of Political Economy*. Vol. 98 (1990), No. 4, S. 703–738

Deutsche Bundesbank (2016). *Bedeutung und Wirkung des Hochfrequenzhandels am deutschen Kapitalmarkt*. In: Monatsbericht Oktober 2016, S. 37–61. Online: http://www.bundesbank.de/Redaktion/DE/Downloads/Veroeffentlichungen/Monatsberichtsauftsaetze/2016/2016_10_hochfrequenzhandel.pdf?__blob=publicationFile [abgefragt am 21.05.2017]

Deutsche Bundesbank (2018). *Die wachsende Bedeutung von Exchange-Traded Funds an den Finanzmärkten* (2018), S. 83–106. Online: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/764422/c63b415bc2325ab7168daa099f561a6b/mL/2018-10-exchange-traded-funds-data.pdf> [abgefragt am 02.11.2020]

Deutsche Bundesbank (2019). *Der europäische Markt für Investmentfonds und die Rolle von Rentenfonds im Niedrigzinsumfeld* (2019), S. 35–54. Online: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/811950/07cee80e4b01b14349ee7d934bf99160/mL/2019-10-investmentfonds-data.pdf> [abgefragt am 02.11.2020]

Deutsche Bundesbank (2020). *Muster internationaler Konjunkturzyklen* (2020). S. 41-66. Online: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/848906/4769e876a157d8d8c3d492b17a804646/mL/2020-10-muster-internationaler-konjunkturzyklen-data.pdf> [abgefragt am 01.11.2021]

Elton, E. J.; Gruber, M. J.; Brown, S. J.; Goetzmann, W. N. (2017). *Modern portfolio theory and investment analysis*. (9. Auflage). Hoboken, NJ: Wiley Custom

Erlei, M.; Leschke, M.; Sauerland, D. (2016). *Institutionenökonomik*. (3., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel

Fama, E. F. (1970a). *Efficient Capital Markets. A Review of Theory and Empirical Work*. In: *Journal of Finance*. Vol. 25 (1970), No. 2, S. 383–417. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 1. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 18-52

- Fama, E. F.** (1970b). *Multiperiod consumption-investment decisions*. In: The American Economic Review. Vol. 60 (1970), No. 1, S. 163–174
- Fama, E. F.** (1998). *Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance*. In: Journal of Financial Economics. Vol. 49 (1998), No. 3, S. 283–306
- Fama, E. F.; French, K. R.** (1992). *The Cross-Section of Expected Stock Returns*. In: The Journal of Finance. Vol. 47 (1992), No. 2, S. 427–465
- Fama, E. F.; French, K. R.** (1995). *Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns*. In: The Journal of Finance. Vol. 50 (1995), No. 1, S. 131–155
- Fama, E. F.; French, K. R.** (2016). *Dissecting Anomalies with a Five-Factor Model*. In: Review of Financial Studies, Vol. 29 (2016), No. 1, S. 69–103
- Fama, E. F.; French, K. R.** (2020). *The Value Premium*. S. 1-19. Online: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3525096 [abgefragt am 21.07.2022]
- Fama, E. F.; MacBeth, J. D.** (1973). *Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Test*. In: The Journal of Political Economy. Vol. 81 (1973), No. 3, S. 607–636
- Fieberg, C.; Poddig, T.; Varmaz, A.** (2016). *An investor's perspective on risk-models and characteristic-models*. In: The Journal of Risk Finance. Vol. 17 (2016), No. 3, S. 262–276
- Franzen, D.; Schäfer, K.** (2018). *Assetmanagement. Portfoliobewertung, Investmentstrategien und Risikoanalyse*. Stuttgart: Schäffer-Poeschel
- French, K. R.; Roll, R.** (1986). *Stock Return Variances: The Arrival of Information and the Reaction of Traders*. In: Journal of Financial Economics. Vol. 17 (1986), S. 5–26. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 1. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 274-295
- Graham, B.; Dodd, D. L.** (2009). *Security analysis. Principles and technique*. (6. Auflage). New York, Chicago, San Francisco, Lissabon: McGraw-Hill
- Grossman, S. J.** (1976). *On the Efficiency of Competitive Stock Markets where Traders have Diverse Information*. In: Journal of Finance. Vol. 31 (1976), No. 2, S. 573–585. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 1. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 53-65

Grossman, S. J.; Shiller, R. J. (1981). *The Determinants of the Variability of Stock Market Prices*. In: American Economic Review. Vol. 71 (1981), No. 2, S. 222–227. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 2. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 104-109

Grossman, S. J.; Stiglitz, J. E. (1980). *On the Impossibility of Informationally Efficient Markets*. In: American Economic Review. Vol. 70 (1980), No. 3, S. 393–408. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). *Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice*. Vol. 1. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 66-81

Häfliger, T. (1998). *Basis- und Faktorportfolios. Risikofaktoren als Grundlage im Investitionsprozeß*. Zugleich [Dissertation] Basel: Universität Basel (1997). Wiesbaden: Dt. Univ.-Verl.; Gabler

Hartung, J.; Elpelt, B.; Klösener, K.-H. (2002). *Statistik. Lehr- und Handbuch der angewandten Statistik mit zahlreichen, vollständig durchgerechneten Beispielen*. (13., unwesentlich veränderte Auflage). München: Oldenbourg

Harvey, C. R.; Liu, Y.; Zhu, H. (2016). ... *and the Cross-Section of Expected Returns. Factor-List*. In: Review of Financial Studies. Vol. 29 (2016), No. 1, S. 5-68. Online: <http://faculty.fuqua.duke.edu/~charvey/Factor-List.xlsx> [abgefragt am: 24.05.2021]

Harvey, C. R.; Liu, Y.; Zhu, H. (2016). ... *and the Cross-Section of Expected Returns*. In: Review of Financial Studies. Vol. 29 (2016), No. 1, S. 5–68

Heese, V. (2014). *Indizes in der Wertpapieranlage. Von der Performance des Gesamtmarktes profitieren*. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden

Hendry, D. F. (1980). *Econometrics-Alchemy or Science?* *Economica*, Vol. 47 (1980), No. 188, S. 387–406.

Hens, T.; Naebi, F. (2021). *Behavioural heterogeneity in the capital asset pricing model with an application to the low-beta anomaly*. In: Applied Economics Letters, Vol. 28 (2021), No. 6, S. 501–507

Hirshleifer, D.; Hou, K.; Teoh, S. H.; Zhang, Y. (2004). *Do investors overvalue firms with bloated balance sheets?* In: Journal of Accounting and Economics. Vol. 38 (2004), S. 297–331

- Howard, C. T.** (2013). *Behavioral Portfolio Management (December 2014)*. S. 1-34. Online: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2210032 [abgefragt am 21.07.2022]
- Huang, J. Y.; Shieh, J. C.; Kao, Y.-C.** (2016). *Starting points for a new researcher in behavioral finance*. In: *International Journal of Managerial Finance*, Vol. 12 (2016), No. 1, S. 92–103
- IHS Global Inc.** (2019). *EViews 11 User's Guide II*. Irvine CA: IHS Global
- International Investment Funds Association** (2020a). *Worldwide regulated Open-end Fund Assets and Flows. First Quarter 2020* (2020a), S. 1–46. Online: https://iifa.ca/resource/collection/BD2DD483-21F4-4BA5-97D2-FFDD152D23ED/Worldwide_Regulated_Open-End_Fund_Assets_and_Flows_-_First_Quarter_2020.pdf [abgefragt am 22.05.2021]
- International Investment Funds Association** (2020b). *Worldwide Historical Assets and Flows for Regulated Open-End Funds. Q1 2008 – Q1 2020 Table of Contents (Euro)*. Online: https://iifa.ca/resource/collection/BD2DD483-21F4-4BA5-97D2-FFDD152D23ED/Historical_Supplement_-_Worldwide_Public_Tables,_First_Quarter_2020,_Data_in_Euros.xlsx [abgefragt am 16.05.2021]
- International Investment Funds Association** (2020c). *Worldwide Historical Assets and Flows for Regulated Open-End Funds. Q1 2008 – Q1 2020 Table of Contents (USD)*. Online: https://iifa.ca/resource/collection/BD2DD483-21F4-4BA5-97D2-FFDD152D23ED/Historical_Supplement_-_Worldwide_Public_Tables,_First_Quarter_2020,_Data_in_US_Dollars.xlsx [abgefragt am 16.05.2021]
- Jegadeesh, N.; Titman, S.** (2002). *Cross-Sectional and Time-Series Determinants of Momentum Returns*. In: *Review of Financial Studies*, Vol. 15 (2002), No. 1, S. 143–157
- Ju, X.-K.** (2014). *Comparison and Analysis of CAPM and BAPM Models*. In: *Proceedings of the 2014 International Conference on Mechatronics, Electronic, Industrial and Control Engineering*. (2014). Paris, France: Atlantis Press, S. 62–65
- Kähler, J.** (2012). *Regressionsanalyse*. In: Schröder, M. (Hrsg.) (2012). *Finanzmarkt-Ökonometrie. Basistechniken, fortgeschrittene Verfahren, Prognosemodelle*. (2., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 29–98
- Kelly, M.** (1997). *Do Noise Traders Influence Stock Prices?* In: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 29 (1997), No. 3, S. 351-363

Kerssenfischer, M.; Schmeling, M. (2022). What moves markets? In: Discussion Paper. Deutsche Bundesbank. (2022), No. 16, S. 1-60. Online: <https://www.bundesbank.de/resource/blob/891108/c1f55a2bb82646f030027c903f635875/mL/2022-05-20-dkp-16-data.pdf>

[abgefragt am: 20.05.2022]

Kholdy, S.; Sohrabian, A. (2014). *Noise traders and the rational investors: a comparison of the 1990s and the 2000s*. In: Journal of Economic Studies, Vol. 41 (2014) No. 6, S. 849–862

Klug, T. (2014). *Der Einfluss der Noise Trader in Finanzmärkten. Eine experimentelle und agenten-basierte Betrachtung*. Dresden: TUDpress

Krämer, W.; Runde, R. (1993). *Kalendereffekte auf Kapitalmärkten. Eine empirische Untersuchung für deutsche Aktien und den DAX*. In W. Bühler, H. Hax & R. Schmidt (Hrsg.). Empirische Kapitalmarktforschung, ZFBF Sonderheft, Bd. 31, S. 87–98

Lakonishok, J.; Smidt, S. (1988). *Are Seasonal Anomalies Real? A Ninety-Year Perspective*. In: Review of Financial Studies, Vol. 1 (1988), No. 4, S. 403–425. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice. Vol. 2. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 580-602

Li, Z.; Jiang, H.; Chen, Z.; Wong, W.-K. (2020). *A Mental Account-Based Portfolio Selection Model With an Application*. S. 1–10. Online: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3593487 [abgefragt am 21.07.2022]

Lo, A. W. (1997). *Introduction*. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice. Vol. 1. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. xi–xix

Loistl, O. (1994). *Kapitalmarkttheorie*. (3., überarbeitete und erweiterte Auflage). München, Wien: R. Oldenbourg Verlag

Mankiw, N. G.; Taylor, M. P. (2016). *Grundzüge der Volkswirtschaftslehre*. (6., überarbeitete und erweiterte Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel

Merton, R. C. (1972). *An analytic Derivation of the Efficient Portfolio Frontier*. In: Journal of Financial and Quantitative Analysis. Vol. 7 (1972), No. 4, S. 1851–1872

Mishkin, F. S. (2019). *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*. (12. Auflage). Boston: Pearson

Mittal, S.; Bhattacharya, S.; Mandal, S. (2022). *Characteristics analysis of behavioural portfolio theory in the Markowitz portfolio theory framework*. In: *Managerial Finance*, Vol. 48 (2022), No. 2, S. 277–288

Momen, O.; Esfahanipour, A.; Seifi, A. (2019). *Collective mental accounting: an integrated behavioural portfolio selection model for multiple mental accounts*. In: *Quantitative Finance*, Vol. 19 (2019), No. 2, S. 265–275

Mondello, E. (2013). *Portfoliomanagement. Theorie und Anwendungsbeispiele*. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden

National Bureau of Economic Research (2020). *Determination of the February 2020 Peak in US Economic Activity*. Online: <http://www2.nber.org/cycles/june2020.html> [abgefragt am: 26.06.2021]

Nowak, T. (1994). *Faktormodelle in der Kapitalmarkttheorie* [Dissertation] Köln: Botermann und Botermann

Oehler, A.; Horn, M. (2021). *Behavioural portfolio theory revisited: lessons learned from the field*. In: *Accounting & Finance*, Vol. 61 (2021), No. S1, S. 1743–1774

Ogneva, M.; Xia, J. (2021). *What Moves the Market? Individual Firms' Earnings Announcements Versus Macro Releases As Drivers of Index Returns*. S. 1–53. Online: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3837800 [abgefragt am 17.07.2022]

Pástor, L.; Stambaugh, R. F. (2003). *Liquidity Risk and Expected Stock Returns*. In: *Journal of Political Economy*, Vol. 111 (2003) No. 3, S. 642–685

Pelzmann, L. (2012). *Wirtschaftspsychologie. Behavioral Economics, Behavioral Finance, Arbeitswelt*. (6., aktualisierte und erweiterte Auflage). Wien: Verlag Österreich

Poddig, T. (1999). *Handbuch Kursprognose. Quantitative Methoden im Asset Management*. Bad Soden/Ts.: Uhlenbruch

Poelzig, D. (2018). *Kapitalmarktrecht*. München: C.H. Beck

Poterba, J. M. & Summers, L. H. (1987). *Mean revision in stock prices: Evidence and implications*. NBER Working Paper Series, (1987) No. 2343, S. 1-36. Online: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w2343/w2343.pdf [abgefragt am 24.11.2022]

- Qian, M.; Yu, B.; Zhu, Q.** (2018). *Noise traders, firm-specific uncertainty and technical trading effectiveness*. In: Applied Economics Letters, Vol. 25 (2018), No. 13, S. 918–923
- Racicot, F.-E.; Rentz, W. F.** (2016). *Testing Fama–French’s new five-factor asset pricing model: evidence from robust instruments*. In: Applied Economics Letters, Vol. 23 (2016), No. 6, S. 444–448
- Ramiah, V.; Davidson, S.** (2007). *Information-Adjusted Noise Model: Evidence of Inefficiency on the Australian Stock Market*. In: Journal of Behavioral Finance. Vol. 8 (2007), No. 4, S. 209–224
- Ramiah, V.; Xu, X.; Moosa, I. A.** (2015). *Neoclassical finance, behavioral finance and noise traders: A review and assessment of the literature*. In: International Review of Financial Analysis. Vol. 41 (2015), S. 89–100
- Röckemann, C.** (1995). *Börsendienste und Anlegerverhalten. Ein empirischer Beitrag zum Noise Trading*. Wiesbaden: Deutsche Universitäts-Verlag, Gabler
- Rohner, P.; Uhl, M. W.** (2018). *The Compensation Portfolio (February 22, 2018)*. Finance Research Letters (2018), verfügbar im SSRN. Online: <https://ssrn.com/abstract=3128360> [abgefragt am 17.07.2022]
- Roll, R.** (1980). *Orthogonal Portfolios*. In: Journal of Financial and Quantitative Analysis. Vol. 15 (1980), No. 5, S. 1005–1023
- Roll, R.** (1983). *Vas Ist Das? The Turn-of-the-Year Effect and the Return Premia of Small Firms*. In: Journal of Portfolio Management, Vol. 9 (1983), S. 18–28. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice. Vol. 2. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 640-650
- Roll, R.** (1984). *Orange Juice and Weather*. In: American Economic Review, Vol. 74 (1984), S. 861–880. Als Faksimile reproduziert in: Lo, A. W. (Hrsg.) (1997). Market Efficiency: Stock Market Behaviour in Theory and Practice. Vol. 2. Cheltenham, Lyme: Edward Elgar Publishing, S. 651-670
- Saranj, A.; Tehrani, R.; Abbasi Museloo, K.; Nadiri, M.** (2018). *Identifying the Trading Behaviors and Risk of Noise Traders in Iran Stock Market*. In: Financial Management Strategy. Vol. 6 (2018), No. 3, S. 31–58

- Saunders, E. M. Jr.** (1993). *Stock prices and the Wall Street weather*. In: American Economic Review, Vol. 83 (1993) No. 5, S. 1337–1345
- Scheld, A.** (2013). *Fundamental Beta*. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden
- Schindler, F.; Winker, P.** (2012). *Nichtstationarität und Kointegration*. In: Schröder, M. (Hrsg.) (2012). *Finanzmarkt-Ökonometrie. Basistechniken, fortgeschrittene Verfahren, Prognosemodelle*. (2., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 227–266
- Schlittgen, R.** (2001). *Angewandte Zeitreihenanalyse*. München: Oldenbourg
- Schmidt, R. H.; Terberger, E.** (1997 (Nachdruck 2006)). *Grundzüge der Investitions- und Finanzierungstheorie*. (4., aktualisierte Auflage). Wiesbaden: Gabler
- Schröder, M.** (2012a). *Erstellung von Prognosemodellen*. In: Schröder, M. (Hrsg.) (2012). *Finanzmarkt-Ökonometrie. Basistechniken, fortgeschrittene Verfahren, Prognosemodelle*. (2., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 347–401
- Schröder, M.** (2012b). *Statistische Eigenschaften von Finanzmarkt-Zeitreihen*. In: Schröder, M. (Hrsg.) (2012). *Finanzmarkt-Ökonometrie. Basistechniken, fortgeschrittene Verfahren, Prognosemodelle*. (2., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel, S. 1–27
- Schulz-Hardt, S.; Vogelsang, F.; Mojzisch, A.; Ehrling, C.** (2015). *Finanzpsychologie*. In Moser, K. (Hrsg.), *Wirtschaftspsychologie*. (2., vollständig überarbeitete und aktualisierte Auflage). Berlin und Heidelberg: Springer, S. 181–205
- Shefrin, H.** (2015). *Investors' Judgments, Asset Pricing Factors and Sentiment*. In: European Financial Management, Vol. 21 (2015), No. 2, S. 205–227.
- Shefrin, H.; Statman, M.** (1994). *Behavioral Capital Asset Pricing Theory*. In: The Journal of Financial and Quantitative Analysis. Vol. 29 (1994), No. 3, S. 323-348
- Shefrin, H.; Statman, M.** (2000). *Behavioral Portfolio Theory*. In: The Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 35 (2000), No. 2, S. 127-151
- Shumway, R. H. & Stoffer, D. S.** (2017). *Time Series Analysis and Its Applications. With R Examples* (4. Auflage). Cham: Springer
- Shumway, R. H. & Stoffer, D. S.** (2019). *Time series. A data analysis approach using R*. Boca Raton, London, New York: CRC Press Taylor & Francis Group

- Spremann, K.; Gantenbein, P.** (2019). *Finanzmärkte. Grundlagen, Instrumente, Zusammenhänge*. (5., überarbeitete und aktualisierte Auflage). Konstanz und München: UVK Verlag
- Stadtman, G.** (2002). *Noise-Trader auf Devisenmärkten. Viel Lärm um Nichts?*. Frankfurt am Main, Berlin, Bern, Bruxelles, New York, Oxford, Wien: Lang
- Statman, M.** (1999). *Behaviorial Finance. Past Battles and Future Engagements*. In: *Financial Analysts Journal*, Vol. 55 (1999), No. 6, S. 18–27
- Statman, M.** (2004). *What Do Investors Want?*, S. 1-19. Online: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=603683 [abgefragt am: 20.05.2022]
- Statman, M.** (2018). *Rebalancing According to Behavioral Portfolio Theory*. In: *Journal of Financial Planning*, Vol. 31 (2018), No. 2, S. 29–31.
- Statman, M.** (2019). *Behavioral Finance. The second generation (June 7, 2020)*. Ohne Ortsangabe: CFA Institute Research Foundation.
- Steiner, M.; Bruns, C.; Stöckl, S.** (2017). *Wertpapiermanagement. Professionelle Wertpapieranalyse und Portfoliostrukturierung*. (11., überarbeitete Auflage). Stuttgart: Schäffer-Poeschel
- Stehle, R.; Schulz, A.; Schröder, M.; Eberts, E.; Ziegler, A.** (2003). *Multifaktormodelle zur Erklärung deutscher Aktienrenditen: Eine empirische Analyse*, S. 1-38. In: *ZEW Discussion Papers*, (2003), No. 03-45. Online: <http://hdl.handle.net/10419/23980> [abgefragt am 28.08.2017]
- Stöttner, R.** (1998). *Investitions- und Finanzierungslehre. Eine praxisorientierte Einführung mit Fallbeispielen*. Frankfurt am Main, New York: Campus
- The Federal Reserve Board** (1996). *The Challenge of Central Banking in a Democratic Society. Remarks by Chairman Alan Greenspan. At the Annual Dinner and Francis Boyer Lecture of The American Enterprise Institute for Public Policy Research, Washington, D.C. December 5, 1996*. Online: <https://www.federalreserve.gov/boarddocs/speeches/1996/19961205.htm> [abgefragt am 28.08.2017]
- Tversky, A.; Kahnemann, D.** (1992). *Advances in Prospect Theory: Cumulative Representation of Uncertainty*. In: *Journal of Risk and Uncertainty*, Vol. 5 (1992), No. 4, S. 297–323.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. (2. Auflage). Cambridge, Massachusetts: MIT Press

Wooldridge, J. M. (2018). *Introductory econometrics. A modern approach*. (7. Auflage). Boston, Massachusetts: Cengage

Xu, X. (2015). *Explaining Noise Trader Risk: Evidence from Chinese Stock Market* [Dissertation]. Melbourne: RMIT University

Xu, X.; Ramiah, V.; Moosa, I.; Davidson, S. (2016). *An application of the information-adjusted noise model to the Shenzhen stock market*. In: International Journal of Managerial Finance. Vol. 12 (2016), No. 1, S. 71–91

Zou, L. (2006). *The best-beta CAPM*. In: Applied Financial Economics Letters (2006), No. 2, S. 131–137

4.1.2 Zusätzlich für die Datenaufbereitung verwendete Literaturquellen

Die Handelskalender und die Index-Zusammensetzungen werden im Text ohne die Angabe der einzelnen Jahre zitiert. Die Handelskalender wurden am 02.07.2019 abgefragt. Sie sind mit der ursprünglichen URL <http://www.xetra.com/xetra-de/newsroom/handelskalender> nicht mehr abrufbar, da die Handelskalender jetzt in einem Archiv zusammengefasst sind. Für jeden Handelskalender wird die neue URL angegeben.

Deutsche Börse AG (2005). *Leitfaden zu den Indexkennzahlen der Deutschen Börse. Version 1.5 Mai 2005*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/Guides/ik_1_5_d.pdf [abgefragt am 26.04.2020]

Deutsche Börse Cash Market (2016). *Handelskalender 2016. Gültig für die Handelsplätze Xetra und Börse Frankfurt*. Online: <https://www.eurexrepo.com/re-source/blob/260750/bf7aebdf981871c200caf2675dc7812a/data/handelskalender-2016.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Cash Market (2017). *Handelskalender 2017. Gültig für die Handelsplätze Xetra und Börse Frankfurt*. Online: <https://www.eurexrepo.com/re-source/blob/335056/dea81641b6b5d5bebbd5fc77e74c9f86/data/handelskalender-2017.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Cash Market (2018). *Handelskalender 2018. Gültig für die Handelsplätze Xetra und Börse Frankfurt*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/154422/d8296c92db56d4ae96997246ab54d4ae/data/handelskalender-2018.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Cash Market (2019). *Handelskalender 2019. Gültig für die Handelsplätze Xetra und Börse Frankfurt*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/1726720/744fe63258c9f00c4b1b71a4ca2b2988/data/Xetra-Handelskalender-2019.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2008). *Handelskalender 2008*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/311446/ce7d018b5e68a12e7c373c931c10394c/data/handelskalender-2008.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2009). *Handelskalender 2009*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/290500/dbf391a88f8ba5e64ad9f6de94e887f0/data/handelskalender-2009.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2010). *Handelskalender 2010*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/311550/9c448ff45a2297aefdba97e03930bf05/data/handelskalender-2010.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2011). *Handelskalender 2011*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/290510/610d72b78230cf12cb2139abed3790ee/data/handelskalender-2011.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2012). *Handelskalender 2012*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/311704/728ce5d68a607abc09cbe24257c39bbc/data/handelskalender-2012.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2013). *Handelskalender 2013*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/311452/f7a34ce76b13979bfde55fda55b19966/data/handelskalender-2013.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2014). *Handelskalender 2014*. Online: <https://www.eurexrepo.com/resource/blob/311596/ab7adfd3b63ec31a5508ae84ad1c4cec/data/handelskalender-2014.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

Deutsche Börse Group (2015). *Handelskalender 2015*. Online: <https://www.eur-rexrepo.com/resource/blob/254680/d22096c20b0ab1ef42d249d89ae5454a/data/handelskalender-2015.pdf> [abgefragt am 02.07.2019, neue URL ermittelt am 20.01.2022]

STOXX Ltd. (2013). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 02-Jan 2013, Created on: 02-Jan 2013*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2013/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20130102.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2014). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 02-Jan 2014, Created on: 02-Jan 2014*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2014/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20140102.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2015). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 02-Jan 2015, Created on: 02-Jan 2015*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2015/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20150102.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2016). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 04-Jan 2016, Created on 04-Jan 2016*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2016/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20160104.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2017). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 02-Jan 2017, Created on: 03-Jan 2017*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2017/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20170102.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2018) *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 02-Jan 2018, Created on 02-Jan 2018*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2018/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20180102.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2019). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 02-Jan 2019, Created on 01-Jan 2019*. Online: <https://www.dax-indices.com/documents/dax->

[indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2019/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20190102.xls](https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2019/January/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20190102.xls) [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2019). *Index Composition Report. DAXsubsector All Indizes Reported date: 30-Dec 2019, Created on 30-Dec 2019*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/WeightingFiles/Composition/2019/December/DAXsubsectorAllIndizes_ICR.20191230.xls [abgefragt am 28.06.2020]

STOXX Ltd. (2020a). *Guide to the DAX Equity Indices. Formerly known as Guide to the Equity Indices of Deutsche Börse AG*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/Guides/DAX_Equity_Indices.pdf [abgefragt am 26.04.2020]

STOXX Ltd. (2020b). *Historical Index Compositions of the Equity- and Strategy Indices. Version 10.2 April 2020*. Online: https://www.dax-indices.com/documents/dax-indices/Documents/Resources/Guides/Historical_Index_Compositions.pdf [abgefragt am 26.04.2020]

4.2 **Abbildungsverzeichnis**

Abbildung 1: Weltweites Nettoanlagevermögen regulierter offener Investmentfonds (Quelle: eigene Darstellung nach International Investment Funds Association, 2020b, Tabelle 4 [abgefragt am 16.05.2021]).....	5
Abbildung 2: Weltweite kumulierte Vermögenszuwächse regulierter offener Investmentfonds (Quelle: eigene Darstellung nach International Investment Funds Association, 2020b, Tabelle 1 und Tabelle 4 [abgefragt am 16.05.2021])	6
Abbildung 3: Anteil ETF an Nettozuflüssen in 2019 (Quelle: eigene Darstellung und Berechnung mit Daten von International Investment Funds Association, 2020a, S. 2f, und 2020c, Tabelle 2 [abgefragt am 16.05.2021]).....	7
Abbildung 4: Anteil ETFs am weltweiten Vermögen offener Investmentfond in 2019 (Quelle: eigene Darstellung nach International Investment Funds Association, 2020a, Seite 2, und 2020c, Tabelle 1 [abgefragt am 16.05.2021]).....	8
Abbildung 5: Anzahl neuer, empirisch untersuchter Faktoren (Quelle: eigene Darstellung nach Harvey et al. (2016, Tabelle 6, S. 38-44 und Factor-List) [abgefragt am 24.05.2021])	22
Abbildung 6: Effizienzmarkthypothese nach Fama (Quelle: eigene Darstellung).....	37
Abbildung 7: Effizienzmarkthypothese mit Noise (Quelle: eigene Darstellung).....	41
Abbildung 8: Prozentuales Verhältnis von anomaler Rendite zur Überschussrendite für SDAX, MDAX und DAX mit Konfidenzintervallen zum Niveau 95 % für SDAX und MDAX (Quelle: eigene Darstellung und Berechnung mit Daten von Heese (2014, S. 61 und S. 63-66), Scheld (2013, S. 44))	90
Abbildung 9: Flussdiagramm Modellauswahl (Quelle: eigene Darstellung)	117
Abbildung 10: Effizienzlinie, gleichgewichtetes und kapitalmarktgewichtetem Portfolio aus drei Wertpapieren (Quelle: eigene Darstellung)	123
Abbildung 11: Verlagerung des global varianzminimalen Portfolios und der Effizienzlinie mit Hinzunahme eines weiteren Wertpapiers (Quelle: eigene Darstellung).....	125
Abbildung 12: Konstruktion des kapitalmarkteffizienten Index im Ungleichgewichtszustand (Quelle: eigene Darstellung).....	126
Abbildung 13: Schematische Darstellung der Konstruktion der Dummy-Variablen für den Subsektor, Sektor und Supersektor (Quelle: eigene Darstellung).....	146
Abbildung 14: zero-beta BAPM (Quelle: eigene Darstellung)	206
Abbildung 15: Risikobasierter zero-beta BAPM Asset Allocation mit zwei Wertpapieren aus einem Markt mit drei Wertpapieren (Quelle: eigene Darstellung)	209
Abbildung 16: Zero-beta BAPM Factor-Investing mit zwei Wertpapieren aus einem Markt mit drei Wertpapieren (Quelle: eigene Darstellung)	211

4.3 Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Anomale Rendite von SDAX, MDAX und DAX (Quelle: eigene Darstellung und Berechnung mit Daten von Heese (2014, S. 61 und S. 63-66), Scheld (2013, S. 44))	90
Tabelle 2: Meldungsarten und subsumierte publikationspflichtige Unternehmensmeldungen (Quelle: eigene Darstellung).....	104

4.4 **Abkürzungsverzeichnis**

AIC	Akaike Information Criterion
AMEX	American Stock Exchange
BAPM	Behavioral Asset Pricing Model
BCAPT	Behavioral Capital Asset Pricing Theory
BCAPM	Best-beta CAPM (CAPM wird bei diesem Modell nicht ausgeschrieben)
BLMA	Black-Litterman Mental Accounting
BPT	Behavioral Portfolio Theory
BPT-MA	Behavioral Portfolio Theory in multiple mental account version
BPT-SA	Behavioral Portfolio Theory in single mental account version
CAPM	Capital Asset Pricing Model
CDAX	Composite DAX bzw. Composite-Deutscher Aktienindex
CPCM	Consumption and Portfolio Choice Model
DAX	Deutscher Aktienindex
ESG	Environmental Social Government
EUR	Euro
ETF	Exchange-traded fund
EZB	Europäische Zentralbank
IANM	Information-Adjusted Noise Model
LIBOR	London Interbank Offered Rate
MDAX	Mid-Cap Deutscher Aktienindex
NYSE	New York Stock Exchange
SDAX	Small-Cap Deutscher Aktienindex
SP/A Theory	Großbuchstaben stehen für Security, Potential und Aspiration
Smart Beta ETF	Smart beta exchange-traded funds

USD

US-Dollar

Zero-beta BAPM

Zero-beta Behavioral Asset-Pricing Model

Zero-beta CAPM

Zero-beta Capital Asset Pricing Model

5 Persönliche Daten

5.1 Lebenslauf

Persönliche Daten

Adresse	Unterberg 8 D-42799 Leichlingen
Kontaktdaten	Telefon: +49 (0) 178 255 29 77 E-Mail: karsten.mebus@unitybox.de
Geboren	16.02.1970 in Solingen
Familienstand	Ledig

Beruflicher Werdegang

10/2006 bis heute	Senior Experte Deutsche Post AG, Bonn
10/2005 – 09/2006	Senior Expert IT Planning DHL Global Management GmbH, Bonn
12/2004 – 09/2005	Programm Manager-Reporting Deutsche Post Consult GmbH, Bonn
06/2003 – 11/2004	Experte Deutsche Post AG, Bonn
11/2002 – 05/2003	Referent Deutsche Post AG, Bonn
03/1999 – 10/2002	IT-Spezialist/Anwendungsentwicklung Deutsche Post AG, Düsseldorf
10/1996 – 02/1999	Software Designer GFT Gesellschaft für Technologietransfer mbH, St. Georgen

Schule und Studium

- 10/2001 – 08/2004 Fernstudium in Wirtschaftswissenschaft
FernUniversität in Hagen
Abschluss: Diplom-Kaufmann
- 10/2000 – 05/2003 Fernstudium im wirtschaftswissenschaftlichen Zusatzstudiengang
für Ingenieure und Naturwissenschaftler
FernUniversität in Hagen
Abschluss: Diplom-Wirtschaftsphysiker
- 10/1989 – 09/1995 Präsenzstudium in Physik und Chemie
Heinrich-Heine-Universität Düsseldorf
Abschluss: Diplom-Physiker
- 09/1980 – 05/1989 Städtisches Gymnasium Leichlingen
Schulabschluss: Abitur
- 08/1976 – 08/1980 Katholische Grundschule Leichlingen

Wehrdienst

- 01/1996 – 09/1996 Programmierer im Rahmen des Wehrdienstes
(10/1995 bis 09/1996)
Programmierzentrum der Luftwaffe für Luftverteidigung,
Erndtebrück

5.2 Danksagung

Mein besonderer Dank gilt meinem Advisor Herrn Dipl.-Ing. Mag. Dr. Hans Aubauer, CFA. Seine wertvollen Anregungen, Hinweise und Denkanstöße haben entscheidend zu den Fortschritten während des gesamten Studienprogramms beigetragen.

Bei meinem, mir namentlich nicht bekannten, Consultant bedanke ich mich für die Beurteilung der vorläufigen Fassung der Dissertation. Die Anmerkungen waren eine große Unterstützung und gaben entscheidende Impulse, mit denen die Dissertation in ihrer Gesamtheit deutlich an Prägnanz und Verständlichkeit gewonnen hat.

Der Middlesex University und der KMU Akademie & Management AG sowie allen Angehörigen und Mitarbeitern möchte ich für die Organisation und Durchführung des Studienprogramms danken. Mit der Teilnahme an diesem großartigen Programm lernte ich nicht nur fachlich sehr viel hinzu und entwickelte neue Fähigkeiten, sondern wuchs auch persönlich an den Aufgaben.

Ganz besonders danke ich auch Erika Mebus für ihre moralische Unterstützung und Geduld während des Doktoratsstudiums. Mit Ihrem unerschütterlichen Vertrauen hat sie mir die für das Gelingen der Dissertation erforderliche Kraft und Zuversicht geschenkt.